UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE CONTABILIDADE E ATUÁRIA
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS

**CONSERVADORISMO CONTÁBIL E O CUSTO DO CRÉDITO BANCÁRIO NO
BRASIL**

Giovani Antonio Silva Brito

Orientador: Prof. Dr. Eliseu Martins

SÃO PAULO
2010

Prof. Dr. João Grandino Rodas
Reitor da Universidade de São Paulo

Prof. Dr. Reinaldo Guerreiro
Diretor da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade

Prof. Dr. Fabio Frezatti
Chefe do Departamento de Contabilidade e Atuária

Prof. Dr. Edgard Bruno Cornachione Junior
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Contabilidade

GIOVANI ANTONIO SILVA BRITO

**CONSERVADORISMO CONTÁBIL E O CUSTO DO CRÉDITO BANCÁRIO NO
BRASIL**

Tese apresentada ao Departamento de Contabilidade e Atuária da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito para a obtenção do título de Doutor em Ciências Contábeis.

Orientador: Prof. Dr. Eliseu Martins

SÃO PAULO

2010

FICHA CATALOGRÁFICA

Elaborada pela Seção de Processamento Técnico do SBD/FEA/USP

Brito, Giovani Antonio Silva
Conservadorismo contábil e o custo do crédito bancário no Brasil /
Giovani Antonio Silva Brito. – São Paulo, 2010.
163 p.

Tese (Doutorado) – Universidade de São Paulo, 2010.
Orientador: Eliseu Martins.

1. Contabilidade financeira 2. Crédito bancário I. Universidade de
São Paulo. Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
II. Título.

CDD – 657.48

Dedico esta tese à minha família.

Agradeço a todos que contribuíram para a realização deste trabalho. Agradeço a Deus, por me dar saúde e capacidade para concluir esta tarefa. À minha família e amigos, pelo apoio e incentivo. Ao Prof. Dr. Eliseu Martins, pelos ensinamentos de Contabilidade, pela atenção na orientação do trabalho e pelas observações críticas que contribuíram para o aprimoramento da pesquisa. Aos Profs. Drs. Alexsandro Broedel Lopes e Josilmar Cordenonssi Cia, pelas idéias e sugestões discutidas no exame de qualificação. Ao Prof. Dr. Gilberto de Andrade Martins, pelas observações oportunas quanto aos procedimentos metodológicos. Aos demais professores do Departamento de Contabilidade e Atuária da FEA/USP, pelos conhecimentos compartilhados durante o curso. Aos funcionários da FEA/USP, sempre prestativos e eficientes. Aos colegas do curso, pela agradável convivência e pela troca de conhecimentos. Ao Dr. Lucio Rodrigues Capelletto, pelo apoio à participação no curso. Ao Prof. Dr. Ariovaldo dos Santos e ao Nivaldo Gomes Lamac, pela disponibilização dos dados contábeis das empresas. Aos colegas Jaime Gregório, Simone Miyuki Hirakawa e Toni Ricardo Eugênio dos Santos, pela disponibilização dos dados das operações de crédito. Ao Dr. Darcio Alves Marcondes, pelas sugestões acerca dos procedimentos econométricos. À Prof. Dra. Luciane Reginato e à Maria de Fátima Rollemberg de Faro Mello Borelli, pela paciência e dedicação na revisão do texto. Ao Banco Central do Brasil, que viabilizou a minha participação no curso. À Fipecafi - Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras, pelo apoio à participação em eventos.

RESUMO

Esta pesquisa investiga a relação entre o conservadorismo contábil e o mercado de crédito bancário no Brasil. O conservadorismo é considerado uma das práticas mais tradicionais e importantes da contabilidade. A literatura teórica e empírica argumenta que o conservadorismo condicional, caracterizado pelo reconhecimento oportuno e assimétrico de perdas econômicas nos números contábeis, aumenta a eficiência dos contratos de crédito, pois permite que os credores identifiquem tempestivamente a elevação do risco dos tomadores e adotem medidas para salvaguardar os seus capitais. O conservadorismo também restringe comportamentos oportunistas dos gestores e dos proprietários em relação aos lucros gerados pela empresa, protegendo os interesses dos credores. Devido aos benefícios proporcionados pelo conservadorismo condicional, os credores podem criar incentivos econômicos para motivar a adoção de práticas conservadoras pelas empresas, por meio da redução nas taxas de juros das operações de crédito. Esta pesquisa examina empiricamente se a adoção de práticas contábeis conservadoras leva à redução no custo do crédito bancário das empresas no Brasil. A amostra analisada é formada por dados de 1.300 empresas e aproximadamente 813 mil contratos de crédito, observados no período de 2000 a 2009. Os exames se basearam na especificação de modelos econométricos que associam o custo do crédito bancário ao grau de conservadorismo e a um conjunto de variáveis de controle, que inclui características das empresas, das operações de crédito e dos bancos credores, além de variáveis binárias de tempo que capturam fatores macroeconômicos. Os parâmetros dos modelos foram estimados pelo método dos momentos generalizado (GMM) sistêmico, para controle do problema de endogeneidade dos regressores. O custo do crédito bancário foi calculado de duas maneiras, uma considerando todos os contratos de responsabilidade da empresa e outra apenas as operações com recursos livres. Para mensurar o conservadorismo, foram utilizadas cinco métricas que capturam o fenômeno a partir de diferentes perspectivas. Não foram obtidas evidências de relação estatisticamente significativa entre as medidas de conservadorismo e as taxas de juros das operações de crédito contratadas pelas empresas da amostra. Esses resultados são robustos a variações na especificação dos modelos, no método de estimação dos parâmetros e na definição operacional das variáveis. As evidências confirmam a hipótese de que a adoção de práticas contábeis conservadoras não leva à redução no custo do crédito bancário das empresas no Brasil. O ambiente institucional brasileiro de fraca proteção legal aos credores e baixa demanda de demonstrações contábeis com atributos de qualidade informacional não produz incentivos para que os credores estimulem a adoção de práticas contábeis conservadoras pelas empresas, por meio da redução nas taxas de juros das operações de crédito. Como as empresas não percebem benefícios econômicos associados ao reporte de números contábeis conservadores, a utilização de tais práticas é restrita no Brasil. Dessa forma, os resultados da investigação no mercado brasileiro não corroboram as predições teóricas.

ABSTRACT

This study investigates the relationship between accounting conservatism and the bank credit market in Brazil. Conservatism is considered one of the most traditional and important practices in accounting. The theoretical and empirical literature argues that conditional conservatism, characterized by asymmetric and timely recognition of economic losses in accounting numbers, increases the efficiency of debt contracts, because it permits creditors to identify increased risks of borrowers on a timely basis and take measures to protect their capital. Conservatism also restricts opportunistic behavior by managers and owners in relation to the company's earnings, thus protecting creditors' interests. Due to the benefits provided by conditional conservatism, creditors can create economic incentives for firms to adopt conservative practices, by reducing interest rates on loans. This study empirically examines whether the adoption of conservative accounting practices leads to a reduction in the cost of bank credit of Brazilian companies. The sample analyzed is composed of data on 1,300 firms and approximately 813 thousand debt contracts, in the period from 2000 to 2009. The examinations are based on specification of econometric models that associate the cost of bank credit to the degree of conservatism and a set of control variables, which include characteristics of the firms, credit transactions and lending banks, besides time dummy variables to capture macroeconomic factors. The models' parameters were estimated by the system generalized method of moments (GMM), seeking to control for the problem of endogeneity of the regressors. The cost of bank credit was calculated in two ways, one considering all loan agreements of the borrower firm and the other only considering the loans obtained from banks' free resources. To measure conservatism, we used five metrics that capture the phenomenon from different perspectives. We did not find evidence of a statistically significant relationship between the conservatism measures and interest rates on the loans contracted by the firms in the sample. These results are robust to variations in model specifications, parameter estimation method and operational definition of the variables. The evidence indicates that the adoption of conservative accounting practices does not lead to a lower cost of bank credit of Brazilian firms. The Brazilian institutional setting is marked by weak legal protection of creditors and low demand for financial statements with high informational quality. This situation does not produce incentives for lenders to stimulate the adoption of conservative accounting practices by firms, by means of reducing interest rates. Since firms do not receive economic benefits associated with reporting conservative economic numbers, the use of such practices is restricted in Brazil. Therefore, the results for the Brazilian market do not corroborate the theoretical predictions.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS.....	3
1 INTRODUÇÃO.....	5
1.1 Contextualização	5
1.2 Questão de pesquisa	10
1.3 Objetivo.....	11
1.4 Hipótese.....	11
1.5 Justificativas e contribuições.....	11
1.6 Estrutura do trabalho	14
2 REFERENCIAL TEÓRICO	15
2.1 O conservadorismo contábil.....	15
2.2 Conservadorismo e os contratos de crédito	27
2.3 A informação contábil e o processo de crédito	36
2.4 Custo de capital	43
2.5 Conservadorismo e o custo do crédito bancário	46
2.6 Mensuração do conservadorismo	50
2.6.1 Valor de mercado e valor contábil do patrimônio líquido.....	51
2.6.2 Oportunidade assimétrica dos lucros	54
2.6.3 Persistência e transitoriedade dos lucros	57
2.6.4 Acumulações contábeis e fluxos de caixa operacionais	60
2.6.5 Acumulações contábeis não operacionais	62
2.6.6 Assimetria na distribuição de lucros	64
2.6.7 Variabilidade na distribuição de lucros	65
2.6.8 Escore de Conservadorismo	66
2.7 Evidências de conservadorismo no Brasil.....	67
2.7.1 Detecção do conservadorismo	68
2.7.2 Mercado de capitais	69
2.7.3 Governança corporativa	71
2.7.4 Padrões contábeis	74
2.7.5 Regulação	75
2.7.6 Comparação entre países	78
2.7.7 Síntese das evidências de conservadorismo no Brasil.....	79
3 MÉTODO DE PESQUISA.....	81
3.1 Modelo empírico.....	81
3.2 População, amostra e dados	82
3.3 Janelas de análise	86
3.4 Custo do crédito bancário	88
3.5 Medidas de conservadorismo	93
3.5.1 Medida 1: Persistência e transitoriedade dos lucros.....	93
3.5.2 Medida 2: Acumulações contábeis e fluxos de caixa operacionais.....	94
3.5.3 Medida 3: Acumulações contábeis não operacionais.....	96
3.5.4 Medida 4: Assimetria na distribuição de lucros	97
3.5.5 Medida 5: Ranque médio	97
3.5.6 Síntese das medidas de conservadorismo.....	98
3.6 Variáveis de controle	99
3.6.1 Tamanho da empresa	100
3.6.2 Rentabilidade.....	101
3.6.3 Endividamento.....	101

3.6.4	Fluxo de caixa operacional.....	102
3.6.5	Risco.....	103
3.6.6	Companhia aberta.....	105
3.6.7	Governança corporativa	106
3.6.8	<i>American Depositary Receipt – ADR</i>	107
3.6.9	Prazo das operações.....	107
3.6.10	Número de bancos	108
3.6.11	Origem de capital dos bancos.....	108
3.6.12	Tamanho dos bancos	109
3.6.13	Especialização dos bancos.....	110
3.6.14	<i>Dummies</i> de ano	111
3.6.15	Síntese das variáveis de controle.....	111
3.7	Procedimentos econométricos	112
3.7.1	Discussão da estratégia de investigação	112
3.7.2	Especificações do modelo	116
3.7.3	Diagnósticos do modelo	119
3.7.4	Observações extremas	122
3.8	Especificações alternativas	123
3.9	Limitações da pesquisa	124
4	RESULTADOS	127
4.1	Estatísticas descritivas	127
4.2	Modelos com estimador GMM Sistêmico	128
4.2.1	Modelos estáticos	129
4.2.2	Modelos dinâmicos.....	133
4.3	Análise dos resultados.....	137
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	143
	REFERÊNCIAS	147
	APÊNDICES.....	159

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Composição da amostra por setor econômico	84
Tabela 2 – Composição da amostra por número e valor das operações de crédito.....	86
Tabela 3 – Participação dos créditos no SFN segundo a origem dos recursos	89
Tabela 4 – Número de operações de crédito com recursos livres e direcionados.....	90
Tabela 5 – Valor total das operações de crédito com recursos livres e direcionados	91
Tabela 6 – Número e valor total das operações de crédito segundo a incidência dos juros	91
Tabela 7 – Número e valor total das operações de crédito por moeda.....	92
Tabela 8 – Classificação de risco e provisão mínima	104
Tabela 9 – Atraso e classificação de risco mínima	104
Tabela 10 – Participação na carteira de crédito segundo a origem do capital.....	109
Tabela 11 – Teste F – Efeitos Fixos (EF).....	117
Tabela 12 – Teste de Breusch-Pagan – Efeitos Aleatórios (EA)	117
Tabela 13 – Teste de exogeneidade estrita dos regressores	118
Tabela 14 – Teste de raiz unitária	121
Tabela 15 – Estatísticas descritivas	127
Tabela 16 – Custo do crédito bancário anual médio	128
Tabela 17 – Conservadorismo e custo do crédito total – modelo estático	130
Tabela 18 – Conservadorismo e custo do crédito com recursos livres – modelo estático	132
Tabela 19 – Conservadorismo e custo do crédito total – modelo dinâmico	134
Tabela 20 – Conservadorismo e custo do crédito com recursos livres – modelo dinâmico ..	136

1 INTRODUÇÃO

1.1 Contextualização

A contabilidade produz informações destinadas aos diversos agentes que se relacionam com a empresa ou que nela têm interesses. Tais agentes utilizam as informações geradas pela contabilidade para subsidiar suas decisões econômicas, como, por exemplo, investir em ações, distribuir dividendos, conceder crédito e regular as atividades da empresa. As necessidades específicas dos agentes que interagem com a firma, combinadas com fatores institucionais e incentivos econômicos, podem influenciar as práticas utilizadas pelos elaboradores das demonstrações contábeis.

Os credores estão entre os usuários centrais da informação contábil, uma vez que as demonstrações contábeis são a principal fonte de informações que subsidia os processos de análise e monitoramento de risco de crédito, especialmente das grandes empresas. Esses fornecedores de recursos baseiam-se nos relatórios produzidos pela contabilidade para avaliar a capacidade de pagamento da empresa e decidir sobre a concessão de crédito. Os relatórios contábeis também são utilizados para monitorar o risco da empresa durante a vigência da operação de crédito, com o objetivo de identificar possíveis sinais de deterioração na sua situação financeira.

A demanda de informação contábil é influenciada pelas características da relação dos credores com os devedores. Os resultados obtidos pelos bancos nas operações de crédito são assimétricos em relação ao desempenho da empresa, diferentemente dos retornos alcançados pelos investidores em ações. Quando o desempenho da empresa piora, há uma redução no valor econômico da dívida devido ao aumento no risco de não pagamento. Por outro lado, quando o desempenho da empresa melhora, o valor da dívida não é impactado na mesma grandeza, pois as taxas de juros da operação são previamente definidas.

Devido a essa assimetria, os credores têm necessidade de receber tempestivamente informações que sinalizem reduções nos fluxos de caixa futuros da empresa. Caso os credores percebam rapidamente o aumento no risco de não pagamento do crédito, eles poderão adotar procedimentos para proteger os seus direitos.

A necessidade de informações oportunas sobre eventos que afetam desfavoravelmente a capacidade dos devedores de gerar fluxos de caixa faz com que os credores demandem a adoção de práticas para registro tempestivo de eventuais perdas nas demonstrações contábeis da empresa, mesmo que tais perdas ainda não tenham sido realizadas. Nesse sentido, os credores desejam que a empresa reporte números contábeis conservadores.

O conservadorismo faz com que a empresa antecipe o reconhecimento de perdas econômicas em seus números contábeis, mas que reconheça os ganhos econômicos apenas quando eles se realizarem nos períodos futuros. Em uma situação extrema, o conservadorismo significa não antecipar nenhum ganho, mas antecipar todas as perdas (BLISS, 1924). Destaca-se que o reconhecimento de perdas e de ganhos não realizados é feito por meio das acumulações contábeis¹ (*accruals*), caracterizadas pelos ajustes decorrentes do regime de competência de exercícios.

O reconhecimento tempestivo de perdas econômicas acelera a violação dos *covenants* contábeis e permite que os credores exerçam os seus direitos frente ao devedor de forma mais rápida. Em consequência, há um aumento na eficiência contratual da operação de crédito. Além de tornarem mais efetivas as cláusulas de proteção, as práticas conservadoras também proporcionam redução na assimetria informacional entre credores e tomadores, diminuindo a possibilidade de conflitos de agência derivados de comportamentos oportunistas dos gestores e dos proprietários.

Os fluxos de caixa da empresa são controlados pelos gestores e pelos proprietários, portanto, esses agentes podem tomar decisões orientadas aos seus próprios interesses e expropriar a riqueza dos credores. Postergando o reconhecimento de perdas econômicas, os lucros correntes são maiores, o que permite majorar a distribuição de dividendos aos proprietários e de planos de compensação aos executivos, à custa da riqueza dos credores. Nota-se, assim, que o conservadorismo contábil é um mecanismo de proteção dos credores.

Segundo a Teoria Contratual da Firma, a empresa funciona como uma união de contratos entre diversas partes interessadas (COASE, 1937, p. 169). Os contratos são elaborados para

¹ Também tratadas como apropriações contábeis.

direcionar as ações das partes a determinados objetivos preestabelecidos e restringir comportamentos oportunistas que beneficiem alguns contratantes em detrimento do bem-estar dos demais. Como os contratos utilizam números da contabilidade para mensurar os resultados e as restrições, as práticas contábeis adotadas pela empresa acabam por influenciar o equilíbrio das relações contratuais.

O conservadorismo exerce um papel importante nas relações contratuais da firma. O lucro contábil é utilizado pelas diversas partes para partilhar entre si os resultados gerados pela empresa. A apuração de lucros conservadores reduz a probabilidade de que essa divisão beneficie determinadas partes contratuais, especialmente os gestores e os proprietários, em prejuízo dos credores, dos funcionários e dos acionistas minoritários.

Críticas ao conservadorismo são frequentes no meio acadêmico contábil. Os questionamentos são apresentados com a justificativa de que a prática traz viés aos números contábeis, o que compromete a sua neutralidade e prejudica as decisões dos usuários. Entretanto, o conservadorismo configura-se como um atributo qualitativo da informação contábil, pois aumenta a utilidade das demonstrações contábeis para os seus usuários, especialmente para aqueles que se preocupam com o risco da empresa, como os credores. Segundo Watts (2003a, p. 209), todas as explicações para o conservadorismo apontadas pelas pesquisas sugerem que a prática beneficia os usuários das demonstrações contábeis.

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

No Brasil, o ambiente institucional não é favorável à produção de demonstrações contábeis com atributos de qualidade informacional. O sistema jurídico brasileiro tem origem na tradição romana do direito codificado (*Code Law*), no qual a principal fonte do direito são as leis. Esse sistema, também presente na Europa Continental e nos demais países da América Latina, diferencia-se do modelo jurídico baseado na lei comum (*Common Law*) dos países

anglo-saxões, como Reino Unido, Estados Unidos e Austrália, no qual o direito está fundamentado nas decisões dos juízes.

Os estudos de La Porta *et al* (1997, 1998) constataram que o *enforcement* legal e o grau de proteção dado pela lei aos credores e aos investidores 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 dos credores do mundo. Essas condições fazem com que os credores enfrentem dificuldades para exercer os seus direitos e reaver os capitais emprestados em caso de insolvência da empresa, impactando a eficiência dos contratos de crédito.

Ressalta-se que os estudos dos referidos autores foram conduzidos antes da reforma da legislação falimentar no Brasil, concluída em 2005 com a promulgação da Lei de Falência e Recuperação de Empresas (Lei nº 11.101/2005). Tal reforma inseriu diversas alterações importantes no processo falimentar brasileiro, que já estava obsoleto perante a realidade econômica e empresarial. A nova lei beneficia os credores em vários aspectos, principalmente pela alteração na ordem de classificação dos créditos em caso de falência da empresa. Na atual legislação, os credores com garantia real passaram a ter prioridade em relação ao fisco, o que não ocorria no contexto anterior.

No entanto, um aspecto do ambiente institucional brasileiro que enfraquece a proteção dos credores e dos investidores é a ineficiência do sistema judicial. Pinheiro e Cabral (1998, p. 66) apontam diversos fatores que revelam a ineficiência do Judiciário brasileiro, como a morosidade na apreciação das ações e as elevadas custas processuais. No mesmo sentido, Anderson (1999, p. 54) destaca que as instituições no Brasil são primitivas e insuficientemente desenvolvidas para auxiliar as partes nos contratos financeiros. Devido à frágil proteção, os investidores e os credores não possuem incentivos para disponibilizar recursos para as empresas em condições favoráveis, o que inibe o desenvolvimento dos mercados de crédito e de capitais. Com dificuldade de obter financiamento externo, as empresas normalmente apresentam elevada concentração de propriedade.

Além da fraca proteção legal dos financiadores externos, outros elementos do ambiente institucional brasileiro influenciam as características das demonstrações contábeis. Um aspecto relevante está associado ao fato de que as entidades privadas, historicamente, tiveram

pouca influência na elaboração das normas contábeis no Brasil. Como esse processo é conduzido substancialmente pelos órgãos governamentais, as regras contábeis tendem a ser orientadas para os seus propósitos e não pela demanda do mercado. Destaca-se, nesse cenário, a forte influência das normas tributárias nas demonstrações contábeis elaboradas pelas empresas.

A principal fonte de financiamento externo para as empresas no Brasil é o mercado de crédito bancário e não o mercado de capitais. Como os bancos, em geral, têm acesso a informações privadas das empresas, as quais são usadas para a redução da assimetria informacional, há uma menor demanda de qualidade nos reportes contábeis disponibilizados publicamente.

Apesar da relevância para as empresas, o mercado de crédito no Brasil é considerado pouco desenvolvido, devido à escassez de recursos, sobretudo de longo prazo, e às elevadas taxas de juros das operações. Os bancos comerciais, tradicionalmente, concedem crédito de curto prazo para as empresas, especialmente em linhas de capital de giro, mas atuam de forma limitada no financiamento dos investimentos empresariais de longo prazo. A demanda das empresas é suprida quase que exclusivamente pelos bancos estatais, principalmente o BNDES - Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.

O acesso que as empresas e os demais tomadores têm aos financiamentos bancários em um país pode ser expresso pela representatividade do mercado de crédito frente ao Produto Interno Bruto (PIB). Segundo dados do Fundo Monetário Internacional (FMI), os créditos direcionados ao setor privado no Brasil, durante o período de 2000 a 2008, representaram, em média, 41% do PIB, contra 141% nos países do G-10². Esses números confirmam que a disponibilidade de crédito é pequena no Brasil, comparativamente às economias desenvolvidas.

Em relação às taxas de juros, as estatísticas do Fundo Monetário Internacional (FMI) também oferecem subsídios às críticas formuladas. Segundo o organismo, as taxas de juros anuais cobradas pelos bancos brasileiros nos empréstimos com seus maiores clientes, durante o período de 2000 a 2008, alcançaram, em média, 55,2%, contra 5,5% nos países do G-10.

² O Grupo dos Dez (G-10) é uma organização internacional fundada em 1962, que reúne representantes de onze países com economias desenvolvidas: Bélgica, Canadá, Estados Unidos, França, Itália, Japão, Holanda, Reino Unido, Alemanha, Suécia e Suíça.

Esses números confirmam que o crédito bancário no Brasil é, de fato, bastante oneroso para os tomadores.

As características do ambiente institucional brasileiro não fomentam a demanda de qualidade da informação contábil por parte dos usuários. Devido ao pouco desenvolvimento dos mercados de crédito e de capitais, as empresas não possuem incentivos para elaborar demonstrações contábeis com atributos qualitativos, que permitam o seu emprego no monitoramento das relações contratuais com as diversas partes. Lopes e Walker (2008, p. 4) comentam que as demonstrações contábeis não são preparadas para informar os investidores, mas sim para atender demandas dos órgãos tributárias e dos demais reguladores.

Um corolário desse cenário de baixo incentivo à qualidade informacional dos números produzidos pela contabilidade é o reduzido grau de conservadorismo observado nas demonstrações contábeis publicadas no Brasil. Pesquisa feita por Li (2009) em 31 países, no período de 1991 a 2006, mostrou que o Brasil está entre as nações menos conservadoras da amostra. Os estudos realizados no Brasil também apontam o baixo grau de conservadorismo nos reportes contábeis.

Nesse contexto, a presente pesquisa investiga se o conservadorismo contábil afeta o custo do crédito bancário das empresas no Brasil. As previsões teóricas e as evidências empíricas internacionais sugerem que o conservadorismo aumenta a eficiência dos contratos de crédito, o que leva os credores a demandarem e a incentivarem economicamente a adoção de práticas contábeis conservadoras pelas empresas. Por outro lado, o ambiente institucional brasileiro não estimula a qualidade informacional das demonstrações contábeis. Além disso, o baixo grau de proteção legal dos credores impacta a eficiência dos contratos de crédito, o que pode influenciar a demanda de conservadorismo e, consequentemente, os incentivos econômicos para que as empresas utilizem tal prática.

1.2 Questão de pesquisa

Esta pesquisa dedica-se à investigação da seguinte questão: a adoção de práticas contábeis conservadoras pelas empresas no Brasil impacta o seu custo de crédito bancário?

1.3 Objetivo

O objetivo deste estudo é investigar empiricamente se as empresas que adotam práticas contábeis conservadoras no Brasil têm acesso a recursos do mercado de crédito em condições mais favoráveis, no que diz respeito às taxas de juros cobradas pelos bancos. O trabalho examina a possível existência de incentivos econômicos por parte dos credores para que as empresas tomadoras de crédito adotem práticas conservadoras na elaboração das suas demonstrações contábeis, reconhecendo mais rapidamente as perdas do que os ganhos econômicos.

1.4 Hipótese

A hipótese a ser testada na presente pesquisa é a de que as empresas que adotam práticas contábeis conservadoras no Brasil não obtêm crédito bancário a custos mais baixos.

Caso não sejam obtidos indícios de que a adoção de práticas contábeis conservadoras reduza o custo do crédito bancário, poder-se-á interpretar que no Brasil o conservadorismo não é um atributo da informação contábil demandado pelos credores, de forma suficiente para que eles criem incentivos econômicos para motivar essa prática por parte das empresas tomadoras de recursos.

A rejeição da hipótese de pesquisa indicará que as empresas que antecipam o reconhecimento de perdas econômicas em relação aos ganhos econômicos são recompensadas pelos credores com menores taxas de juros nas operações de crédito. Esse resultado seria consistente com as previsões teóricas de que o conservadorismo condicional aumenta a eficiência dos contratos de crédito.

1.5 Justificativas e contribuições

O papel da informação contábil no mercado financeiro tem sido amplamente discutido no meio acadêmico desde o trabalho clássico de Ball e Brown (1968). O tema central das pesquisas nessa área é a função exercida pela contabilidade no provimento de informações para os agentes que atuam no mercado acionário, principalmente os investidores e os analistas. Poucos estudos investigam a relação entre a informação contábil e o mercado de

crédito bancário, a despeito da relevância desse segmento para o financiamento das atividades das empresas e do fato de as demonstrações contábeis serem a principal fonte de informações que subsidia a análise de risco de crédito.

Apesar do conservadorismo não ser uma prática recente na contabilidade, os fatores que motivam esse fenômeno e as suas consequências econômicas ainda são bastante debatidas na literatura. No Brasil, diversas pesquisas têm sido realizadas nos últimos anos com o propósito de identificar os fatores que explicam a adoção de práticas conservadoras pelas empresas. Os estudos examinam, principalmente, questões associadas à participação no mercado de capitais, à governança corporativa, aos padrões contábeis e à regulação. A relação entre o conservadorismo e o mercado de crédito ainda é pouco discutida, carecendo de investigações detalhadas.

O presente estudo se insere nessa linha de pesquisa, examinando o impacto do conservadorismo no custo do crédito bancário das empresas. A pesquisa busca evidências acerca de possíveis benefícios econômicos percebidos pelas empresas que adotam práticas contábeis conservadoras, bem como a realização de inferências sobre a demanda de conservadorismo dos credores bancários. O trabalho contribui para o preenchimento de uma lacuna existente na literatura acadêmica brasileira, que é a compreensão do papel da contabilidade como provedora de informações para o mercado de crédito.

Além de aprofundar o conhecimento da relação entre a informação contábil e o mercado de crédito, a pesquisa traz outras contribuições. Sob a ótica das empresas, o estudo revela se a utilização de práticas contábeis conservadoras proporciona benefícios econômicos materializados na redução do custo do crédito bancário. Conhecer os fatores que determinam o custo do capital é importante para que a empresa possa adotar ações visando à maximização do seu valor econômico, inclusive em relação às práticas contábeis.

Para os reguladores e os elaboradores de padrões contábeis, o estudo apresenta inferências sobre a demanda de um dos principais usuários da informação contábil (os credores), em relação ao conservadorismo, classificado na estrutura conceitual da contabilidade como um atributo qualitativo associado à confiabilidade. Os resultados da pesquisa aumentam a compreensão dos reflexos econômicos gerados pelas escolhas contábeis das empresas no Brasil e podem subsidiar futuras decisões daqueles órgãos.

A pesquisa também contribui para as atividades de supervisão bancária exercidas pelo Banco Central do Brasil. O estudo traz novos subsídios acerca da precificação de operações de crédito no mercado brasileiro, examinando se as taxas de juros cobradas pelas instituições financeiras são impactadas pelas práticas adotadas pelas empresas quanto ao reconhecimento oportuno de ganhos e de perdas econômicas nas demonstrações contábeis. Adicionalmente, os resultados dos testes realizados fornecem indícios quanto à eficiência do mercado de crédito bancário em relação à qualidade da informação contábil. O conhecimento dos fatores que influenciam a precificação das operações, assim como da eficiência informacional do mercado de crédito, pode favorecer os processos de regulação e supervisão prudencial do Sistema Financeiro Nacional (SFN).

Para auxiliar novos estudos que se proponham a investigar a prática do conservadorismo na contabilidade, são revisitadas as pesquisas empíricas sobre esse tema publicadas recentemente no Brasil, apresentando-se os principais resultados e conclusões dos pesquisadores. Além disso, é feita uma síntese das métricas de conservadorismo mais importantes desenvolvidas nos últimos anos e que têm sido frequentemente utilizadas nas pesquisas positivas.

No que se refere aos procedimentos metodológicos, o estudo proporciona algumas inovações e aprimoramentos em relação aos trabalhos nessa área. As principais contribuições decorrem da utilização dos dados do Sistema de Informações de Crédito do Banco Central (SCR), que permitem maior precisão no cálculo do custo do crédito bancário das empresas e maior controle de outros fatores que influenciam esse custo. O custo do crédito bancário é apurado com base nas taxas de juros cobradas pelos bancos nas operações de crédito concedidas às empresas, diferentemente dos trabalhos anteriores, nos quais esse custo é estimado a partir das despesas financeiras e dos passivos registrados nas demonstrações contábeis, o que pode gerar distorções.

A utilização dos dados do SCR permite a análise separada dos créditos com recursos direcionados e das operações com recursos livres, cujas condições contratuais são pactuadas livremente entre o credor e o tomador. As taxas das operações com recursos livres são mais prováveis de serem impactadas pelas características da empresa, inclusive quanto às suas práticas contábeis. Essa segregação é fundamental para o exame do custo do crédito bancário, visto que no Brasil o volume de créditos direcionados, realizados com taxas especiais, é

significativo. Destaca-se que a amostra de operações de crédito analisadas na pesquisa é expressiva, superando 813 mil contratos.

A base de dados também possibilita o controle dos resultados por outras variáveis que afetam o custo do crédito bancário das empresas, e que ainda não haviam sido tratadas em estudos da área contábil. Essas variáveis envolvem características das operações de crédito e dos bancos em que a empresa toma recursos. Além disso, é possível mensurar o risco das empresas com base nas classificações (*ratings*) atribuídas pelos próprios bancos às operações de crédito. Essa medida, também inédita em estudos contábeis, é fundamental para o exame da hipótese de pesquisa, já que o risco tende a ser um dos principais fatores que determina o custo do crédito bancário das empresas.

Em relação à abordagem econométrica, o estudo contribui com a discussão do problema da endogeneidade nos regressores, situação frequente em pesquisas da área contábil, mas pouco tratada explicitamente. No presente trabalho, os parâmetros do modelo utilizado no exame da relação entre o conservadorismo e o custo do crédito bancário são estimados com base no método GMM Sistêmico, que possibilita o tratamento do problema da endogeneidade nos regressores, mesmo quando não há instrumentos estritamente exógenos disponíveis.

1.6 Estrutura do trabalho

Este trabalho está organizado em cinco capítulos. Este primeiro capítulo contextualiza o tema investigado e apresenta a questão e o objetivo da pesquisa, a hipótese formulada, as justificativas e as contribuições. O capítulo 2 aborda os fundamentos teóricos que suportam o estudo e apresenta as evidências empíricas obtidas por outros pesquisadores em trabalhos relacionados. No capítulo 3 é apresentado o método de pesquisa empregado, que incluiu o modelo empírico, a descrição da amostra e das bases de dados, as janelas de análise construídas, as definições operacionais das variáveis e os procedimentos econométricos realizados. Nesse capítulo também são expostas as limitações da pesquisa. O capítulo 4 compreende a apresentação e a análise dos resultados obtidos, e o capítulo 5 é reservado às considerações finais do trabalho.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 O conservadorismo contábil

Uma das práticas mais tradicionais da contabilidade é o conservadorismo. Tratado também por prudência, o conservadorismo está presente no arcabouço teórico da contabilidade como uma convenção que restringe a aplicação dos princípios contábeis em situações específicas. Na abordagem normativa da contabilidade, o termo conservadorismo é utilizado para fazer referência às situações nas quais o elaborador das demonstrações contábeis, ao se defrontar com alternativas igualmente prováveis, deve escolher aquela que implique no menor valor para os ativos e para as receitas, e no maior valor para os passivos e para as despesas.

O conservadorismo está presente nas estruturas conceituais do *Financial Accounting Standards Board* (FASB) e do *International Accounting Standards Board* (IASB). A estrutura conceitual do FASB envolve um conjunto de sete pronunciamentos denominados *Statements of Financial Accounting Concepts* (SFACs), que constituem o referencial da contabilidade financeira norte-americana. O SFAC nº 2 - *Qualitative Characteristics of Accounting Information*, emitido pelo FASB em 1980, apresenta as características qualitativas que tornam a informação contábil útil para os seus usuários. O documento estabelece uma hierarquia para as características qualitativas da informação contábil, na qual a relevância e a confiabilidade são apresentadas como qualidades primárias, e a comparabilidade, a uniformidade e a consistência são apresentadas como qualidades secundárias.

O conservadorismo é tratado como um atributo da confiabilidade e definido como uma reação prudente que tenta assegurar que os riscos e as incertezas inerentes aos negócios sejam adequadamente considerados. Segundo o documento, se duas estimativas de valores de contas a pagar ou a receber, no futuro, forem igualmente prováveis, o conservadorismo determinará o uso da menos otimista, porém, se tais estimativas não forem igualmente prováveis, o conservadorismo não recomendará o uso da mais pessimista, mas sim daquela que seja mais provável (FASB, 1980, p. 24).

No IASB, a estrutura conceitual da contabilidade financeira está materializada no documento *Framework for the Preparation and Presentation of Financial Statements*, aprovado pelo

International Accounting Standards Committee - IASC em 1989 e adotado por aquele órgão em 2001. O documento estabelece os conceitos que suportam a preparação e a apresentação das demonstrações contábeis para os usuários externos e define as características qualitativas que determinam a utilidade das informações contidas nesses relatórios. O conservadorismo (prudência) também é apresentado como um componente da confiabilidade. Conforme o documento, a prudência consiste no emprego de um grau de precaução no exercício dos julgamentos necessários à realização de estimativas em condições de incerteza, de maneira que os ativos ou as receitas não sejam superestimados e os passivos ou as despesas não sejam subestimados (IASB, 2001, p. 84).

No Brasil, a estrutura conceitual da contabilidade está consubstanciada no documento emitido pelo Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC) em 2008, sob o título Pronunciamento conceitual básico: estrutura conceitual para a elaboração e apresentação das demonstrações contábeis³. O pronunciamento foi elaborado pelo CPC no âmbito do processo de convergência às normas contábeis internacionais e é aderente à estrutura conceitual do IASB. Dessa forma, o conservadorismo é apresentado no pronunciamento nos mesmos termos do documento do IASB.

Anteriormente ao Pronunciamento Conceitual Básico do CPC, o conservadorismo já era referenciado em normativos emitidos pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e pelo Conselho Federal de Contabilidade (CFC). Na Deliberação nº 29/86 da CVM - Estrutura Conceitual Básica da Contabilidade, que aprova pronunciamento do Instituto dos Auditores Independentes do Brasil (IBRACON), a convenção do conservadorismo é assim apresentada:

Entre conjuntos alternativos de avaliação para o patrimônio, igualmente válidos, segundo os princípios fundamentais, a contabilidade escolherá o que apresentar o menor valor atual para o ativo e o maior para as obrigações. (CVM, 1986, p. 35).

Já o CFC apresenta o conservadorismo (prudência) por meio das Resoluções nº 750/93 - Dispõe sobre os Princípios Fundamentais de Contabilidade (PFC) e nº 774/94 - Aprova o apêndice à resolução sobre os Princípios Fundamentais de Contabilidade, da seguinte maneira:

³ Pronunciamento aprovado pela Comissão de Valores Mobiliários (Deliberação CVM nº 538/08), pelo Conselho Federal de Contabilidade (CFC – NBC T 1, Resolução nº 1.121/08), pela Superintendência de Seguros Privados (Circular SUSEP nº 379/08), pela Agência Nacional de Energia Elétrica (Despacho nº 4.796/08 e Ofício-Circular nº 2.775/08 - SFF/ANEEL) e pela Agência Nacional de Transportes Terrestres (Comunicado SUREG nº 1/09).

O princípio da prudência determina a adoção do menor valor para os componentes do ativo e do maior para os do passivo, sempre que se apresentem alternativas igualmente válidas para a quantificação das mutações patrimoniais que alterem o patrimônio líquido. (CFC, 1993, p. 10; CFC, 1994, p. 23).

O conservadorismo decorre do ambiente de incertezas no qual está inserida a empresa e no qual ocorrem os fenômenos econômicos que alteram a sua posição patrimonial e financeira. Nesse ambiente, o elaborador das demonstrações contábeis muitas vezes se depara com situações nas quais o valor de determinados itens patrimoniais é fortemente associado a eventos futuros incertos.

Um exemplo dessa situação é a mensuração do valor de uma máquina. O valor desse ativo está atrelado à sua vida útil econômica, ou seja, ao período em que o bem gerará benefícios para a empresa sob a forma de fluxos de caixa. Como a vida útil econômica do bem depende de diversos eventos futuros incertos, como o nível de utilização da máquina, o desgaste pelo uso e a evolução tecnológica, a mensuração do seu valor é fortemente baseada em estimativas.

Hendriksen e Van Breda (1999, p. 106) criticam o conservadorismo. Os autores consideram que ele é um método pobre para lidar com a incerteza na avaliação de ativos e de passivos e na mensuração do lucro, podendo gerar distorção completa nos números contábeis. Para esses autores, o conservadorismo impacta a relevância da informação contábil e pode levar a decisões incorretas dos seus usuários.

Questionamentos sobre as consequências do conservadorismo também são levantados por Lopes e Martins (2005, p. 73), os quais consideram que tal prática leva ao reconhecimento enviesado da realidade econômica, na medida em que projetos de investimento com valor presente líquido positivo não são reconhecidos integralmente. Por outro lado, os autores afirmam que o propósito do conservadorismo é fornecer informações mais confiáveis aos investidores, por meio de demonstrações contábeis que não sejam excessivamente otimistas.

Iudícibus (2000, p. 74) também considera dois sentidos distintos para o conservadorismo. O primeiro sentido é aquele que provoca distorções nos números contábeis, caracterizado, por exemplo, pela regra de avaliação dos estoques pelo menor valor entre custo e mercado. No segundo sentido, o mais útil, o conservadorismo é uma forma de disciplinar o entusiasmo dos proprietários e dos administradores na apresentação das perspectivas da entidade.

O conservadorismo muitas vezes é questionado devido à possibilidade de introdução de viés na avaliação dos itens patrimoniais, que conflita com certas características qualitativas das demonstrações contábeis, especialmente a confiabilidade e a neutralidade. Contudo, as estruturas conceituais do FASB e do IASB enfatizam que o conservadorismo não implica subavaliação deliberada e consistente dos ativos líquidos e dos lucros, pois isso faria com que as demonstrações contábeis deixassem de ser neutras e, portanto, confiáveis. Não haveria, nessa perspectiva, conflito do conservadorismo com a neutralidade e com a confiabilidade.

A literatura empírica registra que o conservadorismo manifesta-se de duas maneiras distintas: o conservadorismo incondicional e o conservadorismo condicional (BEAVER; RYAN, 2005, p. 269). O conservadorismo incondicional, também denominado *ex ante* conservadorismo ou *news-independent* conservadorismo, é o processo que leva à constante apuração de baixos valores de ativos líquidos, independentemente de novos eventos que sinalizem prováveis perdas econômicas à empresa. Exemplos desse tipo de conservadorismo são a depreciação contábil mais acelerada do que a depreciação econômica, a contabilização dos gastos com pesquisa e desenvolvimento como despesa e a utilização do método UEPS (último a entrar, primeiro a sair) na avaliação de estoques, especialmente em períodos inflacionários.

O conservadorismo condicional, também denominado *ex post* conservadorismo ou *news-dependent* conservadorismo, envolve o reconhecimento mais oportuno das más notícias do que das boas notícias nos lucros contábeis (RYAN, 2006, p. 511). Quando a empresa defronta-se com eventos desfavoráveis, as perdas estimadas são tempestivamente reconhecidas nas demonstrações contábeis, porém, quando eventos favoráveis são observados, os ganhos esperados não são reconhecidos de maneira imediata, mas somente quando efetivamente realizados. Assim, o conservadorismo condicional é função de choques exógenos que afetam negativamente os resultados futuros da empresa. Exemplos de conservadorismo condicional são o registro dos estoques pelo menor valor entre custo e mercado, a baixa por *impairment* de ativos fixos e intangíveis e o reconhecimento assimétrico de ganhos e de perdas contingentes.

Tanto o conservadorismo incondicional quanto o condicional levam à subavaliação dos ativos líquidos da empresa, porém, de maneiras diferentes. Sob o conservadorismo incondicional, o valor contábil dos ativos líquidos é subavaliado em decorrência de aspectos predeterminados

do processo contábil, enquanto que, sob o conservadorismo condicional, o valor contábil dos ativos é baixado em circunstâncias suficientemente adversas, mas não em cenários favoráveis (BEAVER; RYAN, 2005, p. 269).

Ahmed (2002, p. 873) considera que o conservadorismo tem dois componentes: um não discricionário e um discricionário. O componente não discricionário decorre da aplicação das normas e dos princípios contábeis que determinam a adoção de procedimentos de mensuração prudentes. O componente discricionário, por sua vez, corresponde às escolhas contábeis conservadoras feitas de forma voluntária pelos gestores. Dessa maneira, o conservadorismo incondicional está mais associado à aplicação dos princípios contábeis (não discricionário) e o conservadorismo condicional está mais relacionado às escolhas contábeis dos gestores (discricionário).

Os dois tipos de conservadorismo também diferem em relação ao potencial de agregar novas informações às demonstrações contábeis. O conservadorismo condicional é uma resposta contábil a choques econômicos que afetam o desempenho futuro da empresa, portanto, ele agrega novas informações aos relatórios contábeis. Já o conservadorismo incondicional apenas reflete a avaliação prudente e sistemática dos itens patrimoniais, sem incorporar novas informações que impactam o valor econômico da empresa. Em consequência, a utilidade do conservadorismo condicional para os usuários da informação contábil é maior, sobretudo para aqueles que se preocupam com o aumento do risco da empresa, como os credores e os investidores.

O conservadorismo incondicional e o conservadorismo condicional não são fenômenos independentes entre si, já que o primeiro limita aplicações do segundo. Se o valor contábil dos ativos da empresa for muito baixo em relação ao seu valor econômico, devido à aplicação sistemática de métodos contábeis conservadores, a sua capacidade de reconhecer as perdas decorrentes de um novo choque econômico será limitada. Nesse caso, o reconhecimento das perdas só será possível se elas forem tão expressivas a ponto de tornarem o valor econômico dos ativos inferior ao já reduzido valor contábil.

As práticas contábeis conservadoras podem sensibilizar tanto o balanço patrimonial quanto a demonstração de resultado da empresa. O conservadorismo incondicional tem efeito principal no balanço patrimonial (subavaliação persistente dos ativos líquidos) e o conservadorismo

condicional tem efeito primário na demonstração de resultado (reconhecimento assimétrico de perdas e de ganhos econômicos nos lucros). Em razão desse efeito diferenciado, diversas pesquisas denominam o primeiro como conservadorismo de balanço e o segundo como conservadorismo de lucros. Um exemplo de pesquisa que usa essa terminologia é a de Lara e Mora (2004).

As pesquisas empíricas recentes investigam a prática do conservadorismo principalmente com base na maneira como as empresas reconhecem, nas demonstrações contábeis, os ganhos e as perdas econômicas. Como esses ganhos e essas perdas envolvem mudanças nos fluxos de caixa futuros esperados pela empresa, trata-se de resultados ainda não realizados.

A estrutura conceitual da contabilidade apresenta os critérios que orientam o reconhecimento dos elementos que compõem as demonstrações contábeis. Essas orientações possibilitam aos gestores certa discricionariedade para avaliar se um determinado elemento atende aos critérios de reconhecimento previstos, de maneira que as perdas e os ganhos podem estar sujeitos a diferentes níveis de exigência para que sejam reconhecidos.

O conservadorismo condicional implica maior grau de exigência da empresa para reconhecer os ganhos não realizados nas demonstrações contábeis do que para reconhecer as perdas não realizadas. Watts (2003a, p. 207) define o conservadorismo como o diferencial na verificabilidade exigida pela empresa para o reconhecimento de ganhos em relação às perdas. Na mesma linha, Basu (1997, p. 4) interpreta o conservadorismo como a tendência dos contadores em exigir um grau maior de verificação para reconhecer as boas notícias do que as más notícias nos relatórios contábeis. As boas notícias estão associadas a ganhos econômicos e as más notícias a perdas econômicas.

A necessidade de maior verificação para antecipar o reconhecimento de ganhos econômicos do que para antecipar o reconhecimento de perdas econômicas decorre da dificuldade de se registrar lucros cujos direitos ainda não estão legalmente constituídos. Se o valor econômico de um ativo aumenta devido à expectativa de maiores fluxos de caixa futuros, esse ganho não é reconhecido imediatamente, mas sim quando tais fluxos forem efetivamente verificados. De maneira oposta, se o valor do ativo é depreciado em razão de redução nos fluxos de caixa esperados, as perdas são tempestivamente reconhecidas. Como as más notícias são

reconhecidas de forma mais tempestiva do que as boas notícias, as demonstrações contábeis refletem mais rapidamente as perdas econômicas do que os ganhos econômicos.

Basu (1997, p. 4-5) apresenta um exemplo que ilustra o efeito do reconhecimento assimétrico de boas e de más notícias no valor dos ativos e dos lucros de uma empresa. O exemplo considera um ativo fixo com valor inicial de \$ 70.000, vida útil estimada em 10 anos e sem valor residual. O método de depreciação é o das quotas constantes e os resultados anuais da empresa somam \$ 41.000 antes da depreciação. A evolução no valor do ativo e nos resultados é analisada em três cenários: (i) com a vida útil original do ativo fixo, (ii) com um aumento de três anos na vida útil do ativo ao final do quarto período, e (iii) com uma redução de três anos na vida útil do ativo ao final do quarto período.

Com a vida útil de dez anos prevista originalmente, o valor anual da despesa de depreciação é de \$ 7.000 e o resultado anual líquido da empresa atinge \$ 34.000, formado pelo resultado de \$ 41.000, deduzidas as despesas de depreciação de \$ 7.000. Na hipótese de aumento da vida útil do bem, não há reconhecimento imediato dos ganhos decorrentes. No entanto, o valor do bem no início do quarto ano (\$ 49.000) passa a ser depreciado nos dez anos remanescentes da sua vida útil e não mais em sete, reduzindo a despesa de depreciação anual de \$ 7.000 para \$ 4.900 e aumentando o resultado líquido anual em \$ 2.100. Os ganhos econômicos decorrentes do aumento da vida útil do bem impactam os resultados do período em que surgiu a informação (quarto ano) e dos nove anos subsequentes.

Na hipótese de redução da vida útil estimada do bem, a empresa realizará um teste de redução ao valor recuperável do ativo (*impairment test*) e reconhecerá integralmente a perda de \$ 21.000 no próprio exercício. Assim, as perdas econômicas decorrentes da redução da vida útil do bem impactam apenas o resultado do período em que surgiu a informação (quarto ano), não afetando os resultados dos anos subsequentes.

O Gráfico 1 ilustra a evolução do valor contábil do ativo fixo, considerando a vida útil original (10 anos), a vida útil ampliada (13 anos) e a vida útil reduzida (7 anos).

Gráfico 1 – Exemplo de Conservadorismo Condicional – Valor do Ativo
 Fonte: BASU, 1997, p. 4

O Gráfico 2 ilustra os resultados líquidos da empresa considerando a vida útil original do ativo fixo (10 anos), a vida útil ampliada (13 anos) e a vida útil reduzida (7 anos).

Gráfico 2 – Exemplo de Conservadorismo Condicional – Resultado Líquido
 Fonte: BASU, 1997, p. 5

Observa-se que o efeito do aumento na vida útil do bem (boa notícia), nos resultados da empresa, distribui-se ao longo de diversos períodos, apresentando uma característica de persistência. Com outra dinâmica, o efeito da redução na vida útil do bem (má notícia), nos resultados, se concentra no período atual, apresentando uma característica de transitoriedade. Basu (1997, p. 6) comenta que após as más notícias, os resultados correntes da empresa são menores devido ao *impairment*, mas que essa redução se reverte no período seguinte e os resultados futuros não são afetados.

A adoção de práticas contábeis conservadoras pelas empresas não é motivada por um único fator. A literatura aponta diversos aspectos que podem incentivar o conservadorismo contábil, incluindo fatores institucionais, demandas do mercado e características específicas das empresas. As pesquisas empíricas, em geral, comprovam, em maior ou em menor grau, a relação entre esses elementos e o grau de conservadorismo presente nas demonstrações contábeis.

Watts (2003a, 2003b) revisa os fatores teóricos que explicam o conservadorismo e relata algumas pesquisas empíricas que corroboram os aspectos elencados. Quatro explicações para o conservadorismo são apresentadas pelo autor: contratos, litígios, regulação contábil e tributação. As evidências revelam que os contratos e os litígios são as principais motivações para o conservadorismo, embora os resultados para tributação e para regulação também sejam consistentes com as previsões. A existência de fatores comuns entre as quatro explicações sugere que elas podem decorrer de um único elemento, que é a aversão geral a pagamentos excessivos que podem ser feitos a determinadas partes interessadas nos resultados da empresa, em detrimento de outras.

O primeiro fator que o autor apresenta para explicar o conservadorismo são as relações contratuais da empresa com as diversas partes, como gestores, empregados, acionistas, credores e governo. Os padrões mais rigorosos para o reconhecimento de ganhos em relação às perdas não realizadas reduzem a possibilidade dos ativos líquidos e dos lucros serem superestimados, evitando distribuições de fundos que violem os contratos estabelecidos e que reduzam o valor da empresa.

O conservadorismo restringe, por exemplo, comportamentos oportunistas dos gestores que enviesam as medidas contábeis usadas nos contratos, em benefício próprio. Desse modo, o

conservadorismo configura-se como um mecanismo de eficiência contratual, pois favorece a distribuição equitativa dos benefícios gerados pela empresa entre os interessados. As relações contratuais são apontadas como o principal motivo para a existência do conservadorismo. Basu (1997, p. 9), inclusive, considera que os contratos aparentemente explicam a origem do conservadorismo na contabilidade.

Na esfera das relações contratuais, Ball e Shivakumar (2005) examinaram o reconhecimento assimétrico de ganhos e de perdas nas demonstrações contábeis de companhias abertas e de companhias fechadas no Reino Unido. Os resultados revelaram que as companhias abertas exibem maior grau de conservadorismo do que as companhias fechadas, ainda que os dois grupos de empresas estejam sujeitos a padrões contábeis e a regimes tributários similares, além de ambos terem suas demonstrações contábeis auditadas.

Diferentemente das companhias abertas, as empresas de capital fechado tendem a utilizar menos as demonstrações contábeis para reduzir a assimetria informacional nas relações contratuais. Tal assimetria é solucionada principalmente pela comunicação direta entre a empresa e os agentes externos. Diante disso, a demanda de qualidade informacional nas demonstrações contábeis é menor nas companhias fechadas do que nas empresas com papéis negociados em bolsa. Segundo os autores, como a demanda de qualidade informacional é menor nas companhias fechadas, seus reportes contábeis tendem a ser mais influenciados pela tributação e pelos dividendos.

As relações contratuais entre a empresa e os gestores tendem a ficar mais eficientes quando são adotadas práticas contábeis conservadoras. Ainda segundo Ball e Shivakumar (2005, p. 87), o conservadorismo fortalece a governança corporativa da empresa, pois mitiga os problemas de agência associados às decisões de investimento dos gestores. O reconhecimento tempestivo de perdas reduz a probabilidade dos gestores realizarem investimentos com valor presente líquido negativo e diferirem as perdas para as gestões subsequentes. O conservadorismo ainda incentiva os gestores a agirem rapidamente para reduzir eventuais perdas econômicas, uma vez que essas são tempestivamente reconhecidas nos lucros, reduzindo suas remunerações.

Os litígios também são considerados por Watts (2003a, p. 216) como uma fonte de conservadorismo. Esses conflitos são mais prováveis quando os lucros e os ativos líquidos da

empresa são superestimados do que quando eles são subestimados. Como o conservadorismo leva a menores valores de lucros e de ativos líquidos, ele reduz os custos esperados com litígios, criando um incentivo para que a empresa reporte números contábeis conservadores.

Na mesma linha, Basu (1997) observou empiricamente que o conservadorismo condicional é mais acentuado nos períodos em que a exposição legal dos gestores e dos auditores é maior, o que confirma a hipótese de que os litígios afetam o conservadorismo. Todavia, o autor comenta que essas evidências também são consistentes com variações em outros fatores que alteram tanto a exposição legal quanto o conservadorismo, portanto, não são feitas inferências sobre a causalidade dos fenômenos.

Huijgen e Lubberink (2005) verificaram que o grau de conservadorismo das empresas britânicas listadas no mercado acionário dos Estados Unidos é maior do que o das empresas não listadas. Como o ambiente regulatório norte-americano é mais restritivo do que o britânico, há um aumento na exposição legal dos gestores e dos auditores das empresas com papéis negociados naquele mercado, o que estimula o reporte de números contábeis prudentes.

Watts (2003a, p. 217) ainda prevê que o conservadorismo pode ser motivado pela regulação contábil. Os reguladores e os elaboradores de padrões contábeis tendem a ser mais criticados quando as empresas superestimam o valor dos lucros e dos ativos líquidos do que quando elas subestimam esses números. Nesse sentido, o conservadorismo reduz os custos políticos incorridos pelos reguladores e pelos elaboradores de padrões contábeis, logo, esses órgãos são incentivados a promoverem a utilização de práticas cautelosas pelas empresas.

O efeito dos litígios e da regulação foi examinado conjuntamente por Ball *et al* (2000). Os autores constataram que, dentro de um grupo de países com a mesma origem jurídica do direito, as demonstrações contábeis no Reino Unido são menos conservadoras do que na Austrália, no Canadá e nos Estados Unidos. Segundo os pesquisadores, esse resultado decorre de a regulação contábil e os custos esperados com litígios serem menores no Reino Unido do que nos demais países, ainda que os incentivos contratuais sejam equivalentes.

O conservadorismo também está associado ao regime tributário (WATTS, 2003a, p. 216). Como alguns tributos têm o lucro como base de cálculo, as empresas lucrativas podem

postergar o reconhecimento de receitas e antecipar o reconhecimento de despesas com o objetivo de reduzir o valor presente desses encargos tributários e de aumentar o valor da firma. Dessa forma, a carga tributária fomenta a apuração de lucros mais tímidos.

Discutindo o papel dos arranjos institucionais, Ball *et al* (2000) consideram que as diferenças entre as práticas contábeis estão relacionadas com a origem do sistema jurídico do país. As evidências obtidas pelos autores mostram que os números contábeis são mais conservadores nos países de origem jurídica na lei comum (*Common Law*) do que nos países de origem jurídica na lei codificada (*Code Law*). Os países examinados na pesquisa foram Austrália, Canadá, Reino Unido e Estados Unidos (*Common Law*), e França, Alemanha e Japão (*Code Law*).

Para os autores, a demanda de informações contábeis úteis às relações contratuais faz com que o conservadorismo seja mais expressivo nos países de direito consuetudinário. Nesses países, o modelo de governança corporativa é orientado para os *shareholders* e a assimetria de informação entre os gestores e as partes externas é resolvida por meio do *disclosure* público. Já nos países de direito codificado, o modelo de governança corporativa é orientado para os *stakeholders* e a assimetria de informação é resolvida pela comunicação privada entre as partes.

Ainda nessa linha investigativa, Bushman e Piotroski (2006, p. 107) consideram que as características dos números contábeis publicados, inclusive o conservadorismo, são moldadas pela estrutura legal e institucional do país onde a empresa está domiciliada. Sob essa ótica, fatores como a proteção legal dos investidores, a eficiência e a imparcialidade do sistema judicial, o *enforcement* legal, o grau de intervenção do Estado na economia e o regime tributário, criam demandas para que os lucros contábeis sejam mais conservadores.

O conservadorismo condicional e o conservadorismo incondicional podem ter motivações distintas. Diferentemente do conservadorismo incondicional, o conservadorismo condicional decorre das relações contratuais da empresa. Para Ball *et al* (2008, p. 193), o conservadorismo condicional é motivado pela eficiência dos contratos de dívida e de governança corporativa, ao passo que o conservadorismo incondicional é explicado pelos aspectos tributários, pelos custos políticos e pelos interesses gerenciais.

Nas relações contratuais, o reconhecimento oportuno de perdas não realizadas reduz a assimetria informacional entre a empresa e os credores, e diminui os custos de agência associados às decisões de investimento dos gestores. O conservadorismo incondicional, por seu turno, não agrega novas informações sobre o desempenho futuro da empresa, mas sim um viés nas demonstrações contábeis. Ball e Shivakumar (2005, p. 90) entendem que somente o conservadorismo condicional tem implicações contratuais positivas e que o conservadorismo incondicional prejudica as decisões que se baseiam nas informações contábeis, podendo até reduzir a eficiência dos contratos. Esses fatores levam o mercado a demandar o conservadorismo condicional, mas não o incondicional.

Ressalta-se que as tradicionais divergências entre os profissionais da área contábil acerca dos benefícios ou malefícios gerados pelo conservadorismo nas demonstrações contábeis provavelmente decorrem, em parte, da não segregação dos conceitos de conservadorismo condicional e incondicional.

Em determinadas situações, os gestores podem discricionariamente reduzir o valor dos ativos ou aumentar o valor dos passivos da empresa, de maneira a elevar os lucros e o valor das ações nos períodos subsequentes. Assim como o conservadorismo, certas práticas de gerenciamento de resultados também podem levar à subavaliação dos ativos líquidos. Isso faz com que algumas pesquisas tratem o gerenciamento de resultados e o conservadorismo como práticas similares.

No entanto, Watts (2003b, p. 296-297) considera que o gerenciamento de resultados não leva à subavaliação sistemática dos ativos líquidos da empresa no longo prazo. Em consequência, ele não pode ser uma explicação geral para as evidências de conservadorismo em longos períodos de tempo. Ademais, as motivações para as práticas de gerenciamento de resultados e de conservadorismo não são iguais.

2.2 Conservadorismo e os contratos de crédito

Os contratos de crédito são apontados na literatura acadêmica como uma das principais razões para a existência do conservadorismo na contabilidade. Diversos fatores indicam que a adoção de práticas contábeis conservadoras pelas empresas beneficia os credores, o que leva esses

fornecedores de recursos a demandarem e até mesmo a incentivarem economicamente o conservadorismo.

Os possíveis resultados obtidos pelo credor em um contrato de crédito são assimétricos em relação ao desempenho da empresa. As taxas de juros cobradas pelo credor normalmente não são atreladas à rentabilidade da empresa, portanto, mesmo que o seu desempenho melhore substancialmente durante a vigência da operação, o resultado do credor não será sensibilizado. Por outro lado, se o desempenho da empresa piorar a ponto de comprometer sua capacidade de honrar as obrigações assumidas, o credor incorrerá em perdas. Dessa forma, os resultados do credor não são favorecidos pelo melhor desempenho do tomador, mas podem ficar comprometidos em caso de situação oposta. Nota-se que a posição do credor em relação à empresa é diferente de um investidor, pois o preço das ações é sensibilizado tanto por melhoras quanto por pioras no desempenho da firma.

A assimetria nos resultados faz com que os credores se preocupem mais com eventos que afetam desfavoravelmente a capacidade da empresa de gerar fluxos de caixa do que com eventos positivos. Durante a vigência de uma operação de crédito, os bancos monitoram a situação do tomador para identificar possíveis eventos que elevem o risco de não pagamento. Quando a empresa reconhece tempestivamente as perdas decorrentes de eventos desfavoráveis em suas demonstrações contábeis, ainda que não realizadas, os credores conseguem identificar de maneira rápida as elevações de risco e podem tomar medidas para exercer seus direitos contratuais.

A agilidade na identificação do aumento do risco do tomador é determinante para o resultado do credor na operação. Os credores que têm habilidade para antecipar eventos de insolvência empresarial normalmente reduzem ou até evitam prejuízos com os créditos inadimplidos, já que em várias situações é possível melhorar as condições contratuais da operação, como, por exemplo, renegociando a dívida e agregando novas garantias. Assim, o conservadorismo condicional aumenta a capacidade de o credor identificar tempestivamente as elevações de risco da empresa, o que melhora o resultado esperado da operação de crédito.

O mercado de crédito é caracterizado pela assimetria de informações entre os credores e os tomadores. Os gestores e os proprietários possuem mais informações do que os credores sobre a capacidade da empresa de gerar fluxos de caixa e de liquidar as dívidas. Em consequência,

os credores incluem um prêmio nas taxas de juros para compensar o risco derivado da falta de informações completas. Essa assimetria informacional tende a ser menor nas companhias abertas do que nas companhias fechadas, já que as primeiras são reguladas e fiscalizadas. Além disso, suas demonstrações contábeis são auditadas e publicadas, e suas atividades são monitoradas pelos agentes de mercado, como investidores, analistas e agências de *rating*.

O reconhecimento oportuno de perdas faz com que os choques econômicos que afetam negativamente a capacidade de pagamento da empresa reflitam imediatamente em suas demonstrações contábeis, reduzindo a assimetria de informações entre credores e tomadores. Segundo Wittenberg-Moerman (2008, p. 241), o reconhecimento oportuno de perdas faz com que as alterações na qualidade de crédito dos tomadores sejam reveladas rapidamente, o que aumenta sua transparência e permite que o monitoramento seja feito de forma mais eficiente pelo credor.

A autora examinou as características das empresas e das operações que influenciam a assimetria informacional no mercado de crédito, representada pelos *spreads* de compra e venda de títulos no mercado secundário de créditos sindicalizados dos Estados Unidos. Entre outros resultados, a pesquisadora observou que o reconhecimento oportuno de perdas leva a menores *spreads* de compra e venda, o que sugere que o conservadorismo condicional reduz a assimetria informacional entre tomadores e credores, e aumenta a eficiência do mercado de títulos de dívida. Não foram obtidas evidências de que o reconhecimento oportuno de ganhos afeta o *spread* de compra e venda.

A assimetria de informações fomenta potenciais conflitos de interesse entre os credores, os gestores e os proprietários. Os credores fornecem recursos para financiar as atividades da empresa, mas geralmente não têm participação na gestão desses fundos. Como os proprietários e os gestores controlam os fluxos de caixa da empresa, eles podem tomar decisões oportunistas que beneficiem seu próprio bem-estar econômico, em detrimento dos interesses dos credores. Um exemplo de decisão dessa natureza é a distribuição de elevados dividendos e de remunerações quando a empresa se aproxima de uma situação de insolvência. A distribuição excessiva de dividendos expropria a riqueza dos credores em favor dos proprietários, criando conflitos de interesse entre esses grupos (JENSEN; MECKLING, 1976).

O conservadorismo condicional reduz os problemas de agência entre os credores, os proprietários e os gestores. O reconhecimento oportuno de perdas econômicas sinaliza rapidamente a deterioração da situação financeira da empresa, o que permite que os credores adotem procedimentos para restringir ações oportunistas dos proprietários e dos gestores. Para Watts (2003a, p. 215), as estimativas subdimensionadas de ativos líquidos e de lucros, produzidas pelo conservadorismo, previnem ações dos gestores que reduzam o tamanho dos ativos disponíveis para as demais partes. Nesses termos, o conservadorismo reduz a probabilidade de expropriação da riqueza dos credores em favor dos gestores e dos proprietários.

Ahmed *et al* (2002) examinaram o papel do conservadorismo na mitigação dos conflitos de agência entre os proprietários e os credores na distribuição dos lucros da empresa. Os resultados da pesquisa mostraram que as empresas adotam práticas mais conservadoras quando os conflitos de interesse entre os proprietários e os credores, acerca da política de dividendos, são potencialmente mais severos. As evidências confirmaram a previsão de que o conservadorismo reduz os problemas de agência na empresa.

As práticas conservadoras levam à subavaliação dos ativos líquidos, os quais são utilizados para satisfazer os direitos dos credores e dos demais reclamantes em uma eventual liquidação da empresa. Sunder *et al* (2009, p. 9-10) consideram que a subavaliação dos ativos reduz a incerteza dos credores em relação ao valor dos bens da empresa e aumenta a sua valia enquanto garantia dos créditos. A pesquisa dos autores revelou que o efeito acumulado dos conservadorismos condicional e incondicional, chamado de conservadorismo realizado, aumenta a confiança dos credores acerca do valor de garantia dos ativos da empresa, o que reduz o seu risco de crédito. Além disso, o conservadorismo realizado reduz a intensidade dos *covenants*, o que sugere que os credores confiam mais no valor de garantia dos ativos do que na efetividade dessas cláusulas de proteção como mecanismo de monitoramento.

Destaca-se que no âmbito normativo, o próprio FASB registra o interesse dos credores por práticas contábeis conservadoras. O documento SFAC nº 2 - *Qualitative Characteristics of Accounting Information* assim dispõe:

Para os banqueiros ou outros credores que eram os principais usuários externos das demonstrações contábeis, a subavaliação por si só tornou-se amplamente desejável, visto que, quanto maior a subavaliação dos ativos, maior a margem de segurança que eles proporcionam como garantia para os empréstimos e outras dívidas.⁴ (FASB, 1980, p. 23).

Uma prática tradicional no mercado financeiro é a utilização de *covenants* nos contratos de crédito. Os *covenants* são cláusulas contratuais que restringem as atividades do devedor ou que determinam que ele realize certas ações (MATHER; PEIRSON, 2006, p. 286). Essas cláusulas são incluídas nos contratos para proteger os interesses dos credores e representam uma garantia adicional que pode reduzir o risco de não pagamento pelo devedor. Quando se baseiam em números da contabilidade, os *covenants* são chamados financeiros ou contábeis. Exemplos de *covenants* contábeis normalmente incluídos nos contratos de crédito são os limites máximos de endividamento e os limites mínimos de liquidez, de capital de giro e de cobertura de juros.

A utilização de *covenants* contábeis faz com que o conservadorismo proporcione um aumento na eficiência contratual. Ball *et al* (2008, p. 177) argumentam que o reconhecimento oportuno de perdas leva à revisão rápida dos lucros e do valor dos ativos, dos passivos e do patrimônio líquido da empresa, o que antecipa a violação dos *covenants* contábeis e torna os contratos de crédito mais eficientes. Nesse sentido, o reconhecimento oportuno de perdas aumenta a efetividade dos *covenants* como instrumento de defesa dos credores, uma vez que a violação mais rápida dessas cláusulas de proteção permite que os credores antecipem as ações para a salvaguarda dos seus capitais.

O aumento da eficiência contratual é uma consequência do conservadorismo condicional, isto é, do reconhecimento oportuno e assimétrico de perdas em relação aos ganhos econômicos. Não se espera que o conservadorismo incondicional também torne os contratos de crédito mais eficientes. A persistente subavaliação dos ativos líquidos gerada pelo conservadorismo incondicional não agrega novas informações sobre o desempenho futuro da empresa e ainda limita a possibilidade de reconhecimento de eventuais perdas econômicas. Ball e Shivakumar (2005, p. 91) consideram que o conservadorismo incondicional provavelmente reduz a eficiência contratual ou é, no máximo, neutro nessa relação. Evidências empíricas acerca dos

⁴ “To the bankers or other lenders who were the principal external users of financial statements, understatement for its own sake became widely considered to be desirable, since the greater the understatement of assets the greater the margin of safety the assets provided as security for loans or other debts.”

benefícios contratuais gerados pelo uso de *covenants* e pelo conservadorismo condicional são obtidas nas pesquisas de Nikolaev (2010) e Jieying Zhang (2008).

Um contra-argumento que pode ser discutido acerca da demanda de conservadorismo dos credores é o de que eles poderiam ajustar conservadoramente os contratos de dívida, evitando o requerimento de números contábeis enviesados (GUAY; VERRECCHIA, 2006). Para examinar essa conjectura, Beatty *et al* (2008) investigaram se a demanda de conservadorismo dos credores é atendida exclusivamente por meio de ajustes nos *covenants* contratuais para torná-los mais restritivos. Os autores argumentam que tais ajustes são associados à magnitude dos custos de agência gerados pelas dívidas e ao grau de conservadorismo das empresas.

Os resultados mostraram que quando os custos de agência são mais elevados, a probabilidade de ajustes serem incluídos nos contratos de dívida é maior. Os ajustes também são mais utilizados quando os reportes contábeis são mais conservadores. Esses resultados revelam que tanto os ajustes nos *covenants* quanto o reconhecimento oportuno de perdas são requeridos para atender a demanda de conservadorismo dos credores. Não foram obtidas evidências de que os ajustes nas cláusulas de proteção substituem integralmente o conservadorismo, o que sugere que os *covenants*, isoladamente, não proporcionam o grau de conservadorismo desejado pelos credores.

O mercado de dívidas⁵ é considerado um motivador para o reconhecimento oportuno de perdas (LEFTWICH, 1983; WATTS; ZIMMERMAN, 1986; WATTS, 2003a). Ball *et al* (2008) argumentam que é o mercado de dívidas que demanda o conservadorismo condicional e não o mercado acionário. Os autores examinaram dados de 22 países e aproximadamente 78 mil empresas, e observaram que o conservadorismo condicional é maior nos países em que o mercado de dívidas é mais relevante economicamente, comparativamente ao mercado de ações. Não foi verificada relação entre o tamanho do mercado de crédito e o conservadorismo incondicional, confirmando a hipótese de que esse atributo não é demandado pelos credores. A relevância do mercado foi expressa pelo seu tamanho em relação ao PIB do país.

⁵ O mercado de dívidas engloba os títulos de dívida emitidos pelas empresas no mercado de capitais (dívidas públicas), e os empréstimos, os financiamentos, os descontos e os repasses tomados no mercado de crédito bancário (dívidas privadas).

Os autores consideram que o conservadorismo existe mais pelo seu papel de tornar eficiente o mercado de dívidas do que para informar o mercado acionário. Quatro fatores são apontados para justificar a maior demanda de conservadorismo condicional por parte do mercado de crédito (BALL *et al*, 2008, p. 174-177):

- a) Os credores desejam que as novas informações sejam incorporadas tempestivamente às demonstrações contábeis da empresa, já que os seus direitos são afetados pelos *covenants* contábeis, mas não por notícias que não são reconhecidas nos relatórios financeiros. Os investidores, ao contrário, são indiferentes quanto ao recebimento de novas informações via demonstrações contábeis ou outras fontes;
- b) Os investidores são mais dispostos do que os credores a abrir mão da oportunidade nas demonstrações contábeis em prol de maior *disclosure* extracontábil, desde que isso leve ao aumento nas informações totais disponíveis;
- c) Como os contratos de crédito são redigidos em termos de variáveis contábeis de cada empresa, os credores se preocupam mais em relação às características individuais das firmas do que em relação ao portfólio, diferentemente dos investidores, que valorizam mais a diversificação da carteira;
- d) O reconhecimento oportuno de perdas aumenta a efetividade dos contratos de crédito, pois a redução dos ativos líquidos dispara a violação dos *covenants* e permite que os credores exerçam o direito de veto às decisões dos gestores que reduzem o valor das dívidas, como declarações de dividendos, recompras de ações, emissões de dívida, novos investimentos, aquisições e vendas de ativos.

A eficiência dos contratos de crédito está atrelada às condições nas quais o credor tem acesso aos ativos da empresa em caso de não pagamento dos financiamentos. Se o credor não tiver acesso aos bens da empresa em condições que permitam a recuperação dos capitais emprestados, a identificação tempestiva do aumento no risco do tomador pode não melhorar sua posição na relação contratual. Dessa forma, o grau em que os direitos dos credores são protegidos pelo sistema legal e pelo sistema judicial do país é relevante para explicar o seu comportamento em relação ao devedor.

Estudos pioneiros acerca de fatores institucionais e legais que determinam o grau de proteção dos credores foram conduzidos por La Porta *et al* (1997, 1998). Os autores examinaram diversos fatores relacionados aos direitos dos credores em processos de liquidação e de

reorganização de empresas em 49 países. Os resultados indicaram que os países com sistema jurídico codificado de origem francesa, como o Brasil, apresentam o menor grau de proteção dos credores entre as nações examinadas.

Para medir o grau de proteção aos direitos dos credores, os autores criaram um índice que agrega quatro fatores: (i) existência de restrições para o devedor escolher a reorganização da empresa, como a necessidade de consentimento dos credores; (ii) os credores segurados podem se apossar dos ativos dados em garantia quando o pedido de reorganização é aprovado; (iii) os credores segurados têm prioridade absoluta sobre os ativos da empresa em caso de liquidação; e (iv) os devedores não se mantêm na administração da empresa em caso de reorganização. O índice de direito dos credores varia de zero (menor proteção) a um (maior proteção).

O Brasil apresentou um dos menores índices (índice 1) entre os países analisados, revelando que o grau de proteção dos credores no mercado brasileiro é um dos menores do mundo. Destaca-se, também, que o Brasil está entre os oito países em que os credores segurados, à época, não tinham prioridade absoluta sobre os ativos da empresa em caso de liquidação. Os países *Common Law* exibiram o maior grau de proteção dos credores, com índice médio de 3,1, enquanto os países *Civil Law* de origem francesa apresentaram o menor grau de proteção, com índice médio de 1,5.

Importante ressaltar que as pesquisas de La Porta *et al* (1997, 1998) foram realizadas antes da reforma da legislação falimentar no Brasil, concluída em 2005 com a promulgação da Lei de Falência e Recuperação de Empresas (Lei nº 11.101/2005). A lei anterior, datada de 1945⁶, regulava os procedimentos de liquidação (falência) e de reorganização (concordata) de firmas com atividades regidas pelas leis comerciais, e já não era mais eficiente na prevenção da dissolução de empresas e na proteção dos direitos dos credores. A nova lei buscou adequar o processo falimentar brasileiro à realidade econômica e empresarial vigente.

Diversos fatores contribuíam para a fraca proteção dos direitos dos credores no âmbito da legislação falimentar até 2005, principalmente a preferência dada pela lei às obrigações trabalhistas e fiscais em detrimento aos demais credores, os problemas de sucessão

⁶ Decreto-Lei 7.661/45.

decorrentes da transferência das dívidas fiscais e trabalhistas para eventuais compradores da empresa em liquidação, e a morosidade e o elevado custo do processo de liquidação das empresas insolventes.

A nova Lei de Falência e Recuperação de Empresas inseriu diversas alterações importantes no processo falimentar brasileiro. Entre essas mudanças, destacam-se: (i) a criação de duas formas de reorganização (recuperação judicial e extrajudicial); (ii) a definição de um valor de crédito mínimo para o pedido de falência (40 salários mínimos); (iii) a permissão de venda antecipada dos bens da empresa, em blocos ou não, após a decretação da falência; (iv) o fim das sucessões tributária e trabalhista para o comprador de empresa falida; (v) a prioridade que os créditos concedidos durante a reorganização passam a ter em caso de falência; (vi) o fim do prazo fixo para pagamento das dívidas na reorganização, o que possibilita o ajuste do cronograma ao fluxo de caixa do devedor; (vii) a suspensão de ações e de execuções dos credores contra o devedor por 180 dias a contar da data do deferimento da recuperação judicial; e (viii) a possibilidade de utilização de outros mecanismos para recuperar a empresa, como cisões, fusões, incorporações e constituição de sociedade de credores para gerir o negócio.

Além desses fatores, o principal elemento que propicia o aumento no grau de proteção dos credores é a alteração na ordem de prioridade dos créditos em caso de liquidação da empresa. Três mudanças importantes são inseridas pela nova lei: a prioridade dos créditos com garantia real em relação ao fisco, a prioridade dos créditos não segurados em relação a alguns créditos fiscais e a limitação dos créditos trabalhistas preferenciais a 150 salários mínimos. Dessa forma, os credores com garantia real passaram a ter preferência em relação às demais obrigações do devedor, inclusive ao fisco, ficando atrás apenas dos créditos trabalhistas de até 150 salários mínimos.

Por outro lado, Araújo e Funchal (2009, p. 212) ressaltam que apesar das significativas melhorias, a nova lei não preserva a prioridade dos credores sobre os bens que foram dados em garantia no momento da elaboração do contrato. A norma brasileira difere da prática internacional predominante, pois prevê que os bens devem permanecer com o devedor em caso de bancarrota da empresa, ao invés de serem transferidos imediatamente aos credores, como estabelecido contratualmente. Assim, os benefícios gerados pela reforma da legislação falimentar aos direitos dos credores podem ser menores do que o esperado.

Os reflexos da nova Lei de Falência e Recuperação de Empresas sobre o mercado de crédito ainda não são conhecidos completamente, dado o pouco tempo da sua vigência. Araújo e Funchal (2009) examinaram os primeiros efeitos da lei sobre as falências requeridas e decretadas, sobre os pedidos de recuperação judicial e sobre o mercado de crédito. Os resultados revelaram que após a implementação da lei, houve queda nos números de pedidos de falência (50%), de decretos de falência (46%) e de pedidos de recuperação/concordata (60%). Verificou-se, também, uma expansão no mercado de crédito bancário nos setores comercial, rural e de serviços. Contudo, não foi observado efeito significativo na redução do custo do crédito bancário das empresas, como se esperava.

Depura-se, então, que apesar dos efeitos da nova legislação falimentar, o baixo grau de proteção legal dos credores no Brasil pode influenciar a demanda de conservadorismo e, conseqüentemente, os incentivos econômicos criados para motivar a adoção de práticas contábeis prudentes pelas empresas, especialmente em relação às taxas de juros das operações de crédito.

2.3 A informação contábil e o processo de crédito

A contabilidade busca prover os usuários com informações úteis para o seu processo de tomada de decisões. Existem diversos grupos de usuários que utilizam as informações produzidas pela contabilidade para suportar suas decisões, como os gestores, os investidores, os credores, os empregados, os fornecedores, o governo, os órgãos reguladores e os clientes. Cada grupo de usuários pode ter necessidades específicas de informação em face dos seus objetivos e interesses em relação à empresa. Os investidores, por exemplo, demandam informações sobre a rentabilidade dos negócios e o potencial da empresa em distribuir dividendos. Os empregados, de outro lado, desejam informações sobre a continuidade da firma e a sua capacidade de pagar salários e benefícios.

Apesar dessa multiplicidade de interesses, sob a ótica normativa, as informações contábeis devem ser produzidas com o objetivo de atender às necessidades comuns da maioria dos usuários. De acordo com a estrutura conceitual para a elaboração e apresentação das demonstrações contábeis, emitida pelo Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC):

Demonstrações contábeis preparadas sob a égide desta Estrutura Conceitual objetivam fornecer informações que sejam úteis na tomada de decisões e avaliações por parte dos usuários em geral, não tendo o propósito de atender finalidade ou necessidade específica de determinados grupos de usuários. (CPC, 2008, p. 3).

Os bancos que atuam na área de crédito corporativo são um dos principais usuários da informação contábil. A importância desse grupo frente aos demais usuários provavelmente está atrelada à dependência das empresas em relação a esses recursos e ao próprio grau de desenvolvimento do mercado de crédito. Nos países em que o crédito bancário é a principal forma de financiamento externo disponível para as empresas, os bancos se configuram como usuários centrais da informação contábil, pois as demonstrações contábeis são uma fonte de informações fundamental para os credores avaliarem o risco de crédito dos tomadores, principalmente das empresas de grande porte.

Além disso, nos países em que o mercado de crédito é mais desenvolvido e competitivo entre os bancos, a demanda de informações que subsidiam a avaliação de risco das empresas tomadoras de recursos tende a ser maior. A disputa por clientes no mercado de crédito pode levar à redução nas taxas de juros das operações e, consequentemente, nas margens de lucro dos bancos, o que conduz à necessidade de processos de análise de risco e de concessão de crédito mais eficientes.

O mercado de crédito é uma fonte de recursos fundamental para o financiamento das atividades das empresas, especialmente nos países em que o mercado de ações é pouco desenvolvido. Os recursos tomados no mercado de crédito complementam os passivos operacionais e os fundos aportados pelos proprietários, formando a estrutura de financiamento da empresa.

A importância do mercado de crédito é realçada pelo fato de os proprietários, em geral, não disporem de recursos suficientes para financiar todos os projetos da empresa, em particular nos setores de capital intensivo, os quais, devido à natureza da atividade, demandam volumes substanciais de investimentos. A inclusão de créditos bancários na estrutura de financiamento reduz o montante de capital dos proprietários que está exposto ao risco do negócio. Além disso, pode levar a um menor custo total de capital, já que, em equilíbrio, os recursos próprios tendem a ser mais caros do que os recursos de terceiros. Pesquisa realizada por Li (2009) com

empresas de 31 países, no período de 1991 a 2006, mostrou que o custo do capital próprio é superior ao custo de capital de terceiros em todas as nações.

Os bancos concedem crédito para as empresas principalmente por meio de empréstimos, de financiamentos, de descontos e de repasses. Os empréstimos são operações em que as empresas podem aplicar livremente os recursos tomados, diferentemente dos financiamentos, nos quais os fundos têm destinação específica, como a aquisição de uma máquina ou a construção de uma planta industrial. Os descontos envolvem a antecipação, por parte do banco, de valores que a empresa tem a receber de seus clientes no futuro. Por fim, os repasses são operações de crédito realizadas com recursos captados pelos credores em outras instituições financeiras, organismos internacionais e fundos oficiais do Governo.

Ao conceder crédito, os bancos se expõem ao risco de contraparte, ou risco de crédito, dos tomadores. Esse risco é definido como a possibilidade de o tomador de recursos ou contraparte de uma operação não honrar suas obrigações nas condições pactuadas (BCBS, 2000). Quando o tomador deixa de honrar suas obrigações, o credor incorre em perdas que podem somar parte ou até o total do capital emprestado, além dos encargos financeiros, das despesas de cobrança e do custo de oportunidade.

O processo de crédito de um banco envolve diversas etapas e procedimentos, que podem variar dependendo do perfil da instituição, do tipo de operação e do tipo de cliente envolvidos. De maneira simplificada, pode-se entender o processo de crédito de um banco a partir de quatro etapas principais: análise, formalização, monitoramento e cobrança.

Na etapa de análise é feita a avaliação do risco da empresa e da operação proposta, de maneira a subsidiar a decisão de concessão ou não do crédito. Na aprovação do crédito, são definidas as condições contratuais em termos de valor, prazo, cronograma de amortização, encargos financeiros, garantias etc. Na segunda etapa ocorre a formalização e o registro do instrumento de crédito, a constituição do gravame sobre os bens dados em garantia, a contratação do seguro e a liberação dos recursos, entre outros procedimentos.

A etapa de monitoramento envolve o acompanhamento da operação durante a sua vigência para identificar possíveis alterações no risco da empresa e nas condições das garantias, de maneira que ações visando à proteção dos ativos do banco possam ser adotadas. Na última

etapa, são realizados os procedimentos para recebimento dos recursos, liquidação da operação e liberação das garantias. Se forem necessárias, são adotadas ações de cobrança e de renegociação da dívida.

A análise de risco de crédito no segmento corporativo é feita pelos bancos com base em um amplo conjunto de dados da empresa, dos proprietários, dos gestores, do setor econômico, dos clientes, dos fornecedores, dos títulos e valores mobiliários negociados no mercado, e da economia como um todo. Esses dados têm origem tanto interna quanto externa na instituição.

Exemplos de dados internos são: cadastros, histórico de pagamentos, liquidez da carteira de cobrança, projeções setoriais e econômicas etc. Exemplos de dados externos são: demonstrações contábeis, prospectos de emissão de títulos, preços de ações, avaliações feitas por agências de classificação de risco, notícias veiculadas na mídia, ações judiciais etc. Também podem ser utilizados dados compartilhados entre os bancos, como os *bureaus* de crédito, e entre os bancos e o regulador.

A análise do risco de crédito de uma empresa envolve a avaliação de dois grandes fatores: a intenção de pagamento e a capacidade de pagamento. O primeiro fator está associado aos valores morais do tomador e aos incentivos econômicos que ele tem para liquidar a operação. Essa análise é difícil de ser realizada objetivamente e, em geral, baseia-se no histórico de relacionamento do banco com a empresa e na existência de apontamentos restritivos. O segundo fator decorre do potencial de geração de fluxos de caixa do tomador, e sua análise normalmente envolve a situação econômica e financeira da empresa, o seu desempenho operacional, o caixa gerado pelas suas atividades, a capacidade administrativa dos gestores, o seu posicionamento de mercado e as perspectivas setoriais e econômicas, entre outros aspectos.

A principal base de informações utilizada pelos bancos para subsidiar a avaliação da capacidade de pagamento da empresa são as demonstrações contábeis. Com base nesses relatórios, são feitas projeções dos fluxos de caixa futuros da empresa e análises quanto à suficiência desses recursos para a amortização do montante emprestado e para o pagamento dos encargos financeiros gerados pela operação.

O conjunto de demonstrações contábeis inclui o balanço patrimonial, a demonstração do resultado, a demonstração das mutações na posição financeira (demonstração dos fluxos de caixa e/ou de origens e aplicações de recursos), a demonstração das mutações do patrimônio líquido e as notas explicativas, além de outras demonstrações e materiais explicativos (CPC, 2008, p. 5). Diversos fatores que caracterizam a situação econômica e financeira da empresa e a sua capacidade de pagamento podem ser avaliados com base nas demonstrações contábeis, como, por exemplo:

- a) Estrutura de ativos e de passivos cíclicos e permanentes;
- b) Necessidade e disponibilidade de capital de giro;
- c) Cobertura do serviço da dívida;
- d) Endividamento geral e financeiro;
- e) Desempenho operacional;
- f) Remuneração do capital investido;
- g) Geração de caixa e equivalentes de caixa;
- h) Alavancagem financeira;
- i) Liquidez e solvência.

Os bancos normalmente fazem ajustes às demonstrações contábeis das empresas para avaliar o seu risco de crédito. Esses ajustes são motivados por diversos fatores, como: simplificação dos relatórios, consolidando e agrupando rubricas; acomodação das demonstrações aos planos de contas utilizados pelo banco; padronização das demonstrações para fins de comparação com outras empresas; e adoção de critérios mais rigorosos de análise. Exemplos de ajustes feitos com vistas à inserção de maior rigor na avaliação do risco da empresa são: baixa de reavaliações de bens, exclusão de ativos considerados de difícil realização e reclassificação de passivos de longo prazo para o curto prazo. Ressalta-se que tais ajustes podem impactar a demanda do banco de atributos qualitativos das demonstrações contábeis das empresas.

A avaliação do risco de crédito da empresa é feita pelos bancos por meio de abordagens qualitativas e quantitativas. Na abordagem qualitativa, a avaliação da capacidade de pagamento da empresa baseia-se no julgamento de analistas de crédito. Esses profissionais utilizam técnicas tradicionais de análise de demonstrações contábeis, como a comparação entre contas das demonstrações de um mesmo exercício, a comparação de uma mesma rubrica

ao longo de vários períodos e o cálculo de quocientes entre contas, chamados de índices contábeis ou financeiros.

Na abordagem quantitativa são utilizados modelos matemáticos e estatísticos para gerar uma medida do risco de crédito da empresa, geralmente expressa na forma de uma pontuação (*escore*) ou de uma classificação de risco (*rating*). Diversos modelos quantitativos incluem variáveis explicativas de natureza contábil, principalmente os de pontuação de crédito (*credit scoring*), também chamados na literatura acadêmica contábil de modelos de previsão de insolvência.

A utilização de dados contábeis como variáveis preditivas em modelos de risco de crédito fundamenta-se no fato de a insolvência empresarial geralmente não ser um evento abrupto. A deterioração da situação econômico-financeira da empresa tende a ocorrer de forma gradual, levando, em última instância, à degradação completa da sua capacidade de pagamento e ao *default* das obrigações. Como as demonstrações contábeis podem evidenciar esse quadro, elas são utilizadas pelos credores para a previsão de insolvências.

Os modelos de previsão de insolvência são estudados há longo tempo no meio acadêmico. Algumas pesquisas se tornaram referência na literatura, a exemplo dos trabalhos de Beaver (1966), Altman (1968) e Ohlson (1980), em âmbito internacional, e de Kanitz (1976) e Altman *et al* (1979), no Brasil.

Para a concessão de crédito, os bancos podem ter acesso a informações mais detalhadas da empresa do que as evidenciadas nas suas demonstrações contábeis, assim como informações financeiras não contidas naqueles relatórios. Exemplos dessas informações são: projeções de vendas e de fluxos de caixas, perfil da carteira de clientes, ônus sobre bens do ativo permanente, detalhamento das dívidas bancárias, intenções de investimentos etc. O acesso a essas informações depende, substancialmente, do porte da empresa e do grau de relacionamento com o banco.

O acesso a informações financeiras adicionais às demonstrações contábeis diferencia credores e investidores enquanto usuários da informação contábil. Wittenberg-Moerman (2008, p. 241) comenta que, enquanto os investidores utilizam informações públicas que possuem um considerável atraso, os credores recebem informações privadas, como demonstrações

contábeis mensais e projeções financeiras, o que permite que eles avaliem de forma mais rápida e precisa a situação do devedor.

Há diferenças, ainda, entre os fornecedores de recursos nos mercados de dívidas públicas e dívidas privadas quanto ao acesso às informações dos devedores. Comparativamente aos investidores do mercado de dívidas públicas, os bancos têm maior acesso a informações dos devedores, as quais são utilizadas para estabelecer os termos contratuais das operações e para monitorar os empréstimos *ex post* (BHARATH *et al*, 2008, p. 2).

As informações contábeis também são utilizadas pelos bancos na etapa de monitoramento de risco. As demonstrações contábeis permitem o acompanhamento da situação econômica e financeira da empresa durante a vigência da operação, de maneira que deteriorações na sua capacidade de pagamento possam ser identificadas em tempo hábil para que o credor adote procedimentos visando à recuperação do capital emprestado. Nesse sentido, demonstrações contábeis publicadas em periodicidades inferiores a um exercício social, como, por exemplo, trimestralmente, favorecem o monitoramento do risco da empresa por parte do credor.

Os normativos emitidos pelo órgão que regula o mercado bancário não tratam explicitamente da utilização de informações contábeis no processo de concessão de crédito dos bancos. No entanto, alguns aspectos definidos pelo regulador para a atribuição de classificações de risco às operações de crédito baseiam-se, essencialmente, em informações contábeis dos devedores. Destaca-se que as classificações de risco das operações são utilizadas para a constituição das provisões para créditos de liquidação duvidosa por parte dos bancos.

A Resolução nº 2.682/1999, do Conselho Monetário Nacional (CMN), determina que as operações de crédito concedidas pelas instituições financeiras devam ser classificadas em níveis de risco, segundo uma escala de nove classes que vai de AA até H. O normativo estabelece aspectos mínimos que devem ser considerados pelas instituições financeiras na atribuição dessas classificações de risco, qual sejam:

Art. 2º A classificação da operação no nível de risco correspondente é de responsabilidade da instituição detentora do crédito e deve ser efetuada com base em critérios consistentes e verificáveis, amparada por informações internas e externas, contemplando, pelo menos, os seguintes aspectos:

I. Em relação ao devedor e seus garantidores: situação econômico-financeira, grau de endividamento, capacidade de geração de resultados, fluxo de caixa, administração e qualidade de

controles, pontualidade e atrasos nos pagamentos, contingências, setor de atividade econômica e limite de crédito;
II. Em relação à operação: natureza e finalidade da transação, características das garantias, particularmente quanto à suficiência e liquidez, e valor.

Os quatro primeiros aspectos relacionados ao devedor e aos seus garantidores (situação econômico-financeira, grau de endividamento, capacidade de geração de resultados e fluxo de caixa), normalmente são avaliados pelos bancos com base nas demonstrações contábeis dos devedores.

2.4 Custo de capital

As empresas podem utilizar diferentes fontes de recursos para financiar suas atividades. Na literatura de finanças corporativas, os recursos que financiam as operações da empresa são classificados como capital próprio e capital de terceiros. Os capitais próprios são os recursos investidos pelos proprietários, sejam eles controladores ou minoritários, enquanto que os capitais de terceiros correspondem aos fundos captados pela empresa por meio de operações de crédito bancário e de emissões de títulos de dívida. A estrutura de capital compreende a proporção de recursos próprios e de terceiros utilizada pela empresa para financiar suas atividades.

Os acionistas e os credores exigem uma remuneração mínima pelo capital investido na empresa, proporcional ao retorno que poderia ser obtido com as demais alternativas de investimento disponíveis e de risco semelhante. Do ponto de vista da empresa, a remuneração exigida pelos fornecedores de recursos configura-se como um custo, denominado custo de capital. A remuneração do capital de terceiros é estabelecida contratualmente e se materializa pelo pagamento dos juros e dos encargos financeiros aos credores, conforme previsto nos contratos de dívida. Por outro lado, a remuneração do capital investido pelos proprietários ocorre por meio dos lucros gerados pela empresa, portanto, está atrelada ao desempenho da firma.

O custo de capital é uma das variáveis importantes que determinam o desempenho econômico da empresa. Os resultados gerados pela atividade da firma devem alcançar a expectativa mínima de retorno dos fornecedores de recursos, expressa pelo custo de capital. A atividade da empresa é considerada economicamente atrativa quando for capaz de produzir resultados

iguais ou superiores ao custo do capital nela investido. Segundo Copeland *et al* (2005, p. 220), o retorno excedente ao custo de oportunidade do capital é denominado lucro econômico.

A estrutura de capital está entre os temas mais debatidos pelos pesquisadores da área de finanças corporativas. As discussões tiveram início com as proposições de Modigliani e Miller (1958; 1963) acerca da irrelevância da estrutura de capital da firma, e com a corrente teórica tradicional defendida principalmente por Durand (1952; 1959). As duas correntes divergem quanto à existência de uma estrutura ótima de financiamento, que levaria ao custo de capital mínimo para a empresa e à maximização do seu valor.

Segundo a escola teórica representada por Durand (1952; 1959), o custo de capital aumenta com o crescimento das dívidas da empresa, devido ao maior risco financeiro. Porém, para níveis moderados de endividamento, o custo de capital de terceiros permanece estável. Em equilíbrio, esse custo é inferior ao custo do capital próprio. Dessa forma, o aumento do endividamento leva à redução no custo de capital total da empresa até determinado ponto, o qual corresponderia à estrutura ótima, que minimizaria o seu custo de financiamento e maximizaria o seu valor.

Modigliani e Miller (1958), assumindo um conjunto de pressupostos restritivos, inclusive a inexistência de custos de falência, mostraram que o valor da empresa não é afetado pela sua estrutura de capital. Segundo os autores, o custo de capital é o mesmo para qualquer nível de endividamento, portanto, não existe uma estrutura de capital que maximiza o valor da empresa. Em trabalho subsequente, Modigliani e Miller (1963) reconheceram o efeito fiscal gerado pela dedutibilidade dos juros das dívidas na apuração do imposto de renda. Considerando esse benefício, a elevação do nível de endividamento levaria à redução no custo total de capital, aumentando o valor da empresa.

Posteriormente aos estudos de Durand e de Modigliani e Miller, diversos pesquisadores se dedicaram ao exame dos fatores que determinam a estrutura de capital das empresas. Muitos trabalhos investigaram a questão incorporando as imperfeições existentes no mercado, como custos de falência, custos de agência e assimetria de informações, a exemplo dos trabalhos clássicos de Myers e Majluf (1984) e Titman e Wessels (1988).

Na área contábil, as pesquisas discutem a relação entre a estrutura de financiamento das empresas e as características da informação produzida pela contabilidade. Os estudos examinam, principalmente, se a maior qualidade das informações contábeis reportadas pelas empresas leva a uma redução no seu custo de capital. Um dos argumentos que suportam essa hipótese é de que a baixa qualidade dos reportes contábeis cria riscos informacionais e leva os fornecedores de capital (investidores e credores) a cobrarem prêmios de risco maiores, elevando o custo de capital da empresa. Nesse sentido, haveria um incentivo econômico para que as empresas reportassem demonstrações contábeis com maior qualidade informacional.

Um exemplo de trabalho nessa linha é a pesquisa de Francis *et al* (2004), que examina a relação entre o custo do capital próprio e sete atributos do lucro: qualidade das acumulações contábeis, persistência, previsibilidade, suavização, *value relevance*, oportunidade e conservadorismo. Os resultados mostraram que as empresas com valores menos favoráveis dos atributos, isto é, com pior qualidade da informação contábil, têm maior custo de capital próprio. A qualidade das acumulações contábeis é, dentre os atributos analisados, o que mais impacta o custo de capital.

A influência da qualidade da informação contábil nos capitais de terceiros da empresa é examinada por Bharath *et al* (2008). A pesquisa investigou como a qualidade da informação contábil afeta a escolha da empresa em tomar recursos no mercado privado de dívidas (crédito bancário) ou no mercado público de dívidas (mercado de capitais). Os autores também examinaram como os termos contratuais das dívidas públicas e privadas variam de acordo com a qualidade da informação contábil. Os resultados mostraram que as empresas com pior qualidade da informação contábil optam pelo mercado privado de dívidas. Como os bancos têm maior capacidade do que os investidores de obter e processar informações privadas, as quais são utilizadas para definir os termos contratuais e para monitorar os tomadores *ex post*, há uma redução nos custos de seleção adversa para a empresa nesse mercado.

Observa-se, também, que o impacto da qualidade da informação contábil é diferenciado nos dois mercados. No mercado privado de dívidas, tanto os termos contratuais relacionados a taxas de juros, quanto os relacionados a prazo e a garantias, são mais restritivos para as empresas com pior qualidade da informação contábil. No mercado público de dívidas, apenas os termos contratuais relacionados a taxas de juros são mais restritivos para as empresas com

pior qualidade da informação contábil. Assim, o efeito da qualidade da informação contábil nas taxas de juros é mais relevante no mercado público do que no mercado privado de dívidas.

2.5 Conservadorismo e o custo do crédito bancário

As pesquisas que discutem o impacto da qualidade da informação contábil no custo de capital das empresas geralmente examinam diversos atributos da informação contábil, a exemplo do trabalho de Bharath *et al* (2008), citado na seção anterior. O conservadorismo é um dos mais relevantes atributos da informação contábil para os credores, uma vez que ele aumenta a eficiência dos contratos de crédito (WATTS; ZIMMERMAN, 1986; WATTS, 2003a, 2003b; WITTENBERG-MOERMAN, 2008; BALL *et al*, 2008).

As práticas contábeis conservadoras levam a empresa a reconhecer tempestivamente as perdas econômicas não realizadas em suas demonstrações contábeis e a postergar o reconhecimento dos ganhos não realizados. Esse comportamento permite aos bancos identificar, de maneira mais rápida, eventuais elevações no risco da empresa durante a vigência da operação de crédito e, também, tomar medidas para proteger seus capitais. A materialização da elevação do risco do devedor pode ocorrer por meio da violação de um *covenant*, caso essa cláusula restritiva seja utilizada no contrato de crédito.

Diante dos benefícios proporcionados pelo conservadorismo, incentivos econômicos podem ser criados pelos credores para motivar a adoção de práticas conservadoras pelas empresas tomadoras de crédito. Os principais incentivos que podem ser concedidos pelo credor nos contratos de crédito são a redução nas taxas de juros cobradas e nas garantias exigidas. A redução nas taxas de juros, possivelmente, é o incentivo econômico mais usual, já que a exigência de garantias normalmente está associada às próprias características da operação de crédito. Por exemplo, nas operações de financiamento de bens como máquinas, equipamentos e veículos, constitui uma prática bancária tradicional a vinculação do próprio bem financiado como garantia, independentemente das características do devedor.

Os benefícios contratuais proporcionados pelo conservadorismo aos credores e aos devedores foram examinados por Jieying Zhang (2008). Segundo o autor, o conservadorismo reduz os componentes do custo das dívidas associados ao risco moral e à seleção adversa, o que gera

um incentivo para que a empresa reporte números contábeis conservadores visando à obtenção de menores taxas de juros.

Os resultados da pesquisa mostraram que as empresas mais conservadoras têm maior probabilidade de violar os *covenants* dos contratos de dívida. O conservadorismo beneficia os credores *ex post*, pois leva à sinalização tempestiva do aumento no risco do devedor, materializada pela aceleração na violação dos *covenants*. As evidências indicaram que conservadorismo também beneficia os devedores *ex ante*, pois as empresas mais conservadoras pagam menores taxas de juros.

No estudo de Ahmed *et al* (2002) sobre o papel do conservadorismo na mitigação dos conflitos de agência entre credores e proprietários, os autores também examinaram o efeito no custo do crédito da empresa. O conservadorismo leva a menores valores de lucros e de ativos, e reduz a probabilidade de distribuição excessiva de dividendos, o que faz com que os credores exijam menores taxas de juros para adquirir os títulos de dívida da empresa. Cabe ressaltar que os autores não mediram diretamente o custo do crédito, mas utilizaram os *ratings* atribuídos pela Standard & Poor's (S&P) aos títulos corporativos, pressupondo uma relação entre tais *ratings* e as taxas de juros.

Sunder *et al* (2009) examinaram a forma como o conservadorismo condicional e o conservadorismo incondicional afetam os termos dos contratos de dívida associados às taxas de juros e aos *covenants*. Os autores investigaram a subavaliação dos ativos líquidos, decorrente de aplicações anteriores dos conservadorismos condicional e incondicional, chamados de conservadorismo realizado. As empresas com elevado conservadorismo realizado têm pouca liberdade para reconhecer oportunamente novas perdas econômicas, uma vez que os seus ativos já se encontram registrados por valores baixos.

Em relação às taxas de juros dos contratos de crédito, os resultados indicaram uma redução para maiores níveis de conservadorismo realizado e de conservadorismo condicional, tomados isoladamente. Interagindo as duas variáveis, observou-se que o conservadorismo condicional só é recompensado com menores taxas de juros se a empresa não estiver limitada por elevados níveis de conservadorismo realizado. Nesse caso, a empresa não teria como manter as práticas conservadoras no futuro. Os autores concluíram que o papel do conservadorismo condicional e do conservadorismo realizado é diferenciado nos contratos de dívidas. O conservadorismo

condicional aumenta a eficiência dos contratos de crédito apenas quando o nível de conservadorismo realizado não é alto.

A maior parte das pesquisas que discute o papel do conservadorismo nos termos dos contratos de dívida examina amostras de companhias abertas. O estudo de Fredriksson (2008) é um dos raros trabalhos que examinou a presença do conservadorismo em companhias fechadas. O autor também investigou se a prática do conservadorismo afeta as taxas de juros do crédito bancário. Os resultados revelaram uma assimetria no reconhecimento de ganhos e de perdas econômicas, por meio de acumulações contábeis, nos lucros reportados pelas companhias fechadas, consistente com a hipótese de conservadorismo. Além disso, observou-se que as taxas de juros dos empréstimos bancários das empresas mais conservadoras são menores.

Bauwhede (2007) também investigou se o conservadorismo condicional e o conservadorismo incondicional afetam o custo do crédito de forma diferenciada. O autor fundamentou-se nos trabalhos de Ball e Shivakumar (2005) e Ball *et al* (2008), que argumentaram que o conservadorismo condicional pode aumentar a eficiência dos contratos de dívida e que o conservadorismo incondicional é, no máximo, neutro nessa relação. O autor examinou o efeito do conservadorismo condicional e do conservadorismo incondicional nos *ratings* de crédito, usados como medida *ex ante* para o custo do crédito.

Os resultados indicaram que os *ratings* das empresas com maior grau de conservadorismo condicional são melhores, o que implica que o custo das suas dívidas é menor. De maneira oposta, os *ratings* das empresas com maior grau de conservadorismo incondicional são piores, o que torna o custo das suas dívidas maior. Esses resultados confirmaram a hipótese de que as agências de *rating*, e consequentemente os credores, recompensam o conservadorismo condicional, mas não o conservadorismo incondicional. Esse resultado é consistente com as previsões teóricas de que apenas o conservadorismo condicional aumenta a eficiência dos contratos de crédito.

Jingjing Zhang (2008) também investigou como os credores estruturam os contratos de dívida em resposta ao conservadorismo condicional e ao conservadorismo incondicional. Os termos contratuais analisados foram as taxas de juros, o número de *covenants* financeiros e a presença de garantias. Os resultados revelaram que o conservadorismo condicional é recompensado pelos credores com menores taxas de juros, mas apenas quando a empresa

também apresenta nível médio ou elevado de conservadorismo incondicional. Esse resultado não confirmou os argumentos teóricos de que o conservadorismo condicional somente é recompensado quando o nível de conservadorismo incondicional passado é baixo. Segundo o autor, os credores reduzem as taxas de juros quando o reconhecimento oportuno de perdas leva a valores mais confiáveis de ativos líquidos no balanço patrimonial.

Os resultados também mostraram que os credores cobram maiores taxas de juros das empresas com elevado conservadorismo incondicional decorrente da aplicação de métodos contábeis e não do reconhecimento oportuno de perdas. Por fim, observou-se que os credores utilizam mais garantias e menos *covenants* financeiros para as empresas com elevados níveis passados de conservadorismo, independentemente da sua fonte. O autor conjecturou que esse resultado deve-se ao fato de os credores confiarem mais no uso de garantias quando a contabilidade registra valores mais conservadores para os ativos líquidos.

O efeito dos conflitos de interesse entre gestores, proprietários e credores, nos custos de crédito das empresas, foi discutido por Vascari (2006). O estudo testou o impacto do conservadorismo condicional nos custos dos empréstimos sindicalizados da empresa, dadas as estruturas de compensação para o alinhamento de interesses entre gestores e proprietários. O autor considerou que as estruturas de compensação baseadas em ações encorajam os gestores a assumirem riscos elevados.

Os resultados revelaram que elevados incentivos em ações, para o alinhamento de interesses entre gestores e proprietários, aumentam o prêmio de risco dos empréstimos e o número de *covenants* exigidos pelos bancos. Além disso, o conservadorismo condicional reduz os custos dos empréstimos quando os gestores recebem incentivos em ações iguais ou inferiores à média. Quando esses incentivos estão acima da média, o conservadorismo condicional leva os bancos a demandar maiores taxas de juros nos empréstimos e *covenants* financeiros mais restritivos. O autor entendeu que a estrutura de compensação é percebida pelo banco como um compromisso da empresa em reportar informações contábeis conservadoras e evitar a expropriação de riqueza dos credores.

Li (2009) investigou os benefícios contratuais do conservadorismo condicional nos mercados internacionais de dívidas e de ações, utilizando dados de 31 países no período de 1991 a 2006. Os resultados mostraram que as empresas domiciliadas em países com sistemas de reportes

contábeis mais conservadores têm menor custo de crédito e menor custo do capital próprio. O impacto do conservadorismo é mais relevante no custo do crédito do que no custo do capital próprio. Um aumento de um desvio padrão na medida de conservadorismo leva à redução de 0,86% no custo das dívidas e de 0,74% no custo de capital próprio. Esse resultado evidenciou os benefícios contratuais proporcionados pelo conservadorismo ao mercado de dívidas e ao mercado de ações.

Entre os países analisados na pesquisa, o Brasil é o que tem o maior custo do crédito (10,8%) e o maior custo do capital próprio (22,9%), medidos em termos reais. Além disso, o Brasil está entre os países menos conservadores da amostra. Das três métricas de conservadorismo utilizadas, o Brasil é o 30º país mais conservador em duas medidas e o 28º em uma delas, superando apenas as Filipinas (nas três medidas), a Índia e a África do Sul.

2.6 Mensuração do conservadorismo

A adoção de práticas contábeis conservadoras pelas empresas é um procedimento difícil de ser observado diretamente em estudos acadêmicos. Os pesquisadores que buscam evidências de conservadorismo, ou que examinam os fatores que motivam essa prática, utilizam diferentes métricas (*proxies*) para capturar o fenômeno a partir dos números contábeis reportados pelas empresas.

Apesar da evolução das pesquisas sobre esse tema nos últimos anos, ainda parece não haver uma medida de conservadorismo precisa e amplamente reconhecida no meio acadêmico. Em consequência, diversas métricas são desenvolvidas e utilizadas nos trabalhos empíricos, as quais capturam o conservadorismo sob diferentes perspectivas e podem levar a resultados divergentes.

Watts (2003b) apresenta um resumo das medidas de conservadorismo tradicionalmente utilizadas pelos pesquisadores. O autor classifica essas métricas em medidas de ativos líquidos, medidas de lucros e acumulações contábeis, e medidas de relação lucros/retornos. Porém, considera que todas se baseiam no efeito do reconhecimento assimétrico de ganhos e de perdas nos números contábeis, em particular nos ativos líquidos, nos lucros e nas acumulações contábeis.

As medidas de conservadorismo utilizadas nas pesquisas empíricas são objeto de diversas críticas quanto à sua capacidade de capturar esse fenômeno. Discussões detalhadas sobre as vantagens e as limitações das principais medidas de conservadorismo podem ser obtidas em Ryan (2006) e Givoly *et al* (2007).

Nas seções a seguir são apresentadas e discutidas as principais medidas de conservadorismo utilizadas nas pesquisas empíricas recentes sobre esse tema.

2.6.1 Valor de mercado e valor contábil do patrimônio líquido

A definição de conservadorismo empregada por Feltham e Ohlson (1995, p. 692) considera que esse fenômeno consiste na persistente subavaliação contábil do patrimônio líquido, comparativamente ao valor estabelecido pelo mercado acionário nos negócios realizados com papéis da empresa.

O valor de mercado da empresa está associado à sua expectativa de geração de fluxos de caixa futuros. Na presença do conservadorismo, os incrementos nos ativos líquidos, que não são suficientemente verificáveis, deixam de ser reconhecidos pela contabilidade, enquanto as reduções nos ativos líquidos, com similar grau de verificabilidade, são reconhecidas. Em consequência, o valor contábil dos ativos líquidos é inferior ao seu valor de mercado (WATTS, 2003b, p. 288).

Nesse sentido, o conservadorismo pode ser mensurado por meio da razão entre o valor de mercado e o valor contábil do patrimônio líquido da empresa, denominada na literatura por índice *market-to-book* (MTB). O índice *market-to-book* mede a extensão na qual a contabilidade subavalia o patrimônio líquido da empresa em relação ao parâmetro de mercado. As pesquisas, em geral, consideram que um índice *market-to-book* maior do que a unidade ($MTB > 1$) evidencia a presença de práticas conservadoras, como, por exemplo, o estudo de Lara e Mora (2004).

Khan e Watts (2009, p. 134-135) apresentam quatro argumentos para justificar a relação entre o conservadorismo e o índice *market-to-book*:

- a) Empresas com elevado índice *market-to-book* possuem mais opções de crescimento que dão origem a custos de agência (SMITH; WATTS, 1992), e o conservadorismo é uma resposta a esses custos;
- b) A volatilidade dos retornos provavelmente é maior nas empresas com elevado índice *market-to-book*, já que a maior parte do seu valor de mercado decorre de opções de crescimento arriscadas. Essas empresas estão sujeitas a grandes perdas que levam a disputas judiciais, gerando a demanda de conservadorismo;
- c) Elevados índices *market-to-book* levam à maior demanda regulatória de conservadorismo;
- d) A assimetria no grau de verificação exigido para o reconhecimento de ganhos e de perdas produz uma subavaliação cumulativa dos ativos líquidos em relação ao valor de mercado da firma, tornando o índice *market-to-book* diretamente relacionado ao conservadorismo.

Não há consenso entre os pesquisadores sobre como o índice *market-to-book* está identificado com os conceitos de conservadorismo condicional e incondicional. Segundo Gassen *et al* (2006, p. 536), o indicador é usado nas pesquisas empíricas como medida global de conservadorismo. Por outro lado, Roychowdhury e Watts (2006, p. 11) consideram que o índice *market-to-book* captura o efeito acumulado do conservadorismo condicional, enquanto Ryan (2006, p. 519) afirma que ele, provavelmente, é direcionado pelo conservadorismo incondicional.

O grau de subavaliação dos ativos da empresa em relação ao valor de mercado também é examinado em trabalhos empíricos por meio da estrutura desenvolvida por Feltham e Ohlson (1995, 1996). O modelo proposto pelos autores baseia-se na premissa de que a depreciação contábil excede a depreciação econômica e supõe que o valor de mercado da empresa é função linear do valor contábil dos ativos operacionais, dos lucros operacionais anormais e dos investimentos correntes em ativos operacionais, conforme a seguinte expressão:

$$V_{i,t} = oa_{i,t} + \alpha_1 ox_{i,t}^a + \alpha_2 oa_{i,t-1} + \alpha_3 ci_{i,t} \quad (1)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $V_{i,t}$ é o valor de mercado; $oa_{i,t}$ e $oa_{i,t-1}$ são os valores contábeis dos ativos operacionais; ox_{it}^a é lucro operacional anormal; e $ci_{i,t}$ são os investimentos em ativos operacionais. Os coeficientes α_1 , α_2 e α_3 são assim obtidos:

$$\alpha_1 = \frac{\gamma}{(R - \gamma)}, \alpha_2 = \frac{R(\gamma - \delta)}{(R - \gamma)}, \alpha_3 = \frac{R(k - R + \gamma)}{(R - \omega)(R - \gamma)} \quad (2)$$

em que γ é o parâmetro de persistência dos recebimentos de caixa operacional; R é a taxa livre de risco; δ é o parâmetro associado à taxa de depreciação; k é o impacto do investimento do período t nos recebimentos de caixa do período $t+1$; e ω é a taxa de crescimento dos investimentos.

Os lucros operacionais anormais no modelo (1) são dados por:

$$ox_{i,t}^a \equiv ox_{i,t} - (R - 1)oa_{i,t-1} \quad (3)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; ox_{it} são os lucros operacionais; e as demais variáveis como definidas em (1) e (2).

Considera-se que a diferença entre o valor de mercado da empresa e valor contábil dos ativos operacionais ($V_t - oa_t$) represente a parcela do valor de mercado não registrada pela contabilidade. O coeficiente α_2 da equação (1) será positivo na presença de conservadorismo, indicando a subavaliação dos ativos operacionais no início do período. Quanto mais o excesso de depreciação contábil em relação à econômica subavaliar os ativos operacionais, maior será esse coeficiente.

Ahmed *et al* (2000, p. 5-6) apontam algumas limitações no que diz respeito à utilidade do modelo de Feltham e Ohlson para medir o conservadorismo contábil. Um aspecto considerado pelos autores é que o modelo aborda o conservadorismo apenas em relação à depreciação contábil dos ativos operacionais mais acelerada do que a sua perda de valor econômico, deixando de considerar outras fontes de conservadorismo. Os autores também afirmam que não são considerados, pelo modelo, os fatores que explicam a escolha da taxa de depreciação.

A despeito da sua ampla utilização em pesquisas acadêmicas, o índice *market-to-book* é uma medida bastante limitada para o conservadorismo. A principal restrição desse indicador é que a diferença entre o valor de mercado e o valor contábil do patrimônio líquido da empresa pode ser decorrente de outros fatores que não o conservadorismo propriamente dito.

Um fator relevante que impacta o índice *market-to-book* é o *goodwill* (ou fundo de comércio). O *goodwill* representa os lucros futuros esperados acima dos resultados normais da empresa. Esses lucros advêm da sinergia gerada pelos ativos operando em conjunto, portanto, eles não são identificáveis individualmente. Em razão da dificuldade quanto à sua mensuração, o *goodwill* gerado internamente pela empresa não deve ser reconhecido como ativo⁷, conforme previsto no Pronunciamento Técnico CPC 04 (CPC, 2008).

O *goodwill* é expresso pela diferença entre o valor de mercado da empresa e o valor do seu patrimônio líquido a preços de mercado. Segundo Martins (2001, p. 124), ele pode ser considerado como o resíduo existente entre a soma dos itens patrimoniais mensurados individualmente e o valor global da empresa. Como o *goodwill* gerado internamente não está registrado nas demonstrações contábeis, ele afeta a magnitude do índice *market-to-book*. Além do *goodwill*, outros fatores afetam o índice *market-to-book*, como o uso do custo histórico para a avaliação de itens patrimoniais, o não reconhecimento de certos ativos intangíveis e os efeitos da inflação. Em consequência, um índice *market-to-book* elevado pode não significar, necessariamente, que a empresa seja conservadora.

2.6.2 Oportunidade assimétrica dos lucros

Conforme discutido na seção 2.1, o conservadorismo condicional revela-se pela assimetria no reconhecimento de ganhos e de perdas econômicos nos resultados contábeis, devido ao maior grau de verificabilidade exigido pelos elaboradores das demonstrações contábeis para o registro das primeiras em relação às últimas.

Baseado nesse conceito, Basu (1997) investigou a extensão na qual as boas e as más notícias são incorporadas aos resultados contábeis das empresas. Na abordagem utilizada pelo autor,

⁷ O *goodwill* adquirido em uma transação com terceiros pode ser reconhecido contabilmente (CPC, 2008).

as boas e as más notícias são representadas por retornos positivos e retornos negativos nas ações das empresas, respectivamente.

Os preços das ações no mercado derivam da expectativa dos investidores em relação ao desempenho futuro da empresa, considerando-se o conjunto de informações disponíveis em determinado momento. As alterações nos preços indicam o surgimento de novas informações que afetam o desempenho futuro da empresa. Retornos positivos revelam uma expectativa de melhor desempenho (boas notícias) e retornos negativos evidenciam uma expectativa de pior desempenho (más notícias).

O modelo proposto por Basu (1997) mede a relação entre o lucro contábil e as variações positivas (boas notícias) e negativas (más notícias) nos preços das ações. Na hipótese de conservadorismo, o lucro terá relação mais forte com os retornos negativos do que com os retornos positivos, uma vez que a contabilidade anteciparia o registro das perdas econômicas já incorporadas aos preços das ações. Portanto, o lucro reflete mais rapidamente as perdas econômicas (más notícias) do que os ganhos econômicos (boas notícias).

O modelo é dado pela regressão reversa entre lucros e retornos:

$$X_{i,t}/P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 DR_{i,t} + \beta_0 R_{i,t} + \beta_1 R_{i,t} DR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $X_{i,t}$ é o lucro por ação; $P_{i,t-1}$ é o preço da ação; $R_{i,t}$ é o retorno da ação; $DR_{i,t}$ é uma variável *dummy* que assume valor 1, se $R_{i,t} < 0$, e valor 0, caso contrário; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro. O lucro é deflacionado pelo preço da ação no início do período para controle da heterocedasticidade.

O coeficiente β_0 mede a resposta dos lucros aos retornos quando esses são positivos, enquanto $(\beta_0 + \beta_1)$ mede a resposta dos lucros aos retornos quando esses são negativos. O coeficiente β_1 mede a resposta incremental dos lucros aos retornos negativos relativamente aos retornos positivos. O tamanho relativo dos coeficientes dos retornos negativos sobre os coeficientes dos retornos positivos é dado por $(\beta_0 + \beta_1)/\beta_0$.

Sob a hipótese de conservadorismo, os lucros serão mais fortemente relacionados com os retornos negativos do que com os retornos positivos, o que implica $\beta_0 + \beta_1 > \beta_0$, isto é, $\beta_1 > 0$. Dessa forma, o coeficiente β_1 é uma medida do reconhecimento oportuno e assimétrico das perdas em relação aos ganhos nos lucros contábeis. Um coeficiente β_1 positivo e significativo revela a presença de conservadorismo condicional.

O reconhecimento oportuno e assimétrico de perdas e de ganhos nos lucros contábeis também pode ser mensurado por meio do coeficiente de determinação (R^2) da regressão do modelo de Basu (1997), para amostras separadas de empresas com retornos positivos e negativos. Na presença de conservadorismo, o coeficiente de determinação da regressão para a amostra de empresas com retornos negativos será maior do que o da amostra de empresas com retornos positivos.

A medida de oportunidade assimétrica dos lucros, proposta por Basu (1997), se tornou uma referência na literatura contábil, impulsionando as pesquisas empíricas que investigam a prática do conservadorismo. Ryan (2006, p. 512) considera que a oportunidade assimétrica dos lucros é a implicação mais direta do conservadorismo condicional e, por isso, deve manter a sua primazia nas pesquisas que investigam esse fenômeno.

Roychowdhury e Watts (2006) fizeram uma análise comparativa entre a oportunidade assimétrica dos lucros e o índice *market-to-book* como medidas de conservadorismo. Os resultados evidenciaram que as duas medidas são positivamente correlacionadas apenas quando o período de estimação é igual ou superior a dois anos. Os autores também concluíram que o coeficiente de Basu (1997) é uma medida mais eficaz de conservadorismo quando estimado de forma acumulada em mais de um período.

A medida proposta por Basu (1997) apresenta diversas restrições quanto à sua capacidade de capturar o conservadorismo. O modelo assume que os retornos das ações refletem novas notícias disponíveis no mercado que afetarão o desempenho futuro da empresa e que os ganhos e as perdas decorrentes dessas notícias podem ser reconhecidos nos resultados contábeis do próprio período. No entanto, as variações nos preços das ações podem estar associadas a flutuações normais do mercado financeiro e podem não implicar diretamente ganhos ou perdas passíveis de serem reconhecidos nos resultados contábeis da empresa. Por

exemplo, uma queda no preço das ações pode ser o reflexo de um movimento de realização de lucros por parte dos investidores.

O modelo de Basu (1997) assume implicitamente que todos os eventos econômicos são passíveis de serem reportados no período em que eles ocorrem (GIVOLY *et al*, 2007, p. 77). Todavia, esses autores apresentam exemplos de diversos eventos que não afetam ou que afetam apenas marginalmente os lucros correntes da empresa, como a celebração de um novo contrato de longo prazo, as alterações nas taxas de juros que não impactam as dívidas existentes e as novas regulações que influenciam apenas as operações futuras. Tais eventos impactam os retornos, mas não os lucros correntes, gerando viés para a medida.

Ryan (2006, p. 515-516) sumariza uma série de limitações da oportunidade assimétrica como medida do conservadorismo condicional, com destaque para:

- a) Os retornos podem refletir diferentemente boas e más notícias, dependendo da política de *disclosure* da empresa, e, também, podem refletir o próprio conteúdo informacional dos lucros;
- b) As más notícias podem não ser reconhecidas imediatamente nos lucros, devido aos limites dos princípios contábeis para a baixa por *impairment*;
- c) Pode ser difícil observar empiricamente a oportunidade assimétrica quando múltiplos choques são agregados aos retornos e aos lucros;
- d) Certos fenômenos como as opções de abandono e o diferimento de ganhos e a antecipação de perdas para fins tributários, também levam à oportunidade assimétrica;
- e) Comportamentos discricionários como o incremento nos prejuízos dos anos ruins para aumentar os lucros dos anos subsequentes (*big bath accounting*), e a criação de reservas em anos bons para a proteção contra possíveis perdas nos anos ruins (*cookie jar reserving*), também geram oportunidade assimétrica.

2.6.3 Persistência e transitoriedade dos lucros

O maior grau de verificabilidade exigido pelos elaboradores das demonstrações contábeis para o reconhecimento de boas e de más notícias faz com que os ganhos e as perdas econômicas apresentem características diferenciadas de persistência e de transitoriedade na série temporal de lucros.

Na presença de conservadorismo, as empresas que se defrontam com más notícias são mais propensas a reconhecer as perdas econômicas tempestivamente em seus resultados contábeis, do que aquelas que se defrontam com boas notícias reconhecem os ganhos econômicos (BASU, 1997, p. 4). O reconhecimento dos ganhos econômicos é diferido até o momento em que os fluxos de caixa são realizados, o que ocorre ao longo dos períodos subsequentes. Em consequência, esses ganhos configuram-se como um componente persistente na série temporal de lucros.

Já o reconhecimento tempestivo das perdas econômicas nos lucros contábeis faz com que elas impactem apenas o resultado contemporâneo e não sensibilize os resultados futuros da empresa, ou seja, há uma reversão das perdas nos períodos subsequentes. Dessa forma, as perdas econômicas são um componente transitório na série temporal de lucros.

Para Watts (2003b, p. 289), como as empresas que apresentam lucros ou incrementos nos lucros são mais prováveis de terem reconhecido ganhos, os lucros e os incrementos nos lucros também são, provavelmente, mais persistentes. Além disso, uma vez que as empresas com prejuízos ou reduções nos lucros são mais prováveis de terem reconhecido perdas, as quais em geral não são recorrentes, os prejuízos e as reduções nos lucros são, provavelmente, menos persistentes. Assim, a persistência e a transitoriedade nos lucros e suas variações fornecem medidas de conservadorismo contábil.

Basu (1997, p. 19) considera que a oportunidade e a persistência são dois métodos diferentes de se observar o mesmo fenômeno (conservadorismo). No conservadorismo, os lucros serão mais oportunos para as más notícias e, conseqüentemente, menos persistentes. Em sua pesquisa, o autor examinou se as reduções nos lucros são menos persistentes (mais transitórias) do que os incrementos nos lucros de uma amostra de empresas, por meio do seguinte modelo:

$$\Delta X_{i,t}/P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 D + \beta_0 \Delta X_{i,t-1}/P_{i,t-2} + \beta_1 D \Delta X_{i,t-1}/P_{i,t-2} + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $\Delta X_{i,t}$ e $\Delta X_{i,t-1}$ são as variações nos lucros; $P_{i,t-1}$ e $P_{i,t-2}$ são os preços das ações; D é uma variável *dummy* que assume valor 1, se $\Delta X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$ é negativo, e valor 0, caso contrário; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

No modelo de Basu (1997), as variações nos lucros são deflacionadas pelo preço das ações no início do período, para o controle da heterocedasticidade. Porém, Ball e Shivakumar (2005) aplicaram esse modelo a uma amostra de companhias abertas e companhias fechadas no Reino Unido, e escalonaram as variações no lucro pelo valor contábil dos ativos no início do período.

O modelo mede a oportunidade e a persistência presentes na série temporal de lucros da empresa, segregando as variações positivas das variações negativas. O coeficiente β_0 mede a resposta das variações precedentes nos lucros quando essas são positivas, enquanto $(\beta_0 + \beta_1)$ mede a resposta das variações precedentes nos lucros quando essas são negativas.

Na hipótese de conservadorismo, as variações positivas serão persistentes na série temporal de lucros, devido ao diferimento do reconhecimento dos ganhos, o que implica coeficiente β_0 não diferente de zero estatisticamente. Além disso, as variações negativas serão transitórias na série temporal de lucros, por conta do reconhecimento oportuno das perdas, o que implica $\beta_0 + \beta_1 < 0$ e $\beta_1 < 0$. O coeficiente β_1 do modelo revela se há reversão das perdas na série temporal de lucros, o que sugere a presença de conservadorismo.

Cabe ressaltar que previamente ao trabalho de Basu (1997), outros pesquisadores já haviam elaborado e testado a hipótese de que as variações negativas nos lucros são mais prováveis de serem revertidas do que as variações positivas, como, por exemplo, Buckmaster e Brooks (1976), Watts (1993) e Elgers e Lo (1994).

Ainda que não incorra nos problemas associados ao uso dos retornos das ações discutidas na seção 2.6.2, a medida que capta o conservadorismo por meio da persistência e da transitoriedade dos lucros também está sujeita a limitações. Uma restrição é que a série de lucros é impactada por decisões discricionárias dos gestores, direcionadas ao gerenciamento dos resultados da empresa, como a suavização dos lucros (*income smoothing*), o incremento nos prejuízos dos anos ruins para aumentar os lucros dos anos subsequentes (*big bath*

accounting) e a criação de reservas em anos bons para a proteção contra as perdas dos anos ruins (*cookie jar reserving*).

2.6.4 Acumulações contábeis e fluxos de caixa operacionais

O conservadorismo faz com que as perdas econômicas sejam incorporadas aos lucros contábeis mais oportunamente do que os ganhos econômicos. Como o reconhecimento de ganhos e de perdas não realizados nos lucros ocorre por meio dos ajustes pelo regime de competência, o comportamento das acumulações contábeis (*accruals*) pode ser utilizado para identificar a presença de práticas conservadoras.

Ball e Shivakumar (2005) propuseram uma abordagem alternativa ao modelo de associação entre lucros e retornos de Basu (1997), a fim de medir o conservadorismo de companhias fechadas no Reino Unido, explorando o reconhecimento oportuno de perdas econômicas por meio de acumulações contábeis.

As acumulações contábeis de capital de giro têm como função principal produzir um lucro com menos ruído do que o fluxo de caixa das operações, compensando os efeitos transitórios presentes nas variações de caixa, o que leva as acumulações contábeis e os fluxos de caixa operacionais contemporâneos a serem negativamente correlacionados (DECHOW, 1994; DECHOW *et al*, 1998).

Ball e Shivakumar (2005, p. 93) apontaram que o segundo papel das acumulações contábeis é permitir o reconhecimento oportuno das perdas e dos ganhos econômicos nos lucros, função que 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).

Esse comportamento da correlação ocorre porque as revisões nos fluxos de caixa correntes de um ativo fixo, em geral, são positivamente correlacionadas com as revisões nos fluxos de caixa futuros esperados, posto que aumentos (decréscimos) nos fluxos de caixa correntes normalmente são seguidos por aumentos (decréscimos) nos fluxos de caixa subsequentes. Como o reconhecimento das revisões de fluxos de caixa esperados exige acumulações contábeis, essas serão positivamente correlacionadas com choques nos fluxos de caixa correntes (BALL; SHIVAKUMAR, 2006, p. 213).

O modelo proposto pelos autores captura a relação entre as acumulações contábeis e os fluxos de caixa operacionais contemporâneos, que são segregados em valores positivos e negativos. O modelo é dado por:

$$AC_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DCFO_{i,t} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 DCFO_{i,t} CFO_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $AC_{i,t}$ são as acumulações contábeis (*accruals*); $CFO_{i,t}$ é o fluxo de caixa operacional; $DCFO_{i,t}$ 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 (AC) e o fluxo de caixa das operações (CFO) são escalonados pelo valor dos ativos da empresa no início do período. O fluxo de caixa das operações é medido pelo lucro antes dos itens excepcionais e extraordinários, menos as acumulações contábeis. As acumulações contábeis, por sua vez, são assim calculadas:

$$AC_{i,t} = \Delta Est_{i,t} + \Delta Cli_{i,t} + \Delta OAC_{i,t} - \Delta For_{i,t} - \Delta OPC_{i,t} - Dep_{i,t} \quad (7)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $AC_{i,t}$ são as acumulações contábeis; $\Delta Est_{i,t}$ 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.

Dada a correlação negativa entre acumulações contábeis e fluxos de caixa operacionais prevista por Dechow *et al* (1998), espera-se que o coeficiente β_2 do modelo (6) seja negativo. Na hipótese de conservadorismo, as perdas reconhecidas pelo regime de competência serão mais prováveis nos períodos em que ocorrerem fluxos de caixa operacionais negativos. Portanto, as acumulações contábeis serão mais relacionadas com os fluxos de caixa negativos do que com os positivos, o que implica que o coeficiente β_3 do modelo (6) será positivo.

Uma restrição dessa abordagem é que os fluxos de caixa operacionais podem não incorporar novas notícias que impactam o desempenho futuro da empresa de maneira tão tempestiva e

abrangente quanto os preços das ações. Além disso, os fluxos de caixa operacionais podem ser influenciados por diversas escolhas contábeis não relacionadas ao conservadorismo.

Bushman e Piotroski (2006, p. 137) destacam que essa metodologia confia na premissa de que as implicações das notícias correntes sobre o fluxo de caixa ocorrem no próprio ano e são persistentes, ou seja, os eventos econômicos ruins impactarão negativamente os fluxos de caixa correntes e futuros. Adicionalmente, os autores registram que a medida supõe que os fluxos de caixa operacionais não são enviesados, mas que as pesquisas existentes sugerem que os gestores também têm incentivos para manipular as atividades reais das empresas. Por fim, os fluxos de caixa operacionais misturam os efeitos de notícias passadas e de notícias correntes.

2.6.5 Acumulações contábeis não operacionais

Além da relação com os fluxos de caixa operacionais positivos e negativos, as acumulações contábeis também são utilizadas por alguns pesquisadores para mensurar o grau de conservadorismo das empresas com base no sinal e na magnitude dos seus valores totalizados ao longo do tempo.

Para Givoly e Hayn (2000, p. 292), as acumulações contábeis tendem a se reverter ao longo do tempo, uma vez que os períodos em que o lucro é superior (inferior) ao fluxo de caixa operacional geralmente são seguidos por períodos com acumulações contábeis negativas (positivas). Para empresas em equilíbrio, o valor acumulado dos lucros antes da depreciação e da amortização deve convergir, no longo prazo, para o fluxo de caixa operacional. Assim, acumulações contábeis consistentemente negativas são um indicativo de conservadorismo.

Os autores separaram as acumulações contábeis totais, antes da depreciação, em operacionais (de capital de giro) e não operacionais, e utilizaram o saldo dessas últimas como uma medida de conservadorismo. As acumulações contábeis totais são dadas por:

$$ACT_{i,t} = LL_{i,t} + Dep_{i,t} - FCO_{i,t} \quad (8)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $ACT_{i,t}$ são as acumulações contábeis totais; $LL_{i,t}$ é o lucro líquido; $Dep_{i,t}$ é a depreciação; e $FCO_{i,t}$ é o fluxo de caixa operacional.

As acumulações contábeis operacionais originam-se das atividades cotidianas da empresa e são assim calculadas pelos autores:

$$ACO_{i,t} = \Delta Cli_{i,t} + \Delta Est_{i,t} + \Delta DAnt_{i,t} - \Delta For_{i,t} - \Delta Imp_{i,t} \quad (9)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $ACO_{i,t}$ são as acumulações contábeis operacionais; $\Delta Cli_{i,t}$ é a variação na conta clientes; $\Delta Est_{i,t}$ é a variação em estoques; $\Delta DAnt_{i,t}$ é a variação em despesas antecipadas; $\Delta For_{i,t}$ é a variação na conta fornecedores; e $\Delta Imp_{i,t}$ é a variação em impostos a pagar.

As acumulações contábeis não operacionais derivam principalmente de itens como provisões para créditos de liquidação duvidosa e suas reversões, despesas de reestruturação, efeito de mudanças de estimativas, ganhos e perdas na venda de ativos, baixas de ativos, aprovisionamento e capitalização de gastos, e deferimento de receitas e seu reconhecimento subsequente (GIVOLY; HAYN, 2000, p. 304).

As acumulações contábeis não operacionais são calculadas conforme equação a seguir e são escalonadas pelo valor dos ativos e, alternativamente, pela receita de vendas da empresa.

$$ACNO_{i,t} = ACT_{i,t} - ACO_{i,t} \quad (10)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $ACNO_{i,t}$ são as acumulações contábeis não operacionais; $ACT_{i,t}$ são as acumulações contábeis totais; e $ACO_{i,t}$ são as acumulações contábeis operacionais.

Uma limitação dessa medida é que ela também é sensibilizada por decisões de gerenciamento de resultados como o *big bath accounting*, o que pode dificultar o exame do conservadorismo. Outra restrição, apontada por Jieying Zhang (2008, p. 7), é que o fluxo de caixa operacional também pode conter acumulações contábeis de investimento, quando um ativo adquirido à vista é baixado como despesa operacional ao invés de ser capitalizado. Além disso, Garrod *et*

al (2004) obtiveram evidências de que a oportunidade assimétrica é maior no componente capital de giro das acumulações contábeis do que nos demais, o que induz a questionamentos sobre a adequação das acumulações contábeis não operacionais como medida de conservadorismo.

2.6.6 Assimetria na distribuição de lucros

O reconhecimento imediato das perdas econômicas e o diferimento do reconhecimento dos ganhos econômicos decorrentes do conservadorismo fazem com que os lucros apresentem uma distribuição de probabilidades negativamente assimétrica em comparação à distribuição dos fluxos de caixa.

Givoly e Hayn (2000) utilizaram, como medida de conservadorismo, a assimetria da distribuição de lucros relativamente à distribuição de fluxos de caixa operacionais. A assimetria foi calculada em relação à série temporal de lucros e de fluxos de caixa de cada empresa, utilizando janelas móveis, bem como em corte transversal para todas as empresas da amostra analisada.

A assimetria foi assim obtida pelos autores:

$$Assimetria = \mathbb{E} \left[\left(\frac{X - \mu}{\sigma} \right)^3 \right] \quad (11)$$

em que X é o lucro ou fluxo de caixa operacional e μ e σ são a média e o desvio padrão da distribuição de X . O lucro e o fluxo de caixa operacional são escalonados pelo valor dos ativos das empresas.

Givoly e Hayn (2000) calcularam separadamente a assimetria dos lucros e dos fluxos de caixa operacionais e analisaram graficamente a evolução das duas medidas. Os autores observaram que a distribuição dos lucros é mais assimetricamente negativa do que a dos fluxos operacionais, o que é consistente com a hipótese de conservadorismo.

Uma limitação importante dessa medida é que ela captura a extensão na qual as perdas e os ganhos econômicos são reconhecidos nos resultados contábeis, mas não a oportunidade desse

reconhecimento. Ryan (2006, p. 519) apresenta um exemplo para ilustrar essa questão: uma empresa que sempre reconheça baixas por *impairment* nos montantes corretos, mas com dez anos de atraso, apresentará características de assimetria e de variabilidade nos lucros similares a uma firma que reconheça a mesmas baixas tempestivamente. Apesar do comportamento semelhante das séries de lucro, a primeira empresa não estaria sendo conservadora, diferentemente da última. Além disso, a medida de assimetria da distribuição de lucros também é afetada pelas decisões discricionárias voltadas ao gerenciamento de resultados, como o *big bath accounting*.

2.6.7 Variabilidade na distribuição de lucros

O conservadorismo implica que as perdas econômicas sejam reconhecidas antecipadamente nos lucros contábeis e não gradualmente, conforme elas sejam realizadas em termos de fluxos de caixa nos períodos futuros. Devido à antecipação de perdas não realizadas, o conservadorismo provoca maior variância na série temporal de lucros, que provavelmente seria mais suave, caso as perdas fossem reconhecidas apenas quando realizadas.

Givoly e Hayn (2000, p. 293) consideram que um aumento no nível de conservadorismo materializa-se no reconhecimento mais tempestivo das más notícias ou na tendência de antecipar perdas e custos futuros, portanto, ele estará associado à maior variabilidade na série de lucros.

Os autores utilizaram a variabilidade das séries temporais de lucros em relação às de fluxos de caixa operacionais para examinar o conservadorismo em uma amostra de empresas. Os resultados mostraram que o desvio padrão dos lucros é maior do que o desvio padrão dos fluxos de caixa operacionais, ambos escalonados pelo valor dos ativos. Além disso, a variabilidade apresentou tendência crescente nas últimas décadas, consistente com a hipótese de aumento no conservadorismo.

As limitações da variabilidade na distribuição dos lucros como métrica de conservadorismo são similares às limitações da medida de assimetria relatadas na seção anterior, isto é, a medida não captura a oportunidade no reconhecimento de perdas nos resultados contábeis e é impactada por práticas de gerenciamento de resultados.

2.6.8 Escore de Conservadorismo

Khan e Watts (2009) consideram que as medidas tradicionais de conservadorismo apresentam restrições quando aplicadas no nível da firma e, por isso, desenvolveram uma métrica que pode ser utilizada para examinar tanto as variações temporais quanto as variações em corte transversal do nível de conservadorismo das empresas. A medida é denominada escore de conservadorismo (*C-Score*) e baseia-se no conceito de reconhecimento oportuno e assimétrico de perdas, discutido por Basu (1997).

Conforme já abordado na seção 2.1, Watts (2003a) sugere que o conservadorismo é motivado por quatro fatores: contratos, litígios, tributação e regulação. Khan e Watts (2009, p. 134) entendem que esses quatro fatores variam de acordo com o conjunto de oportunidades de investimento que a empresa dispõe, e que tamanho, índice *market-to-book* e nível de endividamento são *proxies* normalmente utilizadas para medir oportunidades de investimento.

Em consequência, as três variáveis estariam ligadas indiretamente ao conservadorismo. Khan e Watts (2009, p. 134-136) apresentaram, em sua pesquisa, uma extensa argumentação para justificar de que maneira o tamanho, o índice *market-to-book* e o endividamento se relacionam com os quatro fatores apontados por Watts (2003a) como determinantes do conservadorismo.

Para calcular o escore de conservadorismo (*C-Score*), são estimadas regressões anuais em corte transversal do modelo de Basu (1997), apresentado na seção 2.6.2, especificando os coeficientes de oportunidade como uma função linear das três características da empresa: tamanho, índice *market-to-book* e endividamento. O modelo é assim expresso:

$$X_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 D_{i,t} + R_{i,t}(\mu_1 + \mu_2 Size_{i,t} + \mu_3 M/B_{i,t} + \mu_4 Lev_{i,t}) + D_{i,t} R_{i,t}(\lambda_1 + \lambda_2 Size_{i,t} + \lambda_3 M/B_{i,t} + \lambda_4 Lev_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (12)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $X_{i,t}$ é o lucro; $R_{i,t}$ é o retorno da ação; $D_{i,t}$ é uma variável *dummy* que assume valor 1, se $R_{i,t} < 0$, e valor 0, caso contrário; $Size_{i,t}$ é o tamanho da empresa; $M/B_{i,t}$ é o índice *market-to-book*; $Lev_{i,t}$ é o endividamento da empresa; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

Após os coeficientes serem estimados, o escore de conservadorismo (*C-Score*) é calculado substituindo-se o tamanho, o índice *market-to-book* e o endividamento anual de cada empresa na regressão estimada para o respectivo ano, conforme expressão a seguir. Quanto maior o grau de conservadorismo da empresa, maior será o seu escore.

$$C_Score_{i,t} = \lambda_{1,t} + \lambda_{2,t}Size_{i,t} + \lambda_{3,t}M/B_{i,t} + \lambda_{4,t}Lev_{i,t} \quad (13)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; C_Score_{it} é o escore de conservadorismo; e as demais variáveis como definidas em (12). Os coeficientes $\lambda_{i,t}$, $i = 1, \dots, 4$, são constantes entre as empresas, mas variam temporalmente.

As limitações do escore de conservadorismo proposto por Khan e Watts (2009) englobam as restrições referentes ao índice *market-to-book*, comentadas na seção 2.6.1, e os problemas relativos à oportunidade assimétrica dos lucros, discutidos na seção 2.6.2.

2.7 Evidências de conservadorismo no Brasil

Apesar da ampla discussão que tem se desenvolvido na literatura acadêmica internacional acerca do conservadorismo e dos fatores que motivam essa prática na contabilidade, ainda são poucas as pesquisas conduzidas no Brasil com o propósito de investigar a presença desse atributo nas demonstrações contábeis das empresas.

Os estudos realizados sobre esse tema, no Brasil, medem o grau de conservadorismo nas demonstrações contábeis de diferentes amostras de empresas e testam hipóteses acerca de fatores que poderiam motivar a prática. Os resultados dessas pesquisas, apesar de ainda incipientes e por vezes contraditórios, em geral, indicam a presença do atributo nos reportes contábeis das empresas. No entanto, o grau de conservadorismo observado é bastante reduzido frente às economias mais desenvolvidas, provavelmente em razão do ambiente institucional brasileiro de fraco incentivo à qualidade informacional. Além disso, ainda não há uma convergência nas evidências acerca dos fatores que explicam essa prática contábil no Brasil.

Alguns trabalhos centram a discussão no papel do conservadorismo contábil global, não se baseando nos conceitos e nas medidas desenvolvidas especificamente para capturar a presença do conservadorismo condicional. Todavia, os estudos que tratam desse último conceito estão mais presentes na literatura brasileira recente, possivelmente em razão da disseminação do modelo de Basu (1997) nas pesquisas internacionais.

A seguir, são revisitados os estudos empíricos sobre conservadorismo contábil publicados recentemente no Brasil e relatados os resultados obtidos e as principais conclusões dos pesquisadores. Para facilitar a análise dessas evidências, as pesquisas são divididas em seis grupos, definidos de acordo com os objetivos dos trabalhos e as hipóteses testadas pelos autores. Os grupos são: (i) detecção de conservadorismo, (ii) mercado de capitais, (iii) governança corporativa, (iv) padrões contábeis, (v) regulação e (vi) comparação entre países.

2.7.1 Detecção do conservadorismo

Os primeiros trabalhos foram realizados com o objetivo de detectar a presença do conservadorismo nas demonstrações contábeis publicadas pelas empresas no Brasil. Nessas pesquisas, os autores não examinaram hipóteses específicas sobre fatores que poderiam motivar posturas conservadoras das empresas.

Rangel e Teixeira (2003) investigaram o conservadorismo por meio da análise do índice *market-to-book*. O conservadorismo foi identificado quando o valor de livro das ações da empresa é inferior ao seu valor de mercado. O estudo baseou-se em uma amostra de 23 companhias abertas dos setores de siderurgia e metalurgia, no período entre 1998 e 2001. Os resultados suportaram a hipótese de que as empresas não praticam o conservadorismo, já que o valor de livro das ações é maior do que o valor de mercado (índice *market-to-book* menor que um). Esses resultados se mantiveram mesmo com a exclusão das reavaliações de ativos e dos ativos diferidos. Os autores concluíram que há um mau uso do conservadorismo no Brasil e recomendaram a padronização internacional das regras contábeis.

Soares e Neiva (2007) examinaram o conservadorismo em uma amostra de 39 companhias abertas industriais que figuravam entre as 500 maiores empresas por vendas no ano de 2005. O período de análise foi de 2001 a 2005. O conservadorismo foi medido pelo índice *market-to-book*, também calculado antes e depois da exclusão das reavaliações de ativos e dos ativos

diferidos. Os resultados indicaram a presença do conservadorismo nas demonstrações contábeis das empresas da amostra nos anos de 2001 a 2004 (índice *market-to-book* maior que 1). No entanto, essa característica não foi observada no ano de 2005.

Coelho e Lima (2007a) avaliaram a presença do conservadorismo condicional nos resultados contábeis publicados no Brasil. Foi examinada uma amostra de 1.833 sociedades por ação, no período de 1995 a 2004. Os resultados confirmaram a hipótese dos autores de que os gestores das empresas não praticam o conservadorismo condicional. Entretanto, os autores observaram uma reversão dos componentes transitórios do lucro em maior magnitude, no caso de variações negativas do lucro antecedente.

Os autores dos trabalhos relatados a seguir, além de medir o grau de conservadorismo contábil, testam hipóteses sobre fatores que poderiam explicar essa prática nas empresas.

2.7.2 Mercado de capitais

Uma das primeiras hipóteses testadas nas pesquisas sobre conservadorismo condicional no Brasil está relacionada à presença da empresa no mercado de capitais. Os trabalhos examinaram se as companhias abertas apresentam níveis diferenciados de conservadorismo em relação àquelas que não têm papéis negociados em bolsa de valores, haja vista que as primeiras estariam sujeitas a uma demanda maior de informações contábeis úteis para o monitoramento das relações contratuais. Analisou-se, também, a relação entre o conservadorismo contábil e o comportamento dos títulos da empresa no mercado.

Paulo *et al* (2008) testaram a possível existência de diferenças nos níveis de conservadorismo condicional de companhias abertas e companhias fechadas. Os autores examinaram uma amostra formada por 489 empresas, sendo 146 companhias abertas e 343 companhias fechadas, durante o período de 2000 a 2004. Os resultados revelaram diferenças significativas na prática do conservadorismo condicional entre os dois tipos de empresas e evidenciaram que as demonstrações contábeis das companhias fechadas apresentam menor grau de conservadorismo do que as das companhias abertas, confirmando a hipótese de pesquisa. Segundo os autores, esses resultados podem ser decorrentes do monitoramento sofrido pelas companhias abertas por parte de auditores, de analistas e de órgãos reguladores, bem como do

fato de as normas contábeis estabelecidas para as companhias abertas serem mais rigorosas em relação ao reconhecimento de boas notícias.

Coelho e Lima (2008) também examinaram a prática do conservadorismo condicional na apuração dos lucros entre companhias abertas e companhias fechadas, porém, com base em uma amostra maior e em um período mais longo do que o estudo anterior. A pesquisa foi realizada a partir de dados contábeis de 2.833 empresas no período de 1995 a 2004. Os resultados contrariaram a pesquisa anterior, não sendo obtidas evidências de diferenças significativas entre os níveis de conservadorismo condicional das companhias abertas e companhias fechadas. Os resultados apontaram a ausência de conservadorismo no conjunto de empresas analisadas. Para os autores, as normas contábeis brasileiras não são suficientes para induzir a prática do conservadorismo pelas empresas, especialmente as companhias abertas. Dessa forma, não há demanda do mercado de capitais de informações contábeis de maior qualidade nas companhias abertas.

Lopes (2001) avaliou a relevância da informação contábil para explicar o comportamento dos preços das ações no mercado de capitais. Entre outros testes, o autor examinou como o lucro contábil incorpora o resultado econômico, definido como a variação do preço das ações negociadas no mercado. O reconhecimento assimétrico das informações econômicas pela contabilidade caracterizou o conservadorismo. O trabalho baseou-se em uma amostra de companhias abertas no período de 1995 a 1999.

Os resultados revelaram que o valor patrimonial das empresas é superior ao seu valor de mercado. O autor comentou que isso evidencia uma espécie de conservadorismo às avessas, no qual a contabilidade está reconhecendo itens que não são capturados pelo mercado. Com a aplicação do modelo de lucros associados a retornos de Basu (1997), não foram obtidas evidências de conservadorismo condicional para todo o período analisado. Apesar disso, analisando as variáveis anualmente, observou-se um aumento no grau de conservadorismo condicional no último período (1999). O autor concluiu que a informação contábil no Brasil é menos conservadora do que em países *Common Law* e que esse resultado é reflexo do sistema de governança corporativa, cujas características são de forte regulação, de concentração de propriedade e de informação contábil voltada para reguladores e para proprietários.

Paulo (2009) desenvolveu uma pesquisa para avaliar se a qualidade das informações contábeis é afetada pela oferta pública de ações e de debêntures no mercado de capitais. A qualidade da informação contábil foi caracterizada por quatro dimensões: conservadorismo, persistência, gerenciamento de resultados e qualidade dos *accruals*. Foram analisadas as empresas que efetuaram ofertas públicas de ações e de debêntures no Brasil entre os anos de 2000 a 2006, perfazendo um total de 436 observações (empresas-ano).

Os resultados da pesquisa evidenciaram que as dimensões avaliadas não são significativamente diferentes nos períodos em torno da emissão pública de ações e de debêntures, portanto, a oferta pública desses títulos não afeta a qualidade das informações contábeis das empresas. Quanto ao conservadorismo, especificamente, o autor considerou os resultados insatisfatórios, devido ao baixo poder preditivo do modelo econométrico aplicado.

2.7.3 Governança corporativa

Diversos estudos examinaram a relação entre a governança corporativa e o conservadorismo contábil. A hipótese geral examinada é a de que o conservadorismo é maior quando os mecanismos de governança corporativa apresentam-se melhores, o que levaria à redução da assimetria informacional e dos conflitos de agência.

Antunes e Costa (2007) examinaram se as práticas de governança corporativa afetam a qualidade da informação contábil, representada por medidas de conservadorismo condicional, de oportunidade e de relevância do lucro e do patrimônio líquido. Os pesquisadores analisaram uma amostra formada por 94 empresas que aderiram aos níveis diferenciados de governança corporativa da BM&FBOVESPA, completada com as demais empresas que não fizeram a adesão. O período de análise foi de 1999 e 2005.

Os resultados indicaram que a adesão aos níveis diferenciados de governança corporativa não afeta a qualidade da informação contábil. As empresas com níveis diferenciados de governança corporativa não apresentaram maior qualidade da informação contábil do que as demais firmas. Além disso, a qualidade não aumentou após a adesão. Em relação ao grau de conservadorismo, também não há evidências de que ele seja maior nas empresas com níveis diferenciados de governança corporativa ou de que tenha aumentado após a adesão. Os autores acreditam que esses resultados decorrem do fato de que os níveis diferenciados de

governança corporativa da BM&FBOVESPA não representam práticas efetivas de governança. Segundo os autores, a adesão aos níveis diferenciados de governança corporativa parece ser motivada, principalmente, pelo aumento da liquidez dos papéis.

Em pesquisa semelhante, Antunes *et al* (2010) também investigaram as diferenças na qualidade da informação contábil entre as empresas com níveis de governança corporativa diferenciados. A qualidade da informação contábil foi expressa por medidas de oportunidade, de conservadorismo condicional e de relevância do lucro e do patrimônio líquido. A pesquisa englobou o período de 1996 a 2006 e foi feita com base em uma amostra de 37 empresas, das quais 22 listadas nos níveis diferenciados de governança corporativa da BM&FBOVESPA e 15 não. Utilizando procedimentos estatísticos diferentes em relação ao estudo anterior, os autores obtiveram evidências que confirmam que a adesão aos níveis diferenciados de governança corporativa não aumenta a qualidade das informações contábeis.

Em relação ao conservadorismo, também não há indícios de que as informações contábeis das empresas com níveis diferenciados de governança corporativa sejam mais conservadoras do que as das demais firmas. Além de ratificarem as conclusões apresentadas no estudo anterior, os autores comentaram que os resultados podem ter sido influenciados pelo baixo número de adesões ao Novo Mercado no período analisado, pela elevada concentração acionária das empresas e pelo fato de o Brasil ser um país de origem jurídica na lei codificada.

Coelho e Lima (2007b) examinaram se a segmentação das companhias abertas nos níveis diferenciados de governança corporativa da BM&FBOVESPA provoca distinção no grau de conservadorismo condicional das suas demonstrações contábeis, em razão dos compromissos assumidos por essas empresas com padrões especiais de divulgação de informações. O estudo foi realizado a partir de uma amostra formada por 331 companhias abertas listadas na BM&FBOVESPA no período de 1993 a 2005.

Os resultados evidenciaram a presença do conservadorismo condicional nas demonstrações contábeis das companhias abertas. No entanto, não foram observadas diferenças estatisticamente significantes entre o grau de conservadorismo das empresas listadas no segmento tradicional da BM&FBOVESPA e nos segmentos de maior nível de governança corporativa, confirmando a hipótese de pesquisa. Com base nesses resultados, os autores concluíram que a adesão das empresas aos níveis diferenciados de governança corporativa

não representa um incentivo econômico suficiente para gerar demanda significativa de qualidade nas informações contábeis.

Almeida *et al* (2008) estudaram se o grau de conservadorismo condicional das empresas que fazem parte dos níveis diferenciados de governança corporativa da BM&FBOVESPA é superior ao das demais firmas. Os autores analisaram uma amostra de companhias abertas (1.351 observações) no período entre 2000 e 2004. Os resultados revelaram que as demonstrações contábeis das companhias abertas analisadas são conservadoras. Além disso, observou-se que o grau de conservadorismo das empresas que aderiram aos níveis diferenciados de governança corporativa da BM&FBOVESPA é maior do que o das firmas que não fizeram a adesão.

Gonzaga e Costa (2009) investigaram se o grau de conservadorismo está relacionado com os conflitos entre acionistas majoritários e minoritários na definição da política de dividendos da empresa. Os autores basearam-se nas proposições de Ahmed *et al* (2002), que afirmam que o conservadorismo reduz os lucros e os dividendos, minimizando os conflitos de agência. Foram utilizadas duas métricas de conservadorismo: as acumulações contábeis e o índice *book-to-market*, e quatro medidas para os conflitos sobre políticas de dividendos: incerteza operacional, endividamento, dividendos distribuídos e proporção do direito a voto em relação ao direito ao fluxo de caixa do maior acionista. O estudo envolveu as companhias abertas listadas BM&FBOVESPA no período entre 1995 e 2006.

Os resultados indicaram a existência de relação entre o conservadorismo e os conflitos entre acionistas majoritários e minoritários sobre a política de dividendos, sugerindo que a contabilidade é mais conservadora nas empresas em que os conflitos são maiores. Segundo os autores, esses resultados corroboram a argumentação de que o conservadorismo possui função relevante na estrutura contratual da firma.

Lopes e Walker (2008) examinaram os determinantes da qualidade da informação contábil no Brasil, utilizando o Índice de Governança Corporativa Brasileiro (*Brazilian Corporate Governance Index* - BGCI) e quatro propriedades dos números contábeis: *value relevance*, oportunidade, conservadorismo e gerenciamento de resultados. O estudo analisou uma amostra de companhias abertas (1.632 empresas-ano) no período entre 1998 e 2004.

Os resultados revelaram que práticas superiores de governança corporativa têm efeito positivo sobre a qualidade da informação contábil. Além disso, a qualidade dos lucros das empresas brasileiras com boa governança é similar à das empresas em países desenvolvidos com sistemas legais de *Common Law*. No que tange ao conservadorismo, as evidências sugeriram que a boa governança corporativa, combinada com a listagem em bolsas de mais de um país, proporciona aumento significativo no conservadorismo condicional das empresas. Para os autores, os resultados indicam que as empresas com oportunidades de crescimento adotam voluntariamente ações para fortalecer sua governança corporativa e melhorar a qualidade informacional dos números contábeis reportados.

2.7.4 Padrões contábeis

A influência dos padrões contábeis sobre a prática do conservadorismo foi avaliada em algumas pesquisas realizadas no Brasil. Os estudos examinaram, principalmente, se há diferenças no grau de conservadorismo entre os lucros apurados com base nas normas contábeis brasileiras e nas norte-americanas.

Santos *et al* (2007) avaliaram se as normas contábeis brasileiras apresentam grau diferente de conservadorismo em relação às normas norte-americanas (US GAAP). O trabalho examinou o conservadorismo global e não apenas o conservadorismo condicional, como a maior parte das pesquisas sobre esse tema. Os autores utilizaram o índice de conservadorismo proposto por Gray (1980), que expressa o grau relativo de conservadorismo das práticas contábeis de um país por meio da diferença entre os lucros apurados a partir das normas desse país e os registrados com base nas normas norte-americanas. O estudo englobou 30 empresas brasileiras com ADRs negociados na Bolsa de Nova Iorque no período de 2001 a 2005.

Os resultados mostraram que os lucros apurados de acordo com as normas contábeis brasileiras são mais conservadores do que os registrados segundo as normas norte-americanas. No entanto, não foi observado um padrão geral de conservadorismo nas empresas brasileiras, pois o índice varia substancialmente entre as empresas e durante o período analisado. Os autores concluíram que é necessária a harmonização das normas brasileiras com os padrões contábeis internacionais, o que levaria à superação das inconsistências na mensuração do lucro no Brasil.

Santos e Costa (2008) verificaram se o grau de conservadorismo e de oportunidade é maior nas demonstrações contábeis elaboradas por empresas brasileiras segundo o padrão contábil norte-americano (US GAAP), do que segundo o padrão contábil brasileiro. Os autores examinaram uma amostra formada por 33 empresas com ADRs negociados na Bolsa de Nova Iorque no período entre 1999 e 2004.

Os resultados sugeriram que não há diferenças significantes nos níveis de conservadorismo das demonstrações contábeis elaboradas nos padrões norte-americano e brasileiro. Por outro lado, foram obtidos indícios de que os lucros publicados no padrão contábil brasileiro incorporam mais oportunamente os retornos econômicos do que os lucros contábeis reportados em US GAAP. Os autores reconheceram, no entanto, que o reduzido tamanho da amostra pode ter influenciado os resultados.

Coelho *et al* (2010) examinaram a relação entre o conservadorismo condicional e o processo de *cross listing* (listagem em bolsas de valores de mais de um país). Os autores testaram se há diferenças no grau de conservadorismo das empresas brasileiras emissoras de ADRs em relação às não emissoras, bem como se há diferenças nas demonstrações contábeis das empresas emissoras de ADRs elaboradas nos padrões contábeis norte-americano (US GAAP) e brasileiro.

A primeira análise foi realizada com base em uma amostra de 331 empresas emissoras e não emissoras de ADRs, no período de 1999 a 2005, e a segunda análise foi desenvolvida a partir de uma amostra de 30 empresas emissoras de ADRs, no período de 2001 a 2005. Os resultados revelaram que não há diferenças no grau de conservadorismo entre emissoras e não emissoras de ADRs, assim como entre os dois padrões contábeis. Os resultados levaram os autores a concluir que os incentivos referentes à listagem no mercado norte-americano não são suficientes para induzir os gestores à adoção de práticas contábeis conservadoras.

2.7.5 Regulação

A regulação é um dos fatores que pode levar as empresas a reportarem demonstrações contábeis prudentes. No Brasil, os trabalhos publicados recentemente testaram hipóteses acerca da influência de diversos tipos de regulação no grau de conservadorismo.

Rosilda Costa *et al* (2009) investigaram se o nível de conservadorismo contábil é diferenciado entre as empresas de acordo com o grau de regulação a que estão sujeitas. Os autores analisaram uma amostra de 68 empresas dos setores fiscalizados pela Agência Nacional Reguladora (energia elétrica, finanças e seguros, petróleo e gás, transportes, alimentos e bebidas, telecomunicações e águas), dos setores com legislação específica segundo o Manual do Conselho Fiscal do Tesouro Nacional (transporte, petróleo e gás, instituições financeiras e energia elétrica) e dos setores financeiro e elétrico. O período analisado foi de 1996 a 2006.

Os resultados revelaram que o grau de conservadorismo contábil não é maior nas empresas de setores com regulação diferenciada, o que levou à rejeição da hipótese de pesquisa. Os autores entenderam que esse resultado pode estar ligado ao modelo legal do país (*Code Law*), no qual o controle acionário das empresas é centralizado, os acionistas possuem relação direta com credores e empregados e a contabilidade está mais voltada para o governo, de modo que o lucro contábil tende a ser pouco relevante para os tomadores de decisão.

Mendonça *et al* (2010) apuraram se a Lei Sarbanes-Oxley (SOX) aumentou o grau de conservadorismo das empresas brasileiras que emitiram ADRs. O estudo foi feito com base em uma amostra de 60 companhias abertas, das quais 9 são emissoras de ADRs e 51 não são emissoras do título. O período de análise foi de 1996 a 2006, dividido em dois momentos: de 1996 a 2002 (anterior à SOX) e de 2002 a 2006 (posterior à SOX).

Os resultados sinalizaram um aumento no grau de conservadorismo após 2002. Contudo, como essa característica também foi observada nas empresas que não emitiram ADRs, há indícios de que o aumento no conservadorismo não tenha ocorrido em função da referida lei, mas sim por outros fatores. Os autores concluíram que a Lei Sarbanes-Oxley, apesar de introduzir regras mais rígidas de governança corporativa e auditoria, e de aumentar os custos de litígio, não foi suficiente para motivar o conservadorismo nas empresas brasileiras.

Brito *et al* (2008) analisaram se os resultados contábeis das instituições financeiras no Brasil apresentam atributos de conservadorismo condicional e se essa característica é diferenciada entre bancos estatais e privados. O estudo foi realizado com base em uma amostra de 276 instituições financeiras, das quais 36 são estatais e 240 têm controle privado, durante o período de junho de 1997 a junho de 2007.

Os resultados indicaram que os lucros das instituições financeiras, considerados conjuntamente, não apresentam atributos de conservadorismo condicional. Contudo, analisando as instituições estatais e as privadas separadamente, foram observadas evidências de conservadorismo nos resultados publicados pelos bancos estatais, o que confirmou a hipótese de pesquisa. Segundo os autores, os gestores dos bancos estatais tomam decisões sobre a alocação de recursos públicos em operações reguladas e fiscalizadas por diversos órgãos governamentais. Em consequência, sua exposição legal é superior à exposição dos gestores dos bancos privados, o que os leva a reportar lucros mais conservadores.

Kaizer *et al* (2009) avaliaram se o grau de conservadorismo das empresas do setor elétrico é diferenciado em relação às empresas dos demais setores, uma vez que aquelas sofrem incidência de regulação contábil específica. A pesquisa foi realizada a partir de uma amostra de companhias abertas no período entre 1998 e 2006. Os resultados mostraram que o grau de conservadorismo das empresas do setor elétrico é maior do que o das firmas dos demais setores, conforme esperado. Concluiu-se, assim, que a incidência de regulamentação contábil específica influencia a apuração do lucro contábil e o grau de conservadorismo.

Silva *et al* (2009) investigaram o efeito das agências nacionais reguladoras sobre a prática do conservadorismo. Os autores testaram se há diferenças no grau de conservadorismo das empresas reguladas por autarquias governamentais em relação às empresas que não estão afetadas por qualquer agência reguladora específica. Diante do ambiente institucional brasileiro de baixos incentivos econômicos para a qualidade informacional das demonstrações contábeis, o processo de regulação poderia constituir-se em um estímulo à prática do conservadorismo condicional.

Os autores estudaram uma amostra de 364 companhias abertas, reguladas e não reguladas, no período de 1996 a 2007. Das empresas reguladas, 111 estão sujeitas à regulação econômica, na qual as agências reguladoras estabelecem regulamentos genéricos, e 84 sujeitas à regulação contábil, na qual as agências reguladoras também emitem normas contábeis. Os resultados indicaram a presença de conservadorismo condicional nas demonstrações contábeis das empresas consideradas conjuntamente. Todavia, não foram observadas diferenças no grau de conservadorismo das empresas reguladas e não reguladas, sugerindo que a regulação, isoladamente, não aumenta a qualidade informacional das demonstrações contábeis.

2.7.6 Comparação entre países

As pesquisas do último grupo realizaram comparações do grau de conservadorismo entre empresas domiciliadas no Brasil, em outros países da América Latina e nos Estados Unidos. Esses trabalhos investigaram a possível influência do ambiente econômico e institucional no conservadorismo contábil.

Fábio Costa *et al* (2006) examinaram a presença da oportunidade e do conservadorismo condicional nos lucros publicados por companhias abertas de cinco países da América do Sul: Argentina, Brasil, Colômbia, Peru e Venezuela. O objetivo do trabalho foi examinar como o lucro contábil incorpora o retorno econômico e a possível diferença no grau de conservadorismo entre esses países.

O estudo foi desenvolvido a partir de uma amostra de companhias abertas no período de 1995 a 2001. Os resultados revelaram baixa relação entre lucro contábil e retorno econômico, o que foi interpretado pelos autores como uma consequência do ambiente institucional e da estrutura de governança corporativa dos países em questão. Apesar dessa baixa relação, observou-se que o reconhecimento dos retornos negativos é maior do que o dos retornos como um todo, o que evidencia a presença de conservadorismo nos lucros contábeis.

Paulo e Martins (2007) analisaram as diferenças entre a qualidade das informações contábeis das companhias abertas no Brasil e de empresas da América Latina e dos Estados Unidos. O estudo examinou as seguintes dimensões da qualidade da informação contábil: persistência, conservadorismo e gerenciamento de resultados. A amostra analisada foi formada por 2.044 empresas que atuam no Brasil, Argentina, Chile, Colômbia, México, Peru, Venezuela e Estados Unidos, no período de 1996 a 2005.

Os resultados mostraram que há diferenças na qualidade da informação contábil entre os países analisados, reveladas pelas dimensões verificadas. Em relação ao conservadorismo, as evidências apontaram que não há diferenças no grau de reconhecimento oportuno e assimétrico de perdas entre as companhias abertas do Brasil e dos demais países da América Latina, com exceção do México. Observou-se, também, que as companhias abertas no Brasil são menos conservadoras do que as norte-americanas, confirmado a hipótese de pesquisa. Os

autores concluíram que a informação contábil sofre influência do ambiente econômico no qual a organização está inserida.

2.7.7 Síntese das evidências de conservadorismo no Brasil

O Quadro 1 sintetiza as pesquisas brasileiras sobre conservadorismo contábil publicadas recentemente, destacando as amostras selecionadas, os períodos analisados, as métricas de conservadorismo utilizadas e os principais resultados obtidos.

Quadro 1 - Pesquisas brasileiras sobre conservadorismo contábil

Autores	Amostra	Período	Métrica (seção)	Principais Resultados
Painel A – Detecção de Conservadorismo				
Rangel e Teixeira (2003)	23 empresas dos setores de siderurgia e mineração	1998 a 2001	2.6.1	Não é detectado conservadorismo
Soares e Neiva (2007)	39 empresas industriais	2001 a 2005	2.6.1	Detectado conservadorismo entre 2001 e 2004, mas não em 2005
Coelho e Lima (2007a)	2.833 empresas	1995 a 2004	2.6.3 2.6.4	Não é detectado conservadorismo condicional
Painel B – Mercado de Capitais				
Paulo <i>et al</i> (2008)	489 empresas (146 companhias abertas e 343 fechadas)	2000 a 2004	2.6.3	Companhias abertas são mais conservadoras do que fechadas
Coelho e Lima (2008)	2.833 empresas	1995 a 2004	2.6.3 2.6.4	O conservadorismo não é diferente entre companhias abertas e fechadas
Lopes (2001)	Companhias abertas (184 ações ON e PN)	1995 a 1999	2.6.1 2.6.2	Baixo grau de conservadorismo, mas com crescimento em 1999
Paulo (2009)	Companhias que ofertaram ações e debêntures (436 empresas-ano)	2000 a 2006	2.6.3	Oferta pública de ações e debêntures não afeta o grau de conservadorismo
Painel C – Governança Corporativa				
Antunes e Costa (2007)	94 empresas com níveis diferenciados de governança corporativa e demais companhias abertas	1999 a 2005	2.6.2	Adesão aos níveis diferenciados de governança corporativa não afeta o grau de conservadorismo
Antunes <i>et al</i> (2010)	37 empresas (22 com níveis diferenciados de governança corporativa e 15 não)	1996 a 2006	2.6.2 2.6.3	Adesão aos níveis diferenciados de governança corporativa não afeta o grau de conservadorismo
Coelho e Lima (2007b)	331 empresas (73 com níveis diferenciados de governança corporativa e 258 não)	1993 a 2005	2.6.3 2.6.4	O conservadorismo das companhias com melhor nível de governança corporativa não é diferente das demais empresas
Almeida <i>et al</i> (2008)	Companhias abertas (1.351 empresas-ano)	2000 e 2004	2.6.2	O conservadorismo das companhias com melhor nível de governança corporativa é maior do que das demais empresas

continua

Autores	Amostra	Período	Métrica (seção)	Principais Resultados
Gonzaga e Costa (2009)	Companhias abertas (1.894 empresas-ano)	1995 a 2006	2.6.1 2.6.5	O conservadorismo é maior nas empresas onde há maiores conflitos entre controladores e minoritários sobre a política de dividendos
Lopes e Walker (2008)	Companhias abertas (1.632 empresas-ano)	1998 a 2004	2.6.2	Melhores práticas de governança corporativa combinadas com a listagem em bolsas de mais de um país aumenta o grau de conservadorismo
Painel D – Padrões contábeis				
Santos <i>et al</i> (2007)	30 empresas emissoras de ADRs	2001 a 2005	Diferença entre os lucros	Os lucros nas normas brasileiras são mais conservadores do que nas normas norte-americanas
Santos e Costa (2008)	33 empresas emissoras de ADRs	1999 a 2004	2.6.2	Não há diferenças no grau de conservadorismo entre os padrões contábeis norte-americano e brasileiro
Coelho <i>et al</i> (2010)	331 empresas emissoras e não emissoras de ADRs	1999 a 2005	2.6.3 2.6.4	Não há diferenças no grau de conservadorismo entre emissoras e não emissoras de ADRs; não há diferenças no conservadorismo entre os padrões contábeis norte-americano e brasileiro
Painel E – Regulação				
Rosilda Costa <i>et al</i> (2009)	68 empresas reguladas e não reguladas	1996 a 2006	2.6.2 2.6.3	O conservadorismo nas empresas com regulação diferenciada não é maior do que nas demais empresas
Mendonça <i>et al</i> (2010)	60 empresas (9 emissoras de ADRs e 51 não)	1996 a 2006	2.6.2 2.6.4	Aumento no grau de conservadorismo após 2002, mas não em função da Lei Sarbanes-Oxley
Brito <i>et al</i> (2008)	276 bancos (240 privados e 36 estatais)	1997 a 2007	2.6.3	Bancos estatais são mais conservadores do que privados
Kaizer <i>et al</i> (2009)	Empresas do setor elétrico e dos setores não regulados (2.250 empresas-ano)	1998 a 2006	2.6.2	O conservadorismo é maior nas empresas do setor elétrico do que nos setores não regulados
Silva <i>et al</i> (2009)	364 empresas reguladas e não reguladas	1996 a 2007	2.6.3 2.6.4	Não há diferenças no grau de conservadorismo entre empresas reguladas e não reguladas
Painel F – Comparação entre países				
Fábio Costa <i>et al</i> (2006)	Empresas do Brasil, Colômbia, Peru, Argentina e Venezuela.	1995 a 2001	2.6.2	O grau de conservadorismo nos países investigados é baixo
Paulo e Martins (2007)	2.044 empresas do Brasil, Argentina, Chile, Colômbia, Peru, México, Venezuela e Estados Unidos	1996 a 2005	2.6.3	Não há diferenças no conservadorismo das empresas no Brasil e nos demais países da América Latina; as empresas no Brasil são menos conservadoras do que as norte-americanas

3 MÉTODO DE PESQUISA

3.1 Modelo empírico

A hipótese formulada na presente pesquisa é a de que o conservadorismo contábil não leva à redução no custo do crédito bancário das empresas no Brasil. O conceito de conservadorismo utilizado nos testes empíricos é o condicional, associado ao reconhecimento mais oportuno das perdas do que dos ganhos econômicos nas demonstrações contábeis. A ênfase nesse tipo de conservadorismo decorre das previsões teóricas de que ele gera aumento na eficiência dos contratos de crédito, ao contrário do conservadorismo incondicional.

Para examinar a hipótese de pesquisa, foi especificado um modelo linear de regressão, por meio do qual são feitas inferências acerca da relação entre as variáveis de interesse. O modelo é aderente à metodologia utilizada em trabalhos anteriores⁸ e considera o custo do crédito como função do conservadorismo e de um conjunto de variáveis de controle, conforme a equação a seguir:

$$K_{i,t} = \alpha_{i,t} + \beta Cons_{i,t} + \delta' x_{i,t} + \psi_t + \varepsilon_{i,t} \quad (14)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $K_{i,t}$ é o custo do crédito bancário; $Cons_{i,t}$ é uma medida de conservadorismo contábil; $x_{i,t}$ é um vetor de variáveis de controle; ψ_t são *dummies* de tempo; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

As variáveis de controle são incluídas no modelo com o objetivo de manter fixos outros fatores relevantes que possam influenciar o custo do crédito bancário das empresas, de maneira que seja possível examinar isoladamente o possível efeito do conservadorismo sobre a variável resposta.

O parâmetro β do modelo (14) capta o impacto do conservadorismo contábil no custo do crédito bancário das empresas, fixadas as demais variáveis. Dessa forma, o coeficiente β , estimado com base nos dados observacionais da amostra, é o parâmetro que permite rejeitar ou não a hipótese de pesquisa. No modelo especificado, a hipótese de que o conservadorismo

⁸ Ver, por exemplo, Francis *et al* (2004) e Jieying Zhang (2008).

não impacta o custo do crédito bancário das empresas é equivalente, estatisticamente, a $\beta = 0$.

As definições operacionais das variáveis incluídas no modelo (14) são apresentadas nas seções 3.4, 3.5 e 3.6, enquanto os procedimentos econométricos utilizados para a estimação dos parâmetros do modelo são discutidos na seção 3.7.

3.2 População, amostra e dados

Este estudo examina a relação entre um atributo da informação contábil, o conservadorismo, e o custo do crédito bancário das empresas no Brasil. Para testar a hipótese formulada, foi construída uma base de dados inédita, que consolida informações contábeis e informações de operações de crédito de responsabilidade das empresas no Sistema Financeiro Nacional (SFN).

A pesquisa busca evidências do papel da informação contábil no mercado de crédito privado, isto é, no segmento financeiro em que as empresas captam recursos para financiar suas atividades por meio de operações de crédito contratadas com os bancos. A população de interesse do estudo compreende as empresas tomadoras de crédito no mercado bancário brasileiro.

A partir dessa população, procurou-se selecionar uma amostra de empresas tomadoras de crédito bancário que não ficasse restrita às companhias abertas. Como as companhias abertas também captam fundos no mercado de ações, além do mercado de crédito bancário, suas demonstrações contábeis podem ser influenciadas mais acentuadamente pela demanda dos investidores do que dos credores, o que macularia a análise da questão de pesquisa. Para evitar esse viés, foram selecionadas empresas organizadas na forma de sociedades por ações, tanto companhias abertas quanto companhias fechadas, o que possibilitou, inclusive, controlar a influência dessa característica no custo do crédito bancário.

A seleção da amostra de empresas e a coleta das informações contábeis foram realizadas a partir do banco de dados da FIPECAFI - Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras e da Comissão de Valores Mobiliários (CVM). O banco da FIPECAFI contém dados das empresas que publicaram demonstrações contábeis no Diário Oficial e é utilizado

para a produção do anuário Exame - Melhores e Maiores e para subsidiar estudos acadêmicos. O banco da CVM, por sua vez, contém dados das empresas registradas como companhias abertas.

O primeiro procedimento para a construção da base foi a obtenção dos dados contábeis das sociedades anônimas não financeiras integrantes do banco da FIPECAFI, no período de 2000 a 2008. Em seguida, foram incorporados os dados das companhias abertas que não constavam do banco da FIPECAFI naquele período, mas que estavam disponíveis na CVM. O ano 2000 foi definido como data inicial para a pesquisa devido ao nível de detalhamento da base de dados da FIPECAFI ser menor nos períodos anteriores.

As empresas que não dispunham de demonstrações contábeis de ao menos cinco exercícios sociais consecutivos, entre 2000 e 2008, foram excluídas da amostra, devido à necessidade de dados com essa característica para o cálculo das medidas de conservadorismo. Dessa maneira, a amostra final utilizada na pesquisa compreende 1.300 empresas e 21.815 observações (empresas-ano).

A Tabela 1 exibe o número de empresas da amostra por setor econômico, considerando a classificação setorial adotada pela FIPECAFI. O setor com maior número de empresas é o de construção (128) e o segmento com menor número é o farmacêutico (12). Não há concentração das empresas analisadas em segmentos, pois nenhum setor representou mais do que 10% da amostra total.

Tabela 1 – Composição da amostra por setor econômico

Setor Econômico	Número de Empresas	%
Atacado	42	3,2%
Auto-indústria	43	3,3%
Bens de capital	24	1,8%
Bens de consumo	103	7,9%
Comunicação	21	1,6%
Construção	128	9,8%
Diversos	107	8,2%
Eletroeletrônico	48	3,7%
Energia	95	7,3%
Farmacêutico	12	0,9%
Indústria digital	23	1,8%
Mineração	14	1,1%
Papel e celulose	32	2,5%
Produção agropecuária	35	2,7%
Química e petroquímica	105	8,1%
Serviços	99	7,6%
Siderurgia e metalurgia	101	7,8%
Telecomunicações	37	2,8%
Têxtil	76	5,8%
Transporte	63	4,8%
Varejo	92	7,1%
Total	1.300	100,0%

Posteriormente à definição da amostra de empresas e à obtenção dos dados contábeis, foram coletados os dados das operações de crédito contratadas por essas firmas junto às instituições financeiras. Os dados das operações de crédito foram extraídos do Sistema de Informações de Crédito do Banco Central (SCR).

O SCR é um sistema de informações que contém dados das operações de crédito concedidas pelas instituições financeiras a pessoas físicas e jurídicas. O sistema foi instituído pelo Conselho Monetário Nacional (CMN) em 1997, sob a denominação de Central de Risco de Crédito (CRC). Em 2003, o sistema foi reestruturado com a incorporação de novas informações e a ampliação do grau de detalhamento dos dados das operações.

O sistema é alimentado mensalmente pelas instituições financeiras e gerenciado pelo Banco Central. A área de supervisão do Banco Central utiliza o SCR para monitorar a qualidade das carteiras de crédito das instituições financeiras e auxiliar a detecção e a prevenção de crises bancárias. Os dados do SCR também são utilizados pelo regulador para a elaboração de

estudos sobre o mercado de crédito, auxiliando a formulação da política monetária. As instituições financeiras têm acesso a uma parte das informações dos seus clientes constantes do sistema, desde que seja expressamente autorizado por eles.

Atualmente, para os tomadores com responsabilidade total até R\$ 5.000,00 na instituição financeira, os dados são informados no SCR de maneira consolidada, com pequeno nível de detalhamento. Para os tomadores com responsabilidade total igual ou superior a R\$ 5.000,00 na instituição, os dados são informados de maneira individualizada por operação, com nível significativo de detalhamento. Nesse caso, constam do sistema informações como: tipo de cliente, instituição financeira credora, modalidade de crédito, valor da operação, datas de contratação e de vencimento, taxa de juros, indexador, variação cambial, origem dos recursos, classificação de risco e situação (a vencer ou vencida), entre outras.

Nesta pesquisa, foram selecionadas todas as operações de crédito contratadas pelas empresas da amostra nas instituições financeiras entre os anos de 2005 e 2009. Não foram utilizadas operações tomadas em anos anteriores, já que se tratava dos primeiros meses após a reestruturação do SCR e as instituições financeiras estavam se ajustando aos novos requerimentos de informação do sistema.

Foram consideradas na pesquisa apenas as operações de crédito concedidas pelas instituições financeiras e mantidas na sua própria carteira, portanto, as operações cedidas ou adquiridas de outros bancos foram excluídas. Esse procedimento foi motivado pelos critérios diferenciados de análise e precificação que normalmente são utilizados pelas instituições nesse tipo de operação.

As operações de crédito com dados insuficientes para o cálculo do custo do crédito bancário de cada empresa foram excluídas, como, por exemplo, operações pós-fixadas sem identificação do indexador e operações em moeda estrangeira sem identificação da moeda. Por fim, não foram consideradas as operações renegociadas e as operações recuperadas de prejuízo, assim como as fianças e os avais honrados, e as coobrigações assumidas.

A Tabela 2 exibe o número de operações que compuseram a amostra, bem como o valor total de créditos em cada ano. A quantidade de instituições financeiras credoras totalizou 150. O número de operações de crédito englobadas pela pesquisa é expressivo, superando 813 mil contratos. O valor total dos créditos analisados atingiu R\$ 431 bilhões.

Tabela 2 – Composição da amostra por número e valor das operações de crédito

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%

Cabe ressaltar que os dados das operações de crédito foram extraídos do SCR de forma criptografada, sem identificação das empresas e das instituições financeiras.

Complementarmente aos dados contábeis e de operações de crédito, foram utilizados dados relacionados ao nível de governança corporativa e à emissão de *American Depositary Receipts* (ADRs) pelas empresas, obtidos principalmente junto à BM&FBOVESPA S/A - Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros e à CVM.

3.3 Janelas de análise

Para examinar a hipótese de que o conservadorismo não impacta o custo do crédito bancário das empresas, foram utilizadas janelas de análise móveis, de maneira similar à metodologia adotada por Francis *et al* (2004). Cinco janelas de análise foram construídas, cada uma englobando cinco anos consecutivos entre 2000 e 2008, período de abrangência dos dados contábeis das empresas da amostra.

O grau de conservadorismo das empresas foi calculado em cada janela de análise, com base nos dados contábeis dos respectivos anos. A utilização de dados de vários anos justifica-se em virtude de as principais métricas de conservadorismo capturarem esse fenômeno a partir de perspectivas temporais. O custo do crédito bancário das empresas, por sua vez, foi calculado nos anos subsequentes às janelas de análise, abrangendo o período de 2005 a 2009. Desse

modo, o conservadorismo é mensurado em períodos de cinco anos, enquanto o custo do crédito bancário é apurado anualmente. O Apêndice 1 exhibe o número de empresas em cada janela de análise.

A partir dessa estrutura, examinou-se a possível relação entre o conservadorismo, calculado nas janelas de análise, e o custo do crédito bancário, apurado nos anos subsequentes às janelas. A extensão de cada janela foi definida com base na percepção de que os analistas de crédito geralmente avaliam o risco das empresas com base em demonstrações contábeis de, no máximo, cinco exercícios sociais. Além disso, considerou-se a disponibilidade de dados contábeis e de operações de crédito.

A Ilustração 1 mostra a distribuição das janelas de análise no período total englobado pela pesquisa (2000 a 2009). A variável K denota o custo do crédito bancário e o seu subscrito (1 a 5) revela a janela a qual se refere. Por exemplo, a primeira janela de análise (janela 1) engloba os anos de 2000 a 2004 e o custo do crédito bancário respectivo (K_1) é apurado no ano de 2005.

Ilustração 1 – Janelas de análise

As variáveis de controle incluídas no modelo (14) foram calculadas em relação ao último ano de cada janela de análise, quando se tratam de indicadores contábeis e de características da empresa, ou em relação ao ano em que o custo do crédito bancário foi apurado, quando se referem às operações de crédito e às instituições financeiras credoras.

O modelo (14) é aplicado a um conjunto de dados dispostos em corte transversal e em série de tempo, os quais envolvem os custos do crédito bancário, as medidas de conservadorismo e as

variáveis de controle. As mesmas unidades econômicas (empresas) são observadas em diversos momentos no tempo (janelas), configurando uma estrutura de dados em painel.

3.4 Custo do crédito bancário

O custo do crédito bancário das empresas da amostra foi apurado com base nos dados das suas operações contratadas com as instituições financeiras que fazem parte do Sistema Financeira Nacional. Os referidos dados foram extraídos do Sistema de Informações de Crédito do Banco Central (SCR).

Nas pesquisas que tratam do capital de terceiros das empresas, o custo do crédito bancário geralmente é estimado por meio do quociente entre as despesas financeiras registradas na demonstração do resultado e o passivo financeiro reportado no balanço patrimonial. No entanto, há situações nas quais a aplicação desse método de cálculo pode levar a medidas imprecisas do custo do crédito e até mesmo enviesar os resultados da pesquisa. Entre essas situações, destacam-se os casos em que ocorrem:

- a) Valores contabilizados como despesas financeiras, mas que não se relacionam com as dívidas bancárias, como, por exemplo, juros sobre o capital próprio, juros pagos a fornecedores e descontos concedidos a clientes por pagamento antecipado;
- b) Juros e encargos financeiros sobre financiamentos de bens do ativo imobilizado, incorridos durante o período de construção do bem (imobilizações em andamento), contabilizados no ativo;
- c) Variações expressivas no nível de endividamento da empresa durante o exercício, o que força a utilização de valores médios dos passivos financeiros e compromete a acurácia do custo calculado.

Em razão dessas limitações, optou-se pela utilização dos dados do SCR, o que possibilita a análise do custo efetivo do crédito bancário das empresas, apurado com base nos juros e nos demais encargos financeiros cobrados pelos bancos em cada operação de crédito contratada durante o período da pesquisa.

Cabe destacar que o custo do crédito bancário foi apurado em relação às operações de crédito contratadas pelas empresas em cada ano e não em relação ao estoque de dívidas existente no

final dos exercícios. A utilização do custo marginal de capital permite examinar de forma mais precisa o efeito do conservadorismo sobre o custo do crédito bancário das empresas, controlando o impacto das decisões de financiamento passadas.

Essa questão é crítica para as pesquisas que examinam os fatores que determinam o custo de capital das empresas. Supondo, por exemplo, que uma empresa tomou um crédito bancário em março de 2007 pelo prazo de 3 anos. Se a operação não for liquidada antecipadamente, os juros impactarão o custo de capital da empresa nos exercícios de 2007, 2008, 2009 e 2010. Uma pesquisa que examine o efeito de um dado fenômeno ocorrido em 2009, sobre o custo de capital dessa empresa, terá seu resultado influenciado pelas condições do crédito tomado anteriormente, caso o custo seja apurado com base no estoque de dívidas e não nas operações contratadas em cada período.

Uma característica do mercado bancário brasileiro é a participação relevante das operações com recursos direcionados em relação aos créditos com recursos livres. As operações de crédito com recursos direcionados são aquelas cujas taxas de juros e demais condições são estabelecidas em normas ou repasses governamentais, geralmente destinadas aos setores de agronegócios, de habitação e de infra-estrutura. As operações de crédito com recursos livres, por sua vez, têm as taxas de juros livremente pactuadas entre o banco e o tomador. O *funding* dessas operações consiste nas captações tradicionais efetuadas pelo banco, como os depósitos à vista e a prazo.

A Tabela 3 exibe a participação dos créditos com recursos livres e direcionados no SFN, entre 2005 e 2009. Nesse período, a participação média das operações com recursos direcionados em relação ao total dos créditos do SFN foi de 31,3%, enquanto 68,7% dos créditos foram contratados com recursos livres.

Tabela 3 – Participação dos créditos no SFN segundo a origem dos recursos

Ano	Recursos Livres	Recursos Direcionados
2005	66,5%	33,5%
2006	68,0%	32,0%
2007	70,6%	29,4%
2008	71,0%	29,0%
2009	67,5%	32,5%
Média	68,7%	31,3%

Fonte: Banco Central do Brasil

Como as taxas de juros das operações de crédito com recursos direcionados são estabelecidas em dispositivos legais ou normativos, elas provavelmente não são afetadas por atributos qualitativos da informação contábil dos tomadores, como o conservadorismo. Por outro lado, as taxas de juros das operações de crédito com recursos livres são definidas pelos próprios bancos segundo suas políticas de crédito, portanto, elas podem ser sensibilizadas pelas características dos tomadores.

O exame isolado das operações de crédito com recursos livres tende a capturar melhor a possível influência do conservadorismo no custo do crédito bancário. Diante disso, o cálculo do custo do crédito bancário das empresas da amostra foi efetuado de duas formas. A primeira forma considerou todas as operações de crédito contratadas pelas empresas e foi realizada para permitir a análise global do custo do crédito bancário. A segunda forma considerou apenas as operações de crédito com recursos livres e foi efetuada visando à análise mais aprofundada da relação entre o conservadorismo e o custo das dívidas.

A Tabela 4 exibe o número de operações de crédito com recursos livres e recursos direcionados utilizadas no cálculo do custo de capital das empresas da amostra em cada ano. No período de 2005 a 2009, o número de operações com recursos livres representou 94,3% do total de créditos analisados.

Tabela 4 – Número de operações de crédito com recursos livres e direcionados

Ano	Recursos Livres	%	Recursos Direcionados	%	Total
2005	175.765	96,9%	5.700	3,1%	181.465
2006	159.046	95,5%	7.560	4,5%	166.606
2007	172.965	94,3%	10.502	5,7%	183.467
2008	151.231	92,3%	12.567	7,7%	163.798
2009	108.050	91,2%	10.412	8,8%	118.462
Total	767.057	94,3%	46.741	5,7%	813.798

O valor total das operações de crédito com recursos livres e recursos direcionados, utilizadas no cálculo do custo de capital das empresas da amostra em cada ano, é exibido na Tabela 5. Entre 2005 e 2009, o valor das operações com recursos livres representou 88,1% do total de créditos analisados.

Tabela 5 – Valor total das operações de crédito com recursos livres e direcionados

Ano	Recursos Livres (R\$ mil)	%	Recursos Direcionados (R\$ mil)	%	Total (R\$ mil)
2005	60.528.626	90,4%	6.451.332	9,6%	66.979.958
2006	67.738.097	88,2%	9.032.964	11,8%	76.771.061
2007	76.894.149	87,7%	10.810.726	12,3%	87.704.876
2008	99.664.589	89,0%	12.289.708	11,0%	111.954.297
2009	75.660.699	85,5%	12.793.161	14,5%	88.453.860
Total	380.486.160	88,1%	51.377.892	11,9%	431.864.052

Para a apuração do custo das operações de crédito das empresas, foram obtidas no SCR a forma de incidência dos juros e o tipo de moeda em que a operação está denominada. Em relação à incidência de juros, as operações de crédito são classificadas no SCR em prefixadas, pós-fixadas, flutuantes e índices de preços.

A Tabela 6 exibe o número e o valor total das operações de crédito analisadas segundo a forma de incidência dos juros. No caso das operações pós-fixadas, flutuantes e índices de preços, são apresentados, também, os respectivos indexadores. Destaca-se que os créditos prefixados representaram 87,4% do número de operações analisadas, enquanto os créditos flutuantes indexados ao CDI somaram 55,1% do valor total examinado. Os demais tipos de operação são menos representativos na amostra.

Tabela 6 – Número e valor total das operações de crédito segundo a incidência dos juros

Tipo	Indexador	Nº de Operações	%	Valor (R\$ mil)	%
Prefixadas	-	711.161	87,4%	139.949.725	32,4%
Pós-fixadas	TR	4.200	0,5%	18.524.603	4,3%
	TJLP	24.492	3,0%	33.691.606	7,8%
Flutuantes	CDI	73.478	9,0%	238.047.489	55,1%
	SELIC	418	0,1%	727.534	0,2%
Índices de Preços	IGP-M	46	0,0%	852.803	0,2%
	IPCA	3	0,0%	70.291	0,0%
Total		813.798	100,0%	431.864.052	100,0%

O número e o valor total das operações de crédito analisadas segundo o tipo de moeda são exibidos na Tabela 7. Os créditos em moeda nacional representaram 93,8% do número de operações analisadas e 91,4% do valor total envolvido.

Tabela 7 – Número e valor total das operações de crédito por moeda

Moeda	Nº de Operações	%	Valor (R\$ mil)	%
Real	763.110	93,8%	394.575.642	91,4%
Dólar dos EUA	48.019	5,9%	35.698.130	8,3%
Euro	2.350	0,3%	1.105.392	0,3%
Iene	305	0,0%	482.320	0,1%
Libra Esterlina	14	0,0%	2.568	0,0%
Total	813.798	100,0%	431.864.052	100,0%

O SCR é alimentado mensalmente pelas instituições financeiras com os dados das operações de crédito que elas têm em carteira naquela data. Desse modo, o sistema armazena dados do estoque mensal de operações de crédito do SFN. Cada operação de crédito consta da base de dados em todos os meses da sua vigência, até a liquidação final ou contabilização como prejuízo. Por exemplo, uma operação contratada com prazo de seis meses consta da base nas seis datas correspondentes e o seu saldo contábil é atualizado mensalmente até a liquidação pelo tomador.

A apuração do custo do crédito bancário das empresas foi efetuada considerando a periodicidade mensal dos dados do SCR. Além disso, o cálculo do custo de cada operação considerou os encargos financeiros totais⁹ para a empresa, que 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 atreladas à moeda estrangeira).

O custo anual do crédito bancário das empresas é dado pela média dos encargos financeiros totais das suas operações de crédito em cada mês, ponderada pelos saldos mensais registrados no SCR, conforme a expressão:

$$K_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n Saldo_{j,t,m} (1 + Taxa_{j,t}) (1 + Index_{p,t,m}) (1 + Camb_{v,t,m})}{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n Saldo_{j,t,m}} \quad (15)$$

em que i corresponde à empresa, t ao ano, j à operação de crédito, r ao número de operações, m ao mês, n ao número de meses da operação no ano, p ao indexador e v à moeda; $K_{i,t}$ é o

⁹ Não são consideradas no cálculo do custo as tarifas, as comissões, os seguros, os tributos e as demais despesas cobradas pelas instituições financeiras nas operações de crédito, devido a não disponibilidade de dados.

custo do crédito bancário da empresa; $Saldo_{j,t,m}$ é o saldo mensal da operação de crédito; $Taxa_{j,t}$ é a taxa de juros prefixada; $Index_{p,t,m}$ é a variação do indexador; e $Camb_{v,t,m}$ é a variação da moeda.

3.5 Medidas de conservadorismo

Conforme discutido na seção 2.6, as medidas de conservadorismo utilizadas nas pesquisas empíricas recentes mensuram o fenômeno a partir de diferentes perspectivas, não havendo métrica única que capture todas as possíveis situações nas quais as práticas contábeis conservadoras podem ser adotadas.

Para reduzir possíveis erros de mensuração que comprometeriam o exame da hipótese de pesquisa, diversas medidas de conservadorismo são utilizadas no presente estudo, conforme sugerido por Givoly *et al* (2007). A utilização de várias medidas permite a análise mais aprofundada do problema de pesquisa, especialmente se os resultados forem díspares entre cada métrica. Adicionalmente, a rejeição ou não da hipótese terá maior lastro, caso todas as métricas utilizadas produzam o mesmo resultado.

Tendo em vista que a amostra de empresas inclui companhias abertas e companhias fechadas, não foram utilizadas métricas que tenham por base dados do mercado acionário, como a oportunidade assimétrica do modelo de associação entre lucros e retornos de Basu (1997) e a subavaliação contábil do patrimônio líquido em relação ao parâmetro de mercado, expressa pelo índice *market-to-book*.

A seguir, são apresentadas as cinco medidas de conservadorismo utilizadas na pesquisa.

3.5.1 Medida 1: Persistência e transitoriedade dos lucros

A primeira métrica de conservadorismo utilizada no estudo é o coeficiente β_1 do modelo de componentes transitórios do lucro de Basu (1997), expresso pela equação (5) da seção 2.6.3. A medida tem como base as características de persistência e de transitoriedade da série temporal de lucros da empresa. Um coeficiente β_1 negativo indica a presença do

conservadorismo, mostrando que as variações negativas nos resultados são transitórias na série de lucros.

Conforme discutido por Givoly *et al* (2007), há pouca consistência em estimar os coeficientes do modelo de Basu (1997) com base em dados no nível da firma. Ainda que uma série temporal longa de dados contábeis da empresa esteja disponível, o número de observações possivelmente seria pequeno para estimar consistentemente os parâmetros dos modelos de regressão.

Essa limitação é relevante em pesquisas empíricas, já que diversas hipóteses acerca das motivações e implicações do conservadorismo devem ser estruturadas e testadas no nível da firma, a exemplo do impacto do conservadorismo no custo de capital. Para contornar esse problema, diversos pesquisadores aplicam os modelos aos dados das empresas agrupadas e, em seguida, atribuem a cada firma a medida de conservadorismo obtida em seu respectivo grupo.

Na presente pesquisa, o modelo (5) foi aplicado aos dados das empresas agrupadas por setor econômico, de maneira similar à utilizada por Wittenberg-Moerman (2008) e Sunder *et al* (2009). Em seguida, a medida de conservadorismo (β_1) obtida em cada setor foi atribuída às respectivas empresas. O procedimento foi realizado em cada janela de análise, de maneira que a medida de conservadorismo de um mesmo setor varia temporalmente entre as janelas.

O modelo foi aplicado usando o lucro líquido reportado pelas empresas e disponível na base de dados. As variações nos lucros foram escalonadas pelo valor dos ativos no início do período, conforme procedimento realizado por Ball e Shivakumar (2005).

3.5.2 Medida 2: Acumulações contábeis e fluxos de caixa operacionais

A segunda métrica de conservadorismo utilizada no estudo é o coeficiente β_3 do modelo de acumulações contábeis proposto por Ball e Shivakumar (2005), apresentado na equação (6) da seção 2.6.4. A medida está fundamentada no papel exercido pelas acumulações contábeis no reconhecimento oportuno das perdas econômicas nos lucros. Um coeficiente β_3 positivo indica a presença do conservadorismo, revelando que as acumulações contábeis são utilizadas para apropriar as perdas sinalizadas pelos fluxos de caixa operacionais negativos.

Assim como na medida de persistência e de transitoriedade dos lucros, o modelo (6) foi aplicado aos dados das empresas agrupadas por setor econômico em cada janela de análise. Em seguida, a medida de conservadorismo (β_3) obtida em cada setor foi atribuída às respectivas empresas.

As acumulações contábeis foram calculadas pela diferença entre as variações das contas operacionais de curto prazo, ativas e passivas (deduzindo-se a depreciação), conforme equação (7) da seção 2.6.4. Como a publicação da Demonstração dos Fluxos de Caixa (DFC) não era obrigatória¹⁰ até 2008 no Brasil, o fluxo de caixa operacional foi calculado por meio do método indireto, com base nos dados das demais demonstrações contábeis.

Segundo o Pronunciamento Técnico CPC 03 (CPC, 2008, p. 9), o método indireto é aquele no qual o lucro líquido é ajustado pelos efeitos: (i) das transações que não envolvem caixa; (ii) de quaisquer diferimentos ou outras apropriações por competência sobre recebimentos ou pagamentos operacionais passados ou futuros; e (iii) de itens de receita ou despesa associados com fluxos de caixa das atividades de investimento ou de financiamento.

O cálculo do fluxo de caixa operacional foi efetuado com base na expressão a seguir, que levou em conta a disponibilidade de informações contábeis na base de dados.

$$FCO_{i,t} = LL_{i,t} + Dep_{i,t} - RBI_{i,t} - REP_{i,t} + DFLP_{i,t} - RFLP_{i,t} - RNO_{i,t} - \Delta ACO_{i,t} + \Delta PCO_{i,t} \quad (16)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $FCO_{i,t}$ é o fluxo de caixa operacional; $LL_{i,t}$ 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.

¹⁰ A elaboração e a publicação da Demonstração dos Fluxos de Caixa (DFC) se tornaram obrigatórias em 2008 para as companhias abertas e companhias fechadas com patrimônio líquido superior a R\$ 2.000.000,00, por força da Lei nº 11.638/2007.

3.5.3 Medida 3: Acumulações contábeis não operacionais

A terceira métrica de conservadorismo utilizada na pesquisa são as acumulações contábeis não operacionais discutidas na seção 2.6.5, conforme sugerido por Givoly e Hayn (2000). A medida baseia-se na idéia de que as acumulações contábeis operacionais, ligadas às atividades diárias da empresa, tendem a se compensar ao longo do tempo, por isso, valores recorrentes de acumulações contábeis negativas revelam a presença de conservadorismo.

A medida de conservadorismo é o valor das acumulações contábeis não operacionais anuais da empresa, escalonado pelo valor dos seus ativos e totalizado nos cinco anos de cada janela de análise, conforme a seguinte expressão:

$$Cons_{i,j} = \sum_{t=1}^5 ACNO_{i,t} / Ativo_{i,t} \quad (17)$$

em que i corresponde à empresa, j 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.

Ao contrário das medidas anteriores, que são calculadas por setor econômico e posteriormente atribuídas às empresas, a métrica baseada nas acumulações contábeis não operacionais é obtida diretamente dos dados contábeis de cada firma. Em consequência, a medida tende a capturar melhor o nível de conservadorismo específico de cada empresa, o que é relevante para o problema de pesquisa sob exame.

As acumulações contábeis não operacionais são calculadas pela diferença entre as acumulações contábeis totais e as operacionais, da seguinte forma:

$$ACNO_{i,t} = (LL_{i,t} + Dep_{i,t} - FCO_{i,t}) - (\Delta Cli_{i,t} + \Delta Est_{i,t} + \Delta OACO_{i,t} - \Delta For_{i,t} - \Delta OPCO_{i,t}) \quad (18)$$

em que i corresponde à empresa e t ao período; $ACNO_{i,t}$ são as acumulações contábeis não operacionais; $LL_{i,t}$ 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 na conta 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.

3.5.4 Medida 4: Assimetria na distribuição de lucros

A quarta métrica de conservadorismo utilizada no trabalho é a diferença entre as assimetrias das distribuições de lucros e de fluxos de caixa, conforme também proposto por Givoly e Hayn (2000) e abordado na seção 2.6.6. O conservadorismo implica antecipação do reconhecimento das perdas econômicas e postergação do reconhecimento dos ganhos econômicos até sua realização, o que torna a distribuição dos lucros mais assimétrica (negativamente) do que a distribuição dos fluxos de caixa.

Nesse sentido, a diferença entre as assimetrias das distribuições de probabilidade de lucros e fluxos de caixa é utilizada para medir o grau de conservadorismo das empresas, de acordo com a expressão a seguir. As diferenças negativas entre as assimetrias indicam a presença de conservadorismo.

$$Cons_{i,j} = AssLL_{i,j} - AssFCO_{i,j} \quad (19)$$

em que i corresponde à empresa e j 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 a assimetria da distribuição do fluxo de caixa operacional. As assimetrias dos lucros e dos fluxos de caixa foram calculadas pela fórmula (11) da seção 2.6.6.

Da mesma forma que a medida de acumulações contábeis não operacionais, a métrica baseada na diferença entre as assimetrias foi calculada com base nos dados contábeis específicos de cada empresa, nas diversas janelas de análise.

3.5.5 Medida 5: Ranque médio

A quinta métrica de conservadorismo utilizada na pesquisa agrega as quatro grandezas anteriores em uma única medida. A consolidação de diversas medidas de conservadorismo em

uma métrica global foi adotada por Beatty *et al* (2008) e por Sunder *et al* (2009), com o objetivo de minimizar os ruídos produzidos pelas medidas individuais. Em seus estudos, os autores consideraram essa métrica global como a principal medida de conservadorismo condicional.

Na presente pesquisa, as quatro medidas de conservadorismo apresentadas nas seções 3.5.1, 3.5.2, 3.5.3 e 3.5.4 foram ordenadas e ranqueadas por empresa em cada janela de análise. Em seguida, foi criada a métrica agregada de conservadorismo, que consiste na média dos ranques das quatro medidas individuais, conforme expressão a seguir:

$$Cons_{i,j} = \frac{1}{4} \sum_{k=1}^4 RCons_{i,j}^k \quad (20)$$

em que i corresponde à empresa, j 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.

3.5.6 Síntese das medidas de conservadorismo

Conforme exposto, cinco métricas de conservadorismo foram utilizadas na presente pesquisa, sendo quatro medidas primárias e uma medida agregada que consolida as demais. Para facilitar a interpretação e a análise dos resultados, a grandeza das métricas de conservadorismo foi padronizada. As medidas de conservadorismo 1 (persistência e transitoriedade dos lucros), 3 (acumulações contábeis não operacionais) e 4 (assimetria na distribuição de lucros) foram multiplicadas por menos um (-1), de maneira que todas as métricas passassem a ser positivamente relacionadas com o conservadorismo.

O Quadro 2 sintetiza as medidas de conservadorismo utilizadas, o conceito que fundamenta cada métrica, as referências e as formas de cálculo.

Quadro 2 - Medidas de conservadorismo

Nº	Medida	Conceito	Referência	Cálculo
1	Persistência e transitoriedade dos lucros	Reversão das perdas na série temporal de lucros	Basu (1997)	Parâmetro β_1 do modelo (5)
2	Acumulações contábeis e fluxos de caixa operacionais	Reconhecimento de perdas econômicas via acumulações contábeis	Ball e Shivakumar (2005)	Parâmetro β_3 do modelo (6)
3	Acumulações contábeis não operacionais	Acumulações contábeis consistentemente negativas	Givoly e Hayn (2000)	Equação (17)
4	Assimetria na distribuição de lucros	Distribuição de lucros negativamente assimétrica em relação aos fluxos de caixa	Givoly e Hayn (2000)	Equação (19)
5	Medidas (1) a (4) agregadas	Ranque médio das medidas (1) a (4)	Beatty <i>et al</i> (2008)	Equação (20)

3.6 Variáveis de controle

Conforme abordado na seção 3.1, diversas variáveis são incluídas no modelo econométrico (14) com o objetivo de controlar outros fatores relevantes que podem impactar o custo do crédito bancário das empresas. Desse modo, o possível efeito do conservadorismo nas taxas de juros cobradas pelos bancos nas operações de crédito pode ser examinado de maneira isolada. As variáveis de controle estão associadas, principalmente, a características da empresa, das operações de crédito e dos bancos credores, assim como a fatores macroeconômicos.

Além das variáveis de controle tradicionalmente utilizadas em pesquisas anteriores, foram incluídas no modelo medidas para capturar o perfil de atuação das empresas no mercado de crédito bancário. A análise das condições nas quais as empresas tomam recursos no mercado de crédito é relevante para os propósitos desta pesquisa, pois pode influenciar o custo das operações contratadas. Essas medidas ainda não haviam sido utilizadas em estudos dessa natureza no Brasil e, portanto, representam uma contribuição adicional da presente pesquisa.

Nas seções a seguir são apresentadas as definições operacionais e as justificativas de cada variável de controle incluída no modelo (14).

3.6.1 Tamanho da empresa

Um fator que pode influenciar o custo do crédito bancário é o tamanho da empresa. As grandes empresas geralmente são vistas como menos arriscadas do que as pequenas. Segundo Ben-Zion e Shalit (1975, p. 1018), essa percepção justifica-se pelo fato de as grandes firmas poderem diversificar suas operações e reduzir a variância dos retornos, bem como pelas economias de escala que implicam menores custos de produção e maiores lucros. Os autores comentam, também, que as grandes empresas crescem durante um longo período até atingirem esse tamanho e, como a insolvência empresarial tende a ocorrer nos primeiros anos de atividade, o tamanho é uma medida do desempenho passado e futuro da firma.

Além desses fatores, outros argumentos diretamente ligados ao mercado de crédito podem ser apontados. Em primeiro lugar, as grandes empresas têm maior poder de negociação com os bancos, já que captam valores expressivos em crédito e podem oferecer maior reciprocidade, como aplicações financeiras, seguros, cobrança, planos de previdência e folha de pagamento dos funcionários, entre outros.

As empresas maiores também têm acesso ao mercado de crédito em condições diferenciadas, por meio de repasses de recursos captados pelas instituições financeiras no exterior e pelas operações de financiamento de investimentos realizadas diretamente¹¹ com o BNDES - Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social.

Diante desses aspectos, espera-se uma relação negativa entre o tamanho das empresas e o custo dos seus créditos bancários. O tamanho da empresa foi mensurado pelo logaritmo natural do valor contábil do seu ativo.

$$Tamanho_{i,t} = \ln Ativo_{i,t} \quad (21)$$

em que i corresponde à empresa e t ao ano; $Tamanho_{i,t}$ é o tamanho da empresa; e $Ativo_{i,t}$ é o ativo total.

¹¹ As operações de valor superior a R\$ 10 milhões, para financiamento de projetos de investimento, podem ser realizadas diretamente com o BNDES, sem a necessidade da intermediação de um agente financeiro.

3.6.2 Rentabilidade

A segunda variável de controle incluída no modelo (14) é a rentabilidade da empresa. Essa medida mostra a capacidade da empresa de gerar resultados por meio da sua atividade e revela a eficiência gerencial na aplicação dos recursos captados com acionistas e credores.

A rentabilidade operacional é uma medida do desempenho da empresa. As empresas com melhor desempenho operacional podem ter acesso ao mercado de crédito em melhores condições, já que a maior geração de resultados aumenta a probabilidade de a empresa honrar os compromissos assumidos. Espera-se, portanto, uma relação negativa entre a rentabilidade operacional e o custo do crédito bancário das empresas. A rentabilidade da empresa foi expressa pelo retorno sobre o ativo (ROA).

$$ROA_{i,t} = \frac{LOP_{i,t}}{Ativo_{i,t}} \quad (22)$$

em que i corresponde à empresa e t ao ano; $ROA_{i,t}$ é o retorno sobre o ativo; $LOP_{i,t}$ é o lucro operacional; e $Ativo_{i,t}$ é o ativo total.

3.6.3 Endividamento

O nível de endividamento da empresa pode impactar o seu custo de crédito. Comparativamente ao capital próprio, as dívidas financeiras pressionam o fluxo de caixa da empresa, devido à exigibilidade contratual quanto ao pagamento de juros e à amortização do principal.

As empresas com elevada participação de dívidas financeiras na estrutura de capital tendem a ter maior dificuldade para honrar os seus compromissos com os credores. Em consequência, os credores podem incluir nas taxas de juros das operações de crédito um prêmio adicional para compensar o risco de maior endividamento. Espera-se, assim, uma relação positiva entre o nível de endividamento financeiro da empresa e o seu custo de crédito.

O endividamento da empresa foi calculado por meio da razão entre o passivo financeiro de curto e longo prazos e o valor contábil do ativo. O passivo financeiro engloba principalmente as operações de desconto, os empréstimos e os financiamentos.

$$Endiv_{i,t} = \frac{PassFinCP_{i,t} + PassFinLP_{i,t}}{Ativo_{i,t}} \quad (23)$$

em que i corresponde à empresa e t ao ano; $Endiv_{i,t}$ 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.

3.6.4 Fluxo de caixa operacional

O potencial das atividades operacionais da empresa de gerar fluxos de caixa determina, em grande parte, a sua capacidade de pagar os empréstimos e os financiamentos obtidos. Empresas com elevada geração de caixa operacional apresentam melhores condições para liquidar os compromissos assumidos com os credores. Por outro lado, empresas com pouca geração de caixa operacional dependem da renovação dos créditos obtidos para a continuidade dos seus negócios.

Como a capacidade de pagamento deriva da geração de caixa operacional, empresas com maiores fluxos de caixa operacionais podem ter acesso ao mercado de crédito em condições mais favoráveis. Nesse sentido, a relação prevista entre o fluxo de caixa operacional e o custo do crédito bancário das empresas é negativa.

O fluxo de caixa operacional das empresas da amostra foi calculado por meio da equação a seguir, apresentada na seção 3.5.2, e escalonado pelo valor total dos ativos.

$$Fluxo\ de\ Caixa\ Operacional_{i,t} = \frac{FCO_{i,t}}{Ativo_{i,t}} \quad (24)$$

em que i corresponde à empresa e t ao ano; $FCO_{i,t}$ é o fluxo de caixa operacional da empresa; e $Ativo_{i,t}$ é o ativo total.

3.6.5 Risco

O risco é, provavelmente, o principal fator específico da empresa que determina o seu custo de crédito. O risco de crédito é o potencial de uma empresa tomadora de recursos não honrar as obrigações contratuais com o credor. As obrigações principais de um tomador de crédito são o pagamento dos juros e dos demais encargos financeiros, bem como a devolução do principal emprestado.

Quando um tomador não honra suas obrigações nas condições estabelecidas contratualmente, o credor incorre em perdas que podem alcançar total ou parcialmente o montante emprestado, além das despesas com cobrança e do custo de oportunidade do capital. Para se proteger dessas possíveis perdas, os bancos incluem, nas taxas de juros das operações, um prêmio de risco proporcional à expectativa de *default* do tomador. Além da cobrança do prêmio, os bancos podem utilizar mitigadores de risco, como a vinculação de garantias e a contratação de seguros de crédito.

Nesta pesquisa, a variável foi mensurada com base nas classificações de risco (*ratings*) atribuídas pelas instituições financeiras às operações de crédito. A Resolução nº 2.682/99, do Conselho Monetário Nacional, determina que as instituições financeiras classifiquem as operações de crédito concedidas em ordem crescente de risco, segundo uma escala de nove níveis, de AA a H.

A Resolução nº 2.682/99 estabelece, também, que as instituições financeiras devam constituir provisões para créditos de liquidação duvidosa em montantes suficientes para suportar as perdas prováveis com as operações de crédito, observando percentuais mínimos definidos de acordo com o nível de risco da operação. A Tabela 8 exibe os percentuais mínimos de provisão para créditos de liquidação duvidosa de cada nível de risco.

Tabela 8 – Classificação de risco e provisão mínima

Classificação de risco	Provisão mínima
AA	-
A	0,5%
B	1%
C	3%
D	10%
E	30%
F	50%
G	70%
H	100%

Fonte: Resolução CMN nº 2.682/99

As classificações de risco atribuídas pelos bancos são sensibilizadas pela inadimplência das operações de crédito, já que a Resolução nº 2.682/99 determina que a classificação da operação deva ser revista mensalmente quando houver atraso no pagamento de parcela de principal ou de encargos, estabelecendo uma classificação de risco mínima por faixa de atraso. A Tabela 9 exhibe as classificações de risco mínimas por faixa de atraso.

Tabela 9 – Atraso e classificação de risco mínima

Atraso¹²	Classificação de risco mínima
15 a 30 dias	B
31 a 60 dias	C
61 a 90 dias	D
91 a 120 dias	E
121 a 150 dias	F
151 a 180 dias	G
Maior que 180 dias	H

Fonte: Resolução CMN nº 2.682/99

O SCR contém as classificações de risco atribuídas pelos bancos às operações de crédito. Neste estudo, as classificações foram associadas aos percentuais de provisão mínima previstos na Resolução nº 2.682/99. A medida de risco de cada empresa é dada pela média das provisões mínimas das suas operações de crédito, ponderada pelos saldos mensais de cada operação.

¹² Para as operações com prazo a decorrer superior a 36 meses, admite-se a contagem em dobro dos prazos.

$$Risco_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n Prov_{j,t,m} Saldo_{j,t,m}}{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n Saldo_{j,t,m}} \quad (25)$$

em que i corresponde à empresa, t ao ano, j à operação de crédito, r ao número de operações, m ao mês e n ao número de meses da operação no ano; $Risco_{i,t}$ é a medida do risco da empresa; $Prov_{j,t,m}$ é a provisão mínima regulamentar associada à cada classificação de risco; e $Saldo_{j,t,m}$ é o saldo da operação de crédito.

Cabe destacar que a provisão média anual de cada empresa (risco) foi calculada com base no estoque total de operações de crédito de sua responsabilidade no SFN e não apenas em relação às operações contratadas em cada ano, como no cálculo do custo do crédito. O objetivo desse procedimento foi obter a percepção de risco global do SFN em relação à empresa em cada ano analisado na pesquisa.

3.6.6 Companhia aberta

As empresas registradas como companhias abertas na CVM podem tomar recursos no mercado de capitais por meio da oferta primária de ações e da emissão de títulos de dívida pública, como debêntures e notas promissórias comerciais (*commercial papers*). Essas opções de financiamento configuram-se como alternativas ao mercado de dívidas privadas, podendo influenciar as condições nas quais os créditos bancários são contratados pelas companhias abertas.

Devido à negociação pública dos seus títulos e valores mobiliários, as companhias abertas são reguladas e fiscalizadas pela CVM, e monitoradas pelos diversos agentes que participam do mercado, como corretores, analistas e investidores. A fiscalização e o monitoramento das companhias abertas contribuem para a redução da assimetria informacional entre a empresa e os agentes externos, inclusive os credores bancários.

A menor assimetria de informações pode levar os bancos a cobrarem taxas de juros inferiores nas operações de crédito contratadas com as companhias abertas. Desse modo, espera-se que o custo do crédito bancário das companhias abertas seja inferior ao das demais empresas. Para

indicar esse atributo, utilizou-se uma variável binária que assume valor 1, caso se trate de companhia aberta, e valor 0, caso contrário.

3.6.7 Governança corporativa

Os bancos geralmente não têm participação na gestão dos recursos que emprestam às empresas por meio de operações de crédito. Essa situação expõe a riscos os ativos do banco, uma vez que os proprietários e os gestores podem tomar decisões contrárias aos interesses dos credores, como, por exemplo, distribuindo dividendos elevados. A teoria da agência, proposta por Jensen e Meckling (1976), discute os conflitos de interesse existentes no ambiente empresarial.

As empresas que adotam boas práticas de governança corporativa reduzem os potenciais conflitos de interesse entre os gestores, os proprietários e os credores. Em decorrência disso, essas empresas podem ter acesso a recursos do mercado de crédito bancário em condições menos restritivas, inclusive quanto às taxas de juros. Assim, o custo do crédito bancário das empresas com melhores práticas de governança corporativa pode ser inferior ao custo das demais firmas. Funchal *et al* (2008) observaram empiricamente que as companhias abertas com melhor governança corporativa têm menor custo de crédito.

As diferenças nos padrões de governança corporativa das empresas foram mensuradas com base na adesão, ou não, aos segmentos especiais de listagem da BM&FBOVESPA, que envolvem o Novo Mercado e os Níveis Diferenciados de Governança Corporativa (Nível 1 e Nível 2). As empresas que aderem a esses segmentos comprometem-se, voluntariamente, a adotar práticas adicionais de governança corporativa em relação ao que é exigido pela legislação. As práticas são específicas de cada segmento de listagem e estão associadas, principalmente, à ampliação dos direitos dos acionistas, à melhoria na qualidade das informações prestadas, ao aumento na dispersão do capital e à resolução de conflitos societários por meio de câmara de arbitragem.

O padrão de governança corporativa das empresas foi indicado por meio de 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 não tenha feito a adesão.

3.6.8 *American Depositary Receipt – ADR*

Algumas empresas internacionalizam suas fontes de financiamento, captando recursos em mercados externos mais desenvolvidos e mais líquidos do que o brasileiro. A internacionalização amplia a base de fornecedores de fundos da empresa e pode influenciar a sua estrutura de capital e os custos de financiamento, tanto próprios quanto de terceiros.

As empresas que captam recursos em mercados desenvolvidos estão sujeitas a regras mais rígidas de governança corporativa, o que tende a reduzir os conflitos de agência entre gestores, proprietários e credores. Segundo Stulz (2005), as empresas provenientes de países com baixa proteção institucional dos investidores podem usar a listagem em mercados desenvolvidos para sinalizar padrões mais elevados de governança corporativa, aumentando o valor da empresa e reduzindo o custo de capital próprio e a taxa de desconto dos títulos de dívida.

A internacionalização das fontes de financiamento da empresa para mercados desenvolvidos pode reduzir a percepção do seu risco pelos proprietários e pelos credores, e propiciar condições economicamente melhores para a captação de fundos. Dados esses argumentos, espera-se que o custo do crédito bancário das empresas listadas no mercado externo seja inferior ao das demais empresas.

Para representar a internacionalização das fontes de financiamento das empresas da amostra, foram utilizadas as emissões de *American Depositary Receipts - ADRs* no mercado norte-americano. Utilizou-se uma variável binária que assume valor 1, caso a empresa tenha emitido ADRs, e valor 0, caso contrário.

3.6.9 Prazo das operações

Uma variável que pode influenciar as taxas de juros cobradas pelos bancos é o prazo da operação de crédito. O prazo está diretamente associado ao risco da operação, pois é mais difícil para o credor projetar a capacidade de pagamento do tomador em períodos futuros distantes, devido às possíveis alterações nas condições macroeconômicas e nos fatores específicos do devedor.

Como as operações de longo prazo proporcionam maior risco para o banco do que as de curto prazo, espera-se uma relação positiva entre o prazo e o custo do crédito bancário das empresas. Para controlar esse fator, calculou-se o prazo médio das operações de crédito das empresas em cada ano, ponderando-se o prazo de cada operação pelo seu respectivo saldo mensal.

$$Prazo\ Médio_{i,t} = \frac{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n Prazo_{j,t,m} Saldo_{j,t,m}}{\sum_{j=1}^r \sum_{m=1}^n Saldo_{j,t,m}} \quad (26)$$

em que i corresponde à empresa, t ao ano, j 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.

3.6.10 Número de bancos

As empresas que tomam recursos no mercado de crédito normalmente operam com diversos bancos. A captação em várias instituições propicia certa concorrência entre os bancos, o que pode melhorar as condições das operações contratadas pela empresa. Ademais, a manutenção de um portfólio de credores reduz o risco de interrupção no suprimento de crédito, o que poderia gerar dificuldades financeiras à empresa.

Devido a esses fatores, o número de bancos com os quais a empresa toma recursos pode impactar o seu custo de crédito bancário. Espera-se que a utilização de um número maior de instituições financeiras reduza os custos do crédito bancário das empresas. Dessa forma, a variável para controle desse aspecto é o número de bancos credores da empresa em cada ano.

3.6.11 Origem de capital dos bancos

O sistema financeiro brasileiro caracteriza-se pela participação relevante dos bancos estatais na carteira de crédito. Segundo dados do Banco Central, a participação média das instituições

estatais na carteira de crédito do sistema financeiro, no período de 2005 a 2009, foi de 37,1%, conforme exibido na Tabela 10.

Tabela 10 – Participação na carteira de crédito segundo a origem do capital

Ano	Bancos privados	Bancos estatais
2005	62,9%	36,8%
2006	63,3%	36,7%
2007	62,6%	34,1%
2008	63,7%	36,3%
2009	58,5%	41,5%
Média	62,2%	37,1%

Fonte: Banco Central do Brasil

As instituições estatais atuam de forma diferenciada no mercado de crédito comparativamente aos bancos privados. Os bancos estatais atuam como agentes de políticas governamentais, estimulando o desenvolvimento econômico e social do país por meio do suprimento de crédito em condições diferenciadas, principalmente para financiar o setor de agronegócios, de habitação popular e os investimentos industriais de longo prazo. Algumas instituições estatais também atuam em operações tradicionais de crédito, concorrendo com os bancos privados.

As empresas que operam com bancos estatais podem ter acesso a crédito em condições diferenciadas, dada a forma de atuação dessas instituições. Assim, espera-se que as empresas que tomam recursos dos bancos estatais tenham custo de crédito mais baixo. Para identificar essa característica, foi utilizada uma variável binária que assume valor 1, caso a empresa opere com bancos estatais, e valor 0, caso contrário.

3.6.12 Tamanho dos bancos

O tamanho dos bancos nos quais a empresa toma recursos pode influenciar o seu custo de crédito. Os grandes bancos possuem ampla rede de agências que possibilita a realização de elevado volume de negócios na intermediação financeira e na prestação de serviços bancários, o que permite maior diluição dos custos e das despesas operacionais. Essas economias de escala podem levar esses bancos a operarem na área de crédito com menores taxas de juros.

Por outro lado, os grandes bancos têm maior poder de mercado, o que pode ensejar a cobrança de taxas de juros mais elevadas nas operações de crédito. Esses dois argumentos fazem com

que a relação entre o tamanho dos bancos com os quais a empresa opera e o custo de crédito não seja clara, *a priori*.

O tamanho dos bancos foi mensurado por meio da média dos valores dos ativos dos bancos com os quais a empresa tomou créditos em cada ano.

$$Tamanho\ dos\ Bancos_{i,t} = \ln \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k Ativo_{j,t} \quad (27)$$

em que i corresponde à empresa, t ao ano, j ao banco e k ao número de bancos; $Ativo_{j,t}$ é o ativo total do banco.

3.6.13 Especialização dos bancos

As instituições bancárias atuam em diversos segmentos de mercado, como crédito, tesouraria e mercado de capitais, ofertando produtos e serviços financeiros de acordo com o perfil dos clientes de cada segmento. Os bancos com atuação mais direcionada à concessão de crédito geralmente têm maiores estruturas de análise de risco e desenvolvem maior competência para avaliar a capacidade de pagamento dos tomadores, o que pode refletir nas taxas de juros cobradas nas operações.

Nesse sentido, espera-se que o custo do crédito bancário das empresas que tomam recursos em bancos mais especializados em crédito seja menor. Para medir o grau de especialização em crédito do banco, utilizou-se a proporção dos seus ativos aplicados em operações dessa natureza. A medida final é a média da especialização em crédito dos bancos com os quais a empresa tomou recursos em cada ano.

$$Especialização_{i,t} = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k \frac{Crédito_{j,t}}{Ativo_{j,t}} \quad (28)$$

em que i corresponde à empresa, t ao ano, j ao banco e k ao número de bancos; $Crédito_{j,t}$ é a carteira de crédito do banco; e $Ativo_{j,t}$ é o ativo total do banco.

3.6.14 *Dummies* de ano

Além de aspectos específicos relacionados à empresa e à forma como ela toma recursos no mercado de crédito bancário, fatores macroeconômicos também podem impactar o custo do crédito bancário, como as variações nas taxas de juros básicas e nas taxas de câmbio. Para controlar esses fatores que afetam o conjunto de empresas na janela temporal, um conjunto de variáveis binárias de ano foi incluído no modelo (14). As *dummies* de ano são definidas como $DAno_t = 1$ para o *t-ésimo* ano e $DAno_t = 0$ para os demais anos.

3.6.15 Síntese das variáveis de controle

O custo do crédito bancário das empresas da amostra foi apurado anualmente entre 2005 e 2009. As variáveis de controle tamanho da empresa, rentabilidade, endividamento e fluxo de caixa operacional foram calculadas com base nas demonstrações contábeis do exercício anterior ao ano em que foi apurado o custo do crédito. As demais variáveis foram calculadas no próprio ano de apuração do custo do crédito bancário.

O Quadro 3 sintetiza as variáveis de controle incluídas no modelo empírico utilizado para o exame da hipótese de pesquisa, exibindo o principal argumento que justifica a inclusão da variável, a relação esperada com o custo do crédito e a referência ao cálculo efetuado.

Quadro 3 - Variáveis de controle

Nº	Variável	Fundamentação	Relação esperada	Cálculo
1	Tamanho da empresa	Empresas grandes têm acesso ao mercado de crédito em condições diferenciadas	Negativa	Equação (21)
2	Rentabilidade	Maior geração de resultados aumenta a probabilidade de a empresa honrar os compromissos assumidos	Negativa	Equação (22)
3	Endividamento	Empresas com elevadas dívidas têm maior dificuldade para honrar os seus compromissos com os credores	Positiva	Equação (23)
4	Fluxo de caixa operacional	Empresas com elevada geração de caixa operacional tem maior capacidade de pagamento	Negativa	Equação (24)
5	Risco	Bancos incluem nas taxas de juros um prêmio de risco proporcional à expectativa de <i>default</i> do tomador	Positiva	Equação (25)
6	Companhia aberta	Companhias abertas podem tomar recursos no mercado de capitais e são mais fiscalizadas e monitoradas	Negativa	Variável binária
7	Governança corporativa	Boas práticas de governança corporativa reduzem os conflitos de interesse entre gestores/acionistas e credores	Negativa	Variável binária
8	<i>American Depositary Receipts - ADR</i>	Empresas listadas no mercado externo ampliam sua base de financiamento e estão sujeitas a regras mais rígidas de governança corporativa	Negativa	Variável binária
9	Prazo das operações	É mais difícil avaliar a capacidade de pagamento do tomador em prazos longos	Positiva	Equação (26)
10	Número de bancos	Maior número de bancos aumenta a concorrência e reduz o risco de interrupção no fornecimento de crédito	Negativa	Número de credores
11	Origem de capital dos bancos	As empresas que operam com bancos estatais podem ter acesso a crédito em condições diferenciadas	Negativa	Variável binária
12	Tamanho dos bancos	Bancos grandes possuem economias de escala e maior poder de mercado	Indefinida	Equação (27)
13	Especialização dos bancos	Bancos mais especializados em crédito desenvolvem maior competência para avaliar o risco dos tomadores	Negativa	Equação (28)
14	<i>Dummies</i> de ano	Fatores macroeconômicos podem afetar conjuntamente o custo do crédito das empresas	Indefinida	Variáveis binárias

3.7 Procedimentos econométricos

3.7.1 Discussão da estratégia de investigação

O conjunto de dados utilizados na pesquisa possui dimensão transversal e dimensão temporal, já que consiste em uma amostra de empresas ($i = 1, 2, \dots, N$), observadas ao longo do tempo ($t = 1, 2, \dots, T$). Os dados dispostos em corte transversal e em série de tempo são referenciados na literatura econométrica como dados em painel ou dados longitudinais.

Esta investigação baseia-se na análise da possível relação entre as variáveis do modelo empírico (14), discutido na seção 3.1, aplicado a um painel formado por dados de 1.300

empresas ($N = 1.300$), observadas ao longo de 5 anos ($T = 5$). Como algumas empresas não possuem dados em todos os anos, trata-se de um painel não balanceado. A análise assintótica baseia-se na suposição de que a dimensão temporal T do painel é fixa e a dimensão transversal N cresce ilimitadamente ($N \rightarrow \infty$). Nesse caso, pode-se assumir a independência na seção transversal (WOOLDRIDGE, 2002, p. 250-251).

Nas pesquisas empíricas da área contábil que envolvem dados longitudinais, os parâmetros dos modelos geralmente são estimados com base na aplicação do método dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO)¹³ ou de abordagens de Efeitos Fixos (EF) e de Efeitos Aleatórios (EA). No primeiro caso, os dados são agrupados em um único momento do tempo e as observações são tratadas como independentes entre si, mesmo que se refiram à mesma unidade transversal tomada em diferentes períodos.

Uma condição necessária para que os coeficientes estimados pelo método MQO sejam consistentes é a não correlação contemporânea do termo de erro do modelo com as variáveis explicativas (WOOLDRIDGE, 2002, p. 49). Essa condição pode ser expressa formalmente pela esperança condicional do termo de erro em relação às variáveis explicativas, dada por $E[\varepsilon_i|x_i] = 0$ no modelo a seguir.

$$y_{i,t} = \beta' x_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (29)$$

em que i corresponde à empresa ($i = 1, 2, \dots, N$) e t ao tempo ($t = 1, 2, \dots, T$); $y_{i,t}$ é a variável dependente; $x_{i,t}$ é o conjunto de regressores; β' é o vetor de coeficientes; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

A utilização de estimadores de efeitos fixos e de efeitos aleatórios em dados em painel permite o tratamento das relações dinâmicas entre as variáveis, bem como o controle de fatores não observados nas unidades transversais (empresas) e constantes no tempo. Os efeitos não observados, também denominados heterogeneidade não observada, estão associados a idiosincrasias da empresa que não variam temporalmente no período, mas que afetam o comportamento da variável dependente. A heterogeneidade não observada pode decorrer, por

¹³ *Ordinary Least Squares (OLS)*.

exemplo, da habilidade dos administradores na gestão dos negócios da empresa, atributo que possivelmente influencia as condições nas quais ela toma recursos no mercado de crédito.

A heterogeneidade não observada é capturada na estrutura de dados em painel por um novo componente do modelo, que pode ser denotado por c_i ($i = 1, 2, \dots, N$). Esse componente representa o efeito específico da empresa i invariante no tempo. Com esse termo, o modelo passa a ser expresso por:

$$y_{i,t} = \beta' x_{i,t} + c_i + \varepsilon_{i,t} \quad (30)$$

em que i corresponde à empresa ($i = 1, 2, \dots, N$) e t ao tempo ($t = 1, 2, \dots, T$); $y_{i,t}$ é a variável dependente; $x_{i,t}$ é o conjunto de regressores; β' é o vetor de coeficientes; c_i é o termo que captura os efeitos não observados associados à empresa i e constantes no tempo; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

Os efeitos não observados podem ser tratados na estrutura de dados em painel como fixos ou aleatórios. A diferença entre esses tratamentos é a correlação do efeito não observado c_i com as variáveis explicativas $x_{i,t}$. Na abordagem de efeitos fixos, o componente não observado c_i está correlacionado com as variáveis explicativas $x_{i,t}$, e na abordagem de efeitos aleatórios, assume-se a não correlação entre o efeito não observado c_i e as variáveis independentes $x_{i,t}$ (WOOLDRIDGE, 2002, p. 252). Para subsidiar a decisão de qual abordagem utilizar, o autor recomenda a aplicação do teste desenvolvido por Hausman. Os estimadores de efeitos fixos e de efeitos aleatórios pressupõem a não correlação, em nenhum momento, entre as variáveis explicativas e o termo de erro do modelo. Essa condição é denominada exogeneidade estrita dos regressores e é dada formalmente por $\mathbb{E}[\varepsilon_{i,t} | x_{i,t}, c_i] = 0$ no modelo (30).

A condição de exogeneidade estrita pressupõe a não correlação entre os erros e os valores passados, presentes e futuros dos regressores. Essa condição é ainda mais restritiva do que a suposição de não correlação entre o erro e as variáveis explicativas contemporâneas do método MQO. As variáveis explicativas não correlacionadas com o termo de erro são denominadas exógenas e as variáveis independentes correlacionadas com o termo de erro são chamadas endógenas. A condição de exogeneidade estrita implica que todos os regressores incluídos no modelo sejam exógenos.

Caso a condição de exogeneidade estrita deixe de ser observada, os coeficientes estimados não serão consistentes. Nesse caso, o pesquisador estará diante de um problema de endogeneidade nas variáveis. Wooldridge (2002, p. 50-51) relata que os problemas de endogeneidade normalmente originam-se de três causas:

- a) Variáveis omitidas: surgem quando variáveis explicativas deixam de ser incluídas no modelo, geralmente porque os dados não estão disponíveis ou porque a variável não é observável. Se a variável omitida for correlacionada com algum regressor do modelo, esse será endógeno. Nessa situação, o termo de erro estará correlacionado com o regressor, violando a condição de exogeneidade e tornando os estimadores inconsistentes. No problema de pesquisa investigado neste estudo, a capacidade administrativa dos gestores não é observável e, provavelmente, tem correlação com o risco da empresa, variável explicativa incluída no modelo;
- b) Erros de mensuração: originam-se quando só é possível observar medidas imperfeitas do fenômeno estudado. Nas pesquisas empíricas, os erros de mensuração decorrem da diferença entre um *construto* teórico que se deseja investigar e a métrica utilizada para representá-lo. Se o erro de mensuração for correlacionado com a variável observada, o parâmetro estimado será inconsistente. Neste estudo, um possível erro de mensuração seria representar o custo de capital marginal da empresa pelo quociente entre as despesas financeiras e o passivo oneroso;
- c) Simultaneidade: ocorre quando a variável explicativa é determinada simultaneamente com a variável resposta. Nesta pesquisa, a taxa de juros da operação de crédito é determinada simultaneamente com o seu prazo.

As pesquisas empíricas na área contábil geralmente pressupõem, explícita ou implicitamente, que as variáveis explicativas dos modelos são exógenas. Entretanto, essa suposição pode ser demasiadamente restritiva, uma vez que não são raros os problemas de variáveis omitidas, de erros de mensuração e de simultaneidade em estudos dessa natureza. A eventual presença desses fatores leva à estimação de parâmetros inconsistentes e compromete os resultados do estudo.

Uma solução geral para o problema de endogeneidade nos regressores é a utilização de variáveis instrumentais (WOOLDRIDGE, 2002, p. 83). Segundo o autor, para que uma

variável observável, não incluída no modelo original, seja utilizada como instrumento de um regressor endógeno, ela precisa satisfazer duas condições: (i) deve ser não correlacionada com o termo de erro, ou seja, exógena na equação; e (ii) deve ser parcialmente correlacionada com o regressor endógeno, isto é, correlacionada com a variável independente após controlados os efeitos dos demais regressores exógenos. Apesar dessa possibilidade, obter instrumentos estritamente exógenos em pesquisas contábeis não é uma tarefa trivial, assim como Barros (2005, p. 93) registra que é difícil encontrar instrumentos exógenos em investigações na área de finanças corporativas.

Uma abordagem que permite o tratamento do problema da endogeneidade das variáveis explicativas é a utilização de estimadores baseados no Método dos Momentos Generalizado (GMM)¹⁴, o qual se baseia em instrumentos sequencialmente exógenos obtidos a partir dos próprios regressores originais. Arellano e Bond (1991) propuseram um estimador baseado no GMM, que utiliza as séries de tempo defasadas como instrumento das variáveis em primeira diferença. Esse método, denominado GMM em Diferenças, permite o controle dos efeitos não observados invariantes no tempo e produz estimativas consistentes dos parâmetros do modelo, mesmo na presença de variáveis endógenas.

Blundell e Bond (1998; 2000) mostraram que o GMM em Diferenças produz estimadores viesados em amostras finitas, quando as séries de tempo das variáveis aproximam-se de um processo de raiz unitária. Diante dessa restrição, Arellano e Bover (1995) e Blundell e Bond (1998) aperfeiçoaram o método anterior, utilizando 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. Segundo os autores, esse estimador, denominado GMM Sistêmico, é mais eficiente que o anterior.

3.7.2 Especificações do modelo

A presença de fatores não observados, associados às empresas e invariantes no período de estudo, pode influenciar a relação entre as variáveis de interesse. Os métodos de estimação de efeitos fixos e de efeitos aleatórios permitem que seja testada a relevância da heterogeneidade

¹⁴ *Generalized Method of Moments*

não observada, representada pelo termo c_i da equação (30), discutida na seção anterior. Esses estimadores foram utilizados para testar a possível presença de efeitos não observados nas empresas da amostra durante o período de análise.

No método dos efeitos fixos, utilizou-se o teste F de significância conjunta de todos os efeitos específicos c_i ($i = 1, 2, \dots, N$), conforme descrito por Greene (2000, p. 562). Os resultados do teste, exibidos na Tabela 11, levam à rejeição da hipótese nula de irrelevância estatística dos efeitos específicos das empresas, para um nível de significância de 1%.

Tabela 11 – Teste F – Efeitos Fixos (EF)

Variável dependente	Medidas de Conservadorismo				
	Basu (1)	Ball e Shivakumar (2)	Acumulações Contábeis (3)	Assimetria (4)	Ranque (5)
Custo total	4,05 (0,000)	4,06 (0,000)	4,05 (0,000)	4,05 (0,000)	4,05 (0,000)
Custo recursos livres	3,24 (0,000)	3,24 (0,000)	3,24 (0,000)	3,24 (0,000)	3,24 (0,000)

As variáveis dependentes são o custo do crédito bancário total e o custo do crédito bancário com recursos livres, definidos na seção 3.4. Os regressores são as medidas de conservadorismo definidas na seção 3.5 e as variáveis de controle definidas na seção 3.6. Reporta-se a estatística F do teste e, entre parênteses, o seu nível descritivo (*p-value*).

Para o estimador de efeitos aleatórios, utilizou-se o teste de Multiplicador de Lagrange de Breusch-Pagan, conforme sugerido por Greene (2000, p. 572-573). Os resultados do teste são exibidos na Tabela 12 e também levam à rejeição da hipótese nula de irrelevância estatística dos efeitos específicos das empresas, para um nível de significância de 1%.

Tabela 12 – Teste de Breusch-Pagan – Efeitos Aleatórios (EA)

Variável dependente	Medidas de Conservadorismo				
	Basu (1)	Ball e Shivakumar (2)	Acumulações Contábeis (3)	Assimetria (4)	Ranque (5)
Custo total	940,52 (0,000)	940,33 (0,000)	940,55 (0,000)	931,65 (0,000)	935,06 (0,000)
Custo recursos livres	549,54 (0,000)	550,67 (0,000)	550,81 (0,000)	545,12 (0,000)	550,25 (0,000)

As variáveis dependentes são o custo do crédito bancário total e o custo do crédito bancário com recursos livres, definidos na seção 3.4. Os regressores são as medidas de conservadorismo definidas na seção 3.5 e as variáveis de controle definidas na seção 3.6. Reporta-se a estatística do teste de Breusch-Pagan (distribuição qui-quadrado) e, entre parênteses, o seu nível descritivo (*p-value*).

Os resultados dos testes, baseados tanto nos estimadores de efeitos fixos quanto nos de efeitos aleatórios, indicam a presença de fatores não observados associados às empresas da amostra

no período de análise, sugerindo a inclusão do termo que captura esses efeitos no modelo utilizado na pesquisa.

Os problemas de endogeneidade nos regressores podem comprometer a consistência dos parâmetros estimados com base nos métodos tradicionais de dados em painel. Para examinar a condição de exogeneidade estrita dos regressores, Wooldridge (2002, p. 285) propõe a aplicação de um teste F, que se baseia na especificação de uma equação do tipo:

$$y_{i,t} = \beta'x_{i,t} + \delta'w_{i,t+1} + c_i + \varepsilon_{i,t} \quad (31)$$

em que i corresponde à empresa ($i = 1, 2, \dots, N$) e t ao tempo ($t = 1, 2, \dots, T$); $y_{i,t}$ é a variável dependente; $x_{i,t}$ é o conjunto original de regressores; $w_{i,t+1}$ é um subconjunto dos mesmos regressores observados em $t + 1$; c_i é o termo que captura os efeitos não observados; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro. O teste consiste no exame da significância estatística conjunta dos componentes de $w_{i,t+1}$.

Os resultados do teste de exogeneidade estrita dos regressores são exibidos na Tabela 13. Em todas as regressões cuja variável dependente é o custo do crédito total, a hipótese nula ($H_0: \delta' = 0$) é rejeitada para um nível de significância de 1%. Nas regressões cuja variável resposta é o custo do crédito com recursos livres, a hipótese nula é rejeitada, nas duas primeiras medidas de conservadorismo, para um nível de significância de 5%, e nas três últimas, para um nível de 10%.

Tabela 13 – Teste de exogeneidade estrita dos regressores

Variável dependente	Medidas de Conservadorismo				
	Basu (1)	Ball e Shivakumar (2)	Acumulações Contábeis (3)	Assimetria (4)	Ranque (5)
Custo total	2,41 (0,002)	2,37 (0,002)	2,64 (0,000)	2,44 (0,002)	2,42 (0,002)
Custo recursos livres	1,70 (0,049)	1,81 (0,032)	1,66 (0,056)	1,68 (0,053)	1,69 (0,050)

As variáveis dependentes são o custo do crédito bancário total e o custo do crédito bancário com recursos livres, definidos na seção 3.4. Os regressores são as medidas de conservadorismo definidas na seção 3.5 e as variáveis de controle definidas na seção 3.6. Esses mesmos regressores observados em $t + 1$ são incluídos em $w_{i,t+1}$, exceto as variáveis binárias. 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*).

Esses resultados evidenciaram que os regressores do modelo não são estritamente exógenos, portanto, é necessária a utilização de métodos de estimação que possibilitam o tratamento adequado do problema de endogeneidade nas variáveis explicativas. Diante dessa constatação, bem como da discussão conduzida na seção anterior, optou-se pela utilização do método GMM Sistêmico para a estimação dos parâmetros do modelo. O GMM Sistêmico permite o tratamento do problema da endogeneidade, mesmo que instrumentos estritamente exógenos para os regressores não estejam disponíveis.

A aplicação do método GMM Sistêmico para estimação dos parâmetros foi realizada mediante duas especificações alternativas do modelo: estática e dinâmica. A especificação dinâmica diferencia-se da estática por incluir, no conjunto de regressores originais, a variável dependente defasada em um período. Nesse caso, o modelo expresso pela equação (14) passa a considerar o custo do crédito bancário defasado ($K_{i,t-1}$) entre as variáveis explicativas.

A especificação do modelo dinâmico é útil para capturar eventual comportamento inercial da variável resposta, de maneira que a relação entre as variáveis de interesse da pesquisa seja examinada adequadamente. O custo do crédito bancário das empresas pode ser influenciado pelos seus valores passados, na medida em que os bancos possivelmente utilizam o histórico dos créditos concedidos à empresa como referência para definir as condições contratuais das novas operações, inclusive quanto às taxas de juros. Ademais, a variável dependente defasada pode capturar possíveis influências de variáveis omitidas no modelo original.

Cabe destacar que a variável dependente defasada não é, por definição, um regressor estritamente exógeno no modelo. Em consequência, os parâmetros dos modelos dinâmicos, que incorporam efeitos não observados, não podem ser estimados pelos métodos tradicionais de efeitos fixos e de efeitos aleatórios, sendo mais apropriada a utilização do método dos momentos generalizado (GMM).

3.7.3 Diagnósticos do modelo

Além do exame da relevância da heterogeneidade não observada e do teste de exogeneidade estrita dos regressores, outros procedimentos devem ser empregados para verificar a validade dos pressupostos do estimador GMM Sistêmico. Segundo Barros (2005, p. 137-138), as principais hipóteses assumidas pelo GMM Sistêmico para identificação dos parâmetros do

modelo são: (i) não correlação das defasagens superiores a um período dos regressores endógenos com as primeiras diferenças dos erros; (ii) não correlação das primeiras diferenças defasadas dos regressores endógenos com os erros e os efeitos específicos; e (iii) não correlação dos regressores estritamente exógenos com os erros de qualquer período de tempo.

O teste de raiz unitária proposto por Bond *et al* (2005, p. 9) permite o exame do pressuposto de não correlação das primeiras diferenças defasadas dos regressores com os erros e os efeitos específicos. Segundo Blundell e Bond (1998), a condição de não correlação estará assegurada se o processo estocástico gerador dos dados for estacionário. O teste envolve a especificação do seguinte modelo auto-regressivo:

$$x_{i,t} = \alpha x_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (32)$$

em que i corresponde à empresa ($i = 1, 2, \dots, N$) e t ao tempo ($t = 1, 2, \dots, T$); $x_{i,t}$ é uma variável de interesse; e $\varepsilon_{i,t}$ é o termo de erro.

O teste consiste no exame da hipótese nula $H_0: |\alpha| = 1$, contra a hipótese alternativa $H_1: |\alpha| < 1$, com base na estatística t . A rejeição da hipótese nula indica a inexistência de raiz unitária e, portanto, a série pode ser considerada estacionária. O teste de raiz unitária foi aplicado a todas as variáveis métricas e os resultados são exibidos na Tabela 14.

Tabela 14 – Teste de raiz unitária

Variável	Coefficiente α	Erro-padrão	Estatística t	p -value
Custo do crédito total	0,5303	0,0132	-35,47 ***	0,000
Custo do crédito com recursos livres	0,4767	0,0151	-34,65 ***	0,000
Conservadorismo – Basu (1)	0,8783	0,0126	-9,68 ***	0,000
Conservadorismo – Ball e Shivakumar (2)	0,6713	0,0154	-21,36 ***	0,000
Conservadorismo – Acumulações Contábeis (3)	0,9369	0,0068	-9,24 ***	0,000
Conservadorismo – Assimetria (4)	0,5456	0,0153	-29,79 ***	0,000
Conservadorismo – Ranque (5)	0,7469	0,0128	-19,74 ***	0,000
Tamanho da empresa	0,9960	0,0030	-1,32 *	0,093
Rentabilidade	0,5823	0,0148	-28,19 ***	0,000
Endividamento	0,9017	0,0072	-13,67 ***	0,000
Fluxo de caixa operacional	0,1626	0,0180	-46,43 ***	0,000
Risco	0,7959	0,0108	-18,91 ***	0,000
Prazo das operações	0,5542	0,0161	-27,66 ***	0,000
Número de bancos	0,7439	0,0125	-20,56 ***	0,000
Tamanho dos bancos	0,6427	0,0178	-20,05 ***	0,000
Especialização dos bancos	0,5004	0,0179	-27,88 ***	0,000

Os coeficientes foram estimados pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinário (MQO). Os erros-padrão foram calculados com base em dados agrupados por empresa e são robustos à heterocedasticidade e autocorrelação. Reporta-se o coeficiente α estimado e o seu respectivo erro-padrão, a estatística t do teste e o seu nível descritivo (p -value). As definições operacionais das variáveis constam das seções 3.4, 3.5 e 3.6. *, ** e *** indicam a significância estatística da estimativa nos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados indicaram que a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada ao nível de significância de 1% para todas as variáveis, exceto o regressor tamanho da empresa, cuja hipótese nula é rejeitada apenas ao nível de significância de 10%. Portanto, com exceção do tamanho da empresa, todas as variáveis métricas utilizadas na pesquisa podem ser consideradas estacionárias. Os parâmetros auto-regressivos estimados também revelam que a maior parte das variáveis apresenta elevada persistência temporal, o que é uma característica desejável para a aplicação do método GMM Sistêmico.

A consistência dos parâmetros estimados pelo método GMM está associada à condição de exogeneidade dos instrumentos. No método GMM, são criados mais instrumentos do que o número de parâmetros a serem estimados no modelo. O teste de restrições de sobre-identificação de Hansen/Sargan (J) permite o exame da hipótese de não correlação entre o conjunto de instrumentos utilizados e os erros do modelo. A hipótese nula do teste é a validade conjunta dos instrumentos utilizados e sua estatística tem distribuição qui-quadrado.

As condições de não correlação das defasagens superiores a um período dos regressores endógenos com os erros em primeiras diferenças, bem como de não correlação das primeiras diferenças defasadas desses regressores com os erros, dependem da premissa de que os erros não sejam autocorrelacionados. Os testes de autocorrelação de primeira e de segunda ordens, ($m1$ e $m2$) recomendados por Arellano e Bond (1991, p. 281-283), verificam a validade dessa suposição com base nos erros transformados por primeira diferença. A suposição é válida se a estatística da autocorrelação de primeira ordem ($m1$) for negativa e significativa, e a estatística da autocorrelação de segunda ordem ($m2$) for não significativa. A hipótese nula do teste é a não autocorrelação e sua estatística tem distribuição normal padrão.

Comparativamente ao método GMM em Diferenças, o estimador GMM Sistemico adota a suposição adicional de não correlação das primeiras diferenças defasadas dos regressores com a heterogeneidade não observada. Para testar a validade das suposições adicionais do GMM Sistemico, foi utilizado o teste de diferença da estatística de Hansen/Sargan. O teste consiste na diferença entre as estatísticas J de Hansen/Sargan obtidas com o estimador GMM Sistemico (J_1) e com o estimador GMM em Diferenças (J_2), aplicados ao mesmo modelo. A hipótese nula do teste é de validade das condições adicionais adotadas pelo GMM Sistemico. A estatística $J_1 - J_2$ tem distribuição qui-quadrado.

As estatísticas dos testes de restrições de sobre-identificação de Hansen/Sargan (J), de autocorrelação de primeira e de segunda ordens ($m1$ e $m2$), e de diferença da estatística de Hansen/Sargan, são reportados na seção 4, junto com os resultados de cada especificação do modelo.

3.7.4 Observações extremas

A presença de observações extremas (*outliers*) nas variáveis pode afetar a qualidade estatística do modelo e comprometer as inferências realizadas. Para o tratamento desse problema, adotou-se um procedimento usual na literatura que é a *winsorização*¹⁵ das variáveis. A *winsorização* consiste na ordenação das variáveis e na substituição dos valores extremos pelos valores não extremos a eles adjacentes (BARNETT; LEWIS, 1994). Uma

¹⁵ Método de tratamento de valores extremos proposto pelo engenheiro e bioestatístico Charles P. Winsor.

vantagem desse método é que nenhuma observação é excluída da amostra, não havendo perda de informação.

A *winsorização* foi realizada nas variáveis métricas, considerando 1% do número total de observações nas extremidades inferior e superior. Destaca-se que o procedimento foi aplicado aos dados contábeis das empresas e das operações de crédito (dados primários), não sendo realizado nas métricas de conservadorismo calculadas.

3.8 Especificações alternativas

Para verificar a robustez dos resultados e a estabilidade das estimativas, foram examinadas definições operacionais alternativas de algumas variáveis incluídas no modelo (14), conforme descrições a seguir:

- a) Custo do crédito bancário: o custo do crédito bancário (seção 3.4) foi apurado a partir do estoque de operações de crédito existente ao final de cada ano, alternativamente ao cálculo original que considerou apenas as operações contratadas pelas empresas nos diversos períodos;
- b) Medidas de conservadorismo: as medidas de conservadorismo (1) - persistência e transitoriedade dos lucros (seção 3.5.1) e (4) - assimetria na distribuição de lucros (seção 3.5.4), foram calculadas com base no lucro operacional ao invés do lucro líquido. Em razão disso, a medida de conservadorismo (5) - ranque médio (seção 3.5.5) foi recalculada a partir dessas novas medidas;
- c) Variáveis de controle: o tamanho da empresa (seção 3.6.1) foi medido pelo valor das receitas de vendas, alternativamente ao valor dos ativos; a rentabilidade (seção 3.6.2) foi medida pelo retorno sobre o patrimônio líquido (ROE), alternativamente ao retorno sobre o ativo (ROA); o endividamento (seção 3.6.3) foi medido pelos passivos totais, ao invés dos passivos financeiros; e a variável ADR (seção 3.6.8) considerou apenas as empresas com programas nível III.

Além de testar outras definições operacionais para as variáveis, métodos de estimação alternativos ao GMM Sistemático foram utilizados para obter os parâmetros do modelo (14). Apesar dos resultados dos testes reportados na seção 3.7 indicarem que os regressores não são estritamente exógenos, os parâmetros do modelo também foram estimados por meio do

método dos mínimos quadrados ordinários (MQO) e de abordagens de efeitos fixos (EF) e de efeitos aleatórios (EA), exclusivamente para o exame da estabilidade dos resultados.

Por fim, nos modelos estimados pelo GMM Sistemico também foi testada uma abordagem mais conservadora, na qual todos os regressores foram considerados endógenos.

3.9 Limitações da pesquisa

Este estudo apresenta diversas limitações típicas de pesquisas científicas realizadas no campo das Ciências Sociais. As restrições decorrem, principalmente, do método de amostragem, das definições operacionais das variáveis e dos procedimentos econométricos utilizados. Em razão disso, a interpretação dos resultados da investigação deve ser revestida de certa cautela.

As empresas analisadas na pesquisa foram selecionadas com base na disponibilidade de dados, portanto, constituem uma amostra intencional (não probabilística). Apesar do tamanho (1.300 empresas e 813 mil contratos de crédito) ser expressivo, comparativamente a outras pesquisas dessa natureza, os resultados do estudo são válidos apenas para a amostra examinada, não devendo ser generalizados.

Ainda em relação ao processo de amostragem, o requerimento de demonstrações contábeis de cinco exercícios sociais consecutivos, para o cálculo das medidas de conservadorismo, pode gerar viés de sobrevivência na amostra. Desse modo, empresas que passaram por processos de fusão e de incorporação, ou mesmo encerraram suas atividades, deixaram de ser consideradas no estudo.

Uma segunda limitação decorre da imperfeição das medidas de conservadorismo utilizadas. Como a adoção voluntária de práticas contábeis conservadoras pelas empresas não pode ser observada diretamente, foram utilizadas *proxies* para medir o grau de conservadorismo presente nas demonstrações contábeis. Essas medidas podem não capturar adequadamente o conservadorismo discricionário dos gestores, refletindo diretrizes normativas ou mesmo outras escolhas contábeis. A utilização de várias métricas de conservadorismo reduz, mas pode não eliminar as possibilidades de erros de mensuração.

Diversas variáveis de controle foram incluídas no modelo com o objetivo de isolar o possível efeito do conservadorismo sob o custo do crédito bancário das empresas. Apesar disso, nem todos os fatores que afetam o custo do crédito podem ter sido efetivamente controlados. A eventual omissão de variáveis importantes, não disponíveis, pode prejudicar as inferências realizadas.

Em relação aos procedimentos econométricos, uma preocupação central é a possível endogeneidade dos regressores do modelo, situação freqüente em estudos da área contábil. O problema de endogeneidade ocorre quando se assume que uma variável é exógena e na realidade ela é endógena, comprometendo a consistência dos estimadores utilizados. Para minimizar esse problema, os parâmetros do modelo foram estimados pelo método GMM Sistêmico, que permite o tratamento da endogeneidade, mesmo quando instrumentos estritamente exógenos para os regressores não estejam disponíveis.

4 RESULTADOS

4.1 Estatísticas descritivas

A Tabela 15 exibe as principais estatísticas descritivas das variáveis métricas utilizadas na pesquisa, englobando o custo do crédito bancário, as medidas de conservadorismo e as variáveis de controle.

Tabela 15 – Estatísticas descritivas

Variável	Média	Desvio padrão	1º Quartil	Mediana	3º Quartil
Custo do crédito total	0,2084	0,1040	0,1367	0,1869	0,2563
Custo do crédito com recursos livres	0,2272	0,1100	0,1511	0,2032	0,2758
Conservadorismo – Basu (1)	0,2175	0,4225	-0,1687	0,2089	0,5390
Conservadorismo – Ball e Shivakumar (2)	0,0530	0,3610	-0,1222	0,0677	0,2051
Conservadorismo – Acumulações Contábeis (3)	0,0804	0,3483	-0,0976	0,0568	0,2345
Conservadorismo – Assimetria (4)	0,1227	1,4149	-0,8893	0,1162	1,1387
Conservadorismo – Ranque (5)	4.312,44	1.850,15	3.044,00	4.340,00	5.621,00
Tamanho da empresa	795,29	1.586,47	76,78	210,19	628,86
Rentabilidade	0,0766	0,1157	0,0164	0,0720	0,1344
Endividamento	0,2077	0,1795	0,0563	0,1719	0,3176
Fluxo de caixa operacional	0,0912	0,1525	0,0036	0,0831	0,1718
Risco	0,0296	0,1012	0,0026	0,0055	0,0105
Número de bancos	4,11	3,29	2,00	3,00	6,00
Prazo das operações	578,27	648,04	146,74	356,38	814,68
Tamanho dos bancos	84.275	143.951	84.350	146.041	252.976
Especialização dos bancos	0,3760	0,0651	0,3383	0,3730	0,4049

As definições operacionais das variáveis constam das seções 3.4, 3.5 e 3.6. Para facilitar a interpretação dos dados, o tamanho da empresa e o tamanho dos bancos são apresentados pelo valor contábil do ativo em R\$ milhões. O prazo das operações é expresso em número de dias.

Conforme esperado, o custo médio do crédito bancário com recursos livres (22,72%) é superior ao custo médio do crédito bancário total (20,84%) no período analisado, uma vez que as taxas de juros daquelas operações são livremente negociadas entre o banco e a empresa. Essa característica também é observada nos custos médios do crédito bancário apurados em cada ano, os quais são exibidos na Tabela 16. Destaca-se, também, a expressiva redução no custo médio do crédito bancário ocorrido no período compreendido pela pesquisa.

Tabela 16 – Custo do crédito bancário anual médio

Custo do crédito	2005	2006	2007	2008	2009
Total	0,2739	0,2217	0,1793	0,1813	0,1630
Recursos livres	0,2977	0,2395	0,1929	0,1985	0,1811

As definições operacionais dos custos do crédito bancário constam da seção 3.4.

Os valores médios e medianos de todas as medidas de conservadorismo utilizadas no estudo, exibidos na Tabela 15, revelam a presença de práticas conservadoras adotadas pelas empresas da amostra. Cabe lembrar que as medidas de conservadorismo (1), (3) e (4) foram multiplicadas por menos um (-1) para padronizar suas interpretações, conforme já comentado na seção 3.5.6. O Apêndice 2 exibe as medidas de conservadorismo médias por janela de análise.

As estatísticas descritivas também revelam o elevado desvio padrão no valor dos ativos das empresas, indicando a variabilidade nos tamanhos das firmas que compuseram a amostra. As empresas apresentam rentabilidade média (7,66%) e fluxo de caixa operacional (9,12%) positivos no período. O endividamento financeiro médio representa 20,77% dos ativos das empresas. Em relação à forma como as empresas se financiam no mercado de crédito bancário, destacam-se o número médio de bancos credores (4,11) e o reduzido prazo médio das operações (aproximadamente 19 meses). A provisão para créditos de liquidação duvidosa média, registrada pelos bancos para as empresas da amostra, é 2,96%. O Apêndice 3 exibe as médias das variáveis de controle em cada ano pesquisado.

4.2 Modelos com estimador GMM Sistêmico

Conforme abordado na seção 3.7.2, os parâmetros do modelo (14) foram estimados pelo método GMM Sistêmico, a partir de especificações estáticas e dinâmicas. As tabelas 17 e 18 da seção 4.2.1 exibem os resultados obtidos com as especificações estáticas, enquanto as tabelas 19 e 20 da seção 4.2.2 exibem os resultados obtidos com as especificações dinâmicas. Em cada tabela, são apresentados os resultados de cinco regressões, uma para cada medida de conservadorismo utilizada, perfazendo um total de 20 regressões. As tabelas também mostram as estatísticas dos testes de autocorrelação de primeira ($m1$) e de segunda ($m2$) ordens, de restrições de sobre-identificação de Hansen (estatística J) e de diferenças entre estatísticas de Hansen/Sargan (Diferença em Sargan), utilizadas para o diagnóstico do modelo.

Em todas as especificações, as estatísticas de autocorrelação de primeira ordem ($m1$) são negativas e significantes, e as estatísticas de autocorrelação de segunda ordem ($m2$) são não significantes, indicando que os erros não são autocorrelacionados. Esses resultados suportam a validade das condições de não correlação das defasagens superiores a um período dos regressores endógenos com os erros em primeiras diferenças, e de não correlação das primeiras diferenças defasadas desses regressores com os erros em nível.

As estatísticas dos testes de sobre-identificação de Hansen/Sargan (J), obtidas em todas as especificações, não conduzem à rejeição da hipótese nula de não correlação entre o conjunto de instrumentos utilizados e os erros do modelo, o que confirma a condição de exogeneidade desses instrumentos e indica a consistência dos parâmetros estimados pelo GMM Sistêmico. Por fim, os resultados dos testes de diferença da estatística de Hansen/Sargan, obtidos em todos os casos, levam a não rejeição da hipótese nula de validade das suposições adicionais adotadas pelo GMM Sistêmico em relação ao GMM em Diferenças.

Esses diagnósticos, conjuntamente com os resultados dos testes apresentados nas seções 3.7.2 e 3.7.3, indicam a adequação dos dados utilizados na pesquisa aos pressupostos assumidos pelo estimador GMM Sistêmico.

4.2.1 Modelos estáticos

A Tabela 17 exhibe os resultados do modelo estático para o custo do crédito bancário total. As cinco medidas de conservadorismo utilizadas não apresentam coeficientes estatisticamente significantes, o que revela a inexistência de relação entre essa prática e o custo do crédito bancário total das empresas. Todas as variáveis de controle apresentam a relação teórica esperada com o custo do crédito, exceto companhia aberta, governança corporativa e especialização dos bancos, cujos coeficientes são positivos.

As variáveis de controle com coeficientes estatisticamente significantes são: tamanho da empresa, endividamento, risco, número de bancos, origem do capital dos bancos e especialização dos bancos (ao nível de 1%), rentabilidade (ao nível de 5%) e prazo das operações (ao nível de 10%). Não há alterações relevantes na significância dos coeficientes das variáveis de controles entre as cinco medidas de conservadorismo utilizadas.

Tabela 17 – Conservadorismo e custo do crédito total – modelo estático

	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
<i>m1</i>	-5,57 (0,000)	-5,55 (0,000)	-5,52 (0,000)	-5,47 (0,000)	-5,50 (0,000)
<i>m2</i>	-0,70 (0,483)	-0,67 (0,500)	-0,68 (0,499)	-0,66 (0,509)	-0,67 (0,503)
<i>J</i> de Hansen	6,25 (0,715)	5,90 (0,750)	5,83 (0,757)	5,77 (0,762)	5,91 (0,748)
Diferença em Sargan	6,02 (0,421)	5,67 (0,461)	5,57 (0,473)	5,57 (0,473)	5,69 (0,459)

A variável dependente é o custo do crédito bancário total, definida na seção 3.4. As definições operacionais das medidas de conservadorismo e das variáveis de controle constam das seções 3.5 e 3.6, respectivamente. As estimativas para as *dummies* de tempo não estão reportadas. O estimador utilizado é o GMM Sistêmico de um estágio, aplicando às variáveis a transformação de primeira diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas e as defasagens apropriadas dos regressores endógenos endividamento e prazo. Assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se dados agrupados por empresas e de maneira robusta à heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo. A estatística *z* é apresentada entre parênteses. *, ** e *** revelam a significância estatística da estimativa nos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Para os testes de autocorrelação de primeira (*m1*) e segunda (*m2*) ordens, de restrições de sobre-identificação de Hansen (estatística *J*) e de diferenças entre estatísticas de Hansen/Sargan (Diferença em Sargan), reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o nível descritivo (*p-value*) correspondente.

A Tabela 18 exibe os resultados do modelo estático para o custo do crédito bancário com recursos livres. As cinco medidas de conservadorismo utilizadas também não apresentam relação estatisticamente significativa com o custo do crédito bancário com recursos livres. As variáveis de controle apresentam a relação teórica esperada com o custo do crédito bancário com recursos livres, exceto companhia aberta, governança corporativa e especialização dos bancos, cujos coeficientes são positivos.

As variáveis de controle com coeficientes estatisticamente 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 (ao nível de 5%) e prazo das operações (ao nível de 10%). Destaca-se que o tamanho dos bancos não é estatisticamente significativo para o custo do crédito bancário total, mas é para o custo do crédito bancário com recursos livres.

Assim como no caso anterior, não há alterações relevantes na significância dos coeficientes das variáveis de controle entre as cinco medidas de conservadorismo.

Tabela 18 – Conservadorismo e custo do crédito com recursos livres – modelo estático

	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
$m1$	-6,68 (0,000)	-6,68 (0,000)	-6,65 (0,000)	-6,62 (0,000)	-6,63 (0,000)
$m2$	-0,55 (0,582)	-0,54 (0,590)	-0,53 (0,594)	-0,53 (0,594)	-0,53 (0,596)
J de Hansen	3,82 (0,923)	3,72 (0,929)	3,72 (0,929)	3,74 (0,927)	3,75 (0,927)
Diferença em Sargan	1,95 (0,925)	1,87 (0,931)	1,83 (0,935)	1,88 (0,930)	1,88 (0,930)

A variável dependente é o custo do crédito bancário com recursos livres, definida na seção 3.4. As definições operacionais das medidas de conservadorismo e das variáveis de controle constam das seções 3.5 e 3.6, respectivamente. As estimativas para as *dummies* de tempo não estão reportadas. O estimador utilizado é o GMM Sistemático de um estágio, aplicando às variáveis a transformação de primeira diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas e as defasagens apropriadas dos regressores endógenos endividamento e prazo. Assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se dados agrupados por empresas e de maneira robusta à heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo. A estatística z é apresentada entre parênteses. *, ** e *** revelam a significância estatística da estimativa nos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Para os testes de autocorrelação de primeira ($m1$) e segunda ($m2$) ordens, de restrições de sobre-identificação de Hansen (estatística J) e de diferenças entre estatísticas de Hansen/Sargan (Diferença em Sargan), reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o nível descritivo (p -value) correspondente.

4.2.2 Modelos dinâmicos

Os resultados do modelo dinâmico para o custo do crédito bancário total são exibidos na Tabela 19. Assim como no modelo estático, nenhuma medida de conservadorismo examinada apresenta relação estatisticamente significativa com o custo do crédito bancário total. O coeficiente da variável resposta defasada em um período é estatisticamente significativo ao nível de 1%, revelando o comportamento inercial dessa variável, ou seja, o custo do crédito bancário total das empresas em cada ano é influenciado pelos seus valores passados.

As variáveis de controle apresentam a relação teórica esperada com o custo do crédito bancário total, exceto rentabilidade, fluxo de caixa operacional, companhia aberta, governança corporativa e especialização dos bancos, cujos coeficientes são positivos. Além da variável resposta defasada, as variáveis de controle com coeficientes estatisticamente significantes são endividamento e origem do capital dos bancos (ao nível de 1%), tamanho da empresa (ao nível de 5%), risco e número de bancos (ao nível de 10%).

Não são verificadas alterações relevantes na significância dos coeficientes das variáveis de controles entre as cinco medidas de conservadorismo examinadas.

Tabela 19 – Conservadorismo e custo do crédito total – modelo dinâmico

	Basu (1)	Ball e Shivakumar (2)	Acumulações Contábeis (3)	Assimetria (4)	Ranque (5)
Custo do crédito _{t-1}	0,5183 *** (5,05)	0,5097 *** (5,03)	0,5175 *** (4,96)	0,5181 *** (5,01)	0,5169 *** (4,99)
Conservadorismo	-0,0035 (-0,92)	0,0021 (0,48)	-0,0008 (-0,15)	-0,0001 (-0,18)	0,0000 (0,04)
Tamanho da empresa	-0,0055 ** (-2,10)	-0,0053 ** (-2,09)	-0,0057 ** (-2,28)	-0,0057 ** (-2,20)	-0,0056 ** (-2,19)
Rentabilidade	0,0006 (0,03)	0,0017 (0,10)	0,0005 (0,03)	0,0003 (0,02)	0,0006 (0,03)
Endividamento	0,0243 *** (2,94)	0,0239 *** (2,91)	0,0249 *** (3,00)	0,0244 *** (2,91)	0,0243 *** (2,84)
Fluxo de caixa operacional	0,0086 (0,74)	0,0093 (0,80)	0,0086 (0,73)	0,0087 (0,76)	0,0085 (0,73)
Risco	0,0290 * (1,67)	0,0300 * (1,75)	0,0300 * (1,71)	0,0297 * (1,70)	0,0297 * (1,71)
Companhia aberta	0,0025 (0,60)	0,0025 (0,61)	0,0023 (0,54)	0,0022 (0,54)	0,0022 (0,54)
Governança corporativa	0,0081 (0,96)	0,0082 (0,98)	0,0084 (0,99)	0,0084 (0,99)	0,0084 (1,00)
ADR	-0,0067 (-0,79)	-0,0069 (-0,81)	-0,0063 (-0,73)	-0,0062 (-0,72)	-0,0064 (-0,75)
Prazo das operações	0,0167 (1,06)	0,0144 (0,94)	0,0177 (1,14)	0,0174 (1,11)	0,0171 (1,09)
Número de bancos	-0,0077 * (-1,87)	-0,0071 * (-1,78)	-0,0079 * (-1,91)	-0,0078 * (-1,90)	-0,0078 * (-1,90)
Origem de capital dos bancos	-0,0499 *** (-3,57)	-0,0489 *** (-3,50)	-0,0505 *** (-3,59)	-0,0503 *** (-3,56)	-0,0502 *** (-3,55)
Tamanho dos bancos	0,0009 (0,34)	0,0014 (0,53)	0,0008 (0,30)	0,0008 (0,31)	0,0009 (0,33)
Especialização dos bancos	0,0582 (1,26)	0,0651 (1,44)	0,0578 (1,25)	0,0583 (1,26)	0,0590 (1,27)
Observações	2934	2934	2934	2934	2934
Instrumentos	31	31	31	31	31
<i>m1</i>	-5,67 (0,000)	-5,71 (0,000)	-5,62 (0,000)	-5,65 (0,000)	-5,62 (0,000)
<i>m2</i>	0,60 (0,551)	0,60 (0,549)	0,62 (0,532)	0,62 (0,534)	0,62 (0,534)
J de Hansen	17,90 (0,161)	18,78 (0,130)	17,54 (0,176)	17,67 (0,170)	17,71 (0,169)
Diferença em Sargan	13,14 (0,156)	13,58 (0,138)	12,72 (0,175)	12,65 (0,179)	12,74 (0,175)

A variável dependente é o custo do crédito bancário total, definida na seção 3.4. As definições operacionais das medidas de conservadorismo e das variáveis de controle constam das seções 3.5 e 3.6, respectivamente. As estimativas para as *dummies* de tempo não estão reportadas. O estimador utilizado é o GMM Sistêmico de um estágio, aplicando às variáveis a transformação de primeira diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas e as defasagens apropriadas dos regressores endógenos endividamento, prazo e custo do crédito defasado. Assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se dados agrupados por empresas e de maneira robusta à heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo. A estatística *z* é apresentada entre parênteses. *, ** e *** revelam a significância estatística da estimativa nos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Para os testes de autocorrelação de primeira (*m1*) e segunda (*m2*) ordens, de restrições de sobre-identificação de Hansen (estatística *J*) e de diferenças entre estatísticas de Hansen/Sargan (Diferença em Sargan), reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o nível descritivo (*p-value*) correspondente.

Os resultados do modelo dinâmico para o custo do crédito bancário com recursos livres são exibidos na Tabela 20. Assim como no modelo dinâmico para o custo do crédito bancário total, nenhuma medida de conservadorismo apresenta relação estatisticamente significativa com o custo do crédito bancário com recursos livres. O coeficiente da variável resposta defasada em um período é estatisticamente significativo ao nível de 1%, mostrando que o custo do crédito bancário com recursos livres das empresas também é influenciado pelos seus valores passados.

As variáveis de controle apresentam a relação teórica esperada com o custo do crédito bancário total, exceto fluxo de caixa operacional, companhia aberta, governança corporativa e especialização dos bancos, cujos coeficientes são positivos. Além da variável resposta defasada, as variáveis de controle com coeficientes estatisticamente significantes são: tamanho da empresa, endividamento e especialização dos bancos (ao nível de 1%), número de bancos, origem de capital dos bancos e tamanho dos bancos (ao nível de 5%).

Também não se observam alterações relevantes na significância dos coeficientes das variáveis de controles entre as cinco medidas de conservadorismo.

Tabela 20 – Conservadorismo e custo do crédito com recursos livres – modelo dinâmico

	Basu (1)	Ball e Shivakumar (2)	Acumulações Contábeis (3)	Assimetria (4)	Ranque (5)
Custo do crédito _{t-1}	0,2886 *** (6,09)	0,2871 *** (5,99)	0,2878 *** (6,07)	0,2878 *** (6,05)	0,2875 *** (6,05)
Conservadorismo	-0,0035 (-0,83)	0,0011 (0,26)	0,0010 (0,17)	-0,0002 (-0,20)	-0,0000 (-0,03)
Tamanho da empresa	-0,0063 *** (-2,72)	-0,0064 *** (-2,81)	-0,0065 *** (-2,86)	-0,0065 *** (-2,85)	-0,0064 *** (-2,83)
Rentabilidade	-0,0156 (-0,84)	-0,0150 (-0,82)	-0,0157 (-0,84)	-0,0155 (-0,84)	-0,0152 (-0,82)
Endividamento	0,0244 *** (3,31)	0,0242 *** (3,24)	0,0237 *** (3,09)	0,0243 *** (3,27)	0,0242 *** (3,21)
Fluxo de caixa operacional	0,0068 (0,55)	0,0069 (0,55)	0,0064 (0,51)	0,0072 (0,57)	0,0069 (0,55)
Risco	0,0301 (1,52)	0,0308 (1,56)	0,0306 (1,54)	0,0309 (1,56)	0,0309 (1,57)
Companhia aberta	0,0068 (1,21)	0,0067 (1,21)	0,0065 (1,17)	0,0067 (1,20)	0,0067 (1,20)
Governança corporativa	0,0013 (0,13)	0,0015 (0,15)	0,0017 (0,17)	0,0015 (0,15)	0,0015 (0,15)
ADR	-0,0055 (-0,55)	-0,0054 (-0,54)	-0,0055 (-0,55)	-0,0053 (-0,53)	-0,0055 (-0,55)
Prazo das operações	0,0090 (0,62)	0,0085 (0,59)	0,0090 (0,62)	0,0088 (0,61)	0,0085 (0,59)
Número de bancos	-0,0125 ** (-2,42)	-0,0123 ** (-2,40)	-0,0126 ** (-2,41)	-0,0125 ** (-2,41)	-0,0124 ** (-2,39)
Origem de capital dos bancos	-0,0430 ** (-2,15)	-0,0427 ** (-2,13)	-0,0431 ** (-2,15)	-0,0429 ** (-2,14)	-0,0428 ** (-2,14)
Tamanho dos bancos	0,0057 ** (2,14)	0,0058 ** (2,19)	0,0057 ** (2,13)	0,0057 ** (2,15)	0,0058 ** (2,17)
Especialização dos bancos	0,1299 *** (3,15)	0,1324 *** (3,19)	0,1313 *** (3,14)	0,1316 *** (3,17)	0,1322 *** (3,17)
Observações	2637	2637	2637	2637	2637
Instrumentos	35	35	35	35	35
<i>m1</i>	-7,63 (0,000)	-7,64 (0,000)	-7,64 (0,000)	-7,63 (0,000)	-7,62 (0,000)
<i>m2</i>	-0,03 (0,979)	-0,01 (0,992)	0,00 (0,998)	-0,01 (0,994)	-0,01 (0,994)
J de Hansen	22,93 (0,151)	23,06 (0,147)	22,96 (0,151)	23,05 (0,148)	23,10 (0,146)
Diferença em Sargan	5,70 (0,769)	5,71 (0,769)	5,70 (0,770)	5,74 (0,765)	5,78 (0,762)

A variável dependente é o custo do crédito bancário com recursos livres, definida na seção 3.4. As definições operacionais das medidas de conservadorismo e das variáveis de controle constam das seções 3.5 e 3.6, respectivamente. As estimativas para as *dummies* de tempo não estão reportadas. O estimador utilizado é o GMM Sistêmico de um estágio, aplicando às variáveis a transformação de primeira diferença (PD). Utilizou-se como instrumentos as transformações de PD defasadas e as defasagens apropriadas dos regressores endógenos endividamento, prazo e custo do crédito. Assume-se que os demais regressores são estritamente exógenos. Os erros-padrão foram calculados utilizando-se dados agrupados por empresas e de maneira robusta a heterocedasticidade e autocorrelação dos erros do modelo. A estatística *z* é apresentada entre parênteses. *, ** e *** revelam a significância estatística da estimativa nos níveis de 10%, 5% e 1%, respectivamente. Para os testes de autocorrelação de primeira (*m1*) e segunda (*m2*) ordens, de restrições de sobre-identificação de Hansen (estatística *J*) e de diferenças entre estatísticas de Hansen/Sargan (Diferença em Sargan), reporta-se a estatística do teste e, entre parênteses, o nível descritivo (*p-value*) correspondente.

4.3 Análise dos resultados

Os parâmetros do modelo (14), estimados pelo método GMM Sistemico, revelam que o custo do crédito bancário das empresas que fizeram parte da amostra 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 examinadas não são estatisticamente significantes nos níveis tradicionais de 1%, 5% e 10%, tanto nas regressões em que a variável dependente é o custo do crédito bancário total da empresa, quanto naquelas em que a análise restringiu-se apenas às operações de crédito com recursos livres. Além disso, não se observam diferenças na significância dos parâmetros estimados a partir das especificações estáticas e dinâmicas do modelo.

Os resultados dos testes realizados mostram que as empresas que adotam práticas contábeis conservadoras no Brasil não incorrem em menores taxas de juros nas operações de crédito contratadas no sistema bancário. Essas evidências conduzem à confirmação da hipótese de pesquisa formulada.

Tais evidências não são congruentes com as previsões teóricas de que os credores incentivariam economicamente as empresas que utilizam práticas contábeis conservadoras, por meio da cobrança de menores taxas de juros nas operações de crédito, em contrapartida ao aumento na eficiência dos contratos de crédito proporcionado pelo conservadorismo. As evidências de que o conservadorismo não leva à redução no custo do crédito bancário das empresas no Brasil também contradizem os resultados das pesquisas empíricas realizadas em outros países, a exemplo dos estudos de Ahmed *et al* (2002), Bauwhede (2007), Jieying Zhang (2008), Jingjing Zhang (2008), Sunder *et al* (2009) e Fredriksson (2009).

Esses resultados permitem a realização de inferências acerca da demanda dos credores pelo conservadorismo no Brasil. Apesar dos benefícios gerados pela adoção de práticas contábeis conservadoras, o conservadorismo parece não ser um atributo da informação contábil relevante para os credores, ao menos em intensidade suficiente para promover a criação de incentivos econômicos para que as empresas adotem tal prática.

O principal argumento que justifica a demanda dos credores de conservadorismo condicional é a maior eficiência contratual. Quando as empresas antecipam o reconhecimento de perdas econômicas, os credores percebem rapidamente as elevações de risco e podem adotar medidas para proteger os seus capitais, inclusive por meio de cobrança judicial e de execução de garantias. Todavia, o êxito na recuperação dos capitais, em situações de insolvência da empresa, depende do grau de proteção legal dos credores e da eficiência do sistema judicial.

O grau de proteção legal dos credores e o *enforcement* da lei são baixos no Brasil, assim como nos demais países com sistema jurídico de origem no direito codificado (LA PORTA *et al*, 1997; 1998). O índice que mede o direito dos credores atribuído por esses autores ao Brasil é um, em uma escala de zero (menor proteção) a quatro (maior proteção).

A reforma da lei falimentar brasileira, concluída em 2005, alterou a ordem de classificação dos créditos em caso de liquidação da empresa e beneficiou os credores com garantia real, que passaram a ter prioridade em relação ao fisco. No entanto, Araújo e Funchal (2009, p. 212) lembram que a lei brasileira, diferentemente da prática internacional, não permite que os ativos dados em garantia pelo devedor sejam transferidos imediatamente aos credores, conforme estabelecido contratualmente. Um possível sinal de que esse aspecto reduz os benefícios gerados pela nova norma aos credores, é o resultado obtido pelos autores de que não houve redução no custo do crédito bancário após o início da vigência da lei. Some-se a esse quadro de baixa proteção legal dos credores, a ineficiência do sistema judicial brasileiro (PINHEIRO; CABRAL, 1998; ANDERSON, 1999).

O ambiente institucional brasileiro não se caracteriza por elementos que favoreçam a qualidade das informações contábeis. O mercado de capitais e o mercado de crédito são pouco desenvolvidos no Brasil. Além disso, as práticas contábeis são fortemente influenciadas pela legislação tributária e pelos demais órgãos reguladores. Em consequência, as demonstrações contábeis não contêm os atributos qualitativos necessários para a sua utilização como subsídio às relações contratuais da empresa com os fornecedores externos de recursos.

O contexto institucional brasileiro de fraca proteção legal dos credores e baixa demanda de qualidade da informação contábil não gera incentivos para que os fornecedores de crédito estimulem a adoção de práticas contábeis conservadoras pelas empresas, por meio da redução nas taxas de juros das operações de crédito. Como as empresas não percebem benefícios

econômicos associados ao reporte de números contábeis conservadores, a utilização de tais práticas é limitada no Brasil, conforme observado por Li (2009), por Ball *et al* (2008) e pelas diversas pesquisas brasileiras discutidas na seção 2.7.

Algumas interpretações alternativas podem ser dadas aos resultados obtidos na pesquisa. O reconhecimento tempestivo de perdas econômicas nos resultados contábeis permite que o credor identifique rapidamente eventuais alterações na situação econômico-financeira da empresa, reduzindo o risco informacional na relação contratual. Se o mercado de crédito for informacionalmente eficiente, ele reconhecerá o grau de conservadorismo das práticas contábeis da empresa e ajustará os preços (taxas) dos contratos de crédito. Nesse sentido, a inexistência de relação entre o conservadorismo e o custo do crédito pode ser um indicativo de que o mercado de crédito no Brasil não é eficiente em relação à informação contábil.

Um fator que possivelmente contribui para os resultados é o de que a redução na assimetria informacional entre credores e tomadores pode ocorrer por outros meios que não a informação contábil. O conservadorismo reduz a assimetria de informações entre credores e tomadores e aumenta a transparência do tomador (LAFOND; WATTS, 2007). No entanto, os credores bancários geralmente têm acesso a informações adicionais às reportadas nas demonstrações contábeis, como projeções de vendas, detalhamento da carteira de clientes e projetos de investimento, especialmente no caso das companhias fechadas.

Essas informações complementares são utilizadas pelos credores para o monitoramento do risco da empresa, reduzindo a assimetria informacional presente nos contratos de crédito. Em consequência, os credores não demandam o reporte de números contábeis conservadores, pois suas necessidades são atendidas por informações extracontábeis. Esse argumento se mostra alinhado com o discurso de Bharath *et al* (2008, p. 2), que consideram que o acesso que o credor tem à informação desempenha um papel importante na maneira como ele responde à qualidade dos reportes contábeis das empresas. O argumento também é aderente ao estudo de Ball *et al* (2000), cujos resultados mostraram que nos países de direito codificado, como o Brasil, a assimetria de informações é resolvida por meio da comunicação privada e não pela publicação de demonstrações contábeis oportunas e conservadoras.

A qualidade das informações contábeis das empresas tomadoras de crédito é um aspecto relevante para os credores. No entanto, a forma como os atributos qualitativos da informação

contábil são incorporados, objetivamente, aos parâmetros de análise e contratação de crédito, possivelmente não integram as políticas e os processos utilizados pelos bancos no Brasil. Em razão disso, o grau de conservadorismo das empresas não sensibiliza as taxas de juros das operações de crédito.

Uma possível implicação desses resultados é a de que os custos dos bancos para o monitoramento das empresas tomadoras de crédito são elevados no Brasil. Como a assimetria de informações não é reduzida pelo reporte de demonstrações contábeis conservadoras, os bancos têm que incorrer em custos para monitorar o risco das empresas, por meio da obtenção de informações adicionais, já que os relatórios contábeis não permitem que eles identifiquem rapidamente a ocorrência de perdas econômicas.

A seguir, são analisados os efeitos das variáveis de controle sobre o custo do crédito bancário das empresas da amostra. De forma geral, as variáveis de controle incluídas no modelo têm coeficientes estatisticamente significantes nos níveis tradicionais de 1%, 5% ou 10%. As relações esperadas entre as variáveis de controle e o custo do crédito bancário foram confirmadas na maioria dos casos. Destaca-se, ainda, que as variáveis que capturam o perfil de atuação das empresas no mercado de crédito bancário (número, origem de capital, tamanho e especialização dos bancos) apresentam parâmetros estatisticamente significantes, o que confirma a previsão de que a maneira como as firmas tomam recursos no mercado de crédito influencia o custo do crédito.

- a) Tamanho da empresa: a variável apresenta coeficiente negativo e estatisticamente significativo em todas as regressões realizadas, confirmando a expectativa de que as empresas maiores têm acesso ao mercado de crédito bancário em melhores condições quanto às taxas de juros;
- b) Rentabilidade: os coeficientes são significantes nos modelos estáticos, mas não nos modelos dinâmicos, portanto, as evidências quanto à influência da rentabilidade no custo do crédito não são conclusivas. No caso dos modelos estáticos, a relação entre a rentabilidade e o custo do crédito bancário é negativa, o que sugere que as empresas mais rentáveis pagam menores taxas de juros, conforme previsto;
- c) Endividamento: os parâmetros são positivos e significantes em todas as regressões efetuadas. Esse resultado corrobora a suposição de que os credores exigem prêmios de

- risco adicionais para compensar o risco proporcionado pelo maior nível de endividamento das empresas;
- d) Fluxo de caixa operacional: não apresenta coeficientes significantes em nenhuma das regressões, contrariando as previsões iniciais acerca de uma possível relação negativa com o custo do crédito;
 - e) Risco: os parâmetros são positivos e significantes em três regressões realizadas. Esses resultados confirmam a projeção de que as empresas com maior risco incorrem em taxas de juros mais elevadas nos contratos de crédito;
 - f) Companhia aberta: não apresenta coeficientes significantes em nenhuma das regressões, o que indica que as companhias abertas não captam recursos no mercado de crédito bancário em condições menos onerosas do que as fechadas, contrariamente ao esperado;
 - g) Governança corporativa: os coeficientes não são significantes em nenhuma das regressões. Esse resultado revela que as empresas que integram os segmentos especiais de listagem da BM&FBOVESPA não são beneficiadas com menores taxas de juros nos contratos de crédito, ao contrário do que se esperava;
 - h) *American Depositary Receipt – ADR*: também não apresenta parâmetros significantes em nenhuma regressão. Esses resultados não confirmam a expectativa de que as empresas que internacionalizam suas fontes de financiamento para mercados desenvolvidos reduzem o custo do crédito bancário;
 - i) Prazo das operações: apresenta coeficientes significantes nos modelos estáticos e não significantes nos modelos dinâmicos, o que impossibilita a análise conclusiva do seu efeito sob o custo do crédito. Nos modelos estáticos, a relação entre o prazo das operações e o custo do crédito é positiva, de acordo com o esperado;
 - j) Número de bancos: os coeficientes são negativos e significantes em todas as regressões realizadas. Conforme previsto, quanto maior o número de bancos em que a empresa toma crédito, menor é o custo das operações;
 - k) Origem de capital dos bancos: também apresenta coeficientes negativos e significantes em todas as regressões. Esse resultado confirma a expectativa de que as empresas que tomam recursos em bancos estatais incorrem em menores custos, inclusive em relação às operações de crédito com recursos livres;
 - l) Tamanho dos bancos: os coeficientes são significantes apenas nas regressões cuja variável dependente é o custo do crédito bancário com recursos livres, ou seja, o tamanho dos bancos influencia as operações de crédito com taxas livremente pactuadas

entre o banco e a empresa. Os coeficientes positivos indicam que as taxas cobradas são maiores nos bancos grandes;

- m) Especialização dos bancos: os parâmetros são positivos e significantes em três regressões. Diferentemente do que se supunha, esses resultados mostram que as empresas que tomam recursos em bancos mais especializados em crédito pagam maiores taxas de juros;
- n) *Dummies de ano*: os coeficientes são significantes em todas as regressões e mostram a relevância dos fatores que afetam temporalmente o custo do crédito bancário do conjunto de empresas.

Por fim, os resultados obtidos com as especificações alternativas relatadas na seção 3.8 são qualitativamente semelhantes. Mesmo utilizando outras definições operacionais das variáveis, ou os estimadores de mínimos quadrados ordinários (MQO), de efeitos fixos (EF) e de efeitos aleatórios (EA), não são verificados indícios de que o conservadorismo impacta o custo do crédito bancário das empresas no Brasil.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente pesquisa examinou a relação entre o conservadorismo condicional e o custo do crédito bancário no Brasil. O objetivo do trabalho foi investigar empiricamente se as empresas que adotam práticas contábeis conservadoras têm acesso aos recursos do mercado de crédito bancário em condições mais favoráveis quanto às taxas de juros cobradas pelos bancos.

O conservadorismo condicional reduz a possibilidade de comportamentos oportunistas que expropriam a riqueza dos credores, como a distribuição excessiva de dividendos aos proprietários e o pagamento de elevados planos de compensação aos gestores. O conservadorismo condicional também leva ao aumento da eficiência dos contratos de crédito, pois permite que eventos econômicos que afetam negativamente a capacidade de pagamento da empresa sejam tempestivamente identificados, de maneira que os credores possam adotar procedimentos para a salvaguarda dos capitais emprestados.

Como o conservadorismo condicional beneficia os credores, esses agentes poderiam criar incentivos econômicos para motivar as empresas tomadoras de crédito a adotarem práticas contábeis conservadoras na elaboração das suas demonstrações contábeis, por meio da redução nas taxas de juros das operações de crédito. Em consequência, as empresas conservadoras seriam favorecidas com a redução no custo de capital, o que levaria ao aumento do seu valor econômico.

Este estudo foi desenvolvido com base em um modelo linear de regressão, cujos parâmetros estimados permitiram a realização de inferências acerca da relação entre o conservadorismo contábil e o custo do crédito bancário das empresas. O modelo considerou o custo do crédito bancário 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. O período de análise foi de 2000 a 2009.

Os parâmetros do modelo foram estimados com base no método GMM Sistêmico, proposto por Arellano e Bover (1995) e por Blundell e Bond (1998). Os diagnósticos realizados

indicaram que esse método se ajusta melhor às características dos dados disponíveis, propiciando o tratamento do problema da endogeneidade dos regressores, por meio de um sistema que combina equações em primeiras diferenças e equações em níveis.

Os resultados obtidos com a aplicação do modelo confirmaram a hipótese formulada 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 contábeis conservadores. Conclui-se, assim, que as empresas que adotam práticas de conservadorismo condicional no Brasil não são beneficiadas economicamente com a redução no custo do crédito bancário.

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

Os resultados dos testes empregados se mostraram robustos a diversas especificações alternativas do modelo e a diferentes definições operacionais das variáveis. Em primeiro lugar, o custo do crédito bancário das empresas foi calculado de duas maneiras, uma considerando todas as dívidas e 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 também foram expressas de várias formas. Todas as especificações utilizadas levaram ao mesmo resultado no que diz respeito 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. Ademais, as pesquisas empíricas sobre conservadorismo no Brasil dedicam-se, principalmente, 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, em resposta à questão de pesquisa, contribuem para explicar o baixo grau de conservadorismo contábil no Brasil.

Diversas possibilidades de extensão ao presente estudo surgem como oportunidades para novas pesquisas. Além da redução nas taxas de juros das operações, os credores podem incentivar a prática do conservadorismo por meio de outros benefícios, como a ampliação do volume de crédito disponibilizado à empresa e a redução das garantias exigidas. O exame desses fatores complementaria o presente estudo e ampliaria o conhecimento sobre o interesse dos credores pelo conservadorismo. A possível demanda dos credores de outros atributos qualitativos da informação contábil também carece de investigações aprofundadas. O exame dos processos de análise de crédito dos bancos poderia revelar em que extensão a qualidade da informação contábil das empresas é capturada e incorporada aos parâmetros de concessão de crédito.

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.

AHMED, Anwer S.; MORTON, Richard M.; SCHAEFER, Thomas F. *Accounting conservatism and the valuation of accounting numbers: evidence on the Feltham-Ohlson (1996) model*. **Journal of Accounting, Auditing & Finance**. New York, v. 15, n. 3, p. 271-292, Summer 2000.

ALMEIDA, Juan C. G.; SCALZER, Rodrigo S.; COSTA, Fábio M. Níveis diferenciados de governança corporativa e grau de conservadorismo: estudo empírico em companhias abertas listadas na BM&FBOVESPA. **Revista Contabilidade e Organizações**. Ribeirão Preto, v. 2, n. 2, p. 118-131, Jan./Abr. 2008.

ALTMAN, Edward I.; BAIDYA, Tara K. N.; DIAS, Luiz M. R. Previsão de problemas financeiros em empresas. **Revista de Administração de Empresas**. São Paulo, v. 19, p. 17-28, Jan./Mar. 1979.

ALTMAN, Edward I. *Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy*. **The Journal of Finance**. Chicago, v. 23, n. 4, p. 589-609, Sep. 1968.

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, 1999.

ANTUNES, Gustavo A.; COSTA, Fábio M. Governança e qualidade da informação contábil: uma investigação utilizando empresas brasileiras que aderiram ou não aos níveis diferenciados de governança da BM&FBOVESPA. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO - ENANPAD, 31., 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007.

ANTUNES, Gustavo A.; TEIXEIRA, Arideldo J. C.; COSTA, Fábio M.; NOSSA, Valcemiro. Efeitos da adesão aos níveis de governança da Bolsa de Valores de São Paulo na qualidade da informação contábil. **Advances in Scientific and Applied Accounting**. São Paulo, v. 3, n. 1, p. 1-14, 2010.

ARAÚJO, 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./Sep. 2009.

ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen. *Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations*. **Review of Economic Studies**. Oxford, v. 58, n. 2, p. 277-297, Apr. 1991.

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; BROWN, Philip. *An empirical evaluation of accounting income numbers*. **Journal of Accounting Research**. Chicago, v. 6, n. 2, p. 159-178, Autumn 1968.

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, Feb. 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, Sep. 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, Feb. 2005.

_____. *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.

BARNETT, Vic; LEWIS, Toby. **Outliers in statistical data**. 3rd ed. Chichester: John Wiley & Sons, 1984.

BARROS, Lucas A. B. C. **Decisões de financiamento e investimento das empresas sob a ótica de gestores otimistas e excessivamente confiantes**. São Paulo, 2005. Tese (Doutorado em Administração) – Programa de Pós-Graduação em Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

BASEL COMMITTEE ON BANKING SUPERVISION - BCBS. **Principles for the management of credit risk**. Basle, 2000. Disponível em: <<http://www.bis.org/publ/bcbs75.htm>>. Acesso em: 04/03/2009.

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.

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_credit_ratings_22.pdf>. Acesso em: 06/04/2010.

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

BEAVER, William H. *Financial ratios as predictors of failure*. **Journal of Accounting Research**, Issue Supplement: Empirical Research in Accounting: Selected Studies. Chicago, v. 4, p. 77-111, Autumn 1966.

BEAVER, William H.; RYAN, Stephen G. *Conditional and unconditional conservatism: concepts and modeling*. **Review of Accounting Studies**. New York, v. 10, n. 2-3, p. 269-309, Sep. 2005.

BEN-ZION, Uri; SHALIT, Sol. S. *Size, leverage, and dividend record as determinants of equity risk*. **The Journal of Finance**. Chicago, v. 30, n. 4, p. 1015-1026, Sep. 1975.

BHARATH, Sreedhar T.; SUNDER, Jayanthi; SUNDER, Shyam V. *Accounting quality and debt contracting*. **The Accounting Review**. Sarasota, v. 83, n. 1, p. 1-28, Jan. 2008.

BLISS, James H. *Management through accounts*. New York: The Ronald Press Co., 1924.

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.

_____. *GMM estimation with persistent panel data: an application to production functions*. **Econometric Reviews**. New York, v. 19, n. 3, p. 321-340, 2000.

BOND, Stephen; NAUGES, Céline; WINDMEIJER, Frank. *Unit roots: identification and testing in micro panels*. CEMMAP Working Paper CWP07/05, 2005. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=757316>>. Acesso em: 20/02/2010.

BRASIL. Comissão de Valores Mobiliários - CVM. Deliberação nº 29, de 05.02.1986. Aprova e referenda o pronunciamento anexo do Instituto Brasileiro de Contadores - IBRACON, sobre estrutura conceitual básica da contabilidade. Disponível em: <<http://www.cvm.gov.br>>. Acesso em: 12/05/2009.

_____. Conselho Monetário Nacional - CMN. Resolução nº 2.682, de 21.12.1999. Dispõe sobre critérios de classificação das operações de crédito e regras para constituição de provisão para créditos de liquidação duvidosa. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 08/01/2009.

_____. Decreto-Lei nº 7.661, de 21.06.1945. Lei de falências. Disponível em: <<http://www3.dataprev.gov.br/sislex/paginas/24/1945/7661.htm>>. Acesso em: 01/10/2009.

_____. Lei nº 11.101, de 09.02.2005. Regula a recuperação judicial, a extrajudicial e a falência do empresário e da sociedade empresarial. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil/_ato2004-2006/2005/lei/L11101.htm>. Acesso em: 09/10/2009.

_____. Lei nº 11.638, de 28.12. 2007. Altera e revoga dispositivos da Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976, e da Lei nº 6.385, de 7 de dezembro de 1976, e estende às sociedades de grande porte disposições relativas à elaboração e divulgação de demonstrações financeiras. Disponível em: <http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/lei/111638.htm>. Acesso em: 20/02/2009.

BRITO, Giovani A. S.; LOPES, Alexsandro B.; COELHO, Antonio C. D. *Comparative loss recognition timeliness between Brazilian state-owned and private financial institutions*. In: TWENTIETH ASIAN PACIFIC CONFERENCE ON INTERNATIONAL ACCOUNTING ISSUES, 2008, Paris. **Proceedings...** Paris: [s.n.], 2008.

BUCKMASTER, Dale A.; BROOKS, LeRoy D. *Further evidence of the time series properties of accounting income*. **The Journal of Finance**. Chicago, v. 31, n. 5, p. 1359-1373, Dec. 1976.

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.

COASE, Ronald H. *The nature of the firm (1937)*. In: WILLIAMSON, Oliver E.; MASTEN, Scott, E. **The economics of transaction costs**. Northampton: Edward Elgar Publishing, 1999.

COELHO, Antonio C. D.; LIMA, Iran S. Qualidade informacional e conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil. **Revista Contabilidade & Finanças**. São Paulo, v. 18, n. 45, p. 38-49, Set./Dez. 2007a.

_____. Segmentos de governança da BM&FBOVESPA: diferenças nos graus de conservadorismo condicional na divulgação de resultados contábeis. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 7., 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo: [s.n.], 2007b.

_____. Conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil: comparação entre companhias de capital fechado e companhias de capital aberto. **Revista Universo Contábil (Online)**. Blumenau, v. 4, n. 2, p. 22-41, Abr./Jun. 2008.

COELHO, Antonio C. D.; CIA, Joanília N. S.; LIMA, Iran S. Conservadorismo condicional na divulgação de lucros em companhias abertas brasileiras: diferenças entre emissoras e não emissoras de ADRs e sistemas contábeis. **Revista de Administração Mackenzie**. São Paulo, v. 11, n. 1, p. 117-149, Jan./Fev. 2010.

COMITÊ DE PRONUNCIAMENTOS CONTÁBEIS - CPC. **Pronunciamento conceitual básico**: estrutura conceitual para a elaboração e apresentação das demonstrações contábeis. Brasília, 2008. Disponível em: <<http://www.cpc.org.br/mostraOrientacao.php?id=14>>. Acesso em: 27/03/2009.

_____. **Pronunciamento técnico CPC 03**: Demonstração dos fluxos de caixa. Correlação às normas internacionais de contabilidade - IAS 7 (IASB). Brasília, 2008. Disponível em: <<http://www.cpc.org.br/mostraOrientacao.php?id=17>>. Acesso em: 28/03/2009.

_____. **Pronunciamento técnico CPC 04**: Ativo intangível. Correlação às normas internacionais de contabilidade - IAS 38 (IASB). Brasília, 2008. Disponível em: <<http://www.cpc.org.br/mostraOrientacao.php?id=18>>. Acesso em: 02/06/2010.

CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE - CFC. **Resolução nº 750**, de 29.12.1993. Dispõe sobre os princípios fundamentais de contabilidade (PFC). Brasília, 1993. Disponível em: <<http://www.cfc.org.br>>. Acesso em: 12/05/2009.

_____. **Resolução nº 774**, de 16.12.1994. Aprova o apêndice à resolução sobre os princípios fundamentais de contabilidade. Brasília, 1994. Disponível em: <<http://www.cfc.org.br>>. Acesso em: 12/05/2009.

COPELAND, Thomas E.; WESTON, John F.; SHASTRI, Kuldeep. **Financial theory and corporate policy**. 4th ed. Boston: Pearson Addison Wesley, 2005.

COSTA, Fábio M.; COSTA, Alessandra C. O.; LOPES, Alexsandro B. Conservadorismo em cinco países da América do Sul. **Revista Contabilidade & Finanças**. São Paulo, n. 41, p. 7-20, Mai./Ago. 2006.

COSTA, Rosilda A.; COSTA, Fábio M.; AMORIN, Gustavo; BAPTISTA, Ézio C. S. O impacto da regulação no conservadorismo das empresas brasileiras listadas na BM&FBOVESPA. **Contabilidade, Gestão e Governança**. Brasília, v. 12, n. 3, p. 28-37, Set./Dez. 2009.

DECHOW, Patricia M. *Accounting earnings and cash flows as measures of firm performance: the role of accounting accruals*. **Journal of Accounting and Economics**. Amsterdam, v. 18, n. 1, p. 3-42, Jul. 1994.

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.

DURAND, David. *Cost of debt and equity funds for business: trends and problems of measurement*. In: CONFERENCE ON RESEARCH ON BUSINESS FINANCE, 1952, New York. **Proceedings...** New York: National Bureau of Economic Research, Inc., 1952.

_____. *The cost of capital, corporate finance, and the theory of investment: comment.* **The American Economic Review**. Pittsburgh, v. 49, n. 4, p. 639-655, Sep. 1959.

ELGERS, Pieter T.; LO, May H. *Reduction in analysts' annual earnings forecast errors using information in prior earnings and security returns.* **Journal of Accounting Research**. Chicago, v. 32, n. 2, p. 290-303, Autumn 1994.

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.

_____. *Uncertainty resolution and the theory of depreciation and measurement.* **Journal of Accounting Research**. Chicago, v. 34, n. 2, p. 209-234, Autumn 1996.

FINANCIAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD - FASB. *Statements of financial accounting concepts - SFAC n° 2: Qualitative characteristics of accounting information.* Norwalk, 1980. Disponível em: <<http://www.fasb.org>>. Acesso em: 04/03/2009.

FRANCIS, Jennifer; LAFOND, Ryan; OLSSON, Per M.; SCHIPPER, Katherine. *Costs of equity and earnings attributes.* **The Accounting Review**. Sarasota, v. 79, n. 4, p. 967-1010, Oct. 2004.

FREDRIKSSON, Antti. *The pricing of reporting conservatism in private firm loan contracts.* Turku, 2008. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1091086>>. Acesso em: 13/04/2010.

FUNCHAL, Bruno; GALDI, Fernando C.; LOPES, Alessandro B. *Interactions between corporate governance, bankruptcy law and firms' debt financing: the Brazilian case.* **Brazilian Administration Review**. Curitiba, v. 5, n. 3, p. 245-259, Jul./Sep. 2008.

GARROD, Neil; POPE, Peter F.; ALJOSA, Valentincic. *Asymmetric timeliness, conservatism, and earnings components: international evidence.* In: 11th ANNUAL HKUST SUMMER SYMPOSIUM ON ACCOUNTING RESEARCH, 2004, Hong Kong. **Proceedings...** Hong Kong: [s.n.], 2004. Disponível em: <<http://www.bm.ust.hk/~acct/acsymp2004/Papers/Pope.pdf>>. Acesso em: 06/05/2010.

GASSEN, Joachim; FÜLBIER, Rolf U.; SELFHORN, Thorsten. *International differences in conditional conservatism – the role of unconditional conservatism and income smoothing.* **European Accounting Review**. London, v. 15, n. 4, p. 527-564, Dec. 2006.

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.

GONZAGA, Rosimeire P.; COSTA, Fábio M. A relação entre o conservadorismo contábil e os conflitos entre acionistas controladores e minoritários sobre as políticas de dividendos nas empresas brasileiras listadas na Bovespa. **Revista Contabilidade & Finanças**. São Paulo, v. 20, n. 50, p. 95-109, Mai./Ago. 2009.

GRAY, Sidney J. *The impact of international accounting differences from a security-analysis perspective: some European evidence*. **Journal of Accounting Research**. Chicago, v. 18, n. 1, p. 64-76, Spring 1980.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. 4th ed. New Jersey: Prentice Hall, 2000.

GUAY, Wayne; VERRECCHIA, Robert. *Discussion of an economic framework for conservative accounting and Bushman and Piotroski (2006)*. **Journal of Accounting and Economics**. Amsterdam, v. 42, n. 1-2, p. 149-165, Jun. 2006.

HENDRIKSEN, Eldon S.; VAN BREDA, Michael F. **Teoria da contabilidade**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 1999.

HUIJGEN, Carel; LUBBERINK, Martien. *Earnings conservatism, litigation and contracting: the case of cross-listed firms*. **Journal of Business Finance & Accounting**. Cambridge, v. 32, n. 7-8, p. 1275-1309, Sep./Oct. 2005.

INTERNATIONAL ACCOUNTING STANDARDS BOARD - IASB. **Framework for the preparation and presentation of financial statements**. London, 2001. Disponível em: <<http://www.iasb.org>>. Acesso em: 07/03/2009.

IUDÍCIBUS, Sérgio. **Teoria da contabilidade**. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2000.

JENSEN, Michael C.; MECKLING, William H. *Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure*. **Journal of Financial Economics**. Rochester, v. 3, n. 4, p. 305-360, Oct. 1976.

KAIZER, Carolina V. C.; NOSSA, Sylvania N.; TEIXEIRA, Aridelmo J. C. O impacto da regulamentação contábil sobre o conservadorismo nas empresas do setor elétrico do Brasil. **Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade**. Brasília, v. 3, n. 1, p. 1-24, Jan./Abr. 2009.

KANITZ, Stephen C. **Indicadores contábeis e financeiros de previsão de insolvência: a experiência na pequena e média empresa brasileira**. São Paulo, 1976. Tese (Livre Docência) – Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo.

KHAN, Mozaffar; WATTS, Ross L. *Estimation and empirical properties of a firm-year measure of conservatism*. **Journal of Accounting and Economics**. Amsterdam, v. 48, n. 2-3, p. 132-150, Dec. 2009.

LA PORTA, Rafael; LOPEZ-DE-SILANES, Florencio; SHLEIFER, Andrei; VISHNY, Robert W. *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, Dec. 1998.

LAFOND, Ryan; WATTS, Ross L. *The information role of conservatism*. San Francisco, 2007. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=921619>>. Acesso em: 02/03/2010.

LARA, Juan M. G.; MORA, Araceli. *Balance sheet versus earnings conservatism in Europe*. **European Accounting Review**. London, v. 13, n. 2, p. 261-292, Jul. 2004.

LEFTWICH, Richard. *Accounting information in private markets: evidence from private lending agreements*. **The Accounting Review**. Sarasota, v. 58, n. 1, p. 23-42, Jan. 1983.

LI, Xi. *Accounting conservatism and cost of capital: international analysis*. Philadelphia, 2009. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1107539>>. Acesso em: 19/05/2010.

LOPES, Alexsandro B. **A relevância da informação contábil para o mercado de capitais: o modelo de Ohlson aplicado à BM&FBOVESPA**. São Paulo, 2001. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) – Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo.

LOPES, Alexsandro B.; MARTINS, Eliseu. **Teoria da contabilidade: uma nova abordagem**. São Paulo: Atlas, 2005.

LOPES, Alexsandro B.; WALKER, Martin. **Firm-Level incentives and the informativeness of accounting reports: an experiment in Brazil**. São Paulo, 2008. Disponível em <<http://ssrn.com/abstract=1095781>>. Acesso em: 05/05/2009.

MARTINS, Eliseu (Org.). **Avaliação de empresas: da mensuração contábil à econômica**. São Paulo: Atlas, 2001.

MATHER, Paul; PEIRSON, Graham. *Financial covenants in the markets for public and private debt*. **Accounting and Finance**. Victoria, v. 46, n. 2, p. 285-307, Jun. 2006.

MENDONÇA, Mark M.; COSTA, Fábio M.; GALDI, Fernando C.; FUNCHAL, Bruno. O impacto da Lei Sarbanes-Oxley (SOX) na qualidade do lucro das empresas que emitiram ADRs. **Revista Contabilidade & Finanças**. São Paulo, v. 21, n. 52, Jan./Abr. 2010.

MODIGLIANI, Franco; MILLER, Merton H., *The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment*. **The American Economic Review**. Pittsburgh, v. 48, n. 3, p. 261-297, Jun. 1958.

_____. *Corporate income taxes and the cost of capital: a correction*. **The American Economic Review**. Pittsburgh, v. 53, n. 3, p. 433-443, Jun. 1963.

MYERS, Stewart C.; MAJLUF, Nicholas S. *Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have*. **Journal of Financial Economics**. Rochester, v. 13, n. 2, p. 187-221, Jun. 1984.

NIKOLAEV, Valeri V. *Debt covenants and accounting conservatism*. **Journal of Accounting Research**. Chicago, v. 48, n. 1, p. 137-176, Mar. 2010.

OHLSON, James A. *Financial ratios and the probabilistic predictions of bankruptcy*. **Journal of Accounting Research**. Chicago, v. 18, n. 1, p. 109-131, Spring 1980.

PAULO, Edilson. Qualidade das informações contábeis na oferta pública de ações e debêntures pelas companhias abertas brasileiras. In: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 9., 2009, São Paulo. **Anais...** São Paulo: [s.n.], 2009.

PAULO, Edilson; ANTUNES, Maria T. P.; FORMIGONI, Henrique. Conservadorismo contábil nas companhias abertas e fechadas brasileiras. **Revista de Administração de Empresas**. São Paulo, v. 48, n. 3, p. 46-60, Jul./Set. 2008.

PAULO, Edilson; MARTINS, Eliseu. Análise da qualidade das informações contábeis nas companhias abertas. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO - ENANPAD, 31., 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007.

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.

RANGEL, Luciene L.; TEIXEIRA, Aridelmo J. C. O conservadorismo contábil e o valor de mercado. In: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO - ENANPAD, 27., 2003, Atibaia. **Anais...** Atibaia: ANPAD, 2003.

ROYCHOWDHURY, Sugata; WATTS, Ross L. *Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting*. Cambridge: Working Paper, Sloan School of Management, MIT, 2006.

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

SANTOS, Edilene S.; CIA, Joanília N. S.; CIA, Josilmar C. US GAAP x normas brasileiras: há diferenças significativas no valor do lucro reportado pelas empresas brasileiras com ADRs na NYSE? *In*: ENCONTRO DA ASSOCIAÇÃO NACIONAL DE PÓS GRADUAÇÃO E PESQUISA EM ADMINISTRAÇÃO - ENANPAD, 31., 2007, Rio de Janeiro. **Anais...** Rio de Janeiro: ANPAD, 2007.

SANTOS, Luis S. R.; COSTA, Fábio M. Conservadorismo contábil e *timeliness*: evidências empíricas nos demonstrativos contábeis de empresas brasileiras com ADRs negociados na Bolsa de Nova Iorque. **Revista Contabilidade & Finanças**. São Paulo, v. 19, n. 48, p. 27-36, Set./Dez. 2008.

SILVA, Adriana C.; COELHO, Antonio C. D.; LOPES, Alexsandro B.; ALMEIDA, José E. F. Qualidade informacional dos lucros das firmas monitoradas por agências reguladoras no Brasil. *In*: IAAER-ANPCONT (3rd) INTERNATIONAL ACCOUNTING CONGRESS, 2009, São Paulo. **Anais...** São Paulo: ANPCONT – Associação Nacional dos Programas de Pós-Graduação em Ciências Contábeis, 2009.

SMITH JR., Clifford W.; WATTS, Ross L. *The investment opportunity set and corporate financing, dividend and compensation policies*. **Journal of Financial Economics**. Rochester, v. 32, n. 3, p. 263-292, Apr. 1992.

SOARES, Cícero; NEIVA, João J. R. O conservadorismo contábil e o seu efeito no patrimônio das empresas. *In*: CONGRESSO USP DE CONTROLADORIA E CONTABILIDADE, 7., 2007, São Paulo. **Anais...** São Paulo: [s.n.], 2007.

STULZ, René M. *Globalization, corporate finance, and the cost of capital*. **Journal of Applied Corporate Finance**. Malden, v. 12, n. 3, p. 8-25, 2005.

SUNDER, Jayanthi; SUNDER, Shyam V.; ZHANG, Jingjing. ***Borrower conservatism and debt contracting***. Evanston, 2009. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=1267504>>. Acesso em: 10/12/2009.

TITMAN, Sheridan; WESSELS, Roberto. *The determinants of capital structure choice*. **The Journal of Finance**. Chicago, v. 43, n. 1, p. 1-19, Mar. 1988.

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: 01/06/2010.

WATTS, Ross L. *A proposal for research on conservatism*. Rochester: Working Paper, University of Rochester, May 1993.

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

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

WATTS, Ross L.; ZIMMERMAN, Jerold L. *Positive accounting theory*. New Jersey: Prentice Hall, 1986

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, Dec. 2008.

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

APÊNDICES

APÊNDICE 1 – NÚMERO DE EMPRESAS POR JANELA

APÊNDICE 2 – MEDIDAS DE CONSERVADORISMO MÉDIAS POR JANELA

APÊNDICE 3 – VARIÁVEIS DE CONTROLE MÉDIAS ANUAIS

APÊNDICE 1 – NÚMERO DE EMPRESAS POR JANELA

Janela	Recursos totais	Recursos livres
1	994	941
2	974	909
3	938	865
4	831	771
5	626	559

APÊNDICE 2 – MEDIDAS DE CONSERVADORISMO MÉDIAS POR JANELA

Medida de Conservadorismo	Janela 1	Janela 2	Janela 3	Janela 4	Janela 5
(1) – Basu	0,2028	0,1342	0,1508	0,3887	0,2434
(2) – Ball e Shivakumar	-0,1173	0,1237	0,1131	0,0874	0,0775
(3) – Acumulações Contábeis	0,1119	0,1098	0,0865	0,0168	0,0599
(4) – Assimetria	-0,0823	0,1480	0,2631	0,1248	0,1956
(5) – Ranque	4.232,99	4.429,21	4.436,62	4.108,23	4.341,95

As definições operacionais das medidas de conservadorismo constam da seção 3.5. As medidas de conservadorismo (1), (3) e (4) foram multiplicadas por menos um (-1).

APÊNDICE 3 – VARIÁVEIS DE CONTROLE MÉDIAS ANUAIS

Variável	2005	2006	2007	2008	2009
Tamanho da empresa	597,77	628,49	702,98	911,37	1.352,69
Rentabilidade	0,0835	0,0682	0,0641	0,0736	0,1012
Endividamento	0,1990	0,1898	0,1995	0,2187	0,2471
Fluxo de caixa operacional	0,1347	0,0843	0,0655	0,0643	0,1072
Risco	0,0375	0,0311	0,0268	0,0234	0,0270
Número de bancos	4,2334	4,1704	3,8561	4,4597	3,7476
Prazo das operações	485,70	532,83	649,03	639,24	608,95
Tamanho dos bancos	91.459,67	123.992,51	166.571,24	293.333,78	307.201,51
Especialização dos bancos	0,3862	0,3853	0,3796	0,3565	0,3659

As definições operacionais das variáveis de controle constam da seção 3.6. Para facilitar a interpretação dos dados, o tamanho da empresa e o tamanho dos bancos são apresentados pelo valor do ativo em R\$ milhões. O prazo das operações é expresso em número de dias. As variáveis tamanho da empresa, rentabilidade, endividamento e fluxo de caixa operacional foram calculadas com base nas demonstrações contábeis do exercício anterior ao ano em que foi apurado o custo do crédito bancário. As demais variáveis foram calculadas no próprio ano de apuração do custo do crédito bancário.