

Banking Expertise dos Membros do Conselho de Administração Reduz o Conservadorismo Contábil?

Resumo

Pesquisas efetuadas sobre o conservadorismo contábil fornecem argumentos sobre a influência de demandas dos credores na adoção de políticas contábeis conservadoras, devido à assimetria de informação. Apesar da importância para mitigação dos problemas de agência de dívidas, evidências empíricas sugerem que nesses casos o conservadorismo contábil é dispendioso. Nesse sentido, Leventis, Dimitropoulos, e Owusu-Ansah (2013), Erkens, Subramanyam e Zhang (2014) e Nguyen, Duong, Nguyen e Bui (2018) apontam a presença do credor no conselho de administração, como um mecanismo apropriado para mitigação de problemas de agência relacionados a dívidas. Envolto nessa discussão, tem-se por objetivo verificar a influência de banking expertise dos membros do conselho de administração no conservadorismo contábil das empresas listadas no IBrX100 durante o período de 2014 a 2016. Os resultados indicam um elevado poder preditivo dos modelos adotados (Khan & Watts, 2009; García Lara, García Osma & Penalva, 2016), porém a relação entre banking expertise e conservadorismo contábil não foi confirmada no cenário brasileiro. No entanto vale ressaltar os resultados dos modelos (G-Score, C-Score e Cons-Rank) para as variáveis, tamanho e market-to-book e para a evidência de que empresas listadas no Novo Mercado tendem a possuir grau significativamente menor de conservadorismo.

Palavras-chave: Conservadorismo Contábil; *Banking Expertise*; Conselho de Administração; Problemas de Agência.

Linha Temática: Contabilidade Financeira









1 Introdução

Pesquisas efetuadas sobre o conservadorismo contábil fornecem argumentos sobre a influência de demandas dos credores na adoção de políticas contábeis conservadoras (Watts, 2003), devido à assimetria de informação. A literatura sugere que o conservadorismo possui dois papeis distintos na redução dos custos de agência da dívida (Erkens, Subramanyam & Zhang, 2014).

Primeiramente o conservadorismo assume um papel de monitoramento, de modo a facilitar a contratação de dívidas (Watts, 2003). A contratação de dívidas reduz o custo de agência da dívida mediante transferência de direitos de controle aos credores como medida de proteção caso a empresa tomadora passar por dificuldades financeiras (Erkens et al., 2014). Nesse sentido, Watts (2003) e Zhang (2008) argumentam que o conservadorismo contábil facilita a contratação de dívidas, por meio do oportuno desencadeamento de violações de cláusulas restritivas quando se tem notícias ruins significativas.

Por outro lado, o conservadorismo contábil tem um papel informacional buscando reduzir a assimetria, ao exigir a divulgação oportuna de más notícias (perdas) em relação às boas notícias (ganhos), sendo o valor do investimento mais sensível ao risco de queda (DeFond & Zhang, 2011). Esta informação aprimorada das demonstrações financeiras conservadoras para os credores, por sua vez, reduz o custo da dívida da agência (Erkens et al., 2014). Além disso, a contabilidade conservadora compromete os gestores a reportar possíveis más notícias de modo a auxiliar os usuários na avaliação eficiente de suas reivindicações (Lafond & Watts, 2008).

Ball e Shivakumar (2005) e Leventis, Dimitropoulos, e Owusu-Ansah (2013) observam que tais papéis desempenhados pelo conservadorismo buscam compensar um potencial aumento nos ativos e no desempenho financeiro devido ao comportamento oportunista de gestores, de modo a exigir que os mesmos reconheçam de maneira oportuna às más notícias. Sedo que maior conservadorismo contábil levaria a uma violação mais rápida de *covenants* contábeis (Nguyen, Duong, Nguyen & Bui, 2018).

Apesar da importância para mitigação dos problemas de agência de dívidas, Nguyen, et al. (2018) apontam evidências empíricas que sugerem que nesses casos o conservadorismo contábil é dispendioso. Os autores demonstram que o conservadorismo pode reduzir a eficiência das contratações de dívidas, acelerar a violação de *covenants*, o que aumenta o custo dos credores, além disso, a violação pode gerar uma reação negativa a auditoria que pode gerar a um incremento nos honorários de auditoria, bem como impactar negativamente na riqueza dos acionistas. Nesse sentido, os autores indicam mecanismos alternativos que possam alcançar o mesmo objetivo que o conservadorismo contábil, como por exemplo, estruturas de governança.

Estudos sugerem a presença do credor (mediante um representante) no conselho de administração, como um mecanismo apropriado para mitigação de problemas de agência relacionados a dívidas (Leventis et al., 2013; Erkens et al., 2014; Nguyen et al., 2018). Envolto nessa discussão, a presente pesquisa apresenta a seguinte problemática: Qual a influência de *banking expertise* dos membros do conselho de administração no conservadorismo contábil? Deste modo tem-se por objetivo verificar a influência de *banking expertise* dos membros do conselho de administração no conservadorismo contábil.









Conforme argumentado por Erkens et al. (2014) a presença de tais representantes no conselho de administração, fornecem aos bancos melhor informação, bem como monitoramento do cumprimento dos contratos de dívidas, devido ao fornecimento de informações aos credores acerca da situação financeira da empresa, de forma a reduzir custos envolvidos nos contratos de dívida. Os autores evidenciaram que o conservadorismo reduz quando se tem um canal de comunicação privado entre empresa e credores.

Por sua vez, Bonetti, Ipino e Parbonetti. (2017) analisaram a relação dos membros vinculados a bancos (sem relação contratual), com o conservadorismo contábil no período anterior e posterior a adoção de IFRS. Os autores identificaram que empresas com tais características apresentaram maior conservadorismo no período após IFRS, se comparado com empresas que apresentam membros afiliados a bancos com relação contratual. Esse achado demonstra que tais membros por não apresentarem conflito de interesse, estão empenhados em exercer o papel de monitoramento, fornecer maior conservadorismo contábil e melhorar os resultados organizacionais.

Apesar dos resultados mistos de tais estudos, Nguyen et al. (2018) investigaram se as empresas possuem em seus conselhos de administração tanto afiliados quanto não afiliados aos bancos com os quais mantem contratos. Além disso, os autores analisaram o período de tempo que os conselheiros trabalharam em bancos e o número total de bancos em que trabalharam. Os autores ressaltam que devido a vantagem informacional em nível de mercado, a presença de tais membros no conselho de administração auxilia a evitar o conservadorismo excessivo. No nível de empresas, representado pelo número de bancos em que atuaram os membros tem-se uma redução no conservadorismo contábil.

Diferentemente dos estudos de Erkens et al. (2014) Bonetti et al. (2017) analisamos características para além da presença de membros no conselho de administração com experiência em bancos, porém não analisamos a afiliação dos membros a bancos com que a empresa tenha uma relação contratual. Nesse sentido buscamos uma explicação empírica alternativa para relação do conselho de administração e conservadorismo contábil. Além disso, utilizamos a medida de conservadorismo fornecida por García Lara, García Osma e Penalva (2016) que adaptaram os tradicionais modelos de Basu (1997) e Khan e Watts (2009) mediante uso do conservadorismo total.

2 Referencial Teórico

Nesta sessão são evidenciados conceitos e estudos que tratam do conservadorismo contábil, com enfoque no modelo de conservadorismo de Basu (1997), aperfeiçoado por Ball e Shivakumar (2005) e García Lara et al. (2016), utilizado no presente estudo. Posteriormente apresenta-se a discussão teórica e os reflexos de membros do conselho de administração afiliados a bancos no conservadorismo contábil. Juntamente com a discussão desta sessão apresenta-se a hipótese que norteiam o estudo.

2.1 Conservadorismo Contábil

O reconhecimento antecipado de perdas econômicas versus os ganhos, denominado conservadorismo contábil denota segundo Basu (1997) o reconhecimento tempestivo de más notícias (perdas) em relação às boas notícias (ganhos). Impondo o reconhecimento adequado de perdas econômicas e o reconhecimento tardio de ganhos econômicos.









Revisando-se a literatura identificam-se duas maneiras distintas de conservadorismo: o conservadorismo condicional e o incondicional. O conservadorismo incondicional considera que na avaliação do patrimônio, opte-se pelos valores mínimos para o ativo/receita e máximos para o passivo/despesa (Ball & Shivakumar, 2005). Por sua vez, o conservadorismo condicional é caracterizado pelos autores como a tendência contábil de reconhecer as perdas econômicas mais rapidamente do que os ganhos. Aponta-se que diferenças entre as duas formas residem no fato de que o conservadorismo incondicional está relacionado ao viés no valor contábil dos ativos, enquanto que o conservadorismo condicional está relacionado ao reconhecimento oportuno das perdas econômicas no resultado (Ball & Shivakumar, 2005).

O conservadorismo exerce um papel importante nas relações contratuais das empresas com os credores, no intuito de assegurar garantias mínimas para o cumprimento dos contratos, bem como reduzir a assimetria de informação (Watts, 2003). O autor complementa que o conservadorismo busca minimizar o comportamento oportunista dos gestores, pois as práticas contábeis são mais exigentes com o nível de verificação das boas notícias em relação às más notícias. Sendo assim o conservadorismo se torna um instrumento eficiente no estabelecimento dos contratos, por restringir tal comportamento, sendo papel da contabilidade conservadora assegurar que os ganhos não sejam exagerados e que as perdas sejam discretas (Lafond & Watts, 2008).

As evidências da literatura apontam o modelo desenvolvido por Basu (1997) como o mais frequentemente utilizado na avaliação do grau de conservadorismo do resultado contábil.

$$LL_{it} = \beta_0 + \beta_1 DR_{it} + \beta_2 R_{it} + \beta_3 R_{it} * DR_{it} + \varepsilon_{it}$$
(1)

Onde:

 LL_{it} = Lucro Líquido da empresa i no período t dividido pelo valor de mercado em t-1; DR_{it} = Variável dummy sendo 1 para retorno negativo da empresa i no período t, e 0, caso contrário;

 R_{it} =Variação do valor de mercado da empresa i no período t dividido pelo valor de mercado em t-1.

Conforme Equação 1, o modelo de Basu (1997) assume que o mercado reconhece de forma oportuna as perdas econômicas contidas no lucro (más notícias) mais rapidamente do que os ganhos (boas notícias), mediante um coeficiente maior e positivo para β_3 , o que demonstra uma redução no resultado econômico.

Apesar de ser amplamente utilizado, o modelo de Basu (1997) apresenta limitações. Khan e Watts (2009) citam a baixa eficiência no modelo para análises em níveis de empresas ou de setor, pois a medida de conservadorismo é estimada ao nível de mercado para cada ano. Dechow, Kothari e Watts (1998) buscaram adaptar o modelo de Basu (1997) ao incorporar o reconhecimento de ganhos e perdas não realizados por meio de *accruals*.

Posteriormente, destaca-se o modelo de Ball e Shivakumar (2005) derivado de Basu (1997) e Dechow et al. (1998), que se baseia somente em informações contábeis buscando avaliar a correlação tempestiva entre *accruals* e fluxos de caixa das operações do mesmo período, sendo denominado por modelo de reconhecimento antecipado de perdas econômicas. A premissa subjacente ao modelo de Ball e Shivakumar (2005) é que haverá uma variação positiva e assimétrica entre os *accruals* e os Fluxos de Caixa Operacionais, caso exista reconhecimento antecipado das más notícias.









Khan e Watts (2009) também efetuaram uma adaptação do modelo de Basu (1997) encontrando uma métrica anual de conservadorismo para cada empresa. Os autores incluíram proxies com base em características como o índice market-to-book (MTK), tamanho (Size) e alavancagem (Lev) para definir boas notícias (G_SCORE) e o incremento das más notícias sobre as boas notícias (C_SCORE), obtidos conforme equações (2) e (3). No entanto vale ressaltar que no modelo proposto por Khan e Watts (2009) as características MTK, Size e Lev são usadas no período t. Porém Nguyen et al. (2018) sugerem que a empresa utiliza os resultados e características no período t-1 para tomar decisões em t sobre o conservadorismo dos números contábeis.

$$G_SCORE_{i,t} = \beta_2 = \mu_1 + \mu_2 Size_{i,t-1} + \mu_3 MTK_{i,t-1} + \mu_4 Lev_{i,t-1}$$
 (2)

$$C_SCORE_{i,t} = \beta_3 = y_1 + y_2Size_{i,t-1} + y_3MTK_{i,t-1} + y_4Lev_{i,t-1}$$
(3)

Tal modelo busca por relações positivas do *MTK* e *Lev* com o lucro por ações e relação negativa para *Size*. Substituindo-se os valores G_SCORE e C_SCORE pelos β_2 e β_3 da equação (1) de Basu (1997), tem-se a seguinte equação:

$$LL_{it} = \beta_{0} + \beta_{1}DR_{it} + (\mu_{1} + \mu_{2}Size_{i,t-1} + \mu_{3}MTK_{i,t-1} + \mu_{4}Lev_{i,t-1})R_{it} + (y_{1} + y_{2}Size_{i,t-1} + y_{3}MTK_{i,t-1} + y_{4}Lev_{i,t-1})R_{it} * DR_{it} + (\delta_{1}Size_{i,t-1} + \delta_{2}MTK_{i,t-1} + \delta_{3}Lev_{i,t-1} + \delta_{4}DR_{it} * Size_{i,t-1} + \delta_{5}DR_{it} * MTK_{i,t-1} + \delta_{6}DR_{it} * Lev_{i,t-1}) + \varepsilon_{it}$$

$$(4)$$

Para a estimação do conservadorismo total, conforme García Lara et al. (2016) adiciona-se G_SCORE e *C_SCORE* juntos para cada empresa em cada período, surgindo a variável *CONS*, da qual calculam-se as médias de 3 períodos anteriores. Efetua-se um ranqueamento desses valores e os divide por N+1. Essa nova variável *CONS_RANK* representa o grau de conservadorismo contábil.

2.2 Banking Expertise e Formulação da Hipótese

Apesar de a literatura ressaltar a importância do papel do conservadorismo na redução dos conflitos de agência da dívida, identifica-se um elevado custo envolvido neste papel. Watts (2003) cita, por exemplo, a ineficiência gerada nos dividendos e sistemas de compensação devido ao conservadorismo, além da violação de *covenants*, que podem ser desencadeadas pelo conservadorismo. Diante desse *trade-off* de custos e benefícios da divulgação conservadora, surgem mecanismos alternativos que estão relacionados a estrutura de governança das empresas.

No âmbito da governança corporativa destaca-se uma série de estudos que buscaram relacionar a estrutura dos conselhos, dos comitês de auditoria, da remuneração de executivos, e proteção de *takeovers* com o conservadorismo contábil. Chi, Liu, e Wang (2009) identificaram que estruturas de governança ineficientes requerem maiores níveis de conservadorismo. Com relação ao conselho de administração, Ahmed e Duellman (2007), Beekes, Pope e Young (2004), e Bushman, Chen, Engle, e Smith (2004) mostram uma associação positiva da efetividade do conselho com o conservadorismo.

Acerca dos comitês de auditoria, Xie, Davidson III, DaDalt (2003) evidenciam que membros independentes e com *expertise* financeira podem restringir uma contabilidade mais









agressiva, diante de menor gerenciamento de resultados e maior conservadorismo na divulgação de informações. No que tange a remuneração de executivos, o conservadorismo pode ser adotado no intuito de evitar flutuações nos resultados das empresas, sendo nesse caso o conservadorismo uma maneira de alinhar os interesses da organização (Ramalingegowda & Yu, 2012).

No entanto recentemente, inseriu-se a discussão do *banking expertise*, que consiste na presença de representantes de bancos, no conselho de administração das empresas (Leventis, 2013; Erkens et al., 2014; Nguyen et al., 2018). Membros do conselho de administração vinculados a bancos fornecem e agregaram as empresas por conta do seu *background* enquanto executivos de tais instituições (Göner, Malmendier & Tate, 2008; Kroszner & Strahan, 2001), sendo que geralmente nesses casos não apresentam um vinculo contratual com tais bancos, sendo denominados como não afiliados.

Por outro lado, quando tal membro do conselho representa uma instituição financeira, torna-se afiliado, e nesse caso está interessado em proteger os interesses da instituição credora, exercendo um papel de monitoramento. Sua preocupação concerne em buscar um aumento no fluxo de informação acerca da situação financeira da empresa, bem como atuar para reduzir a assimetria de informação entre empresa e credor (Kroszner & Strahan, 2001). Byrd e Mizruchi (2005) identificaram que empresas com membros afiliados apresentam níveis menores de dívidas, consequente da realização do papel de monitoramento.

Erkens et al. (2014) propõem que a informação adquirida por tais representantes (afiliados), reduz o custo de agência da divida de maneira mais efetiva, bem como do conservadorismo contábil. Para os autores isso ocorre devido a esse canal de comunicação entre empresa e credor também serve como forma de proteção das empresas em caso de renegociação de dividas.

Em contrapartida, Bonetti, Ipino e Parbonetti. (2017) analisaram a relação dos membros não afiliados com o conservadorismo contábil, anteriormente e posteriormente a adoção das IFRS. Os autores identificaram maior conservadorismo no período após IFRS, corroborando que tais membros não apresentam conflito de interesse, o que contribuiu para o efetivo papel de monitoramento do conselho de administração.

Sob outra perspectiva Nguyen et al. (2018) inserem na discussão que não somente a presença de representantes dos bancos (afiliados ou não afiliados) nos conselhos de administração seja relevante, mas a *expertise*, como por exemplo, o período de tempo que trabalharam em bancos, a quantidade de bancos em que trabalharam e a participação em conselhos de administração de bancos. Sendo que tais fatores podem reduzir o conservadorismo contábil.

Os autores argumentam que devido a vantagem informacional em nível de mercado, pode-se evitar o conservadorismo excessivo. Uma vez que sem membros dessas características as empresas podem aumentar o conservadorismo devido a preocupação com consequências de violação de *covenants*, por exemplo (Nash, Netter, & Poulsen, 2003; Li, 2013; Denis & Wang, 2014).

Deste modo, observou-se a oportunidade de pesquisa de analisar *banking expertise* e sua influência no conservadorismo contábil nas empresas brasileiras, considerando o percentual de membros do conselho de administração que trabalharam em bancos, a quantidade de bancos que perpassaram, bem como a participação no conselho de administração de bancos. Para tanto, elaborou-se a seguinte hipótese de pesquisa:









H₁: Há uma relação negativa entre *banking expertise* e conservadorismo contábil.

3 Metodologia

A população do estudo compreende as empresas listadas no IBrX100 da B3. Excluindo-se as empresas financeiras a amostra foi composta por 75 empresas, as quais dispunham de informações válidas em todas as variáveis e períodos analisados. O período de análise corresponde aos anos de 2014 a 2016. Os dados referentes aos modelos de conservadorismo contábil foram coletados na base de dados Economática®, enquanto que os dados sobre *banking expertise* foram coletados pelos formulários de referência.

A abordagem do conservadorismo contábil adotada no estudo se respalda em García Lara et al. (2016) que incorporam ao modelo de Khan e Watts (2009) o reconhecimento assimétrico dos retorno econômicos às más notícias sobre as boas notícias e o reconhecimento assimétrico dos retorno econômicos boas notícias de maneira conjunta, a qual os autores denominam como conservadorismo total, conforme apresentado na equação (4). No estudo de Nguyen et al. (2018) essa medida de conservadorismo total torna-se mais coerente porque banking expertise dos membros do conselho de administração pode variar entre empresas, setores e anos. Na sequência apresentam-se as variáveis da pesquisa.

Tabela 1. Constructo da pesquisa

Tipo de variável	Variável	Descrição	Autores
Dependente (Conservadorismo)	Conservadorismo Contábil (CC)	Estimação do Coeficiente de conservadorismo contábil pela Equação (4)	Khan e Watts (2009); García Lara et al. (2016); Nguyen et al. (2018)
	Expertise (Exp)	Percentual de membros do conselho de administração das empresas que trabalharam em bancos	Erkens et al. (2014); Bonetti et al. (2017)
Independente (Banking Expertise)	Experiência em bancos (Exp_banks)	Número total de bancos em que os membros do conselho de administração trabalharam enquanto executivos.	Nguyen et al. (2018)
	Expertise no Conselho de Administração (Exp_board)	Percentual de membros do conselho de administração da empresa que participaram ou participam do conselho de administração de instituições financeiras	Nguyen et al. (2018)
Controles	Tamanho do Conselho de Administração (Board_ Size)	Número total de membros do conselho de administração	Erkens et al. (2014); Nguyen et al. (2018)
	Independência (Indep)	Percentual de membros independente no conselho de administração	Erkens et al. (2014); Nguyen et al. (2018)
	Ciclo de vida Organizacional (CV)	Atribuiu-se <i>dummies</i> para cada estágio do ciclo de vida	Dickinson (2011); Nguyen et al. (2018)
	Alavancagem (LEV)	Soma das dívidas de curto e longo prazo, dividido pelo valor de mercado	Leventis et al. (2013); Erkens et al. (2014); Nguyen et al. (2018)









Fonte: elaborado pelos autores.

Considerando as variáveis apresentadas na Tabela 1, que servem como instrumento para a verificação da hipótese, pode construir um modelo de equação genérico conforme a Equação 5.

$$Conserv_t = \beta_0 + \beta_j BankExpertise_t + \gamma_k Controles_t + \delta_l EfFixos[ANO] + \theta_m EfFixos[Setor] + \mu_n EfFixos[NivelGC] + \varepsilon$$
(5)

Onde: $Conserv_t$, representa as variáveis de conservadorismo utilizadas em cada um dos modelos; $BankExpertise_t$, representa as variáveis de teste quanto a expertise no setor financeiro dos membros do conselho de administração das empresas; e $Controles_t$, representam o conjunto de variáveis de controle usadas no modelo.

No modelo foi adotado o controle para efeitos fixos quanto ao Ano, ao Setor de atuação e ao Nível de Governança Corporativa a qual a empresa esteja vinculada. Destaca-se este último controle como importante devido a potencial existência de que o conservadorismo pode ser afetado diretamente quando a empresa pertence a algum nível diferenciado de governança. Para a estimação dos modelos foi utilizado o *Software* STATA e os modelos foram estimados por OLS com controle para resíduos robustos.

4 Análise e Interpretação dos Resultados

A presente pesquisa que busca verificar o grau de associação da participação de bancos no conselho de administração das empresas em seu grau de conservadorismo tem seus procedimentos de análise e interpretação dos resultados divididos em quatro momentos. Em um primeiro instante serão apresentados os resultados da estatística descritiva e análise das correlações entre as variáveis analisadas. Em seguida, se analisa o primeiro modelo de verificação da hipótese de pesquisa, na qual se confronta as variáveis de estudo com o conservadorismo medido pelo indicador G_SCORE. Procedimento semelhante é realizado na sequência para a variável C_SCORE de conservadorismo. Por último, seguindo o que foi apresentado por García Lara et al. (2016), é testado os mesmos modelos porém considerando a variável CONS_RANK como dependente. A Tabela 2 demostra as estatísticas descritivas das variáveis analisadas.









Tabela 2. Estatística descritiva das variáveis

Variáveis		Média			Desvio-Padrão			Mínimo			Máximo		
	2014	2015	2016	2014	2015	2016	2014	2015	2016	2014	2015	2016	
G_Score	-0,051	-0,840	0,091	0,249	1,115	0,079	-0,587	-2,673	-0,242	1,098	3,534	0,325	
C_Score	0,102	1,067	2,934	0,478	1,612	6,640	-2,423	-6,196	-2,684	1,188	4,012	41,482	
Cons_Rank(i)	-	-	0,500	-	-	0,287	-	-	0,013	-	-	0,987	
Board_Size	8,667	8,560	8,587	2,029	2,042	1,960	5,000	5,000	5,000	16,000	17,000	16,000	
Indep	0,318	0,351	0,389	0,206	0,212	0,212	0,000	0,000	0,000	0,857	0,875	1,000	
Exp_Banks	0,395	0,425	0,442	0,398	0,403	0,430	0,000	0,000	0,000	2,143	2,143	2,000	
Exp	0,242	0,267	0,263	0,172	0,195	0,204	0,000	0,000	0,000	0,714	1,000	0,889	
Exp_board	0,072	0,087	0,095	0,147	0,156	0,149	0,000	0,000	0,000	1,000	1,000	0,889	
Tam	15,848	15,599	15,937	1,105	1,252	1,155	13,632	12,864	13,425	19,356	19,450	19,367	
MTB	2,631	2,280	2,851	3,573	3,474	3,303	-8,229	-6,649	-0,437	23,546	23,194	21,384	
LEV	1,201	1,676	2,765	1,462	2,057	4,193	0,072	0,091	0,109	8,615	10,809	27,249	
FCO	0,089	0,090	0,083	0,062	0,059	0,067	-0,088	-0,059	-0,077	0,252	0,273	0,306	
CV	0,560	0,613	0,587	0,500	0,490	0,496	0,000	0,000	0,000	1,000	1,000	1,000	
Sales	0,071	0,050	0,004	0,103	0,111	0,124	-0,292	-0,209	-0,654	0,335	0,378	0,437	

Nota: (i) a variável Cons_Rank só consta para o ano de 2016 dada a sua formula de cálculo.

Fonte: resultados da pesquisa.

Como procedimento preliminar aos modelos de regressão, considerando como intuito a identificação de algum problema de multicolinearidade entre as variáveis do modelo, efetuou-se o teste das correlações entre as variáveis, conforme pode ser verificado na Tabela 3. Alguns dos resultados encontrados dão indícios de que as variáveis de conexão do conselho de administração das empresas do IBrX100 com os bancos têm em alguma medida de relação. Isto pelo fato de haver correlação significativa entre o (Exp_board) com as métricas de conservadorismo contábil. Em âmbito geral, se é possível identificar problemas de multicolinearidade entre as variáveis, dado que não existe nenhum coeficiente de correlação que se destaque dentre os elementos.

Tabela 3. Matriz de correlação das variáveis

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. G Score	1,000										
1. G_Score											
2. C_Score	0,982	1,000									
2. C_Score	0,000										
3. Cons_Rank	-0,078	-0,065	1,000								
5. Colls_Kalik	0,247	0,330									
4. Board_Size	0,067	0,068	-0,187	1,000							
4. Doaru_Size	0,314	0,308	0,005								
5 Indon	0,105	0,112	-0,143	0,198	1,000						
5. Indep	0,118	0,095	0,032	0,003							
6. Exp_Banks	0,026	0,022	-0,122	0,236	0,770	1,000					
o. Exp_balles	0,694	0,740	0,069	0,000	0,000						
7. Exp	0,003	-0,008	-0,074	0,068	0,369	0,437	1,000				
	0,960	0,903	0,267	0,308	0,000	0,000					
8. Exp_board	-0,211	-0,142	0,355	-0,123	-0,012	-0,038	-0,128	1,000			
	0,002	0,034	0,000	0,067	0,858	0,576	0,055				









Fonte: resultados da pesquisa.

O processo de modelagem empírica considerou diferentes modelos e diferentes variáveis explicativas para o conservadorismo. Optou-se por apresentar os modelos cuja estimação foi dada por erros robustos. Ao todo foram verificados 12 modelos de regressão, considerando as três variáveis dependentes com referência ao conservadorismo contábil.

Além disso, combina-se a estes modelos a inserção de três variáveis de teste, que confrontam a participação de executivos e pessoas ligadas a bancos no conselho de administração das empresas. Foi estimado ainda um modelo considerando, conjuntamente, as três variáveis de teste. Nas regressões das Tabelas 4 e Tabela 5, os modelos inseriram, além das variáveis de controle da pesquisa, controle de efeitos fixos para ano, setor e nível de governança corporativa. A Tabela 5 somente não aplica o controle de ano, devido o teste ser realizado somente o ano de 2016.

Tabela 4. Modelos de regressão com G-Score como medida de conservadorismo

	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Board_Size	-0,009	0,601	-0,044	0,027	-0,009	0,589	-0,008	0,637
Indep	0,218	0,178	0,201	0,234	0,229	0,182	0,202	0,227
Exp_Banks	0,009	0,933	-	-	-	-	-0,037	0,826
Exp	-	-	0,078	0,743	-	-	0,182	0,574
Exp_board	-	-	-	-	-0,096	0,755	-0,157	0,601
Size	0,177	0,003	0,178	0,003	0,173	0,004	0,170	0,004
MTB	0,053	0,000	0,054	0,000	0,053	0,000	0,054	0,000
LEV	0,079	0,075	0,080	0,077	0,078	0,080	0,079	0,079
CFO	0,908	0,275	0,883	0,295	0,913	0,288	0,874	0,291
CV	-0,142	0,123	-0,140	0,122	-0,146	0,109	-0,145	0,113
Sales	0,360	0,270	0,365	0,262	0,370	0,260	0,386	0,236
Ano								
2015	-0,758	0,000	-0,759	0,000	-0,757	0,000	-0,758	0,000
2016	0,007	0,931	0,006	0,938	0,011	0,887	0,013	0,871
Setor								
2	0,238	0,130	0,246	0,126	0,228	0,159	0,237	0,141
3	0,045	0,796	0,043	0,803	0,047	0,782	0,047	0,785
4	0,051	0,658	0,055	0,639	0,042	0,724	0,044	0,712
5	0,232	0,173	0,225	0,186	0,245	0,145	0,238	0,170
6	0,101	0,665	0,099	0,667	0,103	0,653	0,100	0,665
7	-0,010	0,945	-0,006	0,970	-0,023	0,875	-0,024	0,872
8	-0,015	0,954	-0,005	0,983	-0,028	0,913	-0,019	0,942
9	0,003	0,990	0,006	0,976	-0,011	0,957	-0,015	0,941
10	0,236	0,039	0,234	0,042	0,231	0,048	0,222	0,054
NivGC								
N1	-0,219	0,536	-0,220	0,526	-0,230	0,508	-0,243	0,489









Notas: (i) variável dependente para todos os modelos foi G-Score. (ii) o modelo de estimação foi OLS com resíduos robustos.

Fonte: resultados da pesquisa.

Os resultados da Tabela 4 apresentam a tendência de relação positiva para número de bancos envolvidos no conselho de administração das empresas e para número de bancos na qual os membros do conselho já trabalharam com o a variável G-Score, ou grau de atualidade das boas notícias. Entretanto, nenhum destes resultados foi estatisticamente significativo.

A relação, também não significativa, da variável dependente com o número de bancos na qual os membros estão ligados é negativa. Para o grau de conservadorismo relacionado a boas notícias é diretamente relacionado, para todos os modelos, com o tamanho da empresa e com o *Market-to-Book*. O modelo aferiu um importante poder de explicação de 52%, segundo o seu R2 e foi significante no contexto geral, ao nível de 1%.

Tabela 5. Modelos de regressão com C-Score como medida de conservadorismo (var. dependente)

	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Board_Size	0,015	0,849	0,014	0,857	0,009	0,913	0,011	0,893
Indep	-0,906	0,179	-0,931	0,169	-0,902	0,191	-0,924	0,174
Exp_Banks	0,195	0,642	-	-	-	-	0,083	0,884
Exp	-	-	0,447	0,608	-	-	-0,058	0,958
Exp_board	-	-	-	-	1,266	0,270	1,233	0,243
Size	-0,023	0,922	-0,024	0,918	0,031	0,897	0,031	0,898
MTB	-0,106	0,076	-0,106	0,078	-0,112	0,062	-0,110	0,069
LEV	1,159	0,000	1,162	0,000	1,174	0,000	1,173	0,000
CFO	0,753	0,826	0,836	0,811	1,177	0,739	1,073	0,749
CV	0,382	0,298	0,379	0,299	0,407	0,263	0,411	0,260
Sales	-2,019	0,131	-1,996	0,134	-2,149	0,107	-2,147	0,106
Ano								
2015	0,334	0,403	0,328	0,409	0,319	0,423	0,321	0,421
2016	0,961	0,020	0,959	0,020	0,907	0,029	0,907	0,030
Setor								_
2	-1,418	0,094	-1,411	0,098	-1,368	0,102	-1,357	0,112
3	-0,403	0,495	-0,389	0,517	-0,390	0,526	-0,400	0,506
4	-0,141	0,758	-0,138	0,761	-0,064	0,888	-0,060	0,899
5	-1,137	0,090	-1,136	0,096	-1,204	0,087	-1,218	0,076
6	-0,807	0,239	-0,836	0,215	-0,880	0,184	-0,868	0,203
7	0,084	0,887	0,076	0,896	0,188	0,743	0,199	0,738
8	0,506	0,501	0,498	0,503	0,547	0,444	0,569	0,457
9	-0,052	0,957	-0,090	0,923	0,000	1,000	0,024	0,980
10	-1,301	0,017	-1,315	0,015	-1,237	0,026	-1,237	0,025
NivGC								
N1	1,301	0,305	1,255	0,310	1,368	0,270	1,386	0,274
N2	2,159	0,066	2,111	0,062	2,281	0,047	2,304	0,053
NM	1,613	0,127	1,560	0,128	1,712	0,104	1,723	0,108









Notas: (i) variável dependente para todos os modelos foi C-Score. (ii) o modelo de estimação foi OLS com resíduos robustos.

Fonte: resultados da pesquisa.

Considerando os resultados da Tabela 5, que evidenciam os fatores determinantes para o grau de conservadorismo das más notícias sobre as boas notícias (C-Score), as relações entre as variáveis de ligação entre as instituições financeiras e os conselhos de administração não foram significativas. Todavia, considerando o coeficiente obtido entende-se que a relação tende a ser positiva entre estas variáveis. De forma geral, o modelo de estimação do conservadorismo das más notícias sobre as boas foi significativo ao nível de 1% e aferiu coeficiente R2 de 71,8% da variância explicada, o que pode ser considerado um resultado importante.

Das variáveis de controle com maior relação, destaca-se a Alavancagem Financeira e o *Market-to-Book*, sendo a primeira variável com influência positiva e a segunda com influência negativa. A relação negativa, aferida nos dois modelos até o momento analisados, com o *Market-to-Book* já era esperada, haja vista que este indicador é o que destaca mais fortemente a visão do mercado para os resultados contábeis. Assim, havendo maior conservadorismo na divulgação dos resultados deve haver a redução do valor de mercado da empresa não sofrendo o mesmo movimento o valor contábil.

Tabela 6. Modelos de regressão com CONS-RANK como medida de conservadorismo (var. dependente)

	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value	Coef.	p-value
Board_Size	0,003	0,804	0,006	0,599	0,006	0,578	0,002	0,821
Indep	-0,101	0,332	-0,134	0,244	-0,143	0,180	-0,105	0,337
Exp_Banks	-0,058	0,276					-0,092	0,152
Exp			-0,011	0,925			0,067	0,663
Exp_board					0,106	0,486	0,113	0,463
Size	-0,098	0,001	-0,098	0,001	-0,093	0,002	-0,092	0,003
MTB	-0,013	0,152	-0,011	0,238	-0,011	0,225	-0,013	0,139
LEV	0,029	0,011	0,029	0,015	0,030	0,010	0,031	0,009
CFO	-1,105	0,013	-1,188	0,012	-1,161	0,015	-1,041	0,021
CV	0,102	0,067	0,101	0,065	0,102	0,061	0,101	0,071
Sales	-0,523	0,001	-0,524	0,001	-0,529	0,001	-0,524	0,001
Setor								
2	0,091	0,351	0,091	0,340	0,107	0,248	0,113	0,202
3	-0,209	0,074	-0,233	0,044	-0,232	0,041	-0,194	0,078
4	-0,070	0,409	-0,063	0,450	-0,049	0,545	-0,053	0,495
5	0,047	0,648	0,028	0,787	0,019	0,846	0,043	0,675
6	0,156	0,228	0,162	0,190	0,158	0,207	0,150	0,256
7	-0,056	0,579	-0,049	0,615	-0,030	0,749	-0,034	0,716
8	-0,208	0,020	-0,186	0,030	-0,170	0,035	-0,192	0,020
9	-0,168	0,261	-0,153	0,292	-0,138	0,329	-0,155	0,300
10	0,099	0,216	0,097	0,219	0,103	0,166	0,107	0,149
NivGC								
N1	-0,239	0,037	-0,244	0,036	-0,234	0,044	-0,229	0,063







8°Congresso UFSC 8°Congresso UFSC 1°Congresso FURB 3°Congresso de Ge	de Iniciação C de Ciências C	ientífica em C ontábeis	ontabilidade					
Conta	bilidade e l	erspectiv	as Futuras	Discourant in the second	or dim		Sentro de E	is, SC, Brasil Eventos da UFSC Igosto de 2018
N2	-0,202	0,111	-0,196	0,117	-0,183	0,129	-0,193	0,136
NM	-0,232	0,022	-0,230	0,023	-0,221	0,026	-0,228	0,029
Constante	2,307	0,000	2,266	0,000	2,152	0,000	2,176	0,000
Observações	7	5	7	75		75		5
Prob>F	0,0	000	0,0	000	0,000		0,000	
R-squared	0,780		0,775		0,777		0,784	

Notas: (i) variável dependente para todos os modelos foi CONS-RANK. (ii) o modelo de estimação foi OLS com resíduos robustos. (iii) não houve controle de efeitos fixos para ano devido aos dados serem apenas para o ano de 2016, considerando a metodologia de cálculo da variável dependente.

Fonte: resultados da pesquisa.

Por fim o último modelo analisado, considera o indicador proposto por García Lara et al. (2016) e também aplicado por Nguyen et al. (2018). Este indicador consistiu na ponderação do *ranking* das empresas construído a partir da média do conservadorismo total dela nos três anos. Assim se justifica a não utilização do controle de efeitos fixos por ano. Este indicador possui a virtude de identificar uma medida padronizada de conservadorismo. Dos resultados apontados na Tabela 6, além de todos os modelos aferirem coeficiente de determinação superior a 70%, que indica forte associação de grande parte das variáveis explicativas.

Entre os resultados destaca-se a relação negativa do conservadorismo com a variável Tamanho, *Market-to-Book*, Fluxo de Caixa Operacional e Crescimento das vendas. Com relação positiva destaca-se o grau de alavancagem e empresas no estágio de maturidade do ciclo de vida, indicando que tais empresas tendem a serem mais conservadoras no reporte das informações contábeis. Das variáveis de controle de efeitos fixos, destacam-se as empresas que estão listadas no Novo Mercado, visto que elas tendem a possuir grau significativamente menor de conservadorismo.

Estudos como de Erkens et al. (2014) Nguyen et al. (2018) indicaram que o conservadorismo contábil é afetado pela presença de representantes de bancos no conselho de administração, no entanto no presente estudo, tal evidência não foi confirmada. Apesar no elevado poder preditivo dos resultados as relação não apresentaram níveis significativos, logo não se pode afirmar que *banking expertise* reduz o conservadorismo contábil no âmbito brasileiro. Logo, não se pode concluir que *banking expertise* atue como um mecanismo de monitoramento dos contratos de dívida.

5 Conclusões

Envolto a discussão de que a presença do credor no conselho de administração, como um mecanismo apropriado para mitigação de problemas de agência relacionados a dívidas, a pesquisa objetivou verificar a influência de *banking expertise* dos membros do conselho de administração no conservadorismo contábil. Para tal, analisou-se as empresas listadas no IBrX100 da B3, correspondendo a uma amostra de 75 empresas. Foram utilizada três métricas de conservadorismo, sendo uma relacionada a notícias positivas, outra relacionada a sobreposição das notícias más em relação as notícias boas e um terceiro indicador que sintetiza um grau de conservadorismo, conforme os estudos de García Lara et al. (2016) e Nguyen et al. (2018).

Foi considerado que não somente a presença de representantes dos bancos (afiliados ou não afiliados) nos conselhos de administração seja relevante, mas também sua *expertise*.









Acreditando-se que tais fatores poderiam reduzir o nível de conservadorismo contábil. Entretanto, nenhum dos resultados obtidos foi estatisticamente significativo. A relação, também não significativa, da variável dependente com o número de bancos na qual os membros estão ligados é negativa. Para o grau de conservadorismo relacionado a boas notícias é diretamente relacionado, para todos os modelos, com o tamanho da empresa e com o *Market-to-Book*.

Considerando os resultados do modelo que investigou os fatores determinantes para o grau de conservadorismo das más notícias por sobre as boas notícias (*C_SCORE*), as relações entre as variáveis de ligação entre as instituições financeiras e os conselhos de administração não foram significativas. Todavia, considerando o coeficiente obtido entende-se que a relação tende a ser positiva entre estas variáveis. Estudos como de Erkens et al. (2014) Nguyen et al. (2018) indicaram que o conservadorismo contábil é afetado pela presença de representantes de bancos no conselho de administração, no entanto no presente estudo, tal evidência não foi confirmada.

Como sugestão a futuras pesquisas elenca-se a investigação do conservadorismo contábil com membros afiliados aos credores com que a empresa possui relações contratuais. Além disso, sugere-se a utilização de outros modelos de conservadorismo, como por exemplo, Basu (1997) e Ball e Shivakumar (2005) a fim de verificar o comportamento das relações.

Referências

- Ahmed, A. S. & Duellman, S. 2007. Accounting conservatism and board of director characteristics: An empirical analysis. *Journal of Accounting and Economics*, 43, 411–437.
- Ball, R., & Shivakumar, L. (2005). Earnings Quality in UK Private Firms: Comparative Loss Recognition Timeliness. *Journal of Accounting & Economics* 39, 83-128.
- Basu, S. (1997). The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 24, 3-37.
- Beekes, W., Pope, P., & Young, S. 2004. The link between earnings timeliness, earnings conservatism and board composition: Evidence from the UK. *Corporate Governance: An International Review*, 12, 47–59.
- Bonetti, P., Ipino, E., & Parbonetti, A. (2017). The role of unaffiliated bankers on conditional conservatism: Evidence from IFRS information shock. *Journal of Business Finance & Accounting* 44, 925-952.
- Bushman, R., Chen, Q., Engle, E., & Smith, A. (2004). Financial accounting information, organizational complexity and corporate governance systems. *Journal of Accounting and Economics*, 37, 167–201.
- Byrd, D.T., & Mizruchi, M.S. (2005). Bankers on the board and the debt ratio of firms. *Journal of Corporate Finance*, 11, 129-173.
- Chi, W., Liu, C., & Wang, T. (2009). What affects accounting conservatism?: A corporate governance perspective. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 5, 47–59.
- Dechow, P.M., Kothari, S.P., & L. Watts, R. (1998). The Relation between Earnings and Cash Flows. *Journal of Accounting and Economics* 25, 133-168.
- DeFond, M., & Zhang, J. (2011). *The information content of earnings surprises in the corporate bond market*. Working paper, University of Southern California.









- Denis, D.J., & Wang, J. (2014). Debt covenant renegotiations and creditor control rights. *Journal of Financial Economics* 113, 348-367.
- Dickinson, V. (2011). Cash Flow Patterns as a Proxy For Firm Life Cycle. *The Accounting Review* 86, 1969-1994.
- Erkens, D.H., Subramanyam, K.R., & Zhang, J. (2014). Affiliated Banker on Board and Conservative Accounting. *The Accounting Review* 89, 1703-1728.
- García Lara, J.M., García Osma, B., & Penalva, F. (2016). Accounting Conservatism and Firm Investment Efficiency. *Journal of Accounting and Economics* 61, 221-238.
- Güner, A.B., Malmendier, U., & Tate, G. (2008). Financial expertise of directors. *Journal of Financial Economics* 88, 323-354.
- Khan, M., & Watts, R.L. (2009). Estimation and Empirical Properties of a Firm-year Measure of Accounting Conservatism. *Journal of Accounting and Economics* 48, 132-150.
- Kroszner, R.S., & Strahan, P.E. (2001). Bankers on boards: monitoring, conflicts of interest, and lender liability. *Journal of Financial Economics* 62, 415-452.
- LaFond, R., & Watts, R.L. (2008). The Information Role of Conservatism. *Accounting Review* 83, 447-478.
- Li, J. (2013). Accounting Conservatism and Debt Contracts: Efficient Liquidation and Covenant Renegotiation. *Contemporary Accounting Research* 30, 1082-1098.
- Leventis, S., Dimitropoulos, P., & Owusu-Ansah, S. (2013). Corporate governance and accounting conservatism: Evidence from the banking industry. *Corporate Governance: An International Review*, 21(3), 264-286.
- Nash, R.C., Netter, J.M., & Poulsen, A.B. (2003). Determinants of Contractual Relations between Shareholders and Bondholders: Investment Opportunities and Restrictive Covenants. *Journal of Corporate Finance*, 9, 201-232.
- Nguyen, T., Duong, C., Nguyen, N., & Bui, H. (2018). Accounting Conservatism and Banking Expertise of Boards of Directors. Working Paper.
- Ramalingegowda, S. & Yu, Y. (2012). Institutional ownership and conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 53, 98-114.
- Watts, R.L. (2003). Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications. *Accounting Horizons* 17, 207-221.
- Xie, N., Davidson III, W. N., & DaDalt, P. J. (2003). Earnings management and corporate governance: The role of the board and the audit committee. *Journal of Corporate Finance*, 9, 295–316.
- Zhang, J. (2008). The Contracting Benefits of Accounting Conservatism to Lenders and Borrowers. *Journal of Accounting and Economics* 45, 27-54.





