
COVENANTS CONTRATUAIS DE RATING: UMA ANÁLISE DE ASSOCIAÇÃO COM AS BOOK-TAX DIFFERENCES

Alexia Sene Ibrahim ¹
Josilene da Silva Barbosa ²
Patrícia de Souza Costa ³

▪ Artigo recebido em: 20/09/2019 ▪ Artigo aceito em: 04/02/2020 ▪▪ Segunda versão aceita em: 19/02/2020

RESUMO

Devido à relevância dos *ratings* para o custo da dívida e obtenção de recursos, os gestores podem ser motivados a solucionar questões que interferem negativamente no *rating*. Nesse sentido, uma vez que a *book-tax differences* (*BTD*) podem impactar negativamente no *rating*, acredita-se que os *covenants* contratuais de *rating* também possam interferir nas *BTDs*, pois os gestores poderão tomar decisões de forma a resultar em *BTD* que favoreçam a classificação de crédito. Assim, o objetivo desta pesquisa consistiu em verificar se a emissão de títulos de dívida, que envolvam *covenants* contratuais de *rating*, está associada com alterações nos valores das *BTD*. A amostra é composta pelas companhias abertas brasileiras listadas no Brasil, Bolsa e Balcão (B3) no período de 2000 a 2016. Os testes para dados em painel foram realizados com a variação da *BTD* e seus valores absolutos, considerando também o período pré e pós adoção das IFRS. Os achados demonstram que a emissão de debêntures com *covenants* contratuais de *rating* reduzem as variações e os valores absolutos das *BTD*, apenas para o período pré-IFRS. Isso sugere que as agências de *rating* podem entender grandes variações de *BTD* como sinal de risco e incerteza, e grandes valores de *BTD* como sendo decorrentes do gerenciamento de resultado e, assim, oferecer uma nota de *rating* mais baixa. Infere-se que os *covenants* de *rating* durante o período pré-IFRS podem ser considerados determinantes da *BTD*, porém, após essa adoção tal variável pode ter deixado de ser um determinante da *BTD*.

Palavras-Chave: *Covenants* contratuais. *Rating*. *Book-tax differences*.

¹ Graduanda em Ciências Contábeis pela Universidade Federal de Uberlândia – UFU. Endereço: Av. João Naves de Ávila, nº 2121, Bairro Santa Mônica, CEP 38.400-902, Uberlândia – MG. E-mail: alexia_ibrahim@hotmail.com. Telefone: (55) 34 3291-5904.
<https://orcid.org/0000-0003-4874-6277>

² Doutora em Ciências Contábeis pela Universidade Federal de Uberlândia – UFU. Professora assistente do curso de Ciências Contábeis da Universidade Federal de Uberlândia – UFU. Endereço: R. Vinte, nº 1600 - Bairro Tupã, CEP 38304-402, Ituiutaba – MG. E-mail: josilene@ufu.br. Telefone: (55) 34 3271-5260.
<https://orcid.org/0000-0003-0545-1057>

³ Doutora em Controladoria e Contabilidade pela Universidade de São Paulo – USP. Professora da Faculdade de Ciências Contábeis (FACIC) da Universidade Federal de Uberlândia (UFU). Endereço: Av. João Naves de Ávila, nº 2121, sala 1F215, Bairro Santa Mônica, CEP 38.400-902, Uberlândia – MG. E-mail: patricia.costa@ufu.br. Telefone: (55) 34 3291-5904.
<https://orcid.org/0000-0001-5087-1419>

RATING-BASED COVENANTS: AN ASSOCIATION ANALYSES WITH BOOK-TAX DIFFERENCES

ABSTRACT

Managers may be encouraged to solve issues that have a negative impact on ratings as they are relevant to a company's cost of debt and credit options. Because the book-tax differences (BTDs) may affect ratings, they may also be impacted by rating covenants, as managers may make decisions that result in BTDs that favor the credit rating. This study aims to assess if the issuance of debt securities involving rating covenants is associated with changes in BTDs. The sample consists of Brazilian publicly traded companies listed on B3 (Brasil, Bolsa and Balcão) from 2000 through 2016. The tests for panel data were carried out with variation of BTD and its absolute values, also considering the periods preceding and post IFRS adoption IFRS. The findings showed that the issuance of debentures with rating covenant reduced the absolute values of BTDs and their variations only for the pre-IFRS period. This suggests that by understanding 1) significant variations in the BTDs as indicative of risk and uncertainty and 2) high BTDs as derived from result management, rating agencies may provide lower rating scores. Rating covenants can be assumed to be determinant of BTD in the pre-IFRS period, but not thereafter.

Keywords: Covenants. Rating. Book-tax differences.

1 INTRODUÇÃO

A diferença entre o lucro contábil e o tributável (*book-tax differences – BTD*) tem origem principal na diferença entre normas contábeis e fiscais para apuração do lucro. Entretanto, uma parte das *BTD* pode ser decorrente do gerenciamento de resultados contábeis e/ou fiscais (Hanlon, 2005 Chan, Lin & Mo, 2010 Martinez & Passamani, 2014). Assim, as *BTD* podem ser um indicador adequado para detecção de gerenciamento de resultados (Hanlon, 2005 Blaylock, Shevlin & Wilson, 2012 Cappellesso & Rodrigues, 2019). Diante desse fato, Crabtree e Maher (2009) e Ayers, Laplante e MCGuire (2010) argumentam que valores extremos de *BTD* podem estar relacionados com o gerenciamento de resultados e, assim, pode reduzir a confiabilidade das informações financeiras e a persistência dos lucros e, por conseguinte, aumentar a chance de a empresa obter um rebaixamento no *rating* de crédito.

Crabtree e Maher (2009) e Ayers et al. (2010) investigaram os efeitos das *BTD* sobre os *ratings*, identificando que variações elevadas e valores extremos de *BTD* estão relacionados com rebaixamento de *rating*. Diante disso, é possível que os gestores, ao receberem um rebaixamento no *rating*, queiram solucionar as questões que contribuíram para que isso tivesse acontecido. Sendo assim, ao perceberem que as *BTD* podem impactar o *rating*, é provável que os gestores irão acompanhar os valores das *BTD* com mais cuidado e, talvez, ajustar de maneira discricionária as *BTD* como forma de receber um *upgrade* na avaliação de crédito.

A preocupação dos gestores em relação ao *rating* decorre do fato de esse indicador ser a opinião das agências de *rating* sobre a capacidade de um

emissor de títulos de dívidas em honrar seus compromissos financeiros (Bouzouita & Young, 1998), representando essa opinião uma medida de risco que afeta diretamente o preço dos títulos e ações e, em consequência, aumenta o custo da dívida, podendo, inclusive, facilitar ou dificultar a obtenção de recursos no mercado financeiro, impactando, portanto, a estrutura financeira da empresa (Gray, Mirkovic & Ragunathan, 2006).

Especificamente, em casos em que há cláusulas de obrigações (*covenants*), segundo as quais a empresa deve manter um certo nível de *rating*, poderá haver mudança nas taxas ou recompra forçada se a empresa não conseguir manter o *rating* previsto no contrato (Kisgen, 2006). Assim, os gestores de empresas que emitiram títulos de dívida com cláusulas de *rating* (*covenants*) podem se preocupar com as oscilações e valores das *BTD*, visto que valores extremos de *BTD* podem representar gerenciamento de resultado e provocar a redução do *rating*.

Assim, o objetivo desta pesquisa é verificar se a emissão de títulos de dívida, que envolvam *covenants* contratuais de *rating*, está associada com alterações nos valores das *BTD*. Destaca-se que, nesta pesquisa, serão analisados apenas os *covenants* relacionados ao *rating* estabelecidos nos contratos de debêntures, segundo os quais a empresa deve manter, obrigatoriamente, um certo nível de *rating*, ou seja, o *rating* propriamente dito não é testado. A amostra da pesquisa é composta pelas companhias abertas brasileiras listadas no Brasil, Bolsa, Balcão (B3), no período de 2000 a 2016.

Apesar da relevância, poucos estudos têm explorado a relação entre *BTD* e *rating* (Crabtree & Maher, 2009, Ayers et al., 2010). Além disso, a associação entre *BTD* e *rating*, nos casos em que há emissão de títulos de dívidas com cláusulas contratuais (*covenants*) relacionadas ao *rating*, permanece inexplorada na literatura. Assim, este estudo acrescenta às discussões acerca do tema uma análise sobre a associação das cláusulas contratuais de *rating* com as *BTD*. Mais especificamente, a análise tem o fim de verificar se as companhias abertas que emitiram título de dívidas com *covenants* de *rating* apresentam menores variações de *BTD*.

Em particular, este artigo traz novas visões para o tema, visto que examina explicitamente como essa relação acontece no Brasil cuja economia é emergente. Embora seja recorrente em nível mundial, o gerenciamento de resultados é particularmente preocupante em países emergentes, nos quais o nível de desenvolvimento dos mecanismos de governança necessários para lidar adequadamente com esse fenômeno pode não estar sendo satisfatório (Kaymak & Bektas, 2015). Com base no argumento de que, nas economias emergentes, o nível de desenvolvimento institucional pode não ser suficiente para efetivamente atenuar a difusão e os impactos do gerenciamento, infere-se que, nesses países, os impactos positivos de gerenciamento de resultados tendem a ser mais fortes do que em suas contrapartes desenvolvidas. Assim, as *BTD* em países emergentes podem ter origem no gerenciamento de resultados numa proporção maior do que nos países desenvolvidos. Por conseguinte, a relação entre *BTD*, *rating* e *covenants* pode ser mais forte em países como o Brasil.

Além disso, a adoção das *International Financial Reporting Standards (IFRS)* no Brasil aumentou a diferença entre o lucro contábil e o tributável (Costa & Lopes, 2015), o que pode favorecer o gerenciamento de resultados (Cappellessio

& Rodrigues, 2019). Dessa forma, conhecer os determinantes das *BTD* no Brasil, antes e após a adoção dessas normas, poderá ser útil para a avaliação da qualidade com que o lucro contábil e o tributável estão sendo apurados.

2 REFERENCIAL TEÓRICO E HIPÓTESES

O lucro financeiro e o tributável são apurados por meio de diferentes normas, resultando em valores distintos e, conseqüentemente, em diferenças entre os lucros contábil e tributável (*book-tax differences - BTD*). Embora essa seja a origem principal das *BTD*, destaca-se que uma parcela das mesmas pode também ser decorrente do gerenciamento de resultado financeiro e/ou tributável (Weber, 2009, Hanlon, 2005). Os gestores podem gerenciar o lucro contábil com o objetivo de aumentá-lo para atrair investidores e podem gerenciar o lucro tributável com o objetivo de pagar menos impostos. Além disso, os gestores podem suavizar o lucro contábil e o fiscal com o intuito de não atrair a atenção dos órgãos fiscais.

Nesse contexto, é possível observar estudos condizentes com as maiores *BTD*, em que se restringe o gerenciamento de resultados (Tang, 2014), e outros em que há um aumento na manipulação dos resultados (Burgstahler, Hail & Leuz, 2006, Blaylock, Gaertner & Shevlin, 2015). Os defensores de um menor nível de *BTD* asseveram que uma maior vinculação entre as normas financeiras e fiscais reduziria o nível de gerenciamento de resultados à medida que a discricionariedade dos gestores seria reduzida e os custos de seu oportunismo seriam elevados (Blaylock et al., 2015, Cappellessso & Rodrigues, 2019). Desse modo, para esses autores, ao se reduzirem as *BTD*, os incentivos para o gerenciamento de resultados seriam restringidos, uma vez que o gerenciamento para elevar o resultado contábil seria seguido por maiores impostos, e o gerenciamento para reduzir o lucro tributável teria acompanhado um lucro contábil menor, o que desagradaria os investidores.

Por outro lado, alguns estudos mostram que a redução das *BTD* decorrente da conformidade entre normas societária e fiscal pode acarretar em um aumento do gerenciamento de resultados, pois um cenário no qual as normas fiscais e societária são harmônicas restringe a capacidade dos *outsiders* de identificar o gerenciamento devido à perda de informação (Tang, 2005, Blaylock et al., 2015, Cappellessso & Rodrigues, 2019). Além disso, esses autores asseveram que a perda de informação gerada pelas menores *BTD* também pode levar à maior suavização de resultados devido às motivações tributárias). Assim, percebe-se que as *BTD* podem ser um indicador de gerenciamento de resultados, tanto contábil, quanto tributável.

Crabtree e Maher (2009) e Ayers et al. (2010) mostraram que as *BTD* têm conteúdo informacional que pode ser útil às agências de *rating* em suas avaliações. Crabtree e Maher (2009) demonstraram que valores de *BTD* distantes da média do setor resultam em *rating* desfavorável. Esses autores explicam que, quando a empresa apresenta lucro contábil bem maior que o lucro tributável, pode ser indício de gerenciamento de resultados. Nessa situação, o lucro pode estar artificialmente inflado, tornando as informações contábeis menos confiáveis e com a possibilidade de o lucro se tornar menor em períodos futuros. Em contraponto, o lucro tributável sendo bem maior que o lucro contábil pode

indicar falha no planejamento tributário e altos pagamentos de impostos, cuja consequência pode ser refletida nos fluxos de caixa e crescimento da empresa (Crabtree & Maher, 2009).

Ayers et al. (2010) provaram que grandes variações nas *BTD* também resultam em *rating* desfavorável. Isso significa que as agências de *rating* penalizam empresas com valores de *BTD* distantes da média do setor ou que apresentem grandes variações. A relação entre grandes variações nas *BTD* e *rating* pode ser explicada em virtude de que medidas de variação são reconhecidas como indicadores de risco e incerteza. Dessa forma, quanto maior a variação das *BTD*, maior o risco da empresa representado pelo *rating* (Ayers et al., 2010)

O *rating* se refere à opinião de uma determinada agência de *rating* sobre a capacidade da entidade em honrar seus compromissos financeiros. Trata-se de uma classificação feita por analistas especializados que revela o risco de crédito das empresas, o qual pode ser utilizado pelos investidores como um indicador em suas avaliações de risco de crédito e tomada de decisão (Soares, Coutinho & Camargos, 2012). Assim, o papel das agências de *rating* no mercado financeiro se torna relevante, pois oferece suporte aos investidores nas questões de risco, insolvência e monitoramento das organizações (Adams, Burton & Hardwick, 2003).

O monitoramento ocorre, pois, antes de realizar a avaliação, as agências de *rating* podem solicitar informações adicionais às empresas, além daquelas que são publicadas nos relatórios contábeis. Com isso, o *rating* permite, inclusive, reduzir a assimetria entre investidores e empresa (Murcia, 2013). Devido a esse fato, e por ser uma medida de risco, o *rating* impacta diretamente na precificação dos títulos e das ações e, em consequência, no custo de tais títulos, bem como na estrutura financeira da empresa, pois, dependendo da classificação, o *rating* pode favorecer ou dificultar a obtenção de recursos no mercado (Barron, Clare & Thomas, 1997, Han, Shin, Reinhart & Moore, 2009, Miiller & Martinez, 2016).

Ao emitir títulos de dívidas em que há cláusulas contratuais (*covenants* relacionados ao *rating*), segundo as quais a empresa deve manter, obrigatoriamente, um certo nível de *rating*, poderá haver mudança nas taxas ou recompra forçada dos títulos caso a empresa não consiga manter o *rating* previsto no contrato (Kisgen, 2006). Assim, os gestores de empresas que emitiram títulos de dívida com cláusulas de *rating* (*covenants*) poderão se preocupar de maneira mais incisiva do que aquelas empresas que não emitiram esses títulos com as oscilações e valores das *BTD*, visto que grandes variações de *BTD* podem representar gerenciamento de resultado e provocar a redução do *rating*.

A hipótese dos *covenants* contratuais da perspectiva oportunística (Watts & Zimmerman, 1990) prevê que os gestores poderão adotar procedimentos *ex post* ao estabelecimento de contratos como forma de alterar o lucro atual quando estão próximos de violar *covenants* contratuais (Watts & Zimmerman, 1990). Segundo a definição de Borges (1999), *covenants* é “um compromisso ou promessa em qualquer contrato formal de dívida, reconhecido em lei, protegendo os interesses do credor e estabelecendo que determinados atos que não devem ou devem cumprir-se”.

Devido à importância dos *ratings* para o custo da dívida e para a obtenção de recursos, os gestores podem ser motivados a solucionar questões que

interferem negativamente no *rating* com o intuito de obter *rating* favorável. Nesse sentido, uma vez que as *BTD* podem impactar no *rating*, acredita-se que os *covenants* contratuais de *rating* também possam interferir nas *BTD*, pois os gestores poderão tomar decisões de forma a resultar em *BTD* que favoreçam a classificação de crédito.

Apesar da relevância, poucos estudos têm explorado a associação entre *BTD* e *rating* (Crabtree & Maher, 2009, Ayers et al., 2010, Miiller & Martinez, 2016, Barbosa, 2019). Além disso, a relação entre *BTD* e *rating* de crédito, nos casos em que há emissão de debêntures com cláusulas contratuais (*covenants*), permanece inexplorada na literatura. Assim, a primeira e segunda hipóteses do estudo são:

H₁: A emissão de debêntures com *covenants* contratuais de *rating* reduz os valores absolutos da *BTD*.

H₂: A emissão de debêntures com *covenants* contratuais de *rating* reduz as variações na *BTD*.

A adoção das *International Financial Reporting Standards (IFRS)* no Brasil aumentou as *BTD* (Costa & Lopes, 2015), o que pode favorecer o gerenciamento de resultados. Koubaa e Anis (2015) explicam que as regras contábeis, principalmente aquelas baseadas em princípios, permitem flexibilidade por parte dos gestores quanto à escolha de critérios cuja finalidade é fornecer informações que representem melhor a situação econômico-financeira da empresa e que sejam úteis para os usuários no processo decisório. Muitas vezes, entretanto, os gestores acabam se utilizando dessa flexibilidade para mascarar o real desempenho da empresa, ou seja, gerenciam as informações não pensando em representar efetivamente o evento ocorrido (Koubaa & Anis, 2015). Inclusive, na visão de Coelho e Lopes (2007), os gestores devem fazer uso das escolhas contábeis como forma de favorecer a captação de recursos.

Espera-se, portanto, que, principalmente, após a adoção das *IFRS*, os gestores se utilizem das ações discricionárias para manter as *BTD* em um patamar que seja favorável ao *rating*, por consequência, menores variações das *BTD* e valores absolutos das *BTD* estejam mais relacionadas com os *covenants* de *rating* do que no período pré-adoção. Assim, a terceira e quarta hipóteses de pesquisa são:

H₃: A emissão de debêntures com *covenants* contratuais de *rating* reduz os valores absolutos da *BTD* e essa associação tende a ser mais forte em períodos pós-adoção das *IFRS* do que em períodos pré-adoção.

H₄: A emissão de debêntures com *covenants* contratuais de *rating* reduz as variações da *BTD* e essa associação tende a ser mais forte em períodos pós-adoção das *IFRS* do que em períodos pré-adoção.

Dessa forma, caso as hipóteses de pesquisa não sejam confirmadas há indícios de que os valores da *BTD* não sejam relevantes para impactar as notas de *rating* e, por conseguinte, não sejam relacionados aos *covenants* de *rating*.

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

A presente pesquisa se classifica como exploratória, uma vez que se trata de um tema com pouco conhecimento. O período de análise dos dados corresponde ao espaço temporal de 2000 a 2016. A amostra é composta, inicialmente, por 304 companhias abertas brasileiras (5.168 observações). No entanto, as empresas do setor financeiro foram excluídas da amostra por apresentarem diferentes regras de tributação e registros contábeis, o que poderia enviesar o cálculo das *BTD* (Bis & Martinez, 2017). Seguindo as recomendações de Hanlon (2005) e de Edwards, Schwab e Shevlin (2016), optou-se por não calcular as *BTD* nos anos em que houve prejuízo antes do cálculo dos tributos sobre o lucro, pois os prejuízos fiscais podem se tornar ativos fiscais diferidos, podendo, assim, enviesarem os efeitos das *BTD* na conta de despesa com imposto de renda diferido. A partir de tais critérios, a amostra final é composta por 1.255 observações de 236 empresas (Tabela 1).

Tabela 1

Amostra de pesquisa

Crítérios de definição amostral	Observações
Amostra inicial	5.168
(-) Empresas do setor financeiro	(595)
(-) LAIR negativo	(1.105)
(-) Falta de dados para o cálculo da <i>BTD</i>	(2.213)
Total	1.255

Fonte: dados da pesquisa

O modelo utilizado para testar as hipóteses do estudo está especificado na Equação 1, o qual é testado com o valor absoluto das *BTD* e também com a variação da *BTD*, ambas no ano t e ano $t + 1$. Os testes com essa diferença temporal são realizados, pois acredita-se que cumprir com as cláusulas contratuais seja uma preocupação dos gestores a partir do momento em que os contratos são estabelecidos. Espera-se, portanto, que os *covenants* de *rating* sejam capazes de alterar os valores das *BTD* no ano t , ou seja, no mesmo ano em que o contrato da debênture é definido. Também, espera-se que isso aconteça no ano $t+1$, uma vez que os contratos de debêntures são de longo prazo (Pinto, Falcão & Mól, 2015).

Além disso, três testes diferentes são realizados, considerando o período de análise: (a) período completo, que vai de 2000 a 2016, ou seja, 17 anos; (b) período que antecede a adoção das *IFRS* no Brasil, isto é, de 2000 a 2007 (pré *IFRS*); (c) período posterior à adoção das *IFRS*, que corresponde ao ano de 2010 até 2016 (pós *IFRS*). Os anos de 2008 e 2009 não incorporam o período pós adoção das *IFRS*, pois se referem ao período de transição da adoção de tais normas. A adição de período na análise poderia comprometer os resultados, uma vez que nesse período algumas empresas poderiam não ter adotado as normas em sua íntegra.

$$BTD_{it} = a + \beta_1 Covrating_{it} + \beta_2 ACD_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 OC_{it} + \beta_5 IMOB_{it} + \beta_6 TAM_{it} + \beta_7 LIQ_{it} + e_{it} \quad (1)$$

As *BTDs* foram calculadas de acordo com Wilson (2009), Comprich, Graham e Moore (2011) e Costa e Lopes (2015), conforme especificado na Equação 2.

$$BDT_{it} = \frac{LAIR_{it} - LT_{it}}{AT_{it-1}} \quad (2)$$

BDT_{it} é a diferença total entre o lucro antes do cálculo do imposto de renda (*LAIR*) e o lucro tributável (*LT*) dividida pelo ativo total defasado (*AT*). O lucro tributável (*LT*) foi calculado pela divisão da despesa de imposto de renda corrente (*IRC*) pela alíquota máxima de imposto de renda para o Brasil que é de 34% (*A*), conforme sugerido por Hanlon (2005), Nakao (2012) e Costa e Lopes (2015). A variação das *BTD* é calculada pela diferença entre BDT_{it+1} e BDT_{it} .

A variável *Covrating* é uma *dummy* que recebe valor igual a 1 se a empresa emitiu debêntures com *covenants* contratuais de *rating*, e zero, caso contrário. Destaca-se que, nesta pesquisa, foram analisados apenas os títulos de dívidas em que há cláusulas contratuais de *rating* (*covenants* relacionados ao *rating*), segundo as quais a empresa deve manter obrigatoriamente um certo nível de *rating*.

As variáveis de controle estabelecidas na Equação 1 (*ACD*, *ROA*, *OC*, *IMOB*, *TAM* e *LIQ*) foram definidas com base nos resultados dos estudos de Manzon e Plesko (2002), Koubaa e Anis (2015) e Costa e Lopes (2015). A variável ACD_{it} representa os *accruals* discricionários. A modalidade de gerenciamento de resultado testada neste estudo trata-se da *target earnings*. Xian, Sun e Zhang (2015) encontraram uma relação positiva entre *BTD* e *accruals* discricionários (*ACD*) calculados a partir do modelo de Jones, o qual foi modificado por Kothari, Leone e Wasley (2005), tendo sido essa medida também adotada neste estudo. O *accruals* total (*ACT*) para o modelo de Kothari Leone e Wasley (2005) é calculado com base na Equação 3.

$$ACT_{it} = \alpha_0 + \alpha_1(1/AT_{it-1}) + \alpha_2\Delta vendas_{it} + \alpha_3IMOB_{it} + \alpha_3ROA_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Em que: *ACT* é o *accruals* total; *AT* é o ativo total defasado; $\Delta vendas$ é a receita no período *t* menos a receita do período *t-1*, escalonado pelo ativo total defasado; *IMOB* é o imobilizado do período *t* da empresa *i* escalonado pelo ativo total defasado; e, *ROA* é o retorno do ativo (lucro operacional dividido pelo total de ativos) da empresa *i* no período *t*.

Os *ACD* são os resíduos da Equação 4 e podem assumir valores positivos ou negativos de modo que, quanto mais distante o resíduo estiver de zero, maior é o gerenciamento de resultado.

$$ACT_{it} = \Delta AC_{it} - \Delta PC_{it} - \Delta Cash_{it} + \Delta DPC_{it} - Dep_{it} \quad (4)$$

Em que: ACT é o *accruals* total; ΔAC é a variação no ativo circulante (ativo circulante ano t menos ativo circulante ano $t-1$); ΔPC é a variação no passivo circulante (passivo circulante do ano t menos passivo circulante do ano $t-1$); $\Delta Cash$ representa a variação no caixa e equivalentes de caixa (caixa e equivalentes de caixa do ano t menos caixa e equivalentes de caixa do ano $t-1$); ΔDPC é a variação da dívida incluída no passivo circulante; Dep representa a depreciação no ano t . Ressalta-se que todas as variáveis são escalonadas pelo ativo total defasado em $t-1$.

A rentabilidade pode ser um fator determinante das *BTD*, pois empresas com alta rentabilidade conseguem reduzir o pagamento de impostos por meio dos benefícios fiscais (Manzon & Plesko, 2002, Koubaa & Anis, 2015). Assim, foi utilizada a variável retorno sobre o ativo (*ROA*) como *proxy* de rentabilidade, tendo sido essa variável calculada pela divisão do lucro operacional pelo ativo total.

A variável *OC* representa a variação das vendas entre os anos t e $t-1$ escalonado pelo ativo total defasado. A oportunidade de crescimento (*OC*) pode apresentar uma relação positiva com as *BTD*, uma vez que, quanto maiores as receitas, mais as empresas tendem a gerenciar o resultado como forma de reduzir o pagamento de impostos (Manzon & Plesko, 2002, Moore, 2012, Koubaa & Anis, 2015).

Ativos do imobilizado, de acordo com os argumentos utilizados por Manzon e Plesko (2002) e Costa e Lopes (2015), possuem flexibilidade quanto às escolhas contábeis a respeito do método de depreciação, podendo os gestores utilizarem de forma discricionária essa flexibilidade para aumentar o lucro. Assim, *IMOB* representa o imobilizado no ano t dividido pelo *AT* defasado em $t-1$;

O tamanho da empresa (*TAM*), medido pelo logaritmo natural do ativo total, foi acrescentado no modelo. No entanto, o sinal esperado da relação entre tamanho e *BTD* pode ser positivo ou negativo, sendo possível obter uma relação negativa ao considerar que empresas maiores tendem a cumprir melhor com as regras fiscais, evitando a evasão fiscal pois são mais fiscalizadas do que empresas menores (Chan, Lin & Mo, 2010, Moore, 2012, Xian et al., 2015, Koubaa & Anis, 2015). Por outro lado, também há evidências de que empresas maiores possuem também mais recursos disponíveis para fazer *lobby* em questões fiscais ou planejar as atividades com foco na redução de impostos e, assim, divulgar maiores *BTD* (Huang & Chang, 2015), sendo possível, portanto, também encontrar relação positiva.

Evidências empíricas a respeito da associação das *BTD* com a liquidez é dúbia. Manzon e Plesko (2002), Koubaa e Anis (2015) e Fonseca e Costa (2017) mostram que o índice de liquidez (*LIQ*) pode ser uma variável importante na explicação das *BTD*, apresentando sinal positivo no coeficiente. Os argumentos para essa relação positiva são de que empresas com alta liquidez buscam reduzir o pagamento de impostos, gerando, assim, aumento nas *BTD*. Por outro lado, Costa e Lopes (2015) argumentam que empresas com baixa liquidez tendem a gerenciar o resultado como forma de mascarar a real situação financeira da empresa. Nesse caso, é possível também obter uma associação negativa entre *BTD* e liquidez, sendo o índice de liquidez corrente calculado pela relação entre ativo circulante e passivo circulante.

A coleta dos dados financeiros foi realizada nas bases de dados *Capital IQ* e *Thomson Reuters*, em janeiro de 2018, e se referem às demonstrações consolidadas. Ressalta-se que, em se tratando de companhias com mais de um tipo de ação negociada em bolsa, foram selecionadas aquelas de maior liquidez. Já a informação sobre a emissão de títulos de dívida com *covenants* contratuais de *rating* foi obtida a partir da leitura das escrituras das debêntures, as quais estavam disponíveis durante o mês de janeiro de 2019 no site mantido pela Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais.

Seguindo os estudos de Costa e Nakao (2017) e Blaylock, Gaertner e Shevlin (2017), com o objetivo de reduzir o efeito dos *outliers* nas inferências dos resultados, foi realizado o procedimento de winsorização das variáveis do modelo ao nível de 1%. A estatística descritiva e a regressão linear múltipla foram estimadas e analisadas em estrutura de dados em painel. Os pressupostos de heterocedasticidade, normalidade e multicolinearidade do modelo foram testados, conforme dados apresentados na Tabela 2.

Tabela 2
Diagnósticos do modelo

Teste	Normalidade		Multicolinearidade	Heterocedasticidade	
	<i>SWilk</i>	<i>SFrancia</i>	VIF	<i>Breusch-Pagan</i>	<i>White</i>
	<i>Prob>z</i>	<i>Prob>z</i>	Média VIF	<i>Prob > chi2</i>	<i>Prob > chi2</i>
<i>BTD</i> no ano <i>t</i>	0,0000	0,0000	1,6300	0,0000	0,0000
<i>BTD</i> no ano <i>t + 1</i>	0,0000	0,0000	1,7100	0,0000	0,0000
Variação da <i>BTD</i> no ano <i>t</i>	0,0000	0,0000	1,7300	0,0000	0,0000
Variação da <i>BTD</i> no ano <i>t + 1</i>	0,0000	0,0000	1,7200	0,4509	0,0001

Fonte: dados da pesquisa

O teste de *Breusch-Pagan* mostra ausência de heterocedasticidade, ou seja, as variâncias dos erros são iguais e os resíduos são homoscedásticos. O teste *Shapiro-Francia* e o *Shapiro-Wilk* demonstram que os resíduos das regressões não apresentaram distribuição normal ao nível de significância de 5%. Já a estatística de *Variance Inflation Factor (VIF)* apresenta valores abaixo de 3, o que sugere inexistência de multicolinearidade para todas as variáveis do modelo. Com o objetivo de minimizar os problemas decorrentes da homocedasticidade e não normalidade dos resíduos, os modelos foram estimados por erros padrões robustos.

A técnica utilizada para análise de dados é regressão múltipla, sendo que os modelos adotados no presente estudo foram estimados pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) com auxílio do *Software Stata 13*. Na Tabela 3, constam os resultados referente ao método de estimação adequado para cada modelo. Para o modelo com a *BTD* no ano *t* e *BTD* no ano *t+1*, o teste de *Chow*, *Hausman* e *Breusch-Pagan* apontam que os estimadores do efeito fixo e do modelo restrito não são consistentes e, portanto, o modelo é melhor estimado pelo método do efeito aleatório (Tabela 3).

Tabela 3
Método de estimação

Teste	Chow		Hausman		Breusch-Pagan		Método de estimação adequado
	F	Prob > F	Chi2	Prob > chi2	Chi2	Prob > chibar2	
BTD no ano t	3,710	0,000	13,730	0,056	327,460	0,000	Aleatório
BTD no ano $t + 1$	2,920	0,000	12,570	0,083	159,750	0,000	Aleatório
Variação da BTD no ano t	0,810	0,963	22,890	0,002	0,000	1,000	OLS
Variação da BTD no ano $t + 1$	0,620	0,999	7,310	0,397	0,000	1,000	OLS

Fonte: dados da pesquisa

Para os modelos com a variação da BTD no ano t e variação da BTD no ano $t+1$ foram estimados pelo método OLS (Tabela 3).

4 APRESENTAÇÃO DOS RESULTADOS

A estatística descritiva é apresentada na Tabela 4. A média das BTD foi de 0,0321, semelhante aos resultados encontrados por Müller e Martinez (2016), Marques, Nakao e Costa (2017) e Fonseca e Costa (2017).

Tabela 4
Estatística descritiva

Variável	Número de observações	Média	Desvio padrão	Mínimo	Máximo	P50
BTD	1.255	0,0321	0,0445	-0,0306	0,1442	0,0231
VBTD	863	-0,0032	0,0371	-0,0812	0,0775	-0,0026
ACD	1.253	0,0178	0,0407	-0,0464	0,1083	0,0132
ROA	1.254	0,0934	0,0573	0,0038	0,2178	0,0840
OC	1.254	0,0499	0,1858	-0,2442	0,5118	0,0124
IMOB	1.254	0,2835	0,2539	0,0003	0,8191	0,2375
TAM	1.254	7,1691	1,3766	4,5716	9,4896	7,2584
LIQ	1.254	1,8050	0,9539	0,6475	4,3787	1,5442

Nota: BTD – é a diferença total entre o lucro antes do cálculo do imposto de renda e o lucro tributável dividida pelo ativo total defasado; VBTD – é a variação da BTD calculada pela diferença entre BTD_{t+1} e BTD_t ; ACD – é o *accruals* discricionários calculado a partir do modelo de Jones modificado por Kothari, Leone e Wasley (2005); ROA – é o retorno sobre o ativo calculado pela divisão do lucro operacional pelo ativo total; OC – é a oportunidade de crescimento calculada pela variação das vendas entre os anos t e $t-1$, escalonado pelo ativo total defasado; IMOB – é o imobilizado no ano t dividido pelo ativo total defasado em $t-1$; TAM – é o tamanho da empresa calculado pelo logaritmo natural do ativo total; LIQ – é índice de liquidez corrente calculado pela relação entre ativo circulante e passivo circulante; P50 = mediana.

Fonte: dados da pesquisa

Na Tabela 5, são apresentadas as correlações de Spearman entre as variáveis de estudo. Percebe-se que as BTD e o *accruals* discricionários estão positivamente associados ao nível de 1% de significância, ocorrendo o mesmo com a variação das BTD. Isso significa que as empresas com maiores valores/variações de BTD também apresentam maior gerenciamento de resultado. Esse resultado reforça os achados de Ferreira, Martinez, Costa e Passamani. (2012), os quais documenta que as BTD têm associação positiva com

os *accruals* discricionários, podendo, inclusive, serem utilizadas como uma medida de qualidade do lucro.

Destaca-se que a maioria das variáveis apresentaram associação significativa com as *BTD* e *VBTD*, exceto, tamanho e liquidez, os quais não foram significativos quanto à *VBTD*. Ressalta-se ainda que nenhum dos coeficientes ficou acima de 0,6, indicando que as variáveis representam medidas distintas de risco padrão, ou seja, não apresenta forte correlação. Em suma, os resultados das correlações indicam que as variáveis do modelo estão adequadas para uma análise multivariada.

Tabela 5

Matriz de correlação de Spearman

	<i>BTD</i>	<i>VBTD</i>	<i>ACD</i>	<i>ROA</i>	<i>OC</i>	<i>IMOB</i>	<i>TAM</i>	<i>LIQ</i>
<i>BTD</i>	1							
<i>VBTD</i>	0,0000	1,0000						
<i>ACD</i>	0,4455	0,1249	1,0000					
<i>ROA</i>	0,3118	0,1296	0,5127	1,0000				
<i>OC</i>	0,1443	0,1653	-0,1595	0,1627	1,0000			
<i>IMOB</i>	-0,1068	0,0601	-0,5405	-0,0142	0,2113	1,0000		
<i>TAM</i>	-0,0596	-0,0136	-0,2304	0,0299	0,0435	0,0913	1,0000	
<i>LIQ</i>	0,1994	-0,0101	0,2534	-0,0856	-0,0424	-0,1668	-0,2672	1,0000
	0,0000	0,7680	0,0000	0,0024	0,1336	0,0000	0,0000	0,0000

Nota: *BTD* – é a diferença total entre o lucro antes do imposto de renda e o lucro tributável dividida pelo ativo total defasado; *VBTD* – é a variação da *BTD* calculada pela diferença entre BTD_{it+1} e BTD_{it} ; *ACD* – é o *accruals* discricionários calculado a partir do modelo de Jones modificado por Kothari, Leone e Wasley (2005); *ROA* – é o retorno sobre o ativo calculado pela divisão do lucro operacional pelo ativo total; *OC* – é a oportunidade de crescimento calculada pela variação das vendas entre os anos t e $t-1$, escalonado pelo ativo total defasado; *IMOB* – é o imobilizado no ano t dividido pelo ativo total defasado em $t-1$; *TAM* – é o tamanho da empresa calculado pelo logaritmo natural do ativo total; *LIQ* – é índice de liquidez corrente calculado pela relação entre ativo circulante e passivo circulante.

Fonte: dados da pesquisa

Na Tabela 6, apresentam-se os resultados da regressão do modelo com as *BTD* em valores absolutos no ano t e no ano $t+1$, tendo sido realizados três testes diferentes e considerando-se, primeiramente, o período completo, que vai de 2000 a 2016, ou seja, 17 anos. Além disso, foi realizado o teste pré *IFRS*, considerando o período que antecede a adoção das *IFRS* no Brasil, isto é, de 2000 a 2007, tendo sido realizado também o teste pós *IFRS*, que corresponde ao ano de 2010 até 2016 – período após-adoção das *IFRS*.

O coeficiente (-0,0177) para *BTD* com a variável de interesse *Covrating* é significativa apenas no período pré *IFRS* referente ao ano t (ao nível de 10%). O sinal do coeficiente é negativo, conforme o esperado, o que indica que as empresas que emitem títulos de dívida com *covenants* de *rating* buscam reduzir os níveis de *BTD*. Isso acontece porque as agências de *rating* podem entender

grandes valores de *BTD* como sendo decorrentes do gerenciamento de resultado e, assim oferecer uma nota de *rating* mais baixa (Crabtree & Maher, 2009), no entanto não é significativo para os resultados da *BTD* e *Covrating* no ano t durante o período completo e pós *IFRS*.

Como se percebe, parece fazer sentido que o resultado seja significativo apenas no período pré *IFRS*, pois, no Brasil, antes da adoção das normas internacionais, havia uma maior conformidade entre lucro contábil e tributável. Nesse cenário, seria fácil interpretar grandes diferenças entre as duas medidas como sendo decorrentes das ações discricionárias dos gestores, tanto em relação ao lucro contábil para maior quanto ao lucro tributável para menos, ao passo que, no período pós *IFRS*, a própria adoção das normas internacionais tenha resultado em um maior distanciamento entre as duas medidas de lucro, conforme relatam Costa e Lopes (2015). Isso significa que, nesse cenário de pós *IFRS*, maiores valores de *BTD* não necessariamente significam gerenciamento de resultado, não sendo, portanto, um fator que impacte nas notas de ratings. Diante dos diferentes resultados para o período pré e pós *IFRS*, acredita-se que seja natural o resultado para o período completo não ser significativo, o que fortalece a ideia de que as *IFRS*, de fato, impactaram na relação entre as duas variáveis.

Os resultados das *BTD* no ano t sugerem que as cláusulas contratuais sejam de fato uma preocupação dos gestores a partir do momento em que os contratos são estabelecidos. Contudo, destaca-se que os resultados para o teste das *BTD* no ano $t+1$ não é significativo em nenhum dos períodos analisados (completo, pré e pós *IFRS*). Esse resultado pode indicar que, logo no primeiro ano em que os contratos de debêntures são estabelecidos, os gestores ajustam os valores das *BTD* para mantê-la em um patamar que seja favorável ao *rating*. Com isso, presume-se que, os gestores fazem esses ajustes logo no momento inicial da emissão das debêntures, fica garantida uma nota de *rating* favorável, pelo menos, até o final do ano seguinte.

A variável *ACD* tem coeficiente positivo, conforme o esperado, em todos os períodos analisados. O p-valor é de 0,0000 para todos os casos, sendo não significativo apenas no período pré *IFRS* com as *BTD* no ano $t+1$ com p-valor de 0,3080, sendo os coeficientes para *BTD* no ano t os seguintes: período completo (0,7765); pré *IFRS* (0,7265); pós *IFRS* (0,8574). Já os coeficientes para *BTD* no ano $t+1$ são: período completo (0,2083); pré *IFRS* (0,1040); pós *IFRS* (0,2455). Tais resultados apontam que os *accruals* discricionários são, de fato, uma medida importante para explicar as *BTD*, visto que, quanto maior o gerenciamento de resultado, maior a *BTD*, sendo esse achado condizente com os resultados documentados por Frank et al. (2009), Koubaa e Anis (2015), Ferreira et al. (2012) e Xian et al. (2015).

Além disso, a variável *ROA* é significativa ao nível de 10% (com p-valor 0,0590) para explicar as *BTD* no período pós *IFRS* testadas no ano t , porém o coeficiente negativo (-0,0917) se contrapõe ao resultado esperado. Já no ano $t+1$, o coeficiente foi positivo e significativo ao nível de 10% no período completo (p-valor 0,0670 e coeficiente de 0,0642) e pós *IFRS* (p-valor 0,0810 e coeficiente de 0,0741), confirmando os relatos na literatura de Chan et al. (2010), Moore (2012), Xian et al. (2015), Huang e Chang (2015) e Costa e Lopes (2015), segundo os quais empresas com alta rentabilidade conseguem reduzir o pagamento de impostos por meio dos benefícios fiscais.

A oportunidade de crescimento (OC) tem o coeficiente positivo (o que era esperado) e significativo em todos os períodos analisados, exceto, no modelo com as *BTD* no ano $t+1$ pós *IFRS*. Os coeficientes e p-valor para *BTD* no ano t são respectivamente: período completo (0,0598; 0,0000); pré *IFRS* (0,0491; 0,0010); pós *IFRS* (0,0579; 0,0000). Já os coeficientes e p-valor para *BTD* no ano $t+1$ são: período completo (0,0133; 0,0520); pré *IFRS* (0,0285; 0,0330); pós *IFRS* (0,0004; 0,9610). Esse resultado corrobora os achados de Manzon e Plesko (2002) e Koubaa e Anis (2015), confirmando que empresas com altas receitas tendem a gerenciar o resultado como forma de reduzir o pagamento de impostos.

Por sua vez, o imobilizado é positivo e significativo apenas no período completo (coeficiente de 0,0441 e p-valor de 0,0000) e pós *IFRS* (coeficiente de 0,0627 e p-valor de 0,0000) para os testes com a *BTD* no ano t . Tal evidência confirma que as empresas podem estar utilizando da flexibilidade de escolhas contábeis quanto ao método de depreciação dos ativos imobilizados para gerenciar o lucro em busca de evidenciar valores maiores, conforme apontam Manzon e Plesko (2002), Chan et al. (2010), Xian et al. (2015), Costa e Lopes (2015) e Fonseca e Costa (2017).

O tamanho da empresa também é positivo e significativo apenas no período completo (coeficiente de 0,0040 e p-valor de 0,0020) e pós *IFRS* (coeficiente de 0,0044 e p-valor de 0,0020) para os testes com as *BTD* no ano t . Embora a literatura apresenta resultados dúbios para essa variável, os achados da presente pesquisa são consoantes com os de Frank et al. (2009), Chan et al. (2010), Long, Ye e LV (2013), Huang e Chang (2015), Gomes (2016) e Fonseca e Costa (2017). Esses achados indicam que empresas maiores possuem também mais recursos disponíveis para fazer *lobby* em questões fiscais ou planejar as atividades com foco na redução de impostos e, assim, divulgar maiores *BTD*.

Já a liquidez corrente tem o sinal positivo e significativo em todos os períodos analisados, exceto, para o período pré *IFRS*. Os coeficientes e p-valor para *BTD* no ano t são, respectivamente: período completo (0,0038; 0,0150); pré *IFRS* (-0,0019; 0,5990); pós *IFRS* (0,0045; 0,0080). Já os coeficientes e p-valor para *BTD* no ano $t+1$ são: período completo (0,0031; 0,0720); pré *IFRS* (0,0055; 0,3020); pós *IFRS* (0,0034; 0,0530). Esse achado demonstra que empresas com alta liquidez buscam reduzir o pagamento de impostos, gerando, assim, aumento nas *BTD*. Tal achado corrobora com os relatos de Manzon e Plesko (2002), Koubaa e Anis (2015) e Fonseca e Costa (2017).

Tabela 6

Regressão do modelo com a *BTD* em valores absolutos

Variáveis explicativas	Sinal previsto		<i>BTD</i> no ano <i>t</i>			<i>BTD</i> no ano <i>t + 1</i>		
			Período completo	Pré <i>IFRS</i>	Pós <i>IFRS</i>	Período completo	Pré <i>IFRS</i>	Pós <i>IFRS</i>
			EA	EA	EA	EA	EA	EA
<i>Covrating</i>	-	beta	0,0013	-0,0177	0,0056	0,0004	0,0026	0,0000
		estatística <i>t</i>	0,3600	-1,9100	1,5900	0,1100	0,3700	0,0000
		p-valor	0,7220	0,0570	0,1120	0,9090	0,7100	0,9970
<i>ACD</i>	+	beta	0,7765	0,7265	0,8574	0,2083	0,1040	0,2455
		estatística <i>t</i>	9,6500	4,3900	9,8100	3,8600	1,0200	3,7000
		p-valor	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,3080	0,0000
<i>ROA</i>	+	beta	-0,0499	0,0263	-0,0917	0,0642	0,0004	0,0741
		estatística <i>t</i>	-1,0900	0,2800	-1,8900	1,8300	0,0100	1,7500
		p-valor	0,2770	0,7800	0,0590	0,0670	0,9950	0,0810
<i>OC</i>	+	beta	0,0598	0,0491	0,0579	0,0133	0,0285	0,0004
		estatística <i>t</i>	9,2600	3,4700	6,9900	1,9400	2,1300	0,0500
		p-valor	0,0000	0,0010	0,0000	0,0520	0,0330	0,9610
<i>IMOB</i>	+	beta	0,0441	0,0361	0,0627	0,0068	0,0008	0,0085
		estatística <i>t</i>	5,1900	1,6400	6,4700	0,9600	0,0400	1,0700
		p-valor	0,0000	0,1010	0,0000	0,3350	0,9720	0,2830
<i>TAM</i>	- ou +	beta	0,0040	0,0004	0,0044	-0,0001	0,0003	0,0006
		estatística <i>t</i>	3,0700	0,1100	3,1500	-0,0500	0,0700	0,5200
		p-valor	0,0020	0,9100	0,0020	0,9570	0,9430	0,6020
<i>LIQ</i>	+	beta	0,0038	-0,0019	0,0045	0,0031	0,0055	0,0034
		estatística <i>t</i>	2,4200	-0,5300	2,6300	1,8000	1,0300	1,9400
		p-valor	0,0150	0,5990	0,0080	0,0720	0,3020	0,0530
Constante	?	beta	-0,0273	-0,0046	-0,0331	0,0160	0,0150	0,0090
		estatística <i>t</i>	-2,5600	-0,1800	-2,7100	1,5000	0,4900	0,8500
		p-valor	0,0100	0,8540	0,0070	0,1330	0,6270	0,3940
<i>R-square within</i>			0,3468	0,3518	0,3685	0,0525	0,0099	0,0688
<i>R-square between</i>			0,3098	0,2042	0,3500	0,1525	0,1515	0,1658
<i>R-square overall</i>			0,3487	0,2586	0,3836	0,1403	0,0882	0,1911
Prob > F			0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,1140	0,0000
Número observações			1253	228	932	1127	204	825
Número de grupos			237	87	231	232	69	221

Nota: *Covrating* – é uma *dumy* que recebe valor igual a 1 se a empresa emitiu debêntures com *covenants* contratuais de *rating*, e zero caso contrário; *BTD* – é a diferença total entre o lucro antes do imposto de renda e o lucro tributável dividida pelo ativo total defasado; *ACD* – é o *accruals* discricionários calculado a partir do modelo de Jones modificado por Kothari, Leone e Wasley (2005); *ROA* – é o retorno sobre o ativo calculado pela divisão do lucro operacional pelo ativo total; *OC* – é a oportunidade de crescimento calculada pela variação das vendas entre os anos *t* e *t-1*, escalonado pelo ativo total defasado; *IMOB* – é o imobilizado no ano *t* dividido pelo ativo total defasado em *t-1*; *TAM* – é o tamanho da empresa calculado pelo logaritmo natural do ativo total; *LIQ* – é índice de liquidez corrente calculado pela relação entre ativo circulante e passivo circulante.

Fonte: dados da pesquisa

Na Tabela 7, constam os resultados para ΔBTD . Semelhante ao resultado com a *BTD* em valores absolutos, o coeficiente (-0,0225) é significativo (0,0370) ao nível de 5% apenas no período pré *IFRS* com a ΔBTD_t . Esse achado demonstra que a emissão de debêntures com *covenants* contratuais de *rating* reduzem as variações da *BTD*, confirmando os argumentos de Ayers et al. (2010) de que grandes variações de *BTD* indicam maior risco e, portanto, são vistas de forma negativa pelas agências de *rating*. Assim, para evitar um rebaixamento no *rating*,

e/ou para manter o *rating* no nível determinado pelas cláusulas contratuais, os gestores se motivam a interferir nos valores da *BTD*.

Tabela 7Regressão do modelo com a variação da *BTD*

Variáveis explicativas	Sinal previsto		VBTD no ano <i>t</i>			VBTD no ano <i>t + 1</i>		
			Período completo	Pré <i>IFRS</i>	Pós <i>IFRS</i>	Período completo	Pré <i>IFRS</i>	Pós <i>IFRS</i>
			OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
<i>Covrating</i>	-	Beta	-0,0020	-0,0225	0,0012	-0,0079	-0,0195	-0,0035
		estatística <i>t</i>	-0,5200	-2,1000	0,2900	-1,8100	-1,5100	-0,7500
		p-valor	0,6030	0,0370	0,7700	0,0710	0,1330	0,4530
<i>ACD</i>	+	Beta	0,2811	0,2542	0,2849	0,0558	-0,2430	0,1670
		estatística <i>t</i>	3,9500	1,5600	3,3600	0,8200	-1,9500	2,0500
		p-valor	0,0000	0,1200	0,0010	0,4110	0,0530	0,0400
<i>ROA</i>	+	Beta	-0,0510	0,0495	-0,0778	0,0178	0,1130	-0,0287
		estatística <i>t</i>	-1,3000	0,5500	-1,6100	0,5400	1,4500	-0,6000
		p-valor	0,1960	0,5820	0,1080	0,5890	0,1500	0,5480
<i>OC</i>	+	Beta	0,0424	0,0350	0,0363	0,0017	0,0074	-0,0089
		estatística <i>t</i>	4,9300	1,7500	3,2700	0,2300	0,4000	-0,9100
		p-valor	0,0000	0,0830	0,0010	0,8170	0,6930	0,3630
<i>IMOB</i>	+	Beta	0,0245	0,0226	0,0319	0,0047	-0,0151	0,0145
		estatística <i>t</i>	3,5100	1,1800	3,8700	0,6700	-0,8500	1,7100
		p-valor	0,0000	0,2400	0,0000	0,5060	0,3960	0,0870
<i>TAM</i>	- ou +	Beta	0,0012	-0,0037	0,0015	0,0005	-0,0032	0,0011
		estatística <i>t</i>	1,2000	-1,1800	1,3700	0,4300	-0,9600	0,9100
		p-valor	0,2300	0,2410	0,1720	0,6650	0,3370	0,3640
<i>LIQ</i>	+	Beta	-0,0003	-0,0080	0,0002	-0,0031	-0,0017	-0,0047
		estatística <i>t</i>	-0,1700	-1,5200	0,1300	-1,6800	-0,3800	-2,3500
		p-valor	0,8670	0,1320	0,8970	0,0940	0,7080	0,0190
Constante	?	Beta	-0,0199	0,0178	-0,0232	-0,0069	0,0183	-0,0101
		estatística <i>t</i>	-2,1600	0,6700	-2,2300	-0,6800	0,6600	-0,9400
		p-valor	0,0310	0,5060	0,0260	0,4970	0,5100	0,3480
R-square within			0,0711	0,1135	0,0562	0,0151	0,0673	0,0279
R-square between								
R-square overall								
Prob > F			0,0000	0,0414	0,0003	0,2293	0,1740	0,0348
Número observações			863	127	676	757	125	585
Número de grupos								

Nota: *Covrating* – é uma *dummy* que recebe valor igual a 1 se a empresa emitiu debêntures com *covenants* contratuais de *rating*, e zero, caso contrário; *VBTD* – é a variação da *BTD* calculada pela diferença entre BTD_{it+1} e BTD_{it} ; *ACD* – é o *accruals* discricionário calculado a partir do modelo de Jones modificado por Kothari, Leone e Wasley (2005); *ROA* – é o retorno sobre o ativo calculado pela divisão do lucro operacional pelo ativo total; *OC* – é a oportunidade de crescimento calculada pela variação das vendas entre os anos *t* e *t-1*, escalonado pelo ativo total defasado; *IMOB* – é o imobilizado no ano *t* dividido pelo ativo total defasado em *t-1*; *TAM* – é o tamanho da empresa calculado pelo logaritmo natural do ativo total; *LIQ* – é índice de liquidez corrente calculado pela relação entre ativo circulante e passivo circulante.

Fonte: dados da pesquisa

A explicação para o fato de o resultado não ser significativo no período completo e pós *IFRS* é semelhante àquela dada quando dos resultados com os valores absolutos da *BTD*. Isso significa que a maior conformidade entre normas

contábeis e tributáveis no Brasil, antes da adoção das *IFRS*, limitava os gestores quanto à flexibilidade nas escolhas contábeis, diferentemente do que ocorre após a adoção das *IFRS*. Para Koubaa e Anis (2015), as regras contábeis baseadas em princípios proporcionam maior flexibilidade aos gestores, permitindo diferentes escolhas de critérios. Assim, no período pré *IFRS*, quaisquer variações nas *BTD* poderiam ser vistas pelas agências de *rating* como um sinal de manipulação dos resultados. Em contraponto, após a adoção das *IFRS*, pode ser um pouco natural que as *BTD* tenham uma variação maior.

Por outro lado, quando a $\Delta BT D$ é testada no ano $t+1$, o resultado é significativo (0,0710) apenas no período completo, cujo coeficiente é -0,0079. Esse resultado confirma a previsão de que, mesmo com o fato de as debêntures serem títulos de longo prazo, os gestores continuam a se preocupar com os valores que podem interferir no *rating*, nesse caso específico, as *BTD*, em períodos posteriores à emissão dos contratos com *covenants* de *rating*.

A variável ACD tem o coeficiente positivo (como esperado) e significativo ao nível de 1% no período completo (coeficiente de 0,2811 e p-valor de 0,0000) e pós *IFRS* (coeficiente de 0,2849 e p-valor de 0,0010) com a $\Delta BT D$ no ano t , sendo significativo ao nível de 10% no período pré *IFRS* (coeficiente de -0,2430 e p-valor de 0,0530) e ao nível de 5%, no período pós *IFRS* (coeficiente de 0,1670 e p-valor de 0,0400) com a $\Delta BT D_{t+1}$, o que indica que, quanto maior o gerenciamento de resultado, maior a $\Delta BT D$. No entanto, no período pré *IFRS*, o sinal do ACD foi negativo com a $\Delta BT D_{t+1}$, demonstrando que, nesse período específico, quanto maior o gerenciamento de resultado, menor é a $\Delta BT D_{t+1}$. Esse achado sugere que, antes da adoção das *IFRS*, as empresas podem ter gerenciado o resultado com o objetivo de reduzir as variações nas *BTD*, uma vez que grandes variações nas *BTD* podem ser vistas pelo mercado como um sinal de risco (Ayers et al., 2010).

Diferentemente dos resultados encontrados com as *BTD* em valores absolutos, a variável ROA não é significativa para explicar a $\Delta BT D$ em qualquer dos períodos testados, o que significa que o ROA não parece ser uma medida interessante para explicar as variações na *BTD*.

Por sua vez, a oportunidade de crescimento (OC) tem o coeficiente positivo (o que era esperado) e significativo em todos os períodos analisados com a $\Delta BT D_t$, sendo seus coeficientes e p-valor, respectivamente: período completo (0,0424; 0,0000); pré *IFRS* (0,0350; 0,0830); pós *IFRS* (0,0363; 0,0010). Esse resultado, mais uma vez, sugere que empresas com altas receitas tendem a gerenciar o resultado como forma de reduzir o pagamento de impostos (Manzon & Plesko, 2002, Koubaa & Anis, 2015). No entanto, os achados não são significativos para os testes da $\Delta BT D_{t+1}$.

O coeficiente da variável IMOB é positivo e significativo ao nível de 1% no período completo (coeficiente de 0,0245 e p-valor de 0,0000) e pós *IFRS* (coeficiente de 0,0319 e p-valor de 0,0000) para os testes com a $\Delta BT D_t$, mas é significativo ao nível de 10% no período pós *IFRS* (coeficiente de 0,0145 e p-valor de 0,0870) com a $\Delta BT D_{t+1}$. Assim, constata-se novamente que a flexibilidade de escolhas contábeis quanto ao método de depreciação dos ativos imobilizados deve ser utilizada pelos gestores como forma de aumentar os valores dos lucros discricionariamente, como asseveram Manzon e Plesko (2002), Chan et al. (2010), Xian et al. (2015), Costa e Lopes (2015) e Fonseca e Costa (2017).

Ao contrário do resultado encontrado com as *BTD* em valores absolutos, o tamanho da empresa não é significativo para explicar a ΔBTD em quaisquer dos períodos analisados. Isso significa que o tamanho da empresa não se relaciona com a variação das *BTD*, da mesma forma que com os valores absolutos das *BTD*. É oportuno lembrar que os achados de Frank et al. (2009), Chan et al. (2010), Long, Ye e LV (2013), Huang e Chang (2015), Gomes (2016) e Fonseca e Costa (2017) sugerem que empresas maiores possuem também mais recursos para planejar suas atividades com vistas à redução de impostos e, assim, divulgar maiores *BTD*. Além disso, é possível considerar que o fato de a empresa divulgar maiores *BTD* não necessariamente significa que as *BTD* em si terão uma maior variação, pois pode ser que as empresas já mantenham as *BTD* em um nível alto.

A liquidez corrente tem o sinal negativo e significativo apenas com a ΔBTD_{t+1} para o período completo (coeficiente de -0,0031 e p-valor de 0,0940) e pós *IFRS* (coeficiente de -0,0047 e p-valor de 0,0190). Tais evidências demonstram que, quanto menor a liquidez corrente, maior é a ΔBTD_{t+1} . Isso sugere que faz sentido os argumentos de Costa e Lopes (2015) de que empresas com baixa liquidez tendem a gerenciar o resultado como forma de mascarar a real situação financeira da empresa, ou seja, o gerenciamento poderia gerar uma maior variação nas *BTD*.

Testes adicionais foram realizados, considerando as *BTD* positivas (*BTDPO*) e negativas (*BTDNE*) em valores absolutos. Também foram realizados testes com as variações positivas ($\Delta POBTD$) e negativas das *BTD* ($\Delta NEBTD$).

Os achados para *BTDPO* são significativos, ao nível de 10%, e negativos no período pré *IFRS* (coeficiente de -0.0086 e p-valor de 0.078) no ano t , bem como em $t+1$ (com coeficiente de -0.0113 e p-valor de 0.063). Isso demonstra que, quando as empresas emitem títulos de dívida com *covenants* de *rating*, elas tendem a relatar menores valores de *BTD* positivas. Esse resultado era esperado, uma vez que grandes valores de *BTD* podem sugerir gerenciamento de resultado, o que pode ser visto como um sinal negativo pelas agências de *rating* no momento das avaliações (Crabtree & Maher, 2009).

Já para *BTDPO* no ano t e no período pós *IFRS*, o sinal do coeficiente é positivo (0.006) e significativo ao nível de 10% (0.074), indicando que a tendência, nesse período específico, é que as empresas divulguem *BTDPO* com valores mais elevados quando possuem *covenants* de ratings nos contratos de dívidas. Embora seja o contrário do esperado, esse resultado faz algum sentido, pois a adoção das *IFRS* no Brasil aumentou os níveis de *BTD* (Costa & Lopes, 2015), podendo a desvinculação entre normas contábil e tributável sugerir uma melhora na qualidade das informações divulgadas pelos gestores (Nakao, 2012). Em adição, os estudos de Bushman e Smith (2001) e Barth et al. (2012) mostram que a adoção das normas internacionais de contabilidade melhora a qualidade da informação contábil. Além disso, *BTDPO* significa que o lucro contábil é maior que o lucro tributável, o que pode sugerir que as empresas estão realizando um bom planejamento tributário, pagando menos impostos, podendo favorecer o caixa e, assim, serem vistas de forma positiva pelas agências de *rating* (Crabtree & Maher, 2009). Portanto, faz sentido que as empresas com *covenants* de *rating* divulguem $BTDPO_{t+1}$ com níveis mais altos, pois seria um sinônimo de qualidade da informação, o que pode ser visto pelas agências de *rating* como algo positivo e, em consequência, favorecer as notas de *rating*.

Os resultados para *BTDNE* são significativos ao nível de 10% apenas no ano $t+1$ no período completo (coeficiente de 0.0047 e p-valor de 0.092) e pré *IFRS* (coeficiente de -0.0097 e p-valor de 0.080), sendo o sinal do coeficiente positivo, ou seja, o contrário do esperado. Essa relação positiva parece não fazer sentido, uma vez que *BTDNE* significa que o lucro contábil é menor que o lucro tributável, podendo essa situação indicar que as empresas não estão com planejamento tributário adequado e, em consequência, estariam pagando mais impostos do que deveriam. A falta de planejamento tributário pode impactar negativamente o caixa da empresa e, conseqüentemente, ser um sinal de risco e alerta, fazendo com que a nota de *rating* receba um downgrade (Crabtree & Maher, 2009).

Em relação à Δ *POBTD*, os achados apontam para o sinal esperado (-0.0360) e significativo ao nível de 1% (0.003) apenas no período pré *IFRS* no ano t . Isso significa que a emissão de títulos de dívida com *covenants* contratuais de *rating* reduzem as variações positivas das *BTD*. Essa evidência era esperada, pois grandes variações positivas nas *BTD* sinalizam informações negativas (redução da qualidade dos lucros) para os analistas de crédito (Ayers et al. 2010). Já os resultados para Δ *NEBTD* não são significantes.

Na Tabela 8, é apresentado um resumo dos resultados no que se refere à relação entre *BTD* e *covenants* contratuais de *rating*.

Tabela 8
Resumo dos resultados

		Período completo		Pré IFRS		Pós IFRS	
		Resultado	Confirma qual hipótese?	Resultado	Confirma qual hipótese?	Resultado	Confirma qual hipótese?
<i>BTD</i> em valores absolutos	<i>BTD</i> no ano t	NSIG	Nenhuma	-	H ₁	NSIG	Nenhuma
	<i>BTD</i> no ano $t+1$	NSIG	Nenhuma	NSIG	Nenhuma	NSIG	Nenhuma
Variação da <i>BTD</i>	<i>BTD</i> no ano t	NSIG	Nenhuma	-	H ₂	NSIG	Nenhuma
	<i>BTD</i> no ano $t+1$	-	H ₂	NSIG	Nenhuma	NSIG	Nenhuma
<i>BTD</i> positiva em valores absolutos	<i>BTD</i> no ano t	NSIG	Nenhuma	-	H ₁	+	Nenhuma
	<i>BTD</i> no ano $t+1$	NSIG	Nenhuma	-	H ₁	NSIG	Nenhuma
Variação da <i>BTD</i> positiva	<i>BTD</i> no ano t	NSIG	Nenhuma	-	H ₂	NSIG	Nenhuma
	<i>BTD</i> no ano $t+1$	NSIG	Nenhuma	NSIG	Nenhuma	NSIG	Nenhuma
<i>BTD</i> negativa em valores absolutos	<i>BTD</i> no ano t	NSIG	Nenhuma	NSIG	Nenhuma	NSIG	Nenhuma
	<i>BTD</i> no ano $t+1$	+	Nenhuma	+	Nenhuma	NSIG	Nenhuma
Variação da <i>BTD</i> negativa	<i>BTD</i> no ano t	NSIG	Nenhuma	NSIG	Nenhuma	NSIG	Nenhuma
	<i>BTD</i> no ano $t+1$	NSIG	Nenhuma	NSIG	Nenhuma	NSIG	Nenhuma

Nota: NSIG é não significativo.

Fonte: dados da pesquisa.

Em suma, os resultados da relação entre *covenants* contratuais de *rating* e *BTD* sugerem que a emissão de títulos de dívida com *covenants* contratuais de *rating* reduzem as variações das *BTD* no ano t e $t+1$, o que permite confirmar a hipótese 2 de pesquisa. Isso sugere que grandes variações de *BTD* indicam maior risco e, por isso, são vistas de forma negativa pelas agências de *rating*. Por esse

motivo, os gestores buscam cumprir com as cláusulas contratuais e isso parece acontecer tanto no ano t quanto em $t+1$, o que justifica, uma vez que os contratos de debêntures são de longo prazo.

Os achados também indicam que, quando emitem títulos de dívida com *covenants* de *rating*, as empresas buscam reduzir os níveis de *BTD*, o que permite confirmar a hipótese 1 de pesquisa. Isso sugere que o *rating* pode incentivar os gestores a se utilizarem das ações discricionárias para manter as *BTD* em um patamar que seja favorável às classificações de *rating*. Por outro lado, não é possível confirmar as hipóteses 3 e 4 de que "a emissão de títulos de dívida com *covenants* contratuais de *rating* reduzem os valores absolutos e as variações das *BTD*, com uma tendência a serem mais fortes em períodos pós-adoção das *IFRS* do que em períodos pré-adoção". Isso porque os resultados não são significativos em quaisquer dos testes que envolvem o período pós *IFRS*, exceto, $BTDPO_t$ cujo sinal foi positivo, ou seja, contrário do esperado.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O objetivo desta pesquisa consistiu em verificar se a emissão de títulos de dívida, que envolvam *covenants* contratuais de *rating*, está associada com alterações nos valores das *BTD*. A amostra da pesquisa foi delimitada e abarcou as companhias abertas brasileiras listadas no Brasil, Bolsa, Balcão (B3), no período de 2000 a 2016. Os testes foram feitos, considerando-se esse período total, porém também foram feitos testes, considerando-se o período pré e pós *IFRS*.

Os principais resultados sugerem que a emissão de títulos de dívida com *covenants* contratuais de *rating* reduzem as variações das *BTD*, sugerindo que grandes variações de *BTD* indicam maior risco e, por isso, são vistas de forma negativa pelas agências de *rating*. No mesmo sentido, as evidências também indicam que, quando emitem títulos de dívida com *covenants* de *rating*, as empresas buscam reduzir os níveis de *BTD*. A explicação para essa associação é que as agências de *rating* podem entender grandes valores de *BTD* como sendo decorrentes do gerenciamento de resultado e, assim, oferecer uma nota de *rating* mais baixa. Nesse sentido, os achados demonstram que o *rating* ou as questões relacionadas ao *rating* podem incentivar os gestores a se utilizarem das ações discricionárias para manter as *BTD* em um patamar que seja favorável às classificações de *rating*. Assim, as hipóteses de que a emissão de títulos de dívida com *covenants* contratuais de *rating* reduzem os valores absolutos e as variações das *BTD* são confirmadas apenas para o período pré-*IFRS*.

Uma vez que os resultados não são significativos em quaisquer dos testes que envolvem o período pós *IFRS*, exceto, $BTDPO_t$ cujo sinal foi positivo, ou seja, contrário do esperado, não é possível confirmar as hipóteses de que a emissão de títulos de dívida com *covenants* contratuais de *rating* reduzem os valores absolutos e as variações das *BTD*, com uma tendência a serem mais fortes em períodos pós-adoção das *IFRS* do que em períodos pré-adoção. Assim, não se pode afirmar que, principalmente, após a adoção das *IFRS*, os gestores se utilizem das ações discricionárias para manter as *BTD* em um patamar que seja favorável ao *rating*. O que parece é que isso ocorre, principalmente, no período pré-adoção das *IFRS*, podendo ser explicado devido ao fato de que, nesse período, havia uma maior conformidade entre normas contábeis e tributáveis no Brasil. Isso

significa que, se as empresas divulgam grandes diferenças entre as duas medidas nesse período, elas chamariam a atenção do governo e de usuários externos para a suspeita de que tais diferenças seriam em decorrência das ações discricionárias dos gestores, diferentemente do que ocorreu no período pós *IFRS*, já que tais normas internacionais resultaram, de forma natural, em maior distanciamento entre as duas medidas de lucro (Costa & Lopes 2015).

Como conclusões de pesquisa, têm-se que: a) os gestores podem ter incentivos para solucionar as questões que podem interferir de forma negativa no *rating*, especificamente, em busca de manter o *rating* em um patamar favorável frente ao cumprimento de contratos que envolvem *covenants* de *rating*; e b) separar o período entre pré adoção e pós adoção das *IFRS* é relevante para compreensão da associação entre *BTD* e as cláusulas de *rating*; c) os *covenants* de *rating* durante o período pré-*IFRS* podem ser considerados como determinantes da *BTD*, porém, o que os resultados demonstram é que após a adoção das *IFRS* tal variável (*covenants* de *rating*) pode ter deixado de ser um determinante da *BTD*.

A abordagem de pesquisa pode ser considerada como inovadora, uma vez que não foram encontrados estudos que analisaram a associação das *BTD* com as cláusulas de *rating*. Como contribuição teórica, o presente estudo acrescenta as cláusulas de *rating* como motivadora das ações dos gestores, o que se respalda na teoria contratual da firma, especificamente, quanto à hipótese dos *covenants* contratuais da perspectiva oportunística. Além disso, o presente estudo acrescenta os *covenants* de *rating* no rol de fatores determinantes das *BTD*. Como contribuição prática, os resultados podem ser úteis às empresas no que se refere a compreender os fatores que podem afetar o *rating*, bem como para as agências de *rating* quanto a entender as ações dos gestores em busca de cumprir com os *covenants* de *rating*.

Como limitações da pesquisa tem-se a obtenção sobre a emissão de títulos de dívida com *covenants* contratuais de *rating*, pois, não há essa informação em um banco de dados já organizado. Assim, tal informação foi obtida a partir da leitura das escrituras das debêntures. Outra limitação se refere ao cálculo do lucro tributável a partir da alíquota máxima de imposto de renda do país, uma vez que a alíquota efetiva não é divulgada pelas empresas. Porém, Lev e Nissim (2004) identificaram que o uso da alíquota máxima não afeta o cálculo da *BTD* de maneira significativa.

Recomenda-se, para futuras pesquisas, investigar a associação entre *covenants* contratuais de *rating* e *BTD* em outros países, bem como testes que abarcam explicações mais detalhadas sobre essa associação, como, por exemplo, ambientes com sistema jurídico diferente, análise por setor e por tipo de *BTD*.

REFERÊNCIAS

Adams, M., Burton, B., & Hardwick, P. (2003). The determinants of credit ratings in the United Kingdom insurance industry. *Journal of Business Finance and Accounting*, 30(3-4), 539-572. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00007>

- Ambima - Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais (n.d.). *Debêntures*. Recuperado em 2018, de <http://www.debentures.com.br>
- Ayers, B. C., Laplante, S. K., & McGuire, S. T. (2010). Credit ratings and taxes: The effect of *book-tax differences* on ratings changes. *Contemporary Accounting Research*, 27(2), 359–402. <https://doi.org/10.1111/j.1911-3846.2010.01011.x>
- Barbosa, J. S. (2019). Book-tax differences e rating, 84. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) - Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2019. Recuperado de <https://repositorio.ufu.br/handle/123456789/28704>
- Barron, M. J., Clare, A. D., & Thomas, S. H. (1997). The effect of bond *rating* changes and new ratings on UK stock returns. *Journal of Business Finance and Accounting*, 24(3–4), 497–509. <https://doi.org/10.1111/1468-5957.00117>
- Barth, M. E., Landsman, W. R., Lang, M. H., & Williams, C. D. (2012). Are IFRS-based and US GAAP-based Accounting Amounts Comparable? *Journal of Accounting & Economics*, 54(1), 68-93. <https://ssrn.com/abstract=1585404> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1585404>
- Bis, C., & Martinez, A.L. (2017). Agressividade fiscal em empresas brasileiras com controle de capital estrangeiro. *Encontro da Associação Nacional de Pós-Graduação e Pesquisa em Administração*, São Paulo, SP, Brasil, 41. https://www.researchgate.net/publication/320226522_Agressividade_Fiscal_em_Empresas_Brasileiras_com_Controlde_Capital_Estrangeiro
- Blaylock, B., Gaertner, F., & Shevlin, T. (2015). The association between book-tax conformity and earnings management. *Review of Account Stud*, 20(1), 141–172. <https://doi.org/10.1007/s11142-014-9291-x>
- Blaylock, B., Gaertner, F. B., & Shevlin, T. (2017). Book-tax conformity and capital structure. *Review of Accounting Studies*, 22(2), 903-932. <https://doi.org/10.1007/s11142-017-9386-2>
- Blaylock, B., Shevlin, T., & Wilson, R. J. (2012). Tax Avoidance, Large Positive Temporary *Book-tax differences*, and Earnings Persistence. *The account review*, 87(1), 91–120. <https://doi.org/10.2308/accr-10158>
- Borges, L. F. X. (1999) *Covenants: instrumento de garantia em project finance*. *Revista do BNDES*, 6(11), 13-14. <http://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/13823>
- Bouzouita, R., & Young, A. J. (1998). A Probit Analysis of Best Ratings. *Journal of Insurance Issues*, 21(1), 23–34. <https://www.jstor.org/stable/41946150>
- Burgstahler, D. C., Hail, L., & Leuz C. (2006). The Importance of Reporting Incentives: Earnings Management in European Private and Public Firms. *The Accounting Review*, 81(5), 983-1016. DOI<https://doi.org/10.2308/accr.2006.81.5.983>

- Bushman, R. M., & Smith, A. J. (2001). Financial Accounting Information and Corporate Governance. *Journal of Accounting and Economics*, 32 (1-3), 237 - 333. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.253302>
- Cappellesso, G., & Rodrigues, J. M. (2019). Book-tax Differences as an Indicator of Earnings Management and Tax Avoidance: An Analysis in the G-20 Countries. *Journal of Accounting, Management and Governance*, 22 (3), 352-367. http://dx.doi.org/10.21714/1984-3925_2019v22n3a3
- Chan, K. H., Lin, Kenny Z. K. Z., & Mo, P. L. L. (2010). Will a departure from tax-based accounting encourage tax noncompliance? Archival evidence from a transition economy. *Journal of Accounting and Economics*, 50(1), 58–73. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2010.02.001>
- Coelho, Antonio C. D., & Lopes, A. B. (2007). Avaliação da prática de gerenciamento de resultados na apuração de lucro por companhias abertas brasileiras conforme seu grau de alavancagem financeira. *Revista de Administração Contemporânea*, 11(2), 121-144. <https://dx.doi.org/10.1590/S1415-65552007000600007>
- Comrix, J., Graham, R. C., & Moore, J. A. (2011). Empirical Evidence on the Impact of Book-tax differences on Divergence of Opinion among Investors. *The Journal of the American Taxation Association*, 33(1), 51–78. <https://doi.org/10.2308/jata.2011.33.1.51>
- Costa, P. S., & Lopes, A. B. (2015). Implicações da adoção das IFRS sobre as book-tax differences: O caso do Brasil. 1. ed. Alemanha: Novas Edições Acadêmicas.
- Costa, P. S., Nakao, S. H., & Moraes, M. B. (2017). Efeito da suavização do lucro contábil e do lucro tributável na book-tax differences. Congresso da Associação Nacional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis. Belo Horizonte, Minas Gerais, 11.
- Crabtree, A., & Maher, J. J. (2009). The Influence of Differences in Taxable Income and Book Income on the Bond Credit Market. *American Accounting Association*, 31(1), 75–99. <https://doi.org/10.2308/jata.2009.31.1.75>
- Desai, M. (2005). The degradation of reported corporate profits. *Journal of Economic Perspectives*, 19(4), 171–192. <https://doi.org/10.2307/2225251>
- Edwards, A., Schwab, C., & Shevlin, T. (2016). Financial constraints and cash tax savings. *The Accounting Review*, 91(3), 859-881. <https://doi.org/10.2308/accr-51282>
- Ferreira, F. R., Martinez, A. L., Costa, F. M., & Passamani, R. Rovetta. (2012). Book-tax differences e gerenciamento de resultados no mercado de ações do Brasil. *Revista de Administração de Empresas*, 52(5), 488-501. <https://dx.doi.org/10.1590/S0034-75902012000500002>

- Fonseca, K. B., & Costa, P. S. (2017). Fatores determinantes das *book-tax differences*. *Journal of Accounting and Organizations*, 11(2), 17-29. <http://dx.doi.org/10.11606/rco.v11i29.122331>
- Frank, M. M, Lynch, L. J., & Rego, S. O. (2009). Tax Reporting Aggressiveness and Its Relation to Aggressive Financial Reporting. *The Accounting Review*, 84(2), 467-496. <http://dx.doi.org/10.2308/accr.2009.84.2.467>
- Gomes, A. P. M. (2016). Corporate Governance Characteristics as a Stimulus to Tax Management. *Revista Contabilidade & Finanças*, 27(71), 149-168. <https://dx.doi.org/10.1590/1808-057x201500750>
- Gray, S., Mirkovic, A., & Ragunathan, V. (2006). The Determinants of Credit Ratings: Australian Evidence. *Australian Journal of Management*, 31(2), 333–354. <https://doi.org/10.1177/031289620603100208>
- Han, S. H., Shin, Y. S., Reinhart, W., & Moore, W. T. (2009). Market segmentation effects in corporate credit rating changes: The case of emerging markets. *Journal of Financial Services Research*, 35(2), 141–166. <https://doi.org/10.1007/s10693-008-0049-0>
- Hanlon, M. (2005). The presister and pricing of earnings accruals and cash flows when firms have *book-tax differences*. *The Accounting Review*, 80(1), 137–166. <https://doi.org/10.2308/accr.2005.80.1.137>
- Huang, D., & Chang, M. (2015). Do auditor-provided tax services improve the relation between tax related internal control and *book-tax differences*?. *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 23(2), 177-199. <http://dx.doi.org/10.1080/16081625.2014.1003570>
- Kaymak, T., & Bektas, E. (2015). Corruption in Emerging Markets: A Multidimensional Study. *Social Indicators Research*, 124(3), 1-21. <http://doi.org/10.1007/s11205-014-0814-4>
- Kisgen, D. J. (2006). Credit Ratings and Capital Structure. *The Journal of Finance*, 61(3), 1035–1072. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.2006.00866.x>
- Kothari, S. P., Leone, A. J., & Wasley, C. E. (2005). Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*, 39(1), 163–197. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.11.002>
- Koubaa, R., & Anis, A. (2015). *Book-tax differences*: relevant explanatory factors. *International Journal of Accounting and Economics Studies*, 3(2), 95–104. <https://doi.org/10.14419/ijaes.v3i2.4717>
- Long, Y., Kangtao, Y., & Lv, M. (2013). Non-institutional Determinants of Book-Tax Differences: Evidence from China. *Journal of Accounting and Finance*, 13(3), 146-153. http://www.na-businesspress.com/JAF/LongY_Web13_3_.pdf

- Manzon, G. B., & Plesko, G. A. (2002). The relation between financial and tax reporting measures of income. *Massachusetts Institute of Technology (MIT), Sloan School of Management, Working papers*, 55 (2), 175-214. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.264112>
- Marques, M., & Nakao, S.H. (2017). Book-tax differences and capital structure. *Mackenzie Management Review*, 18(6), 177-200. <https://doi.org/10.1590/1678-69712017/administracao.v18n6p177-200>.
- Martinez, A. L., & Passamani, R. R. (2014). Book-tax differences e sua relevância informacional no mercado de capitais no brasil. *Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade*, 4(2), 20-37. <http://dx.doi.or/10.180828/rgfc.v4i2.615>.
- Miiller, D., & Martinez, A. (2016). Book-tax difference, earnings management and bond ratings in the brazilian market. *Revista Universo Contábil*, 91-109. <https://doi.org/10.4270/ruc.2016323>
- Moore, J. A. (2012). Empirical evidence on the impact of external monitoring on book-tax differences. *Advances in Accounting*, 28(2), 254-269. <https://doi.org/10.1016/j.adiac.2012.06.002>
- Murcia, F. C. (2013). *Rating de crédito no brasil: Fatores Determinantes e Impacto de Anúncios nos Preços das Ações*, 153. Recuperado de <https://repositorio.ufsc.br/bitstream/handle/123456789/107160/318126.pdf?squence=1&isAllowed=y>
- Nakao, S. (2012). A adoção de IFRS eo legado da conformidade contábil-fiscal mandatária. *Teses.Usp.Br*. Recuperado de <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/livredocencia/96/tde-31012014-140349/en.php>
- Pinto, L. J., Falcão, D. F., & Mól, A. R. (2015). Emissão de debêntures e seu impacto nos indicadores de desempenho e financeiro: Um estudo comparativo entre empresas emissoras e não emissoras. *Revista de Auditoria Governança e Contabilidade*, 3(8), 1-16. <http://www.fucamp.edu.br/editora/index.php/ragc/article/view/613/452>
- Soares, G. de O. G., Coutinho, E. S., & Camargos, M. A. de. (2012). Determinantes do *Rating* de Crédito de Companhias Brasileiras. *Contabilidade Vista & Revista*, 23(3), 109-143. <https://doi.org/10.1017/CBO9781107415324.004>
- Tang, T. Y. H. (2005). *Book-tax differences, a Proxy for Earnings Management and Tax Management - Empirical Evidence from China*. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.872389>
- Tang, T.Y.H. (2014). Does Book-Tax Conformity Deter Opportunistic Book and Tax Reporting? An International Analysis. *European Accounting Review*, 24(3), 441-469. <https://doi.org/10.1080/09638180.2014.932297>

- Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1990). Positive Accounting Theory: A Ten Year Perspective. *The Accounting Review*, 65(1), 131–156. <https://www.jstor.org/stable/247880>
- Weber, D. P. (2009). Do analysts and investors fully appreciate the implications of *book-tax differences* for future earnings? *Contemporary Accounting Research*, 26(4), 1175–1206. <https://doi.org/10.1506/car.26.4.7>
- Wilson, R. J. (2009). An examination of corporate tax shelter participants. *Accounting Review*, 84(3), 969–999. <https://doi.org/10.2308/accr.2009.84.3.969>
- Xian, C., Sun, F., & Zhang, Y. (2015). *Book-tax differences*: are they affected by equity-based compensation? *Accounting Research Journal*, 28(3), 300-318. <https://doi.org/10.1108/ARJ-12-2013-0088>