

Agressividade tributária como fator determinante do conservadorismo condicional no Brasil^{*,**}

Antonio Lopo Martinez¹

 <https://orcid.org/0000-0001-9624-7646>

E-mail: antoniolopomartinez@gmail.com

Jorge Luiz de Santana Júnior²

 <https://orcid.org/0000-0001-7423-2566>

E-mail: santanajr.prof@gmail.com

Thiago Rios Sena³

 <https://orcid.org/0000-0003-0261-7381>

E-mail: thiagoriossena@gmail.com

¹ Universidade de Coimbra, Faculdade de Direito, Coimbra, Portugal

² Universidade de São Paulo, Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Atuária, Departamento de Contabilidade e Atuária, São Paulo, SP, Brasil

³ Universidade Federal de Pernambuco, Centro de Ciências Sociais Aplicadas, Departamento de Ciências Contábeis e Atuariais, Recife, PE, Brasil

Recebido em 30.09.2021 – Desk aceite em 29.10.2021 – 4ª versão aprovada em 25.05.2022

Editor-Chefe: Fábio Frezatti

Editor Associado: Eliseu Martins

RESUMO

Este artigo investiga se o grau de agressividade tributária está associado ao conservadorismo condicional no Brasil. Após uma revisão minuciosa da literatura sobre o conservadorismo contábil pela academia brasileira e uma discussão sobre agressividade tributária, uma lacuna na literatura foi encontrada devido à falta de investigação anterior referente à relação entre o grau de agressividade tributária de uma empresa e seu conservadorismo condicional. O lucro tributável está relacionado ao lucro contábil no sistema brasileiro de imposto de renda corporativo. Portanto, o planejamento tributário pode afetar as propriedades das informações financeiras. Este estudo oferece uma explicação parcial do conservadorismo contábil com base em questões tributárias que contribui para o conservadorismo e a literatura tributária. Os resultados sugerem que estratégias tributárias visando evitar a carga tributária estão relacionadas à contabilidade conservadora condicional. Dessa forma, a prática do conservadorismo condicional no Brasil parece estar ligada a alternativas para diminuição de impostos ao reduzir os lucros, o que explicaria a associação do planejamento tributário com o grau de conservadorismo condicional no relatório financeiro. Esse achado é relevante para usuários de relatórios financeiros que poderão considerar esses resultados em suas análises e para uma gestão que vise entender melhor suas decisões sobre o planejamento tributário. Para esse objetivo de pesquisa, foram adotados dois modelos de Basu (Basu, 1997), adaptados com controles de agressividade tributária. A alíquota efetiva (*effective tax rate* – ETR) foi utilizada como métrica de agressividade tributária, controlando empresas com ETR alto e baixo. O período de estudo foi de 2010 a 2019 para empresas brasileiras da B3 S.A. – Brasil, Bolsa, Balcão (B3). Os achados demonstram uma relação significativa entre elisão fiscal e conservadorismo condicional, ou seja, empresas mais agressivas em impostos tendem a usar contabilidade mais conservadora.

Palavras-chave: conservadorismo contábil, agressividade tributária, imposto de renda, alíquota efetiva.

Endereço para correspondência

Antonio Lopo Martinez

Universidade de Coimbra, Faculdade de Direito

Pátio da Universidade, 3004-528

Coimbra – Portugal

*Artigo apresentado na XXIV SemeAd, novembro de 2021, e no XV Congresso ANPCONT, dezembro de 2021.

**Este trabalho foi realizado com apoio da Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior – Brasil (Capes) – Código de Financiamento 001.



1. INTRODUÇÃO

O conservadorismo é um dos temas críticos na teoria e prática contábil que tem atraído a atenção de muitos pesquisadores. E, no Brasil, isso não é diferente. Quatro interpretações na literatura justificam a contabilidade conservadora: (i) contratos (dívida, contratos executivos) (Watts, 2003); (ii) governança corporativa (García Lara et al., 2009a); (iii) leis e regulamentos contábeis (Ball et al., 2000); (iv) regras fiscais (Qiang, 2007). Os três primeiros já foram amplamente examinados na literatura contábil, inclusive no Brasil (Coelho & Lima, 2013; Degenhart et al., 2018; Santos et al., 2011). No entanto, há, na literatura, uma lacuna a respeito da relação entre as regras fiscais e o conservadorismo condicional.

O conservadorismo contábil é dividido em dois tipos: condicional e incondicional. O conservadorismo condicional está tipicamente associado à contratação de incentivos, enquanto o conservadorismo incondicional está relacionado à tributação e à regulação (Qiang, 2007). No entanto, essa perspectiva de consequências do conservadorismo contábil não é tão isolada quanto parece ser à primeira vista. Por exemplo, o conservadorismo incondicional também pode ser associado a incentivos contratuais quando limita a aplicação da forma condicional (Beaver & Ryan, 2005). Além disso, o conservadorismo condicional pode estar relacionado à tributação se as escolhas contábeis que aumentam o conservadorismo condicional forem dedutíveis para objetivos fiscais ou se houver uma relação indireta entre eles (García Lara et al., 2009b).

Poucos estudos abordaram a relação entre tributação e conservadorismo contábil no contexto brasileiro. Campos et al. (2010), utilizando a relação *market-to-book* (valor contábil do patrimônio sobre seu valor de mercado), analisaram a relação entre conservadorismo contábil e tributação e constataram que, quanto maior a relação *market-to-book*, menor é a provisão do imposto de renda. Vale e Nakao (2017) investigaram se a sensibilidade fiscal ao aumento da renda relatada aumenta as práticas conservadoras incondicional, mas não foi encontrada associação entre eles. Os estudos acima mencionados estão focados no conservadorismo incondicional. Esta pesquisa amplia a literatura anterior ao estudar a seguinte questão de pesquisa não abordada: existe associação entre conservadorismo condicional e agressividade tributária em empresas abertas brasileiras?

Os resultados desta investigação têm três contribuições principais. Em primeiro lugar, a literatura contábil tem sido focada na forma incondicional de conservadorismo ao abordar questões tributárias; por isso, documentou-se uma relação que tem recebido pouca atenção na literatura do conservadorismo contábil. Constatou-se

que o conservadorismo condicional também pode estar empiricamente relacionado à agressividade tributária, pelo menos no contexto brasileiro.

Em segundo lugar, foi mostrado que as escolhas do resultado tributário e contábil podem estar conectadas no ambiente brasileiro. Embora algumas práticas conservadoras condicionais não possam reduzir diretamente os custos fiscais, este estudo pode evidenciar que estratégias de planejamento tributário que visam reduzir os custos fiscais afetam conservadoramente as informações contábeis. Essa evidência é relevante para os gestores na medida em que mostra que as escolhas fiscais podem estar relacionadas às propriedades do lucro. O conservadorismo contábil impacta os contratos (Watts, 2003), o custo do capital próprio (García Lara et al., 2011), o custo do capital de terceiros (Li, 2015) e as previsões dos analistas (García Lara et al., 2014). Quando as estratégias fiscais influenciam a qualidade do lucro, elas podem afetar indiretamente vários *stakeholders*, seus contratos e decisões. Assim, esta pesquisa traz contribuições para os usuários externos, principalmente investidores, demonstrando as possíveis motivações e efeitos das escolhas discricionárias dos gestores. Neste estudo destacam-se, ao abordar a relação entre conservadorismo contábil e práticas de agressividade tributária, elementos que podem influenciar retornos e, conseqüentemente, decisões de investimento (alocação de capital).

Em terceiro lugar, corroboraram-se várias pesquisas que documentam, com amostras internacionais ou locais, que o Brasil apresenta diferenças relevantes em relação ao grau geral de conservadorismo condicional, seus determinantes e suas consequências (Ball et al., 2008; Li, 2015; Santos et al. 2011). Em contraste com a evidência internacional que documenta uma associação positiva entre conservadorismo condicional e custos fiscais (García Lara et al., 2009b; Qiang, 2007), foi encontrado resultado oposto através de medidas de agressividade tributária. Por consequência, as empresas brasileiras não podem decidir separadamente sobre seu planejamento tributário e demonstrações financeiras, apesar da visão de neutralidade fiscal.

Como o lucro tributável no modelo brasileiro depende dos lucros contábeis, é inegável a relação entre o ganho tributável e as práticas contábeis. Pode-se, com certa convicção, argumentar que os impostos motivam as empresas a adaptar os lucros contábeis reportados a lucros tributáveis. Por exemplo, Watts (2003) argumenta que enquanto uma empresa é lucrativa, com rendimentos tributáveis e taxas de juros favoráveis, sente-se estimulada a reduzir seu reconhecimento de ativos financeiros por meio do atraso no reconhecimento. Essa situação é semelhante à entrada de contratos médios que levam à subvalorização dos ativos líquidos de uma empresa.

O incentivo fiscal para a contabilidade conservadora é o elo perdido no entendimento dos estudos de contabilidade financeira e fiscal.

Este estudo analisa a associação entre a agressividade tributária e a contabilidade conservadora das empresas

listadas na Bolsa de Valores brasileira, destinadas a serem examinadas para esse fim. Em seguida, uma hipótese de pesquisa é apresentada, os resultados da pesquisa são fornecidos e interpretados na quarta seção e, finalmente, a parte final deste estudo será concluída.

2. REVISÃO DA LITERATURA

2.1 O Conservadorismo Contábil no Brasil

No Brasil, pesquisas sobre conservadorismo condicional podem apresentar diferentes resultados em comparação com empresas que atuam em mercados mais desenvolvidos. Numa análise em 22 países (Ball et al., 2008), estimou-se o coeficiente do nível de conservadorismo condicional [β_3 do modelo de Basu (Basu, 1997)] para o mercado brasileiro em 0,04 — valor abaixo de quase todos os países da amostra, que incluíam os Estados Unidos da América (0,28), Reino Unido (0,22), Chile (0,15) e França (0,26). Além disso, alguns estudos realizados no Brasil não encontraram relação estatisticamente significativa para o coeficiente de conservadorismo no modelo de Basu (Santos et al., 2011; Sousa et al., 2016).

Apesar da falta de evidências do conservadorismo condicional medido por meio de retornos de ações no mercado acionário brasileiro, muitos estudos têm documentado que algumas características das empresas e o contexto regulatório ou econômico poderiam impulsionar o nível de conservadorismo.

Na determinação das características desse nível, o conservadorismo contábil é positivamente afetado pelo tamanho da empresa de auditoria (Melo et al., 2013), pelos níveis de governança corporativa (Almeida et al., 2008; Moreira et al., 2010) e por empresas com poucas características de complexidade (Silva et al., 2019). Por outro lado, o conservadorismo contábil é negativamente afetado pelo porte empresarial (Moreira et al., 2010), pelo tempo de serviço prestado por auditores e pela distância entre a data do parecer e a data de publicação das demonstrações financeiras (Melo et al., 2013); empresas com restrições financeiras tendem a adotar um conservadorismo menos condicional em seus números contábeis (Demonier et al. 2015).

Não foi encontrada nenhuma influência no conservadorismo contábil baseada em características como sustentabilidade (Gloria & Costa, 2018), *market-to-book*, alavancagem (Moreira et al., 2010), comitês de auditoria, prestação de serviços extra-auditoria, importância do cliente para a empresa de auditoria, auditoria especializada (Melo et al., 2013), setores (Marques et al., 2017), emissão de Recibos Depositários Americanos (Coelho et al., 2010), e remuneração variável para executivos (Degenhart et al., 2018).

Em relação ao efeito das mudanças na legislação sobre o conservadorismo contábil, estudos indicam que não houve alteração no grau de conservadorismo nas demonstrações analisadas após a adoção de Normas Internacionais de Relatórios Financeiros (*International Financial Reporting Standards – IFRS*) (Alves & Martinez, 2014; Sousa et al., 2016), não sendo possível inferir qualquer efeito da Lei n. 11.638, de 28 de dezembro de 2007, sobre o grau de reconhecimento assimétrico de perdas e ganhos (Santos et al., 2011). Da mesma forma, referente ao impacto da regulação sobre o conservadorismo, a presença de uma agência reguladora nacional, legislação específica ou um plano de contas padronizado não nos permite inferir qualquer efeito (Costa et al., 2010). Uma possível explicação para esse cenário é que o Brasil possua outros fatores, como um ambiente institucional e uma alta concentração de participação, o que talvez explique o nível de conservadorismo (Costa et al., 2010, p. 1).

Em se tratando de estrutura societária, a concentração de votos contribui para diminuir o grau de conservadorismo, enquanto o acordo de acionistas contribui para aumentá-lo (Sarlo et al., 2010). Paulo et al. (2008) constatam que as empresas privadas são menos propensas a reconhecer prontamente as perdas e são menos conservadoras em suas demonstrações financeiras em relação às empresas abertas. Além disso, uma década depois, Scalzer et al. (2017) detectam que as empresas estatais são menos conservadoras do que outras empresas na Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo (BM&FBOVESPA).

Sampaio et al. (2015) afirmam que houveram sinais significativos de adoção do conservadorismo incondicional por meio do índice *market-to-book* no período após a crise, indicando que tais decisões de reconhecimento de perdas esperadas não estão condicionadas a más notícias específicas ou a um momento que caracteriza o início do pico de crise. Por outro lado, Duarte et al. (2019) declaram que as empresas antecipam perdas futuras em períodos de crise econômica local, aumentando o nível de conservadorismo. No entanto, considerando que a pesquisa foi realizada durante o ano da crise global, esses resultados distorcem o modelo de Basu (Sarlo et al., 2010).

As diferenças no nível do conservadorismo condicional brasileiro podem estar associadas a características institucionais. Ball et al. (2000) estenderam os achados de Basu a sete países para verificar diferenças institucionais que

influenciam o conservadorismo. Os autores constataram que, nos países de *Common Law*, os níveis de conservadorismo são mais elevados em relação àqueles com *Code Law*, pois tal lei desempenha um papel mais significativo na resolução dos problemas das informações assimétricas e na redução dos custos decorrentes do monitoramento dos gestores. Além disso, outros estudos como García Lara et al. (2008) e Brown et al. (2006) verificaram que o conservadorismo condicional e incondicional poderia ser influenciado pelas diferenças institucionais associadas ao país onde as empresas estão localizadas.

Pelo fato de ser uma tendência na medição dos números divulgados aos usuários através de informações financeiras, o conservadorismo condicional pode ser impulsionado pelas demandas dos usuários e pelo alinhamento de interesses entre esses usuários e uma gestão firme, além das diferenças entre os países. Ball e Shivakumar (2005) argumentam que as empresas privadas apresentam demonstrações financeiras menos conservadoras porque não têm a mesma demanda de mercado por conservadorismo que as empresas de capital aberto. A demanda dos investidores por informações mais conservadoras está associada ao conservadorismo na melhoria da eficiência dos contratos de remuneração gerencial, que têm sua remuneração atrelada aos lucros para aliviar o problema da agência (Watts, 2003). Outra explicação é que os investidores têm incentivos para preferir lucros mais conservadores porque, dessa forma, seriam menos afetados pela tributação, o que aumentaria o valor empresarial (Zhong & Li, 2017).

A partir da prática contábil, pode-se dizer que as empresas que adotam estratégias fiscais orientadas para diminuir o lucro tributável podem se comportar de forma conservadora para reduzir seus custos fiscais. O incentivo fiscal para a prática da contabilidade conservadora é desejável, particularmente quando vemos uma crescente suspeita de que as grandes empresas estão pagando menos impostos. Além disso, alguns estudos têm demonstrado que a prática de agressividade tributária tem sido recorrente (Martinez, 2017).

2.2 Conservadorismo Contábil e Agressividade Tributária

No contexto brasileiro, há indícios de associação entre a agressividade tributária e as escolhas de evidenciação nos relatórios financeiros. Por exemplo, Ramos e Martinez (2018) afirmam que a agressividade tributária está positivamente associada às reformulações de relatórios financeiros, mostrando que as práticas fiscais influenciam em tais relatórios, aumentando a probabilidade de declarações equivocadas. Esse resultado é consistente com Rodrigues e Martinez (2018), ao acreditarem que as empresas tributariamente agressivas atrasam as

demonstrações financeiras. Além disso, há indícios de que a agressividade tributária está relacionada à menor relevância das informações contábeis para os investidores (Santos et al., 2019).

Em sinergia, Rezende e Nakao (2012) argumentam que a elisão fiscal afeta as escolhas contábeis e mostram que o lucro tributável está negativamente associado ao gerenciamento de resultados. Além disso, a influência da agressividade tributária nos relatórios financeiros pode impactar na avaliação dos auditores e credores sobre o risco das demonstrações financeiras. A agressividade tributária também está relacionada a maiores honorários de auditoria nas empresas abertas brasileiras (Martinez et al., 2014). Essa relação é mais fraca em empresas com mais mecanismos de governança corporativa. Paralelamente, Martinez e Silva (2017) mostram que, quanto maior a agressividade tributária, maior a avaliação de risco pelos credores. Essa evidência, das empresas abertas brasileiras acima citada, implica que o planejamento tributário afeta as escolhas contábeis e as informações financeiras. Essas escolhas podem estar relacionadas a práticas conservadoras porque a agressividade tributária envolve subestimar o lucro tributável.

As empresas têm diferentes incentivos para medir os lucros de forma conservadora, e uma das principais fontes de conservadorismo contábil são os custos políticos associados aos lucros reportados. Watts e Zimmerman (1986) afirmam que, enquanto a renda estiver positivamente relacionada aos custos políticos, as empresas são incentivadas a fazerem escolhas contábeis que levem a menores resultados da empresa. Esse argumento é semelhante às questões tributárias: os impostos das empresas podem resultar em escolhas contábeis conservadoras porque há incentivos para isso, e esses incentivos derivam da ligação entre impostos e lucros contábeis.

Como o lucro tributável e o lucro contábil estão associados, o planejamento tributário corporativo pode incluir decisões que afetem a ambos. Portanto, gestores de empresas rentáveis buscam reduzir o valor presente dos impostos, atrasando o reconhecimento das receitas e acelerando o reconhecimento das despesas. Essas práticas tendem a aumentar o conservadorismo contábil (Watts, 2003). Assim, enquanto o planejamento tributário envolver algum grau de agressividade tributária (ou seja, escolhas de redução de lucro por razões fiscais), a tributação pode impulsionar as práticas de conservadorismo contábil.

Evidências internacionais apontam que a tributação está relacionada ao conservadorismo contábil de várias formas. Kim e Jung (2007) evidenciam que a carga tributária está positivamente associada a práticas conservadoras e que essa relação depende da *book-tax conformity*. Heltzer (2009) mostra que tanto o lucro tributável quanto o lucro

contábil são conservadores. Jiménez-Angueira et al. (2021) evidenciam que o planejamento tributário associado a benefícios fiscais não reconhecidos (*unrecognized tax benefits* – UTBs) aumenta o valor empresarial quando relacionado ao maior conservadorismo contábil. Além disso, Bornemann (2018) documenta que futuros cortes de impostos impulsionam o conservadorismo contábil, acentuadamente em países com maior conformidade contábil-tributária (isto é, há uma associação entre tributação e rendimento).

Hellman (2008) defende uma forte ligação entre contabilidade e tributação em países com sistemas jurídicos de direito civil. Tang (2015), usando uma amostra entre países, mede a *book-tax conformity* e mostra que o Brasil (um dos países de direito civil) tem forte associação entre lucro tributável e lucro contábil (0,60) em comparação com outros países (por exemplo, Estados Unidos da América = 0,38, Reino Unido = 0,49 e Canadá = 0,17). Resultado semelhante é apresentado

em Blaylock et al. (2015), e essa evidência sugere, portanto, que o planejamento tributário está fortemente relacionado com o lucro contábil relatado no contexto brasileiro.

A tributação sobre os lucros pode ser um motivador essencial de aumento do conservadorismo contábil, e a diminuição dos prazos no reconhecimento das perdas pode reduzir os custos fiscais no curto prazo. As empresas que preveem reduções da carga tributária no futuro utilizam o conservadorismo contábil para adiar os lucros sujeitos à tributação para períodos posteriores da redução da carga tributária (Martinez & Cerize, 2020). Dessa forma, a agressividade tributária pode representar um incentivo essencial ao conservadorismo condicional (Martinez et al., 2020). Mediante o exposto, estabelecemos a seguinte hipótese de pesquisa:

H: há uma associação positiva entre agressividade tributária e conservadorismo condicional

3. METODOLOGIA

Para selecionar as empresas que compunham a amostra para os testes deste estudo, utilizaram-se as empresas brasileiras de capital aberto listadas na B3 S.A. – Brasil, Bolsa, Balcão (B3), abrangendo o período de 2010 a 2019. Escolheu-se o período inicial pois, durante 2010 e 2011, vários pronunciamentos do CPC (Comitê de Pronunciamentos Contábeis) foram revisados; dessa forma, a partir de 2011, essas revisões já refletiriam-se nas demonstrações financeiras. Portanto, o período final escolhido foi o mais atual em que as demonstrações financeiras das empresas estiveram disponíveis antes da pandemia da doença coronavírus 2019 (COVID-19). Essa doença afetou todo o planeta e trouxe algumas questões para a economia global. Como essa situação pode ter

causado impactos variados entre diferentes empresas, optou-se por não incluir o ano de 2020 no período.

Todos os dados foram coletados do banco de dados da Economática®. Seguiu-se Martinez e Silva (2018), excluindo empresas financeiras com perdas pré-tributárias e aquelas que não tinham os dados necessários para calcular as variáveis utilizadas nas análises. A Tabela 1 mostra o processo de formação e composição da amostra. O modelo 1 foi utilizado para testar a hipótese da pesquisa no modelo de Basu. O modelo 2 foi utilizado como teste de robustez para validar os resultados sob o modelo de dependência serial de Basu; os resultados compreendem uma amostra maior devido a uma quantidade menor de dados faltantes.

Tabela 1
Número de empresas no estudo

| Descrição | Modelo de amostra 1 | Modelo de amostra 2 |
|---|---------------------|---------------------|
| Nº de empresas coletadas da Economática | 638 | 725 |
| (-) Empresas fechadas | 228 | 276 |
| (-) Bancos | 27 | 28 |
| (-) Empresas de seguros | 5 | 6 |
| (-) Empresa da Bolsa de Valores | 1 | 1 |
| (-) Empresas que fecharam o balanço em datas diferentes de 31 de dezembro | 4 | 0 |
| (-) Dados faltantes | 136 | 49 |
| Nº das empresas utilizadas na amostra | 237 | 365 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

O modelo de Basu é usado para testar a relação entre agressividade tributária e conservadorismo, tradicionalmente aplicado para medir o nível de conservadorismo condicional com uma adaptação para verificar o efeito moderador do nível de agressividade tributária. Esse modelo é amplamente usado para medir o conservadorismo condicional, e sua utilidade para testar fatores determinantes do conservadorismo é analiticamente demonstrada (Ball et al., 2013). Segundo

$$LUCRO_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 RET_{i,t} + \beta_2 NEG_{i,t} + \beta_3 RET_{i,t} \times NEG_{i,t} + \varepsilon \quad 1$$

A variável LUCRO é o lucro antes de itens extraordinários divididos pelo valor de mercado do patrimônio líquido da empresa i no ano t . RET é o retorno das ações dos últimos nove meses do ano e dos três primeiros meses do ano seguinte. Por fim, NEG é uma variável categórica que assume um valor de 1 quando Ret é negativo e 0 caso contrário. Quando o parâmetro β_3 é positivo, os retornos negativos das ações (*proxy*

$$LUCRO_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 RET_{i,t} + \beta_2 NEG_{i,t} + \beta_3 RET_{i,t} \times NEG_{i,t} + \beta_4 AGR_{i,t} + \beta_5 RET_{i,t} \times NEG_{i,t} \times AGR_{i,t} + \beta_6 CONTROLES_{i,t} + \varepsilon \quad 2$$

A variável AGR compreende duas medidas de agressividade tributária: a alíquota efetiva (*effective tax rate* – ETR), que é a métrica mais utilizada para indicar o grau de agressividade tributária, multiplicada por -1 para facilitar a interpretação dos resultados. Outra métrica relevante é a ETR de longo prazo. Essa métrica é atraente em comparação com a ETR GAAP padrão divulgada nas demonstrações financeiras da empresa. Essa métrica dinâmica de agressividade tributária é oportuna para documentar a variação da agressividade tributária, sem a necessidade de focar apenas em um conjunto limitado, estático, de transações de um período único (Chiachio & Martinez, 2019). Foi incluído também um conjunto de variáveis de controle que compreendem tamanho, relação *market-to-book* e alavancagem, seguindo a literatura anterior (Coelho et al., 2019; Demonier et al., 2015; Paulo et al., 2013). Considerou-se o controle para o efeito fixo do setor; no entanto, essa variável é perfeitamente colinear com o efeito fixo por empresa. Por isso, foi adotado o efeito fixo por empresa, pois ele pode controlar uma porção de variáveis não observáveis que os controles por setor não capturariam (estrutura de governança, por exemplo). Entretanto, foi executado um

Basu (1997), o conservadorismo consiste na assimetria entre o reconhecimento de informações econômicas positivas (“boas notícias”) e informações negativas (“más notícias”). Assim, o modelo de Basu utiliza uma variável categórica para captar a assimetria entre lucros contábeis e notícias, onde as informações são medidas por meio de retornos de ações entre divulgação de demonstrações financeiras da seguinte forma:

para más notícias) são absorvidos mais rapidamente pelos lucros. Nesse caso, as empresas são, em média, conservadoras na estimativa de informações contábeis.

O modelo de Basu foi adaptado para determinar se a agressividade tributária está associada ao conservadorismo condicional. Assim, o modelo ajustado testa o efeito da agressividade tributária na estimativa do parâmetro β_3 , testando seu efeito moderador no modelo da seguinte forma:

modelo com controles do setor (não apresentado), e os resultados foram os mesmos.

Uma variável contínua mede a agressividade tributária porque a literatura mencionada sugere um efeito moderador linear (ou seja, quanto maior a agressividade tributária, maior o conservadorismo contábil). Assim sendo, foi utilizada a estrutura modelo descrita como Caso 4 em Baron e Kenny (1986). Além disso, realizou-se uma análise adicional utilizando modelos de agressividade tributária para identificar possíveis efeitos moderadores por etapas. Outras notas sobre tipos de efeitos moderadores são discutidas em Baron e Kenny (1986).

Utilizou-se um segundo modelo, que está altamente presente na pesquisa brasileira (Coelho & Lima, 2007; Queiroz et al., 2020; Santiago et al., 2015), para testar a robustez dos resultados. Basu (1997) desdobra suas conclusões sobre o conservadorismo condicional, afirmando que as perdas reconhecidas são mais propensas a serem revertidas do que lucros reconhecidos, se for necessário um menor grau de verificação para reconhecer perdas em relação aos lucros do ponto de vista conservador. Com base nesse processo, Basu (1997) propõe um modelo de dependência serial da seguinte forma:

$$\Delta LL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D\Delta LL_{i,t-1} + \beta_2 \Delta LL_{i,t-1} + \beta_3 D\Delta LL_{i,t-1} \times \Delta LL_{i,t-1} + \varepsilon \quad 3$$

O LL é calculado como lucro líquido dividido pelo ativo total no início do ano, ΔLL é a variação nos lucros do ano $t-1$ para o ano t , padronizado pelo ativo total no final do ano $t-1$, o $D\Delta LL$ é uma variável categórica que assume um valor de 1 quando ΔLL é negativo e 0 caso

contrário. Quando β_3 é negativo, há maior tendência de reverter as notícias negativas sobre as notícias positivas de lucros (conservadorismo condicional). Esse modelo foi adotado para incluir o efeito da agressividade tributária, como mostrado na equação 4:

$$\Delta LL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D\Delta LL_{i,t-1} + \beta_2 \Delta LL_{i,t-1} + \beta_3 D\Delta LL_{i,t-1} \times \Delta LL_{i,t-1} + \beta_4 AGR_{i,t} + \beta_5 D\Delta LL_{i,t-1} \times \Delta LL_{i,t-1} \times AGR_{i,t}$$

4

em que a AGR compreende a medida ETR de agressividade tributária. Nesse modelo, quando β_5 é negativo, há evidências de que a tendência de reverter as notícias negativas de lucros está positivamente associada à agressividade tributária. Nesse caso, a hipótese da pesquisa é corroborada.

A Tabela 2 resume as informações apresentadas nesta subseção, apontando o nome e as iniciais utilizadas para cada variável utilizada, o método de cálculo e os autores que já utilizaram essa métrica em estudos anteriores.

Tabela 2
Características das principais variáveis

| Variável | Iniciais | Método de cálculo | Autor |
|---|----------|--|---------------------------------------|
| Lucro | LUCRO | Renda antes de itens extraordinários padronizados pelo valor de mercado do patrimônio líquido | Basu (1997) |
| Retornos de ações | RET | Retorno das ações dos últimos nove meses do ano e dos três primeiros meses do ano seguinte | Basu (1997) |
| Dummy para retornos negativos de ações | NEG | Variável categórica que assume um valor de 1 quando Ret é negativo e 0 de outra forma | Basu (1997) |
| Varição do lucro líquido | LL | Varição nos lucros do ano t-1 para o t ano, padronizado pelo total de ativos no final do ano t-1 | Ball e Shivakumar (2005), Basu (1997) |
| Dummy para variação negativa do lucro líquido | DΔLL | Variável categórica que assume valor 1 quando ΔNI é negativo e 0 de outra forma | Ball e Shivakumar (2005), Basu (1997) |
| Agressividade tributária | AGR | (Despesa total de impostos sobre lucro/lucro antes do imposto) × (-1) | Chiachio e Martinez (2019) |
| Agressividade tributária | AGR | ETR médio nos últimos cinco anos multiplicado por -1 | Chiachio e Martinez (2019) |
| Tamanho | TAM | Logaritmo natural do valor de mercado do patrimônio líquido | Khan e Watts (2009) |
| Market-to-book | MTB | Valor de mercado do patrimônio líquido dividido pelo valor contábil do patrimônio líquido | Khan e Watts (2009) |
| Alavancagem | ALAV | Dívida dividida por valor de mercado do patrimônio líquido | Khan e Watts (2009) |

Fonte: Elaborada pelos autores.

4. ANÁLISE E DISCUSSÃO DE RESULTADOS

4.1 Análise dos Resultados

Primeiramente serão apresentadas as estatísticas das variáveis utilizadas para analisar a relação entre conservadorismo e agressividade tributária. A seguir, a Tabela 3 mostra a análise descritiva das variáveis utilizadas no modelo de regressão primária.

Tabela 3
Estatísticas descritivas das variáveis do modelo

| Variável | Mín. | 1º Quartil | Mediana | Média | 3º Quartil | Máx. | Desvio padrão |
|----------------------------|-----------|------------|---------|---------|------------|-------------|---------------|
| Modelo de amostra 1 | | | | | | | |
| LUCRO | -67,7311 | 0,0129 | 0,0599 | -0,2389 | 0,1137 | 15,4012 | 2,8331 |
| RET | -0,9282 | -0,2181 | 0,0141 | 0,0925 | 0,3008 | 6,6667 | 0,5462 |
| NEG | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,4865 | 1,0000 | 1,0000 | 0,5000 |
| AGR | -322,0488 | -0,3299 | -0,2476 | -0,7384 | -0,1323 | 0,0000 | 9,1692 |
| Modelo de amostra 2 | | | | | | | |
| ΔLL | -401,7430 | -0,0260 | 0,0020 | 6,7350 | 0,0240 | 17,444,0000 | 344,0550 |
| DΔLL | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,4318 | 1,0000 | 1,0000 | 0,4954 |
| AGR | -97,6607 | -0,3302 | -0,2430 | -0,4330 | -0,1046 | 0,0000 | 2,7732 |

Tabela 3

Cont.

| Variável | Mín. | 1º Quartil | Mediana | Média | 3º Quartil | Máx. | Desvio padrão |
|------------------|----------|------------|---------|---------|------------|----------|---------------|
| Controles | | | | | | | |
| TAM | 14,1300 | 20,0400 | 21,7200 | 21,3500 | 22,7800 | 26,7300 | 2,1672 |
| MTB | -47,9499 | 0,7877 | 1,5106 | 2,4401 | 2,9320 | 129,2460 | 5,3800 |
| ALAV | 0,0000 | 0,1448 | 0,4548 | 2,1043 | 1,0798 | 267,1186 | 11,0431 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

A média e mediana de RENT e ΔLL (variáveis dependentes de ambos os modelos) são bastante diferentes devido à influência dos *outliers*, como pode ser notado nos mínimos e máximos. Essa observação também ajuda a explicar o maior desvio padrão de algumas variáveis (MTV e LEV). A média do AGR difere substancialmente entre as amostras devido à influência de *outliers* em cada amostra. Essa diferença é perceptível, notando que a mediana não é afetada pelos *outliers*.

A medida de agressividade tributária apresenta-se negativa porque foi multiplicada por -1. A média do ETR, que mede a agressividade tributária, é superior à alíquota estatutária (34%), mas a mediana é menor. Isso indica que a maioria das empresas tem um ETR menor do que a alíquota estatutária, mas poucas empresas com valores de ETR muito altos estão aumentando a média. Além disso, estatísticas descritivas mostram que a maioria das empresas tem boas notícias em ambos os modelos de

amostra. A média da *dummy* de retorno das ações (NEG) mostra que 48,72% (51,28%) dos retornos das ações foram negativos (positivos). A média da *dummy* de variação de lucros (D ΔLL) indica que 43,18% (56,82%) da variação dos lucros foi negativa (positiva).

A Figura 1 é apresentada para comparar o conservadorismo condicional entre os diferentes graus de agressividade tributária. Em primeiro lugar, vale ressaltar o comportamento assimétrico das curvas que representam a relação entre lucros e retornos de ações. Foram identificadas as empresas mais (linhas vermelhas) e menos (linhas azuis) tributariamente agressivas e traçamos suas respectivas curvas assimétricas. A assimetria de notícias de lucros é visualmente mais pronunciada em empresas tributariamente agressivas. Quanto maior a assimetria entre linhas da mesma cor, mais sensíveis são os lucros sobre as boas notícias, indicando um maior grau de conservadorismo.

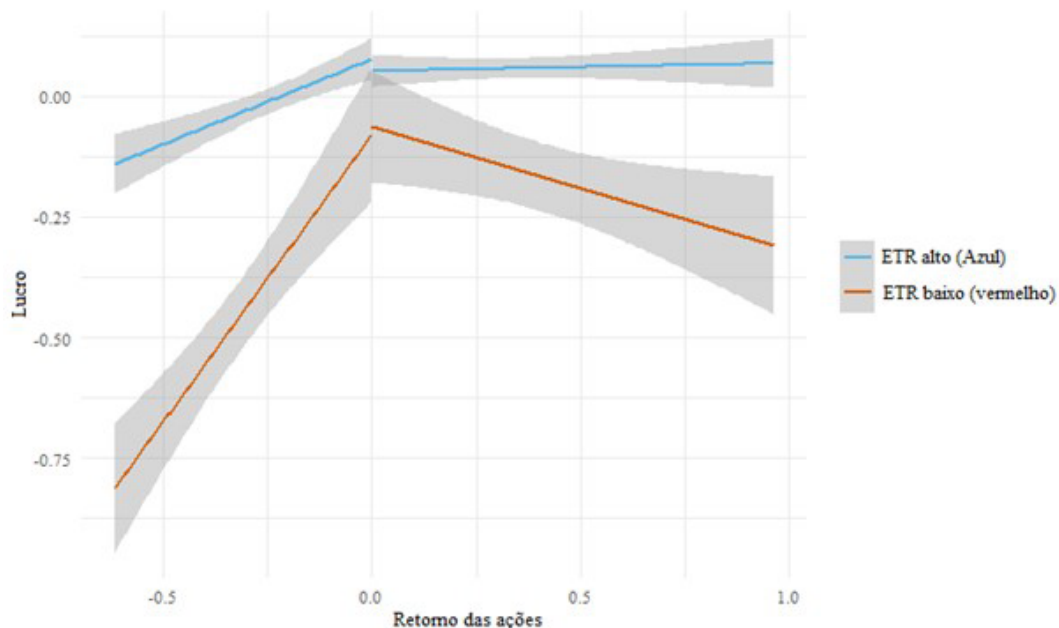


Figura 1 Lucros versus retorno das ações por níveis de agressividade tributária no Brasil

Nota: Figura adaptada de Basu (1997), controlando tanto para altas quanto baixas alíquotas efetivas (ETRs) mostra a relação assimétrica entre lucros e retornos de ações (uma proxy para boas ou más notícias).

Fonte: Elaborada pelos autores.

A equação 2 foi usada para testar os efeitos da agressividade tributária no conservadorismo condicional. Foram estimados os parâmetros de regressão controlada por efeitos fixos de empresa e ano, os testes para a homoscedasticidade, a autocorrelação sem série e a suposição de independência transversal para examinar se os erros padrão convencionais poderiam ser usados para efetuar

inferências precisas. O teste de normalidade indica que os resíduos não têm distribuição normal. No entanto, com base no teorema do limite central, uma distribuição amostral maior (mais de 30) tende a ser normal, independentemente da distribuição populacional, sendo mais evidente à medida que a contagem de amostras aumenta. Os testes diagnósticos são apresentados na Tabela 4.

Tabela 4

Testando as suposições de regressão linear

| Teste | Hipótese nula | Valor-P | | |
|----------------------------|---------------------------|----------------|--------------------|----------------|
| | | Modelo 1 (ETR) | Modelo 1 (ETRLONG) | Modelo 2 (ETR) |
| Breusch-Pagan tudentizado | Homoscedasticidade | 0,0317** | 0,0000*** | 0,0000*** |
| Breusch-Godfrey/Wooldridge | Autocorrelação não-serial | 0,0000*** | 0,0004*** | 0,0000*** |
| Pesaran CD | Independência transversal | 0,0000*** | 0,0000*** | 0,8439 |
| Teste de Shapiro | Normalidade | 0,0000*** | 0,0000*** | 0,0000*** |

***, **, * = significativo no nível de 1, 5 e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Também testou-se a multicolinearidade nas variáveis de cada modelo através do fator de inflação da variância (*variance inflator factor* – VIF), e os resultados são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5

Fator de inflação da variância (*variance inflator factor* – VIF)

| Variáveis | VIF | | |
|-------------------------------|----------------|--------------------|----------------|
| | Modelo 1 (ETR) | Modelo 1 (ETRLONG) | Modelo 2 (ETR) |
| RET | 3,74448 | 3,64912 | – |
| NEG | 2,79673 | 2,75306 | – |
| RET*NEG | 4,48507 | 5,61034 | – |
| AGR | 1,73194 | 1,66619 | – |
| RET*NEG*AGR | 2,92766 | 3,95424 | – |
| TAM | 1,25754 | 1,31842 | – |
| MTB | 1,02975 | 1,06368 | – |
| ALAV | 1,10171 | 1,16403 | – |
| Δ LL | – | – | 3,39120 |
| D Δ LL | – | – | 1,76570 |
| Δ NI*D Δ LL | – | – | 3,39642 |
| AGR | – | – | 1,39846 |
| Δ LL*D Δ LL*AGR | – | – | 1,68351 |

Fonte: Elaborada pelos autores.

Como pode ser visto na Tabela 5, com exceção de RET*NEG na segunda coluna, nenhum dos fatores está acima de 5, indicando que a multicolinearidade não é um problema para o teste de inferência. RET*NEG encontra-se acima de 5, mas os termos de interação tendem a apresentar VIF elevado e uma ilusão de multicolinearidade que não implica em nenhum problema relacionado às inferências (Disatnik & Silva, 2016).

Os erros padrões foram tratados para corrigir os efeitos das violações de suposição apresentadas na Tabela 4.

Também foi realizada uma winsorização para lidar com *outliers* altamente influentes que poderiam afetar significativamente os resultados estatísticos. Análises descritivas das variáveis antes e depois da winsorização são apresentadas no Apêndice A. Os parâmetros estimados são mostrados na Tabela 6. Além disso, o ETR e o ETR de longo prazo foram utilizados como métricas de agressividade tributária, alertando para o fato de que a variável de longo prazo exigia mais observações para sua estimativa e a redução do número de observações na análise.

Tabela 6
Modelo de Basu para agressividade tributária

| Variáveis | AGR = ETR × (-1) | | | | AGR = ETRLONG × (-1) | | | | |
|---|------------------|-----------|---------|-----------|----------------------|-----------|-----------|-----------|--|
| | Coef. | Valor-P | Coef. | Valor-P | Coef. | Valor-P | Coef. | Valor-P | |
| RET | -0,0185 | 0,7262 | -0,0182 | 0,6901 | 0,0715 | 0,0009*** | 0,0454 | 0,0159** | |
| NEG | -0,0089 | 0,7741 | -0,0194 | 0,3358 | 0,0237 | 0,2698 | 0,0291 | 0,1475 | |
| RET × NEG | 0,3423 | 0,0089*** | 0,0804 | 0,3377 | 0,0469 | 0,5294 | -0,0592 | 0,4278 | |
| AGR | -0,2779 | 0,0022*** | -0,3067 | 0,0028*** | -0,2199 | 0,0045*** | -0,1939 | 0,0285** | |
| RET × NEG × AGR | 0,5219 | 0,0035*** | 0,3128 | 0,0102** | 0,0443 | 0,8726 | -0,0404 | 0,8253 | |
| TAM | – | – | 0,1855 | 0,0000*** | – | – | 0,1727834 | 0,0000*** | |
| MTV | – | – | 0,0014 | 0,1918 | – | – | 0,0013452 | 0,4961 | |
| ALAV | – | – | -0,0051 | 0,0542* | – | – | -0,011003 | 0,0091*** | |
| R ² | | 0,0426 | | 0,1590 | | 0,0094 | | 0,1222 | |
| Estatística-F (Valor-P) | | 0,0000 | | 0,0000 | | 0,1152 | | 0,0000 | |
| Teste conjunto F ($\beta_3 + \beta_5 = 0$) | | 0,1738 | | 0,0348 | | 0,9910 | | 0,7436 | |
| Teste-F ($\beta_1 + \beta_3 + \beta_5 = 0$) | | 0,1431 | | 0,0263 | | 0,9263 | | 0,8937 | |
| Efeito fixo (Empresa) | | Sim | | Sim | | Sim | | Sim | |
| Efeito fixo (Período) | | Sim | | Sim | | Sim | | Sim | |
| Obs. | | 1443 | | | | | 1175 | | |

Nota: Com exceção da variável NEG, todas as outras variáveis foram winsorizadas em 5% para lidar com o efeito de outliers. Os erros padrão são robustos à heterocedasticidade, autocorrelação serial e dependência transversal.

***, **, * = significativo no nível de 1, 5 e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Na análise dos resultados apresentados na Tabela 6, a variável RET*NEG evidencia o conservadorismo contábil quando se trata de más notícias – considerando o coeficiente positivo e significativo. Esse resultado ilustra a pontualidade diferencial das más *versus* boas notícias. No entanto, o resultado não mostra o mesmo padrão quando a variável dinâmica de agressividade à longo prazo é utilizada. Ademais, depois de controlar o tamanho, a relação *market-to-book* e a alavancagem, o parâmetro RET*NEG não é significativo.

Quando a variável RET*NEG*AGR é avaliada, nota-se que seu coeficiente é positivo, indicando que as empresas tributariamente agressivas apresentam maior cronograma diferencial de má *versus* boa notícia. Esse achado confirma a hipótese de pesquisa de que a agressividade tributária está positivamente associada ao conservadorismo condicional. Os resultados no nível de ETR de longo prazo não foram significativos, conflitantes com a hipótese de pesquisa. A dimensão contemporânea do conservadorismo condicional pode explicar o resultado conflitante ao analisar a agressividade tributária em uma perspectiva de longo prazo.

Também realizou-se um teste conjunto F com os efeitos moderadores no modelo. Foi testado se a soma dos coeficientes dos termos de interação são iguais a

0, que é a hipótese nula. Sem controlar o TAM, MTB e ALAV, o teste conjunto F indica que o conservadorismo condicional não está presente na amostra geral ($\beta_3 + \beta_5$; $p > 0,05$). No entanto, após o controle das variáveis acima mencionadas, o conservadorismo condicional está presente em todos os níveis de agressividade tributária ($\beta_3 + \beta_5$; $p < 0,05$). Da mesma forma, o segundo teste conjunto F indica que o conservadorismo condicional só aumenta com a agressividade tributária após o controle de TAM, MTB e ALAV ($\beta_1 + \beta_3 + \beta_5$; $p < 0,05$). Todos os testes conjuntos de F não são significativos para a medida de longo prazo da agressividade tributária, concordando com os resultados dos termos isolados de interação. A partir disso, foi analisado o perfil de agressividade tributária com mais detalhes e como ele se relaciona com o grau de conservadorismo estimado pelo modelo de Basu.

Na Tabela 7, foram apresentados variáveis binárias para controle de diferentes níveis de agressividade tributária, com foco em especial nas empresas que possuem um nível mais acentuado de agressividade tributária, respectivamente, abaixo do primeiro quartil na distribuição ETR, abaixo da mediana do ETR (0,2476), e com um ETR de 34%.

As variáveis de interesse para verificar como a agressividade tributária influencia a relação são as variáveis

de interação $RET \times NEG \times Agr_Dum$. A partir da apreciação das estatísticas, essas variáveis nos três casos examinados mostraram-se significativas. A interpretação é que, no grupo de empresas tributariamente agressiva, o reconhecimento mais oportuno de más notícias sobre boas notícias é mais

pronunciado do que no grupo de empresas não agressivas. Esses resultados bem documentaram o que já era evidente na Figura 1. Quando enfrentaram-se empresas com maior perfil de agressividade tributária, o grau de conservadorismo condicional é significativamente aumentado.

Tabela 7

Modelo de Basu com variáveis dummy para agressividade tributária

| Variáveis | (Dummy = 1 para ETR < 1º Quar) | | | | (Dummy = 1 para ETR < Mediana) | | | | (Dummy = 1 para ETR < 34%) | | | |
|-------------------------|--------------------------------|--------|---------|-----------|--------------------------------|--------|---------|-----------|----------------------------|--------|---------|-----------|
| | Coef. | DP | t | valor-P | Coef. | DP | t | valor-P | Coef. | DP | t | valor-P |
| RET | -0,0311 | 0,0538 | -0,5777 | 0,5636 | -0,0283 | 0,0562 | -0,5039 | 0,6144 | -0,0272 | 0,0568 | -0,4798 | 0,6315 |
| DM | -0,0101 | 0,0298 | -0,3391 | 0,7346 | -0,0139 | 0,0339 | -0,4099 | 0,6819 | -0,0083 | 0,0290 | -0,2874 | 0,7739 |
| RET × NEG | 0,1043 | 0,0946 | 1,1033 | 0,2701 | 0,0525 | 0,0955 | 0,5496 | 0,5827 | -0,1454 | 0,1473 | -0,9869 | 0,3239 |
| ETR | -0,2030 | 0,0684 | -2,9674 | 0,0031*** | -0,0513 | 0,0293 | -1,7507 | 0,0803* | -0,0418 | 0,0331 | -1,2611 | 0,2075 |
| RET × NEG × AGR_DUM | 0,2489 | 0,1416 | 1,7581 | 0,0790* | 0,2876 | 0,0991 | 2,9020 | 0,0038*** | 0,4893 | 0,1846 | 2,6499 | 0,0082*** |
| R ² | | | 0,0544 | | | | 0,0196 | | | | 0,0292 | |
| Estatística-F (valor-P) | | | 0,0000 | | | | 0,0002 | | | | 0,0000 | |
| Fixo (Empresa) | | | Sim | | | | Sim | | | | Sim | |
| Efeito fixado (Período) | | | Sim | | | | Sim | | | | Sim | |
| Obs. | | | 1.443 | | | | 1.443 | | | | 1.443 | |

Nota: Os erros padrão são robustos à heterocedasticidade, autocorrelação serial e dependência transversal.

DP = desvio padrão.

***, **, * = significativo no nível de 1, 5 e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

Os modelos analisados corroboram a hipótese de que haverá uma tendência para um maior conservadorismo condicional, tipicamente definido pela perda proveniente do *impairment* do *goodwill*, perda proveniente de *impairment* de ativos de longo prazo e estoque registrado a um custo menor para empresas tributariamente agressivas. Os resultados

são altamente reveladores e identificam um possível determinante do grau de conservadorismo contábil de uma empresa, ou seja, seu grau de agressividade tributária.

Testou-se a robustez dos resultados através de dependência serial no modelo de Basu e foi encontrado o seguinte resultado, como mostrado na Tabela 8.

Tabela 8

Modelo de dependência serial basu com agressividade tributária

| Variáveis | AGR = ETR × (-1) | | | |
|-------------------------|------------------|--------|---------|---------------|
| | Coef. | DP | t | valor-P |
| ΔLL | -0,2280 | 0,0681 | -3,3498 | 0,0008 *** |
| DΔLL | -0,0065 | 0,0033 | -1,9596 | 0,0502 * |
| ΔLL × DΔLL | -0,1454 | 0,1184 | -1,2277 | 0,2197 |
| AGR | 0,0046 | 0,0124 | 0,3697 | 0,7117 *** |
| ΔLL × DΔLL × AGR | -0,5300 | 0,1770 | -1,9104 | 0,0562 * |
| R ² | 0,0728 | | | |
| Estatística F (Valor-P) | 0,0000 | | | |
| Efeito fixo (empresa) | Sim | | | |

Tabela 8

Cont.

| Variáveis | AGR = ETR × (-1) | | | |
|-----------------------|------------------|----|---|---------|
| | Coef. | DP | t | valor-P |
| Efeito fixo (período) | Sim | | | |
| Obs. | 2.573 | | | |

Nota: Com exceção da variável $D\Delta NI$, todas as outras variáveis foram winsorizadas em 5% para lidar com o efeito de outliers. Os erros padrão são robustos à heterocedasticidade e à correção automática em série.

DP = desvio padrão.

***, **, * = significativo no nível de 1, 5 e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelos autores.

A Tabela 8 apresenta a estimativa da equação 4. O modelo de dependência serial captura a tendência de reversão quando a variação de resultados anterior indica uma notícia de resultados negativos. Assim, o coeficiente associado ao $\Delta LL \times D\Delta LL$, quando negativo, sugere que os resultados negativos tendem a se reverter nos períodos subsequentes. Na amostra, esse coeficiente não é estatisticamente significativo, implicando que não há conservadorismo condicional na amostra geral após o controle da agressividade tributária.

Interagiu-se a agressividade tributária com $\Delta LL \times D\Delta LL$ para testar o efeito moderador da agressividade tributária no conservadorismo condicional. Assim, o coeficiente associado ao $\Delta LL \times D\Delta LL \times AGR$ testa a hipótese de pesquisa. Esse coeficiente é negativo e estatisticamente significativo, confirmando a hipótese de que a agressividade tributária está positivamente associada ao conservadorismo condicional. O coeficiente negativo implica que, quanto maior a agressividade tributária, maior a tendência de reversão de notícias negativas sobre as notícias positivas sobre os resultados positivos.

4.2 Discussão

A literatura anterior documentou uma associação entre os custos fiscais e uma forma incondicional de conservadorismo ao invés do conservadorismo condicional (Kim & Jung, 2007; Qiang, 2007). Argumenta-se que a maioria das escolhas contábeis que produzam conservadorismo condicional nas demonstrações financeiras não são dedutíveis para fins fiscais (por exemplo, *impairment* de ativos). No entanto, mostrou-se que há uma associação positiva entre conservadorismo condicional e agressividade tributária no contexto brasileiro, o que pode estar associado a duas explicações principais.

Em primeiro lugar, as conhecidas escolhas contábeis que levam ao conservadorismo condicional (por exemplo, perdas por *impairment*) não são as únicas maneiras de permitir o conservadorismo condicional. Além disso, pesquisas internacionais demonstram que o grau global

de reconhecimento de perdas oportunas no Brasil é baixo (Ball et al., 2008). Se a prática do conservadorismo condicional no Brasil vem de alternativas para diminuição de impostos ao reduzir os lucros, o planejamento tributário poderia afetar o grau de conservadorismo condicional em relatórios financeiros (Qiang, 2007).

Em segundo lugar, o conservadorismo condicional é consequência do reconhecimento de notícias através do sistema contábil (Basu, 1997). Assim, as empresas poderiam responder a notícias da mesma forma no sistema contábil e no planejamento tributário. Hanlon e Slemrod (2009) documentam que o mercado pode perceber a agressividade tributária corporativa como uma má notícia. As empresas conservadoras condicionais reconheceriam essa má notícia em tempo hábil, o que explicaria os resultados desta pesquisa. Esse achado é consistente com Heltzer (2009), que mostra que o lucro tributável é conservador, bem como o lucro contábil, e Jiménez-Angueira et al. (2021), que encontram que o planejamento tributário que vem das UTBs afeta o valor das empresas através de seu efeito sobre as práticas conservadoras.

A literatura anterior documentou algumas consequências da agressividade tributária na demonstrações financeiras no contexto brasileiro (Ramos & Martinez, 2018; Rodrigues & Martinez, 2018; Santos et al., 2019). A maioria dessas evidências sugere que práticas tributárias agressivas estão associadas à má qualidade dos relatórios financeiros. Ramos e Martinez (2018) acham que a agressividade tributária aumenta a probabilidade de reformulações. Rodrigues e Martinez (2018) mostram que empresas tributariamente mais agressivas demoram mais para reportar lucros. No entanto, a evidência desta pesquisa amplia essa literatura mostrando uma perspectiva diferente. Considerando o conservadorismo condicional como indicativo de relatórios financeiros de alta qualidade (Iatridis, 2011), foi evidenciado um benefício da prática de agressividade tributária para informações contábeis. Por outro lado, considerando o conservadorismo condicional como um bem que diminui a utilidade dos lucros em matéria de avaliação (Ruch & Taylor, 2015), os resultados

são consistentes com Santos et al. (2019), que demonstram que as empresas tributariamente agressivas fornecem informações menos relevantes em termos de valor.

No entanto, a segunda medida de agressividade tributária (ETR de longo prazo) não confirmou a hipótese de pesquisa. O ETR de longo prazo captura a agressividade

tributária em uma perspectiva de longo prazo, enquanto o conservadorismo condicional é resultado de respostas dos lucros às notícias contemporâneas (Basu, 1997; Beaver & Ryan, 2005). Portanto, esse achado indica que a relação entre conservadorismo condicional e agressividade tributária está presente apenas numa perspectiva contemporânea.

5. CONCLUSÃO

O conservadorismo é definido como a escolha de políticas contábeis que resultam na atenuação do valor contábil dos ativos líquidos em relação ao seu valor de mercado (Beaver & Ryan, 2005). O conservadorismo tenta escolher entre métodos contábeis aceitos para reconhecimento mais lento de receitas e antecipação do reconhecimento de despesas, diminuindo o valor contábil dos ativos e aumentando o valor contábil do passivo. É inegável que o conservadorismo sempre tenha sido um dos temas favoritos de discussão na academia internacional de contabilidade. E, no Brasil, não seria diferente.

Neste artigo, o conservadorismo contábil foi revisado enfatizando diversos estudos de destaque que têm examinado o conservadorismo contábil no Brasil, tanto em relação aos seus determinantes quanto aos efeitos. A literatura ampliou-se significativamente, e contribuições substanciais foram documentadas. No entanto, foi encontrada uma lacuna na discussão do conservadorismo contábil e sua interface com o perfil de agressividade tributária. Assim, esta pesquisa contribui para esse inexplorado ponto específico, estabelecendo relação entre a escolha contábil do conservativismo e as práticas de elisão fiscal.

Os achados da pesquisa mostram uma relação positiva entre agressividade tributária e conservadorismo condicional, confirmando a hipótese estabelecida. Esse resultado implica que o planejamento tributário esteja relacionado às demonstrações financeiras e que as decisões sobre o lucro tributável não estão desconectadas do lucro contábil, como seria de se esperar em uma visão de neutralidade. Os resultados desafiam a perspectiva

de neutralidade estabelecida na Lei n. 11.638, de 28 de dezembro de 2007, ampliando a literatura sobre as consequências da agressividade tributária e os determinantes do conservadorismo condicional no contexto brasileiro. Eles também são relevantes para os usuários de relatórios financeiros que buscam avaliar o impacto do planejamento tributário sobre as propriedades de relatórios financeiros e melhorar a sua capacidade na comparação entre lucros de diferentes empresas, avaliando melhor o desempenho empresarial.

Esta investigação apresentou como limitação a dificuldade de acesso ao banco de dados e as restrições do modelo de Basu, que permite medir o conservadorismo condicional. Novas métricas de agressividade tributária poderiam ser utilizadas além do ETR, possivelmente dando mais robustez aos resultados, particularmente medidas que contemplam diferentes tipos de métricas ETR, como adotado no estudo de Chiachio e Martinez (2019).

Pesquisas futuras deverão avançar na análise da relação entre tributação e conservadorismo contábil. Recomenda-se que a natureza do conservadorismo condicional e dos impostos seja apreciada com mais detalhes. A prática contábil indica que as empresas brasileiras preferem amortização do *goodwill*, perda por *impairment* de ativos de longa duração e estoque registrado pelo menor valor entre o custo e o valor de mercado. O tratamento tributário excêntrico de provisões e de passivos contingentes também pode ser uma justificativa conservadora. É necessário explorar os incentivos que podem estimular uma motivação fiscal para reduzir os lucros financeiros, apesar dos efeitos presumivelmente adversos no mercado financeiro.

REFERÊNCIAS

- Almeida, J. C. G. de, Scalzer, R. S., & Costa, F. M. da (2008). Níveis diferenciados de governança corporativa e grau de conservadorismo: estudo empírico em companhias abertas listadas na Bovespa. *Revista de Contabilidade e Organizações*, 2(2), 118-131. <https://doi.org/10.11606/rco.v2i2.34709>
- Alves, J. S., & Martinez, A. L. (2014). Efeitos da adoção das IFRS no conservadorismo contábil das sociedades de grande porte. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 7(2), 224-243. <http://dx.doi.org/10.14392/asaa.2014070203>
- Ball, R., & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: Comparative loss recognition timeliness. *Journal*

- of Accounting and Economics, 39(1), 83-128. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2004.04.001>
- Ball, R., Kothari, S. P., & Nikolaev, V. V. (2013). Econometrics of the Basu asymmetric timeliness coefficient and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51(5), 1071-1097. <https://doi.org/10.1111/1475-679X.12026>
- Ball, R., Kothari, S. P., & Robin, A. (2000). The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 29(1), 1-51. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(00\)00012-4](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(00)00012-4)
- Ball, R., Robin, A., & Sadka, G. (2008). Is financial reporting shaped by equity markets or by debt markets? An international study of timeliness and conservatism. *Review of Accounting Studies*, 13(2-3), 168-205. <http://dx.doi.org/10.1007/s11142-007-9064-x>
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics, Properties of Accounting Earnings*, 24(1), 3-37. [https://doi.org/10.1016/S0165-4101\(97\)00014-1](https://doi.org/10.1016/S0165-4101(97)00014-1)
- Beaver, W. H., & Ryan, S. G. (2005). Conditional and unconditional conservatism: Concepts and modeling. *Review of Accounting Studies*, 10(2), 269-309. <http://dx.doi.org/10.1007/s11142-005-1532-6>
- Blaylock, B., Gaertner, F., & Shevlin, T. (2015). The association between book-tax conformity and earnings management. *Review of Accounting Studies*, 20(1), 141-172. <https://doi.org/10.1007/s11142-014-9291-x>
- Bornemann, T. (2018). Tax avoidance and accounting conservatism. *WU International Taxation Research Paper Series 4*. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3114054>
- Brown, W. D., He, H., & Teitel, K. (2006). Conditional conservatism and the value relevance of accounting earnings: An international study. *European Accounting Review*, 15(4), 605-626. <https://doi.org/10.1080/09638180601102198>
- Campos, G. M., Sarlo, A., Neto, & Almeida, J. E. F. (2010). A influência da tributação no grau de conservadorismo das empresas. *Sociedade, Contabilidade e Gestão*, 5(2), 39-51. https://doi.org/10.21446/scg_ufrj.v5i2.13201
- Chiachio, V. F. O., & Martinez, A. L. (2019). Efeitos do modelo de Fleuriet e índices de liquidez na agressividade tributária. *Revista de Administração Contemporânea*, 23(2), 160-181. <https://doi.org/10.1590/1982-7849rac2019180234>
- Coelho, A. C. D., & Lima, I. S. (2013). Segmentos de governança Bovespa: diferenças nos graus de conservadorismo condicional na divulgação de resultados contábeis. *ASAA-Advances in Scientific and Applied Accounting*, 1(1), 17-32.
- Coelho, A. C. D., Cia, J. N. de S., & Lima, I. S. (2010). Conservadorismo condicional na divulgação de lucros em companhias abertas brasileiras: diferenças entre emissoras e não emissoras de ADR'S e sistemas contábeis. *Revista de Administração Mackenzie*, 11(1). <https://doi.org/10.1590/S1678-69712010000100006>
- Coelho, A. C., & Lima, I. S. (2007). Information quality and conservatism in accounting earnings published in Brazil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 18(45), 38-49. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772007000400004>
- Coelho, W. E., Nascimento, E. M., & Valadares, J. P. D. A. (2019). O impacto das restrições financeiras na prática do conservadorismo contábil: um estudo de 2012 a 2016. *Revista Mineira de Contabilidade*, 20(1), 19-33. <https://doi.org/10.21714/2446-9114RMC2019v20n1t02>
- Costa, R. A. D., Costa, F. M. D., Baptista, É. C. S., & Antunes, G. A. (2010). O impacto da regulação no conservadorismo das empresas brasileiras listadas na BM&FBOVESPA. *Journal of Accounting, Management and Governance*, 12(3).
- Degenhart, L., Beckhauser, S. P. R., & Klann, R. C. (2018). Remuneração de executivos e conservadorismo condicional de empresas brasileiras. *Revista Contabilidade, Gestão e Governança*, 21(2), 160-177. https://doi.org/10.51341/1984-3925_2018v21n2a1
- Demonier, G. B., Almeida, J. E. F. de, & Bortolon, P. M. (2015). O impacto das restrições financeiras na prática do conservadorismo contábil. *Revista Brasileira de Gestão de Negócios-RBGN*, 17(57), 1264-1278. <https://doi.org/10.21714/2446-9114RMC2019v20n1t02>
- Disatnik, D., & Sivan, L. (2016). The multicollinearity illusion in moderated regression analysis. *Marketing Letters*, 27(2), 403-408. <https://doi.org/10.1007/s11002-014-9339-5>
- Duarte, J. M. S., Almeida Lima, L. V. de, Paulo, E., & Mota, R. H. G. (2019). Efeitos do conservadorismo condicional decorrente da crise econômica sobre o investimento das companhias abertas brasileiras. *Revista Catarinense da Ciência Contábil*, 18, 1-14. <https://doi.org/10.16930/2237-766220192774>
- García Lara, J. M., García Osma, B., & Penalva, F. (2009a). Accounting conservatism and corporate governance. *Review of Accounting Studies*, 14(1), 161-201. <https://doi.org/10.1007/s11142-007-9060-1>
- García Lara, J. M., García Osma, B., & Penalva, F. (2009b). The economic determinants of conditional conservatism. *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(3-4), 336-372. <https://doi.org/10.1111/j.1468-5957.2008.02122.x>
- García Lara, J. M., García Osma, B., & Penalva, F. (2011). Conditional conservatism and cost of capital. *Review of Accounting Studies*, 16(2), 247-271. <http://dx.doi.org/10.1007/s11142-010-9133-4>
- García Lara, J. M., García Osma, B., & Penalva, F. (2014). Information consequences of accounting conservatism. *European Accounting Review*, 23(2), 173-198. <https://doi.org/10.1080/09638180.2014.882263>
- García Lara, J. M., Torres, J. A. R., & Veira, P. J. V. (2008). Conservatism of earnings reported under International Accounting Standards: A comparative study. *Spanish Journal of Finance and Accounting/Revista Española de Financiación y Contabilidad*, 37(138), 197-210. <https://doi.org/10.1080/02102412.2008.10779642>

- Gloria, H. S., & Costa, F. M. da (2018). A relação entre conservadorismo contábil e sustentabilidade: uma análise das companhias listadas na BM&FBovespa. *ConTexto*, 18(38).
- Hanlon, M., & Slemrod, J. (2009). What does tax aggressiveness signal? Evidence from stock price reactions to news about tax shelter involvement. *Journal of Public Economics*, 93(1-2), 126-141. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.975252>
- Hellman, N. (2008). Accounting conservatism under IFRS. *Accounting in Europe*, 5(2), 71-100. <https://doi.org/10.1080/17449480802510492>
- Heltzer, W. (2009). Conservatism and book-tax differences. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 24(3), 469-504. <https://doi.org/10.1177/0148558X0902400307>
- Iatridis, G. E. (2011). Accounting disclosures, accounting quality and conditional and unconditional conservatism. *International Review of Financial Analysis*, 20(2), 88-102. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2011.02.013>
- Jiménez-Angueira, C. E., Nwaeze, E., & Park, S. J. (2021). The effect of conservative financial reporting and tax aggressiveness on the market valuation of unrecognized tax benefits. *Asian Review of Accounting*, 29(2), 150-172. <https://doi.org/10.1108/ARA-07-2020-0111>
- Khan, M., & Watts, R. L. (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), 132-150. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2009.08.002>
- Kim, B., & Jung, K. (2007). *The influence of tax costs on accounting conservatism* [Working Paper]. KAIST College of Business.
- Law 11.638, of December 28, 2007. (2007, December 28). Altera e revoga dispositivos da Lei nº 6.404, de 15 de dezembro de 1976, e da Lei nº 6.385, de 7 de dezembro de 1976, e estende às sociedades de grande porte disposições relativas à elaboração e divulgação de demonstrações financeiras. http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2007-2010/2007/lei/l11638.htm
- Li, X. (2015). Accounting conservatism and the cost of capital: An international analysis. *Journal of Business Finance & Accounting*, 42(5-6), 555-582. <https://doi.org/10.1111/jbfa.12121>
- Marques, L., Gonçalves, M., & Klann, R. C. (2017). Conservadorismo contábil: uma comparação entre setores. *Revista Contabilidade e Controladoria*, 9(3), 129-142. <http://dx.doi.org/10.5380/rcc.v9i3.51123>
- Martinez, A. L. (2017). Agressividade tributária: um survey da literatura. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 11[número especial], 106-124. <https://doi.org/10.17524/repec.v11i0.1724>
- Martinez, A. L., & Cerize, N. M. F. (2020). A Influência da estrutura de controle na agressividade tributária corporativa. *Enfoque Reflexão Contábil*, 39(2), 153-163. <https://doi.org/10.4025/enfoque.v39i2.43978>
- Martinez, A. L., & da Silva, R. F. (2017). Agressividade fiscal e o custo de capital de terceiros no Brasil. *Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade*, 7(1), 240-251. <https://doi.org/10.18028/rgfc.v7i1.2904>
- Martinez, A. L., & Silva, R. (2018). Restrição financeira e agressividade fiscal nas empresas brasileiras de capital aberto. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 11(3), 448-463. <http://orcid.org/0000-0003-3746-8945>
- Martinez, A. L., Lessa, R. C., & Moraes, A. J. (2014). Remuneração dos auditores perante a agressividade tributária e governança corporativa no Brasil. *Revista Contabilidade e Controladoria*, 6(3), 8-18. <http://dx.doi.org/10.5380/rcc.v6i3.34593>
- Martinez, A. L., Telles, H. S., & Chiachio, V. (2020). Corporate electoral donations and tax aggressiveness. *RAUSP Management Journal*, 55(3), 325-333. <https://doi.org/10.1108/RAUSP-01-2019-0012>
- Melo, I. I. S. L. de; Cavalcante, P. R. N., & Paulo, E. (2013). Relação entre qualidade da auditoria e conservadorismo contábil nas empresas brasileiras. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade (REPeC)*, 7(3), 305-327. <https://doi.org/10.17524/repec.v7i3.984>
- Moreira, R. de L., Colauto, R. D., & Amaral, H. F. (2010). Conservadorismo condicional: estudo a partir de variáveis econômicas. *Revista Contabilidade & Finanças*, 21(54), 64-84. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772010000300006>
- Paulo, E., Antunes, M. T. P., & Formigoni, H. (2008). Conservadorismo contábil nas companhias abertas e fechadas brasileiras. *Revista de Administração de Empresas*, 48(3), 46-60. <https://doi.org/10.1590/S0034-75902008000300005>
- Paulo, I. I. S. L. M., Cavalcante, P. R. N., & Paulo, E. (2013). Relação entre qualidade da auditoria e conservadorismo contábil nas empresas brasileiras. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade (REPeC)*, 7(3), 305-327. <https://doi.org/10.17524/repec.v7i3.984>
- Qiang, X. (2007). The effects of contracting, litigation, regulation, and tax costs on conditional and unconditional conservatism: Cross-sectional evidence at the firm level. *The Accounting Review*, 82(3), 759-796. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.927090>
- Queiroz, J. M., Rodrigues, A., da Silva Macedo, M. A., & Szuster, N. (2020). Análise dos efeitos dos instrumentos financeiros no conservadorismo contábil em bancos brasileiros. *Revista Contemporânea de Contabilidade*, 17(44), 3-16. <https://doi.org/10.5007/2175-8069.2020v17n44p3>
- Ramos, M. C., & Martinez, A. L. (2018). Agressividade tributária e o refazimento das demonstrações financeiras nas empresas brasileiras listadas na B3. *Pensar Contábil*, 20(72), 4-15.
- Rezende, G. P., & Nakao, S. H. (2012). Gerenciamento de resultados e a relação com o lucro tributável das empresas brasileiras de capital aberto. *Revista Universo Contábil*, 8(1), 6-21. <http://dx.doi.org/10.4270/ruc.20128>
- Rodrigues, M. A., & Martinez, A. L. (2018). Demora na publicação das demonstrações contábeis e a agressividade fiscal. *Pensar Contábil*, 20(71), 14-23.
- Ruch, G. W., & Taylor, G. (2015). Accounting conservatism: A review of the literature. *Journal of Accounting Literature*, 34, 17-38. <https://doi.org/10.1016/j.acclit.2015.02.001>
- Sampaio, T. C. Q., Coelho, A. C., & Holanda, A. P. (2015). Adoção de conservadorismo nos lucros em períodos de crise financeira: evidências no Brasil. *Enfoque: Reflexão Contábil*, 34(1), 71-86. <https://doi.org/10.4025/enfoque.v34i1.24922>

- Santiago, J. S., Cavalcante, P. R. N., & Paulo, E. (2015). Análise da persistência e conservadorismo no processo de convergência internacional nas empresas de capital aberto do setor de construção no Brasil. *Revista Universo Contábil*, 11(2), 174-195. <https://dx.doi.org/10.4270/ruc.2015217>
- Santos, D. C. D., Guimarães, G. O. M., & Macedo, M. A. D. S. (2019). Gerenciamento tributário e qualidade da informação contábil: análise do impacto da agressividade tributária na capacidade informacional do lucro para o mercado brasileiro de capitais. *Pensar Contábil*, 21(74), 3-10.
- Santos, L. P. G. dos, Lima, G. A. S. F. de, Freitas, S. C. de, & Lima, I. S. (2011). Efeito da Lei 11.638/07 sobre o conservadorismo condicional das empresas listadas BM&FBOVESPA. *Revista Contabilidade & Finanças*, 22(56), 174-188. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772011000200004>
- Sarlo, A. Neto, Rodrigues, A., & Almeida, J. E. F. de (2010). Concentração de votos e acordo de acionistas: influências sobre o conservadorismo. *Revista Contabilidade & Finanças*, 21(54), 6-22. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772010000300002>
- Scalzer, R. S., Beiruth, A. X., & Reina, D. (2017). Empresas estatais e conservadorismo contábil: uma análise das empresas da BM&F Bovespa. *REAd. Revista Eletrônica de Administração* (Porto Alegre), 23(2), 333-350. <https://doi.org/10.1590/1413.2311.076.62934>
- Silva, A. D., Ganz, A. S., Rohenkohl, L. B., & Klann, R. C. (2019). Conservadorismo contábil em empresas complexas. *Revista Contabilidade & Finanças*, 30(79), 42-57. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201806530>
- Sousa, E. F. de, Sousa, A. de, & Demonier, G. B. (2016). Adoção das IFRS no Brasil: efeitos no conservadorismo contábil. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 10(2), 136-147. <https://doi.org/10.17524/repec.v10i2.1290>
- Tang, T. Y. (2015). 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>
- Vale, J. P. S. D., & Nakao, S. H. (2017). Conservadorismo incondicional nas companhias abertas brasileiras e o contexto da neutralidade tributária. *Revista Contabilidade & Finanças*, 28(74), 197-212. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201702450>
- Watts, R. L. (2003). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, 17(3), 207-221. <http://dx.doi.org/10.2308/acch.2003.17.3.207>
- Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1986). *Positive accounting theory*. Prentice-Hall.
- Zhong, Y., & Li, W. (2017). Accounting conservatism: A literature review. *Australian Accounting Review*, 27(2), 195-213. <https://doi.org/10.1111/auar.12107>

APÊNDICE

Análise descritiva das variáveis winsorizadas

| Variável | Mín. | 1º Quartil | Mediana | Média | 3º Quartil | Máx. | DP |
|----------------------------|---------|------------|---------|---------|------------|---------|--------|
| Modelo de amostra 1 | | | | | | | |
| LUCRO | -2,5016 | 0,0129 | 0,0599 | -0,0545 | 0,1137 | 0,2502 | 0,4937 |
| RET | -0,6148 | -0,2181 | 0,0141 | 0,0613 | 0,3008 | 0,9657 | 0,3963 |
| AGR | -0,8677 | -0,3299 | -0,2476 | -0,2677 | -0,1323 | -0,0033 | 0,2034 |
| Modelo de amostra 2 | | | | | | | |
| ΔLL | -0,2311 | -0,0261 | 0,0020 | -0,0067 | 0,0240 | 0,1481 | 0,0783 |
| AGR | -0,7347 | -0,3302 | -0,2430 | -0,2460 | -0,1046 | 0,0000 | 0,1854 |

Nota: Todas as principais variáveis contínuas foram winsorizadas em 5% para mitigar a influência dos outliers.
DP = desvio padrão.

Fonte: Elaborada pelos autores.