

A influência dos tributos diferidos no conservadorismo condicional das companhias abertas brasileiras

The influence of deferred taxes on the conditional conservatism of brazilian public companies

Fabio Lopes Madeira*¹ – professor.fabio-madeira@gmail.com ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-5609-3794>

Francisco Antonio Bezerra*² – francisco@evolvi.com.br ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0427-8742>

1 – FUCEPE Business School

2 – Fundação Dom Cabral (FDC)

Resumo

O objetivo deste estudo foi investigar a influência dos tributos diferidos no conservadorismo condicional das companhias abertas brasileiras, considerando o tratamento assimétrico previsto no Pronunciamento Técnico CPC 32. Foram aplicados dois modelos econométricos consagrados na literatura contábil — Basu (1997) e Ball e Shivakumar (2005) — a amostras de empresas não financeiras brasileiras no período de 2010 a 2022. Os resultados indicam que, embora ambos os modelos confirmem a presença de conservadorismo condicional nas demonstrações financeiras, a inclusão do índice de tributos diferidos como variável moderadora ampliou o poder explicativo das regressões, mas não evidenciou uma influência determinante e uniforme sobre o conservadorismo. No modelo de Ball e Shivakumar, foi identificada relação negativa e estatisticamente significativa ao nível de 10%, apontando uma associação moderada entre tributos diferidos e a prática conservadora. Esses achados contribuem para aprofundar o debate sobre a qualidade das informações contábeis e a relevância dos tributos diferidos como potencial determinante do conservadorismo.

Palavras-chave: Tributos diferidos; Conservadorismo; Qualidade das informações contábeis.

Abstract

The objective of this study was to investigate the influence of deferred taxes on the conditional conservatism of Brazilian public companies, considering the asymmetric treatment provided for in Technical Pronouncement CPC 32. Two econometric models well-established in the accounting literature — Basu (1997) and Ball and Shivakumar (2005) — were applied to samples of Brazilian non-financial companies from 2010 to 2022. The results indicate that, although both models confirm the presence of conditional conservatism in the financial statements, the inclusion of the deferred tax index as a moderating variable increased the explanatory power of the regressions, but did not show a determining and uniform influence on conservatism. In the Ball and Shivakumar model, a negative and statistically significant relationship was identified at the 10% level, indicating a moderate association between deferred taxes and conservative practices. These findings contribute to deepening the debate on the quality of accounting information and the relevance of deferred taxes as a potential determinant of conservatism.

Keywords: Deferred taxes; Conservatism; Accounting Quality.

Submissão: 21/01/2025 | **Aceite:** 04/09/2025

Editor responsável aprovação: Dra. Luciana Klein

Editor responsável edição: Dra. Luciana Klein

DOI: <http://doi.org/10.5380/rcc.17.98193>

1 Introdução

A contabilização do imposto de renda sempre foi um tema complexo, que exige conhecimento tanto de normas contábeis quanto da legislação fiscal (Graham et al., 2012; Chang et al., 2009). Um dos motivos é que o montante reportado como despesa de imposto de renda na demonstração do resultado várias vezes difere do valor a pagar para a autoridade tributária, devido ao fenômeno conhecido como alocação intertemporal da despesa de imposto de renda (Hendriksen & Van Breda, 1999; Mackenzie et al., 2013). De acordo com essa prática, a despesa de imposto de renda é segregada em tributo corrente que representa o montante devido à autoridade fiscal no período corrente, e o tributo diferido que é decorrente das diferenças temporárias que resultam em valores a recolher (passivos fiscais diferidos) ou a recuperar (ativos fiscais diferidos) em períodos futuros (CPC, 2009).

A norma que trata da contabilização dos tributos diferidos no Brasil, o Pronunciamento Técnico CPC 32 (CPC 32), que está correlacionada à norma internacional IAS 12 – Income taxes emitida pelo International Accounting Standard Board (IASB) prevê um tratamento diferenciado para o reconhecimento de ativos e passivos fiscais diferidos (Brouwer & Naarding, 2018). Segundo essa norma, todo passivo fiscal diferido deve ser reconhecido, enquanto o ativo fiscal diferido só pode ser reconhecido caso exista lucro tributável futuro suficiente para compensá-lo.

A assimetria no reconhecimento decorre do Pronunciamento Técnico CPC 32, segundo o qual os passivos fiscais diferidos devem ser sempre reconhecidos, enquanto os ativos fiscais diferidos dependem da comprovação de lucro tributável futuro. Essa diferenciação impõe maior verificabilidade ao registro de ativos fiscais, caracterizando uma postura conservadora por parte da norma contábil. Isto é, a regra considera que todo passivo fiscal será realizado, mas tal presunção não se aplica ao ativo fiscal diferido, assim ela cria um princípio de probabilidade específico para os ativos, mas já para os passivos a presunção de ocorrência já é atestada. (Brouwer & Naarding, 2018). Sobre esse método assimétrico de registro de ativos e passivos fiscais diferidos, Flagmeier (2022) alerta que pode, até mesmo, ser usado de maneira oportunística.

Brouwer e Naarding (2018) concluem que os atuais métodos para registros dos ativos e passivos fiscais diferidos de acordo com as normas atuais são bem distintos entre si, e que esses conceitos assimétricos no tratamento dos tributos diferidos resultam em conservadorismo. Tal postura conservadora pode ser comprovada pela maior verificabilidade no reconhecimento do ativo fiscal diferido (contrapartida em receita) comparado ao imediato registro dos passivos fiscais diferidos (contrapartida em despesa). Neste aspecto, Watts (2003) já identificava que a conjunção entre tributação e contabilidade teriam o potencial de inserir o conservadorismo nas demonstrações contábeis, pelo fato da possibilidade de os gestores alargarem os prazos para pagamento dos tributos. Assim, dessa situação foi identificada uma lacuna de pesquisa para entender esse caráter conservador dos tributos diferidos. O objetivo desta pesquisa é **investigar a influência dos tributos diferidos no conservadorismo condicional nas companhias abertas brasileiras**.

No âmbito teórico, o estudo contribui ao suprir uma lacuna identificada na literatura nacional sobre o conservadorismo contábil. Embora existam trabalhos que exploram a temática, ainda são limitadas as investigações que examinam a influência dos tributos diferidos sobre essa prática, especialmente por meio da aplicação de modelos econométricos consagrados, como os propostos por Basu (1997) e Ball e Shivakumar (2005). Assim, a pesquisa amplia a compreensão do conservadorismo condicional, considerando o tratamento assimétrico previsto no Pronunciamento Técnico CPC 32 (CPC, 2019). Sob a perspectiva prática, o tema assume importância crescente, pois após o processo de adoção das IFRS no Brasil ocorreu um aumento no distanciamento entre as normas contábeis e fiscais, gerando elevação no montante dos tributos diferidos reconhecidos nas demonstrações financeiras (Madeira & Costa Junior, 2016).

Essa evolução normativa intensificou os desafios de análise e interpretação dos relatórios contábeis, especialmente no que se refere à avaliação de desempenho e solvência. Ainda como contribuição prática, o estudo investigou a possibilidade da presença do conservadorismo condicional na norma contábil de tributos diferidos, quando a Estrutura Conceitual do CPC (CPC, 2019) não prevê o conservadorismo, mais sim a prudência. Brouwer & Naarding (2018) ressaltam que o IASB discutiu a volta do conservadorismo, entretanto o

órgão regulador entendeu que o retorno dessa característica poderia afetar a neutralidade das demonstrações contábeis, evitando que ativos e passivos estejam subestimados ou superestimados, respectivamente.

Importante ressaltar que conservadorismo condicional não pode ser confundido com prudência. O primeiro refere-se à prática contábil de reconhecer mais tempestivamente as despesas do que as receitas. Por seu turno, a prudência, conforme o item 2.16 da Estrutura Conceitual do CPC (CPC, 2019), exige que nos julgamentos, em situações de incerteza, a cautela deve prevalecer nas decisões. Além do mais, no item 2.17 (CPC, 2019) a norma é bem clara ao afirmar que a prudência não se caracteriza pela assimetria no reconhecimento entre despesas e receitas o que vai de encontro ao tratamento dicotômico presente na norma de tributos diferidos.

Por fim, no aspecto social, a pesquisa oferece evidências que podem contribuir para a melhoria da qualidade informacional percebida por investidores, analistas, auditores e reguladores, pois aprofunda a compreensão sobre a relação entre tributos diferidos e conservadorismo contábil, uma das características que mais impactam a relevância e a fidedignidade das demonstrações financeiras (Zhong & Li, 2016).

2 Referencial Teórico

2.1 Tributos Diferidos

Alguns eventos e transações, representadas por receitas ou despesas, são reconhecidos em períodos distintos na contabilidade e para fins fiscais devido aos seus diferentes propósitos, dando origem assim as diferenças temporárias que por sua vez geram os ativos e passivos fiscais diferidos (Hanlon, 2003; Lynn et al., 2008). Com a convergência da contabilidade brasileira para as IFRS, a legislação buscou desvincular a contabilidade societária da contabilidade tributária, iniciando a chamada neutralidade tributária (Vale & Nakao, 2017; Schuh et. al., 2018) para garantir que essa convergência não gerasse aumento de carga tributária. Entretanto, a convergência contábil trouxe consigo um maior distanciamento entre o lucro contábil e o lucro fiscal (Mello & Salotti, 2013) e, por consequência um aumento das diferenças temporárias (Madeira & Costa Junior, 2016).

Para as companhias abertas brasileiras, que são reguladas pela CVM (Comissão de Valores Mobiliários), a norma que trata da contabilização dos tributos diferidos é a Resolução CVM n.º 109/2022 que consolidou o CPC 32. Este normativo, no seu item 15 (CVM, 2022), determina que o passivo fiscal diferido deve ser registrado para todas as diferenças temporárias tributáveis existentes. Entretanto, em seu item 24 (CVM, 2022), determina-se que o ativo fiscal diferido só pode ser reconhecido caso exista lucro tributável suficiente para compensar a diferença temporária dedutível que lhe deu origem. Nos itens 28 e 29 (CVM, 2022) dessa norma é esclarecido que se considera como disponibilidade de lucro tributável futuro a existência de: a) diferenças temporárias tributáveis que se reverterão no mesmo período de realização das diferenças temporárias dedutíveis; b) lucro tributável suficiente nos períodos estimados de reversão das diferenças temporárias dedutíveis, ou c) oportunidades de planejamento tributário que gerarão lucro tributável suficiente nos períodos necessários.

É importante ressaltar que durante um período, além do cumprimento das exigências previstas pelo CPC 32 (CPC, 2009), no Brasil as companhias abertas estavam sujeitas a exigências adicionais determinadas pela Instrução CVM n.º 371/2002 (CVM, 2002), que vigorou entre o exercício de 2003 até 31/08/2020. Apesar desta norma estar atualmente revogada, ela estava vigente durante 85% do período da pesquisa e, supõe-se, que ela continua norteando o processo de reconhecimento dos tributos diferidos pelas companhias, entretanto, independente da vigência da Instrução CVM n.º 371/2002 (CVM, 2002), a assimetria no reconhecimento de ativos e passivos fiscais diferidos estava e continua presente nas disposições contidas no CPC 32 (CPC, 2009).

A Instrução CVM n.º 371/2002 somente permitia o registro dos ativos fiscais diferidos, bem como sua respectiva manutenção caso, de forma cumulativa, possuir: a) histórico de rentabilidade, que é presumido pela ocorrência de lucro tributável em pelo menos 3 dos últimos 5 exercícios sociais e, b) expectativa de geração de

lucros tributáveis futuros descontados a valor presente que possibilitassem a realização do ativo fiscal diferido em no máximo 10 anos comprovada por um estudo técnico de viabilidade (CVM, 2002).

Esse tratamento dicotômico entre ativos e passivos fiscais diferidos é resultante do método abrangente utilizado pela norma internacional, onde todas as diferenças temporárias tributáveis são reconhecidas independentemente da expectativa futura de saída de caixa, enquanto as diferenças temporárias dedutíveis somente são registradas quando existe a probabilidade de o crédito tributário ser compensando (Brouwer & Naarding, 2018).

No entanto, Wong et al. (2011) relatam que na Nova Zelândia, antes da adoção das IFRS, a norma vigente que permitia que as empresas escolhessem entre o método abrangente ou parcial, onde somente os passivos fiscais diferidos que fossem se realizar em um futuro próximo eram reconhecidos gerava debate na literatura. Enquanto os partidários do método abrangente justificavam sua escolha no confronto entre receitas e despesas, os defensores do método parcial advogavam que o seu registrava apenas a parcela dos passivos fiscais que resultariam em prováveis recolhimentos de tributos gerando efetiva saída de caixa. Wong et al. (2011) finalizam afirmando que estudos anteriores indicavam que uma grande parcela dos passivos fiscais diferidos de longo prazo não se materializava em saída futura de caixa.

Já Gordon e Joos (2004) explicam que a norma contábil vigente no Reino Unido até o ano de 2000 (a partir de 2001 passou a vigorar uma norma aderente a internacional) somente era permitido a utilização do método parcial para o reconhecimento dos tributos diferidos, isto é, somente eram registrados os ativos e passivos fiscais diferidos que fossem se realizar em um futuro previsível, geralmente nos 3 ou 5 anos. Seus defensores argumentavam que o reconhecimento do montante integral dos passivos fiscais diferidos, trariam consigo parcelas que remotamente gerariam saída de caixa. Suas preocupações residiam que esse aumento do passivo poderia aumentar a alavancagem das empresas, logo piorando sua classificação de risco, bem como reduzir os lucros acumulados.

Estudos empíricos têm mostrado que o volume de tributos diferidos reconhecidos nas companhias abertas brasileiras se intensificou após a adoção das IFRS e que tais montantes exercem impactos relevantes sobre indicadores de desempenho e endividamento (Madeira & Costa Junior, 2016; Mello & Salotti, 2013). Além disso, pesquisas internacionais, como Wong et al. (2011) e Gordon e Joos (2004), discutem como diferentes métodos de reconhecimento afetam a comparabilidade e a transparência das demonstrações contábeis.

2.2 Conservadorismo Contábil

O conservadorismo pode ser definido como o tratamento assimétrico no reconhecimento de receitas e despesas (Watts, 2003), devido a prática de uma maior verificabilidade para o reconhecimento de receitas, consideradas boas notícias do que das despesas, que representam as más notícias (Basu, 1997). Um complemento para essa definição foi feito por Watts e Zimmerman (1986) que relata a prática que a contabilidade deve reconhecer o menor valor entre as estimativas existentes para montantes existentes para os ativos e o maior para os passivos.

Também existe a divisão entre conservadorismo condicional ou incondicional. A principal diferença está no fato de que o primeiro depende de novas notícias ou eventos econômicos (ex post) que afetam negativamente o patrimônio líquido mediante notícias adversas, mas não positivamente nas boas notícias, já o segundo independe de novas notícias (ex ante), pois está relacionado a práticas contábeis (Ruch & Taylor, 2005; Beaver & Ryan, 2005). Basu (2005) complementa afirmando que essa diferença se encontra no fato que o conservadorismo incondicional usa as informações conhecidas no momento do reconhecimento inicial do ativo, e que por outro lado, o conservadorismo condicional depende de informações recebidas posteriormente.

O conservadorismo contábil pode ser definido como o tratamento assimétrico no reconhecimento de receitas e despesas, caracterizado pelo maior grau de verificabilidade requerido para reconhecer boas notícias (Basu, 1997). Ruch e Taylor (2005) classificam o conservadorismo em condicional, que depende de eventos

ou informações novas, e incondicional, que decorre de políticas contábeis adotadas ex ante. Este estudo concentra-se na vertente condicional, em que as más notícias são reconhecidas de forma mais tempestiva que as boas notícias. Zhong e Li (2017) pontuam que o conservadorismo mitiga a assimetria informacional entre os diversos agentes pelo maior escrutínio para o reconhecimento das receitas, evitando o exagero de lucros pelos gestores e por requerer um registro mais célere das despesas, o que mitiga a possibilidade dos gestores de segurar as más notícias. Zhong e Li (2017) concluem afirmando que pesquisas têm evidenciado que acionistas, auditores, reguladores, fornecedores, clientes e credores são favoráveis ao conservadorismo.

Tal crédito deve-se ao do conservadorismo reduzir a assimetria informacional entre os gestores e os demais stakeholders garantindo uma melhor avaliação do desempenho da empresa pelos seus diversos usuários (Lara et al., 2014) resultando na redução de custo de capital (Ahmed et al., 2002; Lara et al., 2011; Li, 2015) e melhora da governança corporativa (Almeida et al., 2008; Coelho & Lima, 2008; Lara et al., 2009a).

Também é creditado ao conservadorismo um aumento na eficiência dos investimentos, pois reconhece as perdas tempestivamente, logo incentivando os gestores a evitarem a escolha ou a continuidade de investimentos com retorno negativo (Ball & Shivakumar, 2005; Ruch & Taylor, 2015). Basu (1997) aponta outras duas situações que são mitigadas pelo conservadorismo considerando que os gestores possuem um maior conhecimento da empresa do que os demais stakeholders.

Primeiro é com relação à remuneração dos gestores. Se esses pagamentos estiverem ligados os lucros divulgados, os gestores têm incentivos para evitar qualquer transação que possa afetar esses lucros, logo o reconhecimento tempestivo das despesas reduz o lucro reportado, adequando a remuneração dos gestores em um patamar mais plausível. O outro ponto refere-se ao *debtholders* ou credores em geral que com as perdas sendo reconhecidas mais rapidamente, alertam os credores sobre a situação da empresa, facilitando a precificação dos empréstimos ou até mesmo evidenciando a quebra de *covenants* (Ball & Shivakumar, 2005).

Apesar de todos os benefícios do conservadorismo apresentados nesse tópico, Zhong e Li (2017) informam que os dois principais reguladores contábeis do mundo: FASB (*Financial Accounting Standards Board*) responsável pelos princípios contábeis norte-americanos quanto o IASB (*International Accounting Standards Board*) que rege as normas contábeis internacionais excluíram de suas respectivas estruturas conceituais o conservadorismo e a prudência como princípios norteadores das demonstrações contábeis.

Zhong e Li (2017) complementam que esses reguladores justificam essa decisão afirmando que o conservadorismo gera demonstrações contábeis enviesadas e são inadequadas para a precificação de ações. Watts (2003) relata que uma das críticas ao conservadorismo reside na presunção de que o reconhecimento assimétrico de ganhos e perdas no presente, produziriam resultados com viés de alta em anos futuros. Logo, a prática do conservadorismo levaria a lucros "não conservadores" em anos futuros, decorrente, por exemplo, da prática de gerenciamento de resultados.

2.3 Estudos anteriores sobre o relacionamento entre Tributação e Conservadorismo Contábil

Watts (2003) propõe quatro explicações para o conservadorismo: a) contratos entre os stakeholders da empresa, b) litígios com os sócios/acionistas, c) tributação e, d) regulação. O relacionamento entre conservadorismo e tributação reside na possibilidade de diferimento no recolhimento dos tributos devido a assimetria no reconhecimento de receitas e despesas (Watts, 2003). Assim, como o conservadorismo induz um adiantamento no reconhecimento das despesas e/ou atraso no registro das receitas, tal fato gera uma redução no resultado da empresa e, por conseguinte, uma redução transitória nos tributos sobre os lucros.

Investigando a correlação entre as quatro explicações para o conservadorismo de Watts (2003) e as duas formas de conservadorismo, condicional ou incondicional, Qiang (2007) evidenciou que o conservadorismo incondicional foi escolhido pelas empresas que apresentaram grande diminuição nos impostos. Qiang (2007) ponderou que uma justificativa plausível para esse achado seria que o conservadorismo condicional seria indesejável para o planejamento tributário das empresas, pois geralmente as despesas

registradas antecipadamente devido ao conservadorismo incondicional, como por exemplo despesas com pesquisa, são dedutíveis de acordo com a legislação fiscal, por outro lado, as despesas reconhecidas mais rapidamente relacionadas ao conservadorismo condicional, como por exemplo impairment de ativos, seriam indedutíveis.

Contudo, contrariando Qiang (2007), Lara et al. (2009b) encontraram evidências que a tributação não é somente afetada pelo conservadorismo incondicional, mas também pelo condicional, por meio de incentivos para deslocar resultados de um exercício para outro. A pesquisa de Guenther et al. (1997) investigou se a alteração na forma de apuração do lucro tributável do regime de caixa (cash method) para o de competência (accrual method) introduzida pelo Tax Reform Act (TRA) de 1986 para grandes empresas (com faturamento superior a US\$ 5 milhões, na época) modificou o comportamento dessas companhias norte-americanas quanto ao reporte financeiro e o planejamento tributário. Os resultados apontaram que as empresas obrigadas ao accrual method reconheceram menos lucro do que as que permaneceram no cash method, ou seja, quanto maior a ligação entre resultado contábil e fiscal (book-tax conformity), maior a tendência de diferimento de lucros, confirmando assim a ligação entre tributação e conservadorismo proposta por Watts (2003).

Tendo por objetivo analisar a associação entre as diferenças entre o lucro contábil e fiscal (book-tax differences – BTB) e o conservadorismo, o estudo de Heltzer (2009), que examinou uma amostra de empresas norte americanas nos anos de 1994 a 2003, encontrou dois achados importantes. Primeiramente, empresas que possuíam um grande volume de BTB positivas apresentavam nível de conservadorismo no lucro contábil semelhante e maior conservadorismo condicional e incondicional no lucro tributável em relação as demais empresas.

Já as empresas que tinham grandes montantes de BTB negativas, quando comparadas as demais empresas, apresentavam um menor conservadorismo condicional e incondicional no resultado fiscal e maior nível de conservadorismo incondicional no resultado contábil, indicando que essas empresas possuíam menor qualidade nos lucros, pois, segundo Heltzer (2009), o conservadorismo incondicional tende a ser neutro e relacionado a piora na qualidade da informação contábil. Heltzer (2009) conclui afirmando que se deve ter cuidado ao utilizar as BTB's para mensurar o nível de conservadorismo contábil, pois este relacionamento é influenciado por outros fatores.

Por sua vez, a pesquisa de Campos et al. (2010) teve por objetivo investigar a influência dos tributos sobre o lucro no nível de conservadorismo incondicional. Foi constatado que quanto maior for o montante da provisão de tributos sobre o lucro, maior é o nível de conservadorismo incondicional tanto em relação as empresas individualmente quanto àquelas pertencentes aos setores econômicos com valores acima da média dos tributos sobre o lucro.

Dando continuidade ao estudo de Heltzer (2009), Koubaa e Jarboui (2017) pesquisaram a associação entre as BTB's e o nível de conservadorismo contábil em uma amostra de 28 companhias tunisianas dos setores comercial e industrial no período compreendido entre 2005 e 2012. Utilizando o modelo de Basu (1997) modificado por Khan e Watts (2009) os resultados evidenciaram que quanto maior o montante da BTB, BTB normal e BTB anormal menor o nível de conservadorismo condicional da empresa.

Considerando que um aumento do conservadorismo condicional, reconhecimento antecipado das despesas e postergação no registro das receitas, por parte das empresas é incentivado em um cenário de futura redução dos impostos, Bornemann (2018) por meio de uma pesquisa multinacional envolvendo 18 países no período compreendido entre 1995 e 2010, investigou a associação entre conservadorismo contábil e futuras reduções nas alíquotas de impostos mediada pelo nível de conexão entre o resultado contábil e fiscal (book-tax conformity) dos países.

Os resultados evidenciaram que em um cenário onde existe uma forte ligação entre resultado contábil-fiscal, o conservadorismo condicional possui uma relação positiva e significativa com futuras reduções de impostos, e que essa associação é maior nas empresas que concentram suas atividades nos países onde os

impostos são reduzidos. Concluindo, não foi evidenciada associação entre conservadorismo incondicional e futuras reduções tributárias.

E por fim, Martinez et al. (2022) estudaram o relacionamento entre a agressividade tributária e o conservadorismo condicional. Foram utilizados dois modelos econométricos no estudo: a) o modelo clássico de Basu (1997) modificado com uma amostra de 237 companhias brasileiras e, secundariamente, b) o modelo serial de Basu (1997) com uma amostra de 365 companhias. Nos dois testes foi evidenciado que quanto maior for a agressividade tributária da empresa maior o nível de seu conservadorismo condicional. E assim, com base na assimetria no critério para o reconhecimento de ativos e passivos fiscais diferidos (CPC, 2009; Brouwer & Naarding, 2018) e estudos anteriores que associaram o conservadorismo condicional à tributação (Heltzer, 2009; Koubaa & Jarboui, 2017; Bornemann, 2018; Martinez et al., 2022) é formulada a seguinte hipótese de pesquisa:

H1: O índice de tributos diferidos influencia o nível de conservadorismo condicional das companhias abertas brasileiras.

3. Metodologia de pesquisa

3.1 Amostra

Para a realização da pesquisa será utilizada uma amostra contendo as companhias brasileiras de capital aberto ativas listadas na B3. As companhias de capital fechado foram excluídas da amostra devido ao fato que seus dados são de difícil obtenção e não possuem cotação em mercado, informação exigida em um dos modelos econométricos utilizados. O período de coleta compreendeu os anos de 2010 a 2022. Escolheu-se esse período, pois 2010 foi o primeiro exercício social quando as companhias abertas divulgaram suas demonstrações financeiras de acordo com as normas contábeis internacionais (IFRS) e 2022 o último período disponível no momento da pesquisa.

Seguindo as pesquisas anteriores sobre conservadorismo (Paulo et al., 2013; Demonier et al., 2015; Sampaio et al., 2015; Sousa et al., 2016; Degenhart et al., 2018; Rocha & Bezerra, 2021; Scaramussa et al., 2021; Martinez et al., 2022; Machado, 2023) foram retiradas as empresas dos setores financeiro e de seguros, porque tais companhias possuem atividades econômicas, estrutura de capital e regulação contábil específicas que distorcem das demais empresas da amostra. Também foram retiradas as observações que não possuíam todas as variáveis exigidas pelos modelos econométricos.

Os dados foram obtidos no banco de dados Economatica. Como foram utilizados dois modelos para medir o conservadorismo condicional, Basu (1997) e Ball e Shivakumar (2005), foram elaboradas duas amostras independentes para testar cada modelo separadamente assim como foi feito por Martinez et al., 2022. Tabela 1 detalha a composição das amostras:

Tabela 1
Composição das amostras

Amostra	Modelo de Basu (1997)		Modelo de Ball e Shivakumar (2005)	
	Empresas	Observações	Empresas	Observações
Amostra inicial	393	5.109	393	5.109
(-) Empresas financeiras e de seguros	(35)	(455)	(35)	(455)
(-) Observações com dados faltantes	(69)	(2.226)	(62)	(1944)
Amostra final	289	2.428	296	2.710

Fonte: Elaborado pelo autor.

3.2 Modelo Econométrico

Para testar a hipótese de pesquisa serão utilizados os modelos de Basu (1997) e de Ball e Shivakumar (2005) que são os mais utilizados pela literatura. A escolha desses dois modelos com abordagens distintas também busca reforçar a robustez dos resultados e mitigar limitações associadas a cada metodologia isoladamente, conferindo maior confiabilidade às evidências empíricas obtidas.

O modelo de Basu (1997) adaptado é apresentado conforme expressão abaixo:

$$Lucro_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DR_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 R_{i,t} * DR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Onde:

Lucro representa o lucro líquido do período dividido pelo valor de mercado da empresa;

DR é uma variável dummy que assume 1 se $R < 0$, e 0 caso contrário;

R é o retorno das ações durante 1 ano, iniciando-se 9 meses antes do término do fim do período analisado e terminando 3 meses após o fim desse período.

O modelo de Basu (1997) é baseado na eficiência de mercado, isto é, o preço das ações espelhará as expectativas dos investidores quanto aos resultados futuros das companhias, assim os retornos positivos derivariam das “boas notícias” enquanto os negativos das “más notícias” (Almeida et al., 2008). Esse evento é capturado pelo coeficiente β_2 que se refere a associação entre retorno econômico e resultado contábil.

No modelo proposto o reconhecimento assimétrico das perdas (más notícias) e dos ganhos (boas notícias) são capturados pelos coeficientes β_1 e β_3 (Sousa et al., 2016). A defasagem temporal no registro contábil das “boas” e “más” notícias é medida por β_1 , enquanto a intensidade dessa defasagem é mensurada por β_3 , sendo esta a métrica de conservadorismo do modelo. (Antunes & Mendonça, 2008; Sousa et al., 2016). Assim, o conservadorismo é evidenciado quando β_3 se apresenta positivo e significativo, e quanto maior o seu coeficiente maior o nível de conservadorismo.

Para atingir o objetivo da pesquisa, foi incluída no modelo a variável índice de tributos diferidos (ITD) composta pelos valores dos ativos fiscais diferidos menos o montante dos passivos fiscais diferidos divididos pelo ativo total. Foi realizada a interação dessa variável com as variáveis do modelo original conforme prática amplamente utilizada na literatura (Demonier et al., 2015; Sampaio et al., 2015; Sousa et al., 2016; Scaramussa et al., 2021; Machado, 2023) para testar o efeito moderador da variável objeto de estudo no conservadorismo condicional dando origem ao modelo 2:

$$Lucro_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DR_{i,t} + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 R_{i,t} * DR_{i,t} + \beta_4 ITD_{i,t} + \beta_5 DR_{i,t} * ITD_{i,t} + \beta_6 R_{i,t} * ITD_{i,t} + \beta_7 R_{i,t} * DR_{i,t} * ITD_{i,t} + \beta_8 CONTROLES_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Sendo que o coeficiente de interesse é somente β_7 que medirá se os tributos diferidos influenciam o conservadorismo condicional da empresa. Espera-se que esse coeficiente se apresente positivo e significativo.

Com o objetivo de proporcionar maior robustez aos resultados conforme largamente documentado na literatura do tema (Antunes & Mendonça, 2008; Costa et al., 2009; Demonier et al., 2015; Sousa et al., 2016; Martinez et al., 2022; Machado, 2023) e mitigar limitações de vieses metodológicos específicos, também foi utilizado o modelo de Ball e Shivakumar (2005) que utiliza somente variáveis contábeis, isto é, sem utilizar variáveis de mercado como preço e retorno de ações. Este modelo possui uma vantagem já que resulta em uma amostra maior quando comparado ao modelo de Basu (1997), uma vez que o mercado de capitais brasileiro é pouco desenvolvido (Degenhart et al., 2018). Este modelo é descrito conforme expressão abaixo:

$$\Delta LL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \Delta LL_{i,t-1} + \beta_2 \Delta LL_{i,t-1} + \beta_3 \Delta LL_{i,t-1} * \Delta LL_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

Onde:

$\Delta LL_{i,t}$ é a variação do lucro líquido do ano $t - 1$ para t , deflacionado pelo valor do ativo total em $t-1$;

$DALL_{i,t-1}$ é uma variável dummy que assume valor de 1 se $\Delta LL_{i,t-1}$ for negativo e 0 caso contrário;

$\Delta LL_{i,t-1}$ representa a variação do lucro por ação do período $t-2$ para $t-1$ deflacionado pelo valor do ativo total em $t-2$.

Como o conservadorismo exige uma maior verificação para o reconhecimento das “boas notícias” em comparação às “más notícias”, ocorre um adiamento no reconhecimento das receitas, o que tornam as variações positivas nos lucros mais persistentes e diminui a probabilidade de sua reversão, assim espera-se que o coeficiente β_2 seja nulo, por seu turno, assumindo que as despesas sejam reconhecidas tempestivamente, devido a sua baixa verificabilidade, geram resultados que sejam menos persistentes e mais propensos a serem revertidos nos períodos seguintes, logo espera-se que o coeficiente β_3 seja negativo e significativo (Ball & Shivakumar, 2005; Antunes & Mendonça, 2008; Costa, Costa, Amorim e Baptista, 2009). Dessa maneira, na presença de um coeficiente β_3 maior em módulo e negativo, maior o conservadorismo. E como medida de conservadorismo total a soma dos coeficientes $\beta_2 + \beta_3$ apresentar valor menor que zero.

Da mesma forma que na equação 2, na equação 4 a variável de interesse ITD foi interagida com as demais variáveis do modelo 3 para testar a hipótese de pesquisa conforme expressão abaixo:

$$\Delta LL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 DALL_{i,t-1} + \beta_2 \Delta LL_{i,t-1} + \beta_3 DALL_{i,t-1} * \Delta LL_{i,t-1} + \beta_4 \Delta ITD_{i,t-1} + \beta_5 DALL_{i,t-1} * ITD_{i,t} + \beta_6 \Delta LL_{i,t-1} * ITD_{i,t} + \beta_7 DALL_{i,t-1} * \Delta LL_{i,t-1} * ITD_{i,t} + \beta_8 CONTROLES_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

Para o objetivo deste trabalho, o coeficiente de interesse é somente β_7 que evidenciará se o reconhecimento dos tributos diferidos traz impactos no nível de conservadorismo das companhias. Espera-se que esse coeficiente possua uma associação negativa e significativa com a variável dependente. Também, seguindo estudos anteriores (Khan & Watts, 2009; Martinez et al., 2022), foram incluídas as seguintes variáveis de controle nas equações 2 e 4: Tamanho (TAM) representado pelo logaritmo natural do valor de mercado da empresa, Market-to-book (MTB), o valor de mercado da companhia dividido pelo valor do seu patrimônio líquido e Alavancagem (ALAV) sendo representada pelo montante da dívida da empresa dividida pelo seu valor de mercado.

4. Análise dos Resultados

4.1 Estatísticas Descritivas

Na tabela 2 são apresentadas as estatísticas descritivas da amostra 1 onde será aplicado o modelo de Basu (1997). A média do índice de tributos diferidos foi negativa em 0,0031 o que denota um montante maior de passivo fiscal diferido quando comparado aos valores de ativos fiscais diferidos, resultado esperado considerando que os passivos fiscais diferidos são sempre reconhecidos. Outro ponto de destaque é o seu desvio-padrão de 0,0399 evidenciando uma baixa dispersão dessa variável.

O lucro apresentou uma média negativa de 0,1831 provavelmente devido as crises financeiras ocorridas no período de 2014 a 2016 e a da pandemia de COVID-19 nos anos de 2020 e 2021. O retorno médio das companhias no período foi de 6,43%, entretanto com uma mediana de -16,24% sinalizando uma grande dispersão dos dados, com 50,25% das companhias apresentando retornos negativos, isto é, quase uma divisão igualitária entre as empresas com retornos positivos e negativos.

Tabela 2
Estatísticas descritivas da amostra 1

Variáveis	N	Média	Desvio Padrão	Mín.	1º Quart.	Mediana	3º Quart.	Máx.
Lucro	2.428	- 0,1831	0,7125	- 2,8160	- 0,2993	0,04786	0,1050	0,2392
DR	2.428	0,5025	0,5001	0,00	0,00	1,00	1,00	1,00
R	2.428	6,4394	45,0730	- 62,6230	- 25,3741	- 0,1624	30,658	113,2606
ITD	2.428	- 0,0031	0,0399	- 0,0934	- 0,0215	0,00	0,0184	0,0733
TAM	2.428	14,1432	2,0736	10,1589	12,5741	14,4056	15,7437	17,4137
MTB	2.428	1,8123	1,8271	- 0,3653	0,5785	1,2981	2,4523	6,8295
ALAV	2.428	1,4473	2,4012	0,00	0,1659	0,5353	1,3590	9,8369

Nota: Lucro = lucro líquido do período dividido pelo valor de mercado da empresa; DR = variável dummy que assume 1 se $R < 0$, e 0 caso contrário; R = retorno das ações durante 1 ano, iniciando-se 9 meses antes do término do fim do período analisado e terminando 3 meses após o fim desse período; ITD = ativo fiscal diferido total menos o montante dos passivos fiscais diferidos divididos pelo ativo total; TAM = Tamanho: logaritmo natural do valor de mercado da empresa; MTB = Market-to-book (MTB): valor de mercado da companhia dividido pelo valor do seu patrimônio líquido; ALAV = Alavancagem: montante da dívida da empresa dividida pelo seu valor de mercado.

Fonte: Elaborada pelo autor.

Os dados descritivos evidenciam que, em média, as companhias abertas brasileiras apresentam um índice negativo de tributos diferidos, sugerindo predominância de passivos fiscais diferidos em relação aos ativos. Esse comportamento é consistente com o critério de reconhecimento previsto no CPC 32 (CPC, 2009), que exige probabilidade de realização para os ativos, mas não para os passivos, como discutido por Brouwer e Naarding (2018). Além disso, a elevada dispersão do retorno das ações reforça a heterogeneidade do desempenho financeiro, situação já documentada na literatura brasileira em períodos de instabilidade econômica (Madeira & Costa Junior, 2016).

Tabela 3
Estatísticas descritivas da amostra 2

Variáveis	N	Média	Desvio Padrão	Mín.	1º Quart.	Mediana	3º Quart.	Máx.
$\Delta LL_{i,t}$	2.710	0,0060	0,0738	- 0,1565	- 0,2482	0,0039	0,0322	0,1851
$D\Delta LL_{i,t-1}$	2.710	0,4258	0,4946	0,00	0,00	0,00	1,00	1,00
$\Delta LL_{i,t-1}$	2.710	0,0101	0,7355	- 0,1458	- 0,0214	0,0061	0,0366	0,1908
ITD	2.710	- 0,3795	0,3952	- 0,0934	- 0,2159	0,00	0,1760	0,7127
TAM	2.710	14,0809	2,0616	10,1190	12,52	14,3531	15,6469	17,3366
MTB	2.710	1,8110	1,8210	- 0,3940	0,5847	1,3109	2,4720	6,8070
ALAV	2.710	1,3601	2,1616	0,00	0,1593	0,5336	1,3369	8,7258

Nota: $\Delta LL_{i,t}$ = variação do lucro líquido do ano $t - 1$ para t , deflacionado pelo valor do ativo total em $t-1$; $D\Delta LL_{i,t-1}$ = variável dummy que assume valor de 1 se $\Delta LL_{i,t-1}$ for negativo e 0 caso contrário; $\Delta LL_{i,t-1}$ = variação do lucro por ação do período $t - 2$ para $t - 1$ deflacionado pelo valor do ativo total em $t-2$; ITD = ativo fiscal diferido total menos o montante dos passivos fiscais diferidos divididos pelo ativo total; TAM = Tamanho: logaritmo natural do valor de mercado da empresa; MTB = Market-to-book (MTB): valor de mercado da companhia dividido pelo valor do seu patrimônio líquido; ALAV = Alavancagem: montante da dívida da empresa dividida pelo seu valor de mercado.

Fonte: Elaborada pelo autor.

As estatísticas descritivas da amostra 2 que será testada pelo modelo de Ball e Shivakumar (2005) estão dispostas na tabela 3. De modo semelhante ao observado na tabela 2 foi evidenciado uma média de ITD negativa de 0,3795, ou seja, em média os passivos fiscais diferidos líquidos representam em média 37,95% dos ativos totais devido principalmente ao seu critério de reconhecimento.

A variação do lucro líquido $\Delta LL_{i,t}$ foi em média positiva no período, bem como a sua variável defasada $\Delta LL_{i,t-1}$. Estes resultados são corroborados pelo fato de 57,42% das observações possuírem variação positiva no resultado defasado, o que em tese não sinaliza presença de conservadorismo.

4.2 Matriz de Correlação

A matriz de correlação das variáveis da amostra 1 está detalhada na tabela 4. Como esperado existe uma correlação positiva e significativa entre lucro e retorno e significativa e negativa entre lucro e a variável dummy DR evidenciando a eficiência do mercado, isto é, os resultados contábeis são incorporados no preço das ações. Outro destaque fica por conta da correlação positiva entre o ITD e o lucro, explicado pelo fato da necessidade de lucratividade para o reconhecimento dos ativos fiscais diferidos.

Também é importante salientar a correlação positiva e significativa entre o lucro e o retorno com as variáveis de controle TAM e MTB indicando um relacionamento entre valor de mercado com lucratividade e retorno. Na mesma linha pode-se observar a correlação negativa e significativa entre a alavancagem e o lucro e retorno, uma vez que quanto maior a alavancagem maiores são as despesas financeiras e a percepção de risco pelos investidores.

Tabela 4
Matriz de correlação das variáveis da amostra 1

	Lucro	DR	R	ITD	TAM	MTB	ALAV
Lucro	-						
DR	-0,1584***	-					
R	0,1852***	-0,7801***	-				
ITD	0,1061***	0,0076	-0,0200	-			
TAM	0,4712***	-0,1934***	0,1577***	0,1706***	-		
MTB	0,2888***	-0,1856***	0,1940***	0,1569***	0,4426***	-	
ALAV	-0,6884***	0,1816***	-0,1782***	-0,0849***	-0,4729***	-0,3562***	-

Nota: Lucro = lucro líquido do período dividido pelo valor de mercado da empresa; DR = variável dummy que assume 1 se $R < 0$, e 0 caso contrário; R = retorno das ações durante 1 ano, iniciando-se 9 meses antes do término do fim do período analisado e terminando 3 meses após o fim desse período; ITD = ativo fiscal diferido total menos o montante dos passivos fiscais diferidos divididos pelo ativo total; TAM = Tamanho: logaritmo natural do valor de mercado da empresa; MTB = Market-to-book (MTB): valor de mercado da companhia dividido pelo valor do seu patrimônio líquido; ALAV = Alavancagem: montante da dívida da empresa dividida pelo seu valor de mercado.

***, ** e *: Significante aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelo autor.

A correlação positiva e significativa entre lucro e retorno confirma a eficiência parcial do mercado brasileiro, onde os preços das ações refletem informações contábeis relevantes, como observado em Almeida et al. (2008) e Scaramussa et al. (2021). Por outro lado, a relação negativa entre alavancagem e lucratividade sugere que empresas mais endividadas tendem a apresentar menor rentabilidade, efeito que também pode potencializar práticas conservadoras como estratégia de proteção contra risco financeiro (Watts, 2003).

Já a tabela 5 apresenta a matriz de correlação de variáveis da amostra 2 com destaque para a correlação negativa e significativa entre $\Delta LL_{i,t}$ e $\Delta LL_{i,t-1}$ indicando que as perdas são reconhecidas tempestivamente (Rocha & Bezerra, 2021), isto é, denotando a presença de conservadorismo.

De forma combinada, a análise descritiva e a matriz de correlação permitem identificar padrões relevantes que fundamentam a aplicação dos modelos econométricos. A prevalência de índices negativos de tributos diferidos reflete a assimetria normativa no reconhecimento dos passivos fiscais diferidos, enquanto a elevada dispersão do retorno das ações e a correlação significativa entre lucratividade, tamanho e alavancagem evidenciam a heterogeneidade das empresas da amostra e a complexidade do ambiente contábil brasileiro. Esses achados corroboram a necessidade de estimar modelos que controlem simultaneamente fatores endógenos e exógenos à contabilidade, justificando a escolha dos modelos de Basu (1997), baseados em retornos de mercado, e de Ball e Shivakumar (2005), baseados em variáveis contábeis, como forma de capturar distintas dimensões do conservadorismo condicional.

Tabela 5

Matriz de correlação das variáveis da amostra 2

	$\Delta LL_{i,t}$	$D\Delta LL_{i,t-1}$	$\Delta LL_{i,t-1}$	ITD	TAM	MTB	ALAV
$\Delta LL_{i,t}$	-						
$D\Delta LL_{i,t-1}$	0,1296***	-					
$\Delta LL_{i,t-1}$	-0,2316***	-0,6840***	-				
ITD	0,0016	0,0025	-0,0326*	-			
TAM	0,0394**	-0,1225***	0,0307	0,1809***	-		
MTB	0,0874***	-0,1189***	0,0609***	0,1566***	0,4372***	-	
ALAV	-0,0446**	0,1066***	-0,0770***	-0,0735***	-0,4631***	-0,3575***	-

Nota: $\Delta LL_{i,t}$ = variação do lucro líquido do ano $t - 1$ para t , deflacionado pelo valor do ativo total em $t-1$; $D\Delta LL_{i,t-1}$ = variável *dummy* que assume valor de 1 se $\Delta LL_{i,t-1}$ for negativo e 0 caso contrário; $\Delta LL_{i,t-1}$ = variação do lucro por ação do período $t - 2$ para $t - 1$ deflacionado pelo valor do ativo total em $t-2$; ITD = ativo fiscal diferido total menos o montante dos passivos fiscais diferidos divididos pelo ativo total; TAM = Tamanho: logaritmo natural do valor de mercado da empresa; MTB = Market-to-book (MTB): valor de mercado da companhia dividido pelo valor do seu patrimônio líquido; ALAV = Alavancagem: montante da dívida da empresa dividida pelo seu valor de mercado.

***, ** e *: Significante aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelo autor.

4.3 Modelos Econométricos

Os resultados dos modelos econométricos são apresentados nas tabelas 6 e 7. Para a estimar os modelos desse estudo foi utilizada a análise de dados em painel que, segundo Fávero et al. (2009), permite trabalhar com um número maior de observações, assim resultando na redução dos problemas de multicolinearidade das variáveis explicativas. Para a mitigação dos problemas dos outliers foi realizada a winsorização das variáveis contínuas ao nível de 5%. Para a escolha da melhor modelo de dados em painel foram realizados os testes de Chow (1960), LM de Breusch-Pagan (1980) e de Hausman (1978). Para as equações 1 e 2 que estimaram o modelo de Basu (1997) foi escolhido o painel com efeito fixo e para as equações 3 e 4 que testaram o modelo de Ball e Shivakumar (2005) foi utilizado o modelo MQO (pooled).

Tabela 6

Resultados da estimação do modelo de Basu (1997)

Variáveis	Equação 1			Equação 2		
	Coefficiente	Estatística t	P valor	Coefficiente	Estatística t	P valor
β_0 Constante	0,0157	0,33	0,742	-2,3224***	-8,67	0,000
β_1 DR	0,1742***	4,65	0,000	0,1119***	3,49	0,000
β_2 R	0,0014***	2,88	0,004	0,0012***	2,91	0,004
β_3 R x DR	0,0070***	6,71	0,000	0,0018**	1,96	0,050
β_4 ITD	-	-	-	1,3653**	2,13	0,033
β_5 DR x ITD	-	-	-	-0,7222	-0,92	0,358
β_6 R x ITD	-	-	-	-0,0043	-0,45	0,654
β_7 R x DR x ITD	-	-	-	-0,0039	-0,19	0,848
β_8 TAM	-	-	-	0,1704***	9,04	0,000
β_9 MTB	-	-	-	-0,0209**	-2,38	0,017
β_{10} ALAV	-	-	-	-0,1489***	-17,97	0,000
R ² within	9,46%			35,26%		
Estatística F	14,79***			52,40***		
Observações	2.428			2.428		

Nota: Lucro = lucro líquido do período dividido pelo valor de mercado da empresa; DR = variável *dummy* que assume 1 se $R < 0$, e 0 caso contrário; R = retorno das ações durante 1 ano, iniciando-se 9 meses antes do término do fim do período analisado e terminando 3 meses após o fim desse período; ITD = ativo fiscal diferido total menos o montante dos passivos fiscais diferidos divididos pelo ativo total; TAM = Tamanho: logaritmo natural do valor de mercado da empresa; MTB = Market-to-book (MTB): valor de mercado da companhia dividido pelo valor do seu patrimônio líquido; ALAV = Alavancagem: montante da dívida da empresa dividida pelo seu valor de mercado.

***, ** e *: Significante aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelo autor.

A tabela 6 apresenta os resultados das equações 1 e 2 onde foram estimados o modelo de Basu (1997) tradicional e o ajustado, respectivamente. Os resultados apontaram que a equação 1 está adequada, pois apresentou significância do teste F ao nível de 1% e poder preditivo de 9,46%, além que todas as variáveis se mostraram significativas ao nível de 1%.

O sinal positivo e significativo do coeficiente β_2 indica o relacionamento direto entre o resultado contábil e o retorno das ações, confirmando a eficiência de mercado. Já o coeficiente positivo e significativo do coeficiente β_1 confirma a tempestividade da informação contábil na transmissão das “más notícias” em comparação às “boas notícias” já absorvidas pelo mercado.

E, por fim, o coeficiente β_3 que mede a intensidade da defasagem temporal no reconhecimento das “boas e más notícias” apresentou-se positivo e significativo evidenciando que as companhias abertas brasileiras são conservadoras, pois reconhecem mais oportunamente as perdas do que os ganhos. Este resultado corrobora estudos nacionais anteriores (Rocha et al., 2012; Demonier et al., 2015; Scaramussa et al., 2021; Martinez et al., 2022; Machado, 2023).

Na equação 2 a variável objeto de estudo ITD foi interagida com as variáveis do modelo original de Basu (1997) mais a inclusão das variáveis de controle. Primeiramente, esta equação se mostrou adequada devido a significância do teste F à 1%. É possível identificar dois achados nos resultados obtidos. Primeiro com o aumento do poder explicativo (R^2) para 35,26% com a inclusão das novas variáveis e a significância da variável ITD e das variáveis de controle denota que os tributos diferidos são relevantes para explicar o conservadorismo condicional das companhias.

Em segundo lugar, entretanto, o coeficiente de interesse β_7 mostrou-se negativo e sem significância estatística, de forma que não podemos rejeitar a hipótese nula, isto é, não existem evidências suficientes para afirmar que o reconhecimento dos tributos diferidos é determinante para o conservadorismo condicional das empresas.

Já a tabela 7 detalha os resultados das equações 3 e 4, nas quais foram testadas, respectivamente, o modelo original e adaptado de Ball e Shivakumar (2005). Primeiramente é importante destacar a adequação das estimações pelos resultados significantes da estatística Chi2. Na equação 3, considerando que a variável de interesse $D\Delta LL_{i,t-1} \times \Delta LL_{i,t-1}$ apresentou coeficiente negativo e significativo ao nível de 1% e que a soma de $\beta_2 + \beta_3$ (-0,4876) é menor que 0, fica evidenciado que as perdas são reconhecidas com menor verificabilidade, sendo por isso mais transitórias tendendo a serem revertidas nos períodos seguintes revelando traços de conservadorismo nas companhias abertas brasileiras em linha com estudos nacionais anteriores (Demonier et al., 2015; Sousa et al., 2016; Degenhart et al., 2018).

Quando comparamos esses resultados com os resultados da equação 4, adaptada, é possível fazer 2 apontamentos. Em primeiro lugar a equação 4 possui um maior poder explicativo (R^2 de 14,37%) do que a da equação 3 e que ocorreu um aumento no módulo do coeficiente β_3 , que é métrica de conservadorismo do modelo de Ball e Shivakumar (2005), crescendo de -5,89 para -7,07, isto é, aumentando a intensidade do conservadorismo dando indicativos que a interação da variável ITD (significativa) e a inclusão das variáveis de controle auxiliam na identificação do conservadorismo condicional.

Em seguida é possível constatar que a variável de interesse $D\Delta LL_{i,t-1} \times \Delta LL_{i,t-1} \times ITD$ apresentou coeficiente negativo e significativo ao nível de 10% e que a soma dos parâmetros $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$ (-0,1182) é menor que 0, o que indica uma fraca evidência que o método assimétrico de reconhecimento dos tributos diferidos influencia o conservadorismo condicional das companhias brasileiras, contudo devido à baixa carga estatística de β_7 , o mais prudente é considerar o resultado como inconclusivo.

Uma das possíveis explicações para as diferentes conclusões advindas dos resultados das equações 2 e 4 são os diferentes tamanhos das amostras conforme já destacado por Degenhart et al. (2018) devido ao baixo desenvolvimento do mercado de capitais brasileiro, o que resulta em menos dados relativos a preços e retorno de ações, em comparação aos dados estritamente contábeis.

Tabela 7

Resultados da estimação do modelo de Ball e Shivakumar (2005)

Variáveis	Equação 3			Equação 4		
	Coefficiente	Estatística t	P valor	Coefficiente	Estatística t	P valor
β_0 Constante	0,0173***	3,03	0,002	-0,0050	-0,38	0,707
β_1 $D\Delta LL_{i,t-1}$	-0,01375***	-3,58	0,000	-0,1178***	-3,07	0,002
β_2 $\Delta LL_{i,t-1}$	-0,1707***	-5,47	0,000	-0,1251***	-3,81	0,000
β_3 $D\Delta LL_{i,t-1}$ x $\Delta LL_{i,t-1}$	-0,3169***	-5,89	0,000	-0,4100***	-7,07	0,000
β_4 ITD	-	-	-	-0,0709*	-1,78	0,076
β_5 $D\Delta LL_{i,t-1}$ x ITD	-	-	-	0,4198	0,67	0,503
β_6 $\Delta LL_{i,t-1}$ x ITD	-	-	-	2,0070*	1,85	0,065
β_7 $D\Delta LL_{i,t-1}$ x $\Delta LL_{i,t-1}$ x ITD	-	-	-	-1,5901*	-1,70	0,090
β_8 TAM	-	-	-	0,0009	1,09	0,277
β_9 MTB	-	-	-	0,0033***	3,89	0,000
β_{10} ALAV	-	-	-	-0,0011	-1,48	0,138
R² within	13,29%			14,37%		
Estatística Chi2	307,44***			355,06***		
Observações	2.710			2.710		

Nota: $\Delta LL_{i,t}$ = variação do lucro líquido do ano t – 1 para t, deflacionado pelo valor do ativo total em t-1; $D\Delta LL_{i,t-1}$ = variável dummy que assume valor de 1 se $\Delta LL_{i,t-1}$ for negativo e 0 caso contrário; $\Delta LL_{i,t-1}$ = variação do lucro por ação do período t – 2 para t – 1 deflacionado pelo valor do ativo total em t-2; ITD = ativo fiscal diferido total menos o montante dos passivos fiscais diferidos divididos pelo ativo total; TAM = Tamanho: logaritmo natural do valor de mercado da empresa; MTB = Market-to-book (MTB): valor de mercado da companhia dividido pelo valor do seu patrimônio líquido; ALAV = Alavancagem: montante da dívida da empresa dividida pelo seu valor de mercado.

***, ** e *: Significante aos níveis de 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Fonte: Elaborada pelo autor.

No modelo de Ball e Shivakumar (2005), a interação entre variação do lucro, sinal de perda e índice de tributos diferidos apresentou coeficiente negativo e estatisticamente significativo ao nível de 10%. Esse resultado pode ser interpretado como evidência moderadamente suportada de que o índice de tributos diferidos influencia o reconhecimento mais tempestivo das perdas, característica do conservadorismo condicional. Embora essa significância seja marginal, ela indica que empresas com maior proporção de tributos diferidos tendem a adotar práticas contábeis mais conservadoras. A diferença de resultados entre os modelos pode estar relacionada às distintas naturezas das métricas utilizadas: enquanto o modelo de Basu baseia-se em retornos de mercado, o modelo de Ball e Shivakumar considera apenas variáveis contábeis, menos sujeitas à volatilidade externa e possivelmente mais sensíveis ao efeito dos tributos diferidos no Brasil.

A identificação de influência moderada dos tributos diferidos sobre o conservadorismo contábil tem implicações relevantes. Do ponto de vista teórico, reforça a hipótese de que a assimetria normativa no reconhecimento fiscal pode afetar a prudência informacional das empresas. Na prática, indica que analistas e reguladores devem considerar o peso dos tributos diferidos ao avaliar a qualidade dos resultados divulgados. A discrepância observada entre os modelos sugere que futuras pesquisas poderiam explorar variações setoriais ou incluir variáveis de governança corporativa como potenciais moderadores.

5 Conclusão

Os tributos diferidos são um tema bastante polêmico na contabilidade, devido principalmente a sua complexidade e alto nível de incertezas e estimativas inerentes ao seu reconhecimento. Um dos tópicos dos tributos diferidos mais controversos é seu método assimétrico de reconhecimento, onde os passivos fiscais diferidos são registrados, mas os ativos fiscais diferidos somente são reconhecidos na existência de expectativa de resultados tributáveis futuros.

Este estudo teve por objetivo investigar se esse método assimétrico de reconhecimento influencia o nível de conservadorismo das companhias abertas brasileiras no período de 2010 à 2022, isto é, após a adoção das IFRS no Brasil. Para tanto, foram utilizados os dois modelos de conservadorismo condicional mais presentes na literatura: Basu (1997) e Ball e Shivakumar (2005).

Pelas estatísticas descritivas foi possível observar que, em média, o montante dos passivos fiscais diferidos é maior do que os ativos fiscais diferidos. Na amostra do modelo de Ball e Shivakumar (2005), o passivo fiscal diferido na média representou 37,95% dos ativos totais indicando a relevância dessa rubrica contábil. Pela análise das correlações foi evidenciado correlação positiva e significativa entre lucro e retorno, sinalizando que o mercado incorpora na precificação das ações o resultado contábil.

Na aplicação dos dois modelos econométricos originais, isto é, sem a interação com a variável de tributos diferidos, foi detectada a presença de conservadorismo condicional nas amostras no período pesquisado, evidenciando que as companhias abertas brasileiras reconhecem mais tempestivamente as perdas (más notícias) do que os ganhos (boas notícias).

Quando da interação da variável objeto de interesse (ITD) e de controle com as variáveis dos modelos originais foram encontrados diferentes resultados. No modelo de Basu (1997) adaptado ocorreu um aumento no R^2 de 14,79% para 35,26% denotando a importância dos tributos diferidos para explicação do conservadorismo condicional, entretanto não foi possível inferir que os tributos diferidos impactam o conservadorismo condicional das empresas, pois apesar da variável ITD se mostrar significativa, o coeficiente β_7 que avalia a interação entre tributos diferidos e conservadorismo contábil não apresentou significância estatística.

Por outro lado, quando estimado o modelo de Ball e Shivakumar (2005) adaptado o mesmo apresentou R^2 um pouco maior que o modelo original, o módulo do coeficiente β_3 cresceu quando comparado ao modelo original e que a variável de interesse $D\Delta LL_{i,t-1} \times \Delta LL_{i,t-1} \times ITD$ apresentou coeficiente negativo e significativo ao nível de 10% e que a soma dos parâmetros $\beta_2 + \beta_3 + \beta_6 + \beta_7$ (-0,1182) é menor que 0 o que representa uma fraca evidência de que os tributos diferidos influenciam o conservadorismo condicional, entretanto como a carga estatística encontrada foi muito baixa, optou-se por considerar o resultado como inconclusivo.

Os resultados mostraram que, embora ambos os modelos confirmem a presença de conservadorismo condicional, a inclusão do índice de tributos diferidos apresentou efeitos distintos. No modelo de Basu, não foi identificada relação estatisticamente significativa, enquanto no modelo de Ball e Shivakumar foi encontrada associação negativa e marginalmente significativa ao nível de 10%. Uma possível explicação reside na natureza das métricas: retornos de mercado são mais suscetíveis à volatilidade externa, enquanto variáveis contábeis capturam efeitos endógenos com maior sensibilidade.

No contexto brasileiro, marcado por elevada insegurança jurídica, forte dependência de financiamento bancário e recente adoção das IFRS, tais achados reforçam que a assimetria no reconhecimento dos tributos diferidos pode impactar de modo diferente a informação gerada. Do ponto de vista teórico, o estudo amplia o entendimento sobre como a regulação contábil pode interagir com práticas conservadoras, especialmente em mercados emergentes. Na prática, oferece subsídios para analistas, auditores e reguladores avaliarem o grau de confiabilidade das demonstrações financeiras.

Entre as limitações do trabalho, destaca-se a ausência de uma variável de controle para o período da pandemia de COVID-19, que poderá ser incluída em estudos futuros, assim como a utilização de modelos alternativos como o de Khan e Watts (2009) para avaliar a sensibilidade dos resultados. Pesquisas futuras também poderiam explorar a influência de fatores institucionais, como qualidade da governança corporativa, ou realizar análises comparativas com companhias de outros mercados latino-americanos.

Por fim, os achados aqui apresentados contribuem para o avanço da literatura sobre conservadorismo contábil e abrem novas perspectivas de investigação sobre o papel dos tributos diferidos na qualidade da informação financeira.

Referências

- Ahmed, A. S., Billings, B. K., Morton, R. M., & Stanford-Harris, M. (2002). The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs. *The Accounting Review*, 77(4), 867–890.
- Almeida, J. C. G., Scalzer, R. S., & Costa, F. M. (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.
- Antunes, G. A., & Mendonça, M. D. (2008). Impacto da adesão aos níveis de governança da BOVESPA na qualidade da informação contábil: uma investigação acerca da oportunidade, relevância e do conservadorismo contábil utilizando dados em painel. *Anais do Encontro Nacional da Associação Nacional dos programas de Pós-graduação em Ciências Contábeis*, Salvador, BA, Brasil, 2º.
- Ball, R., & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of accounting and economics*, 39, 83–128.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of accounting and economics*, 24, 3–37.
- Basu, S. (2005). Discussion of “Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling”. *Review of Accounting Studies*, 10, 311–321.
- Beaver, W. H., & Ryan, S. G. (2005). Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling. *Review of Accounting Studies*, 310, 269–309.
- Bornemann, T. (2018). Tax Avoidance and Accounting Conservatism [Research Paper N° 2018-04]. *Vienna University of Economics and Business*, Viena, Áustria.
- Breusch, T. S., & Pagan, A. R. (1980). The Lagrange Multiplier Test and its Applications to Model Specification in Econometrics. *The Review of Economic Studies*, 47(1), 239–253.
- Brouwer, A., & Naarding, E. (2018). Making deferred taxes relevant. *Accounting in Europe*, 15(2), 200–230.
- Campos, G. M., Sarlo Neto, A., & Almeida, J. E. F. D. (2010). A Influência da Tributação no Grau de Conservadorismo das Empresas. *Sociedade, Contabilidade e Gestão*, 5(2).
- Chang, C., Herbohn, K., & Tutticci, I. (2009). Market's perceptions of deferred tax accruals. *Accounting and Finance*, 49(4), 645–673.
- Chow, G. C. (1960). Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions. *Econometrica*, 28(3), 591–605.
- Coelho, A. C., & Lima, I. S. (2007). Qualidade informacional e conservadorismo nos resultados contábeis publicados no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 18(45), 38–49.
- Coelho, A. C. D., & Lima, I. S. (2008). Segmentos de governança Bovespa: diferenças nos graus de conservadorismo condicional na divulgação de resultados contábeis. *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 e entre sistemas contábeis. *Revista de Administração Mackenzie*, 11(1), 117–149.
- Comissão de Valores Mobiliários. (2002). *Instrução CVM n.º 371*. Dispõe sobre o registro contábil do ativo fiscal diferido decorrente de diferenças temporárias e de prejuízos fiscais e base negativa de contribuição social. Recuperado de <https://conteudo.cvm.gov.br/export/sites/cvm/legislacao/instrucoes/anexos/300/inst371.pdf>.
- Comissão de Valores Mobiliários. (2022). *Resolução n.º 109*. Aprova a consolidação do Pronunciamento Técnico CPC 32 do Comitê de Pronunciamentos Contábeis – CPC, que trata de tributos sobre o lucro. Recuperado de <https://conteudo.cvm.gov.br/export/sites/cvm/legislacao/resolucoes/anexos/100/resol109.pdf>.
- Comitê de Pronunciamentos Contábeis (2009). *Pronunciamento Técnico CPC 32: Tributos sobre o lucro*. Recuperado de http://static.cpc.aatb.com.br/Documentos/340_CPC_32_rev%2020.pdf.
- Comitê de Pronunciamentos Contábeis (2019). *Pronunciamento Técnico CPC 00 (R2): Estrutura Conceitual para Relatório Financeiro*. Recuperado de [http://static.cpc.aatb.com.br/Documentos/573_CPC00\(R2\).pdf](http://static.cpc.aatb.com.br/Documentos/573_CPC00(R2).pdf).
- Costa, R. A., Costa, F. M., Amorim, G., & Baptista, E. C. S. (2009). O impacto da regulação no conservadorismo das empresas brasileiras listadas na BM&FBOVESPA. *Contabilidade, Gestão e Governança*, 12(3), 28–37.
- 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.

- 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*, 17(57), 1.264–1.278.
- Fávero, L. P., Belfiore, P., Silva, F. L. da & Chan, B. L. (2009). *Análise de dados: Modelagem multivariada para tomada de decisões*. São Paulo: Elsevier.
- Ferreira, J. C., Kronbauer, C. A., Ott, E., & Sekunda, A. (2022). *Income smoothing* e gerenciamento de resultados por diferimento tributário sobre o resultado em companhias listadas na B3. *Anais do Congresso da Associação Nacional dos programas de Pós-graduação em Ciências Contábeis*, Foz do Iguaçu, PR, Brasil, 16º
- Flagmeier, V. (2022). The information content of deferred taxes under IFRS. *European Accounting Review*, 31(2), 495-518.
- Givoly, D., & Hayn, C. (2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals: Has financial reporting become more conservative? *Journal of accounting and economics*, 29, 287–320.
- Gordon, E. A., & Joos, P. R. (2004). Unrecognized Deferred Taxes: Evidence from the U.K. *The Accounting Review*, 79(1), 97-124.
- Graham, J. R., Ready, J. S., & Shackelford, D. A. (2012). Research in accounting for income taxes. *Journal of accounting and economics*, 53, 412-434.
- Guenther, D. A., Maydew, E. L., & Nutter, S. E. (1997). Financial reporting, tax costs, and book-tax conformity. *Journal of accounting and economics*, 23, 225-248.
- Hanlon, M. (2003). What Can We Infer about a Firm's Taxable Income from Its Financial Statements? *National Tax Journal*, 56(4), 831-863.
- Hausman, J. A. (1978). Specification Tests in Econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Heltzer, W. (2009). Conservatism and Book-Tax Differences. *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 24(3), 469-504.
- Hendriksen, E. S., & Van Breda, M. F. (1999). *Teoria da Contabilidade* (Tradução de Antônio Zoratto Sanvicente.). São Paulo, SP: Atlas.
- Khan, M., & Watts, R. L. (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of accounting and economics*, 48, 132-150.
- Koubaa, R. R., & Jarboui, A. (2017). Normal, abnormal book-tax differences and accounting conservatism. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 13(1), 113-142.
- Lara, J. M. G., Osma, B. G., & Penalva, F. (2009a). Accounting conservatism and corporate governance. *Review of Accounting Studies*, 14(1), 161–201.
- Lara, J. M. G., Osma, B. G., & Penalva, F. (2009b). The Economic Determinants of Conditional Conservatism. *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(3) & (4), 336–372.
- Lara, J. M. G., Osma, B. G., & Penalva, F. (2011). Conditional conservatism and cost of capital. *Review of Accounting Studies*, 16, 247–271.
- Lara, J. M. G., Osma, B. G., & Penalva, F. (2014). Information Consequences of Accounting Conservatism. *European Accounting Review*, 23(2), 173–198.
- Li, X. (2015). Accounting Conservatism and the Cost of Capital: An International Analysis. *Journal of Business Finance & Accounting*, 42(5) & (6), 555–582.
- Lynn, S. G., Seetharamaju, C., & Seetharaman, A. (2008). Incremental Value Relevance of Unrecognized Deferred Taxes: Evidence from the United Kingdom. *Journal of the American Taxation Association*, 30(2), 107–130.
- Machado, J. H. (2023). Ativos intangíveis e conservadorismo no mercado acionário brasileiro. *Revista de Educação e Pesquisa em Contabilidade*, 17(1), 26–44.
- Machado, V. N., & Rover, S. (2023). Enforcement and accounting conservatism: analysis of publicly capital companies in the G20 member countries. *Revista Contemporânea de Contabilidade*, 20(54), 1-16.
- Mackenzie, B., Coetsee, D., Njikizana, T., Chamboko, R., Colyvas, B., & Hanekom, B. (2013). *IFRS 2012: Interpretação e aplicação*. Porto Alegre: Bookman.
- Madeira, F. L., & Costa Junior, J. V. (2016). Características dos tributos diferidos nas companhias abetas brasileiras após a adoção das IFRS. *Revista de Contabilidade e Controladoria*, 8(3), 126-147.
- Martinez, A. L., Santana Junior, J. L., & Sena, T. R. (2022). Agressividade tributária como fator determinante do conservadorismo condicional no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças*, 33(90).

- Mello, H. R. de, & Salotti, B. M. (2013). Efeitos do regime tributário de transição na carga tributária das companhias abertas brasileiras. *Revista Contabilidade e Organizações*, 19, 3-15.
- 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.
- Paulo, I. S. I. de Melo, 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*, 7(3), 305-327.
- 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.
- Rocha, B., Lima, A. V., Carvalho, F. A. de, & Machado Neto, M. M. (2012). Um estudo empírico sobre o conservadorismo contábil no Brasil – período de 1995 a 2010. *Pensar Contábil*, 14(55), 52-59.
- Rocha, S. P. de, & Bezerra, F. A. (2021). O reconhecimento tempestivo de perda nas empresas brasileiras sob investigação de corrupção. *Revista Contabilidade & Finanças*, 32(86), 224-240.
- Ruch, G. W., & Taylor, G. (2015). Accounting conservatism: A review of the literature. *Journal of Accounting Literature*, 34, 17-38.
- Sampaio, T. C. Q., Coelho, A. C. D., & Holanda, A. P. (2015). Adoção de conservadorismo nos lucros em períodos de crise financeira: evidências no Brasil. *Enfoque Reflexão Contábil*, 34(1), 71-85.
- 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.
- Scaramussa, F. M., Ramos, P. M., & Scalzer, R. S. (2021). A explosão do número de acionistas no mercado de capitais brasileiro: qual a relação com o conservadorismo contábil? *Revista Universo Contábil*, 17(3), 160-174.
- Schuh, C., Ribeiro, S. P., Simon, D. S., & Kronbauer, C. A. (2018). Fatores influenciadores do reconhecimento de ativos fiscais diferidos em empresas do ibovespa. *Revista Universo Contábil*, 14(1), 29-49.
- Souza, E. F., Souza, A. F. 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.
- Vale, J. P. S. de, & Nakao, S. H. (2017). Conservadorismo incondicional nas companhias abertas brasileiras e o contexto da neutralidade tributária. *Revista Contabilidade & Finanças*, 28(74), 197-212.
- Watts, R. L. (2003). Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications. *Accounting Horizons*, 17(3), 207-221.
- Watts, R. L., & Zimmerman, J. L. (1986). *Positive accounting theory*. New Jersey: Prentice-Hall.
- Wong, J., Wong, N., & Naiker, V. (2011). Comprehensive versus partial deferred tax liabilities and equity market values. *Accounting and Finance*, 51(4), 1087-1106.
- Zhong, Y., & Li, W. (2017). Accounting conservatism: A literature review. *Australian Accounting Review*, 27(2), 195-213.

DADOS DOS AUTORES

Fabio Lopes Madeira

Doutor em Ciências Contábeis e Administração pela FUCAPE

FUCAPE Business School

E-mail: professor.fabio Madeira@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0009-0007-5609-3794>

Francisco Antonio Bezerra

Doutor em Controladoria e Contabilidade pela Universidade de São Paulo – USP

Fundação Dom Cabral - FDC

E-mail: francisco@evolvi.com.br

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-0427-8742>

Contribuição dos Autores:

Contribuição	Autor 1	Autor 2
1. Concepção do assunto e tema da pesquisa	x	
2. Definição do problema de pesquisa	x	
3. Desenvolvimento das hipóteses e constructos da pesquisa (trabalhos teórico-empíricos)	x	x
4. Desenvolvimento das proposições teóricas (trabalhos teóricos os ensaios teóricos)	-	-
5. Desenvolvimento da plataforma teórica	x	
6. Delineamento dos procedimentos metodológicos	x	x
7. Processo de coleta de dados	x	
8. Análises estatísticas	x	
9. Análises e interpretações dos dados coletados	x	x
10. Considerações finais ou conclusões da pesquisa	x	x
11. Revisão crítica do manuscrito		x
12. Redação do manuscrito	x	x