

Relação entre a conformidade com a Lei de Benford e o tempo de divulgação das demonstrações contábeis: uma análise empírica

Bruno Humberto Cunha Macedo

<https://orcid.org/0009-0003-2440-2012>

Paula Carolina Ciampaglia Nardi

<https://orcid.org/0000-0001-7897-3070>

Resumo

Objetivo: O presente estudo visa analisar a relação entre a conformidade dos números contábeis à Lei de Benford (LB) e o tempo para divulgação das Demonstrações Financeiras Padronizadas (DFPs).

Método: Foi utilizado um modelo de regressão com dados em painel, em uma amostra de 205 empresas brasileiras de capital aberto, entre 2010 e 2019.

Resultados: Por meio dos achados, identificou-se que as empresas em conformidade são aquelas que divulgam as DFPs mais rapidamente, assim como nos momentos de rodízio de auditoria. Os resultados sugerem haver maior atenção e prudência das auditorias *Big Four* para que as DFPs estejam em conformidade, acarretando maior tempo para divulgação das DFPs. Esse achado foi corroborado ao verificar que a desconformidade dos números contábeis em períodos passados, diante de rodízio de auditoria, passando a empresa a ser auditada por *Big Four*, tem como consequência maior tempo para divulgação das DFPs.

Contribuições: O estudo sinaliza ao mercado que empresas com maior tempo para divulgar as DFPs podem apresentar cenários de maior incerteza pela possível desconformidade. Todavia, essa análise merece cautela, uma vez que maior tempo para entrega das DFPs pode ser oriundo do esforço da *Big Four* em garantir a qualidade da informação contábil. Sugere-se aos *stakeholders* que as informações contábeis das empresas, principalmente daquelas que levam mais tempo para divulgação e não são auditadas por *Big Four*, podem estar desconformes com a LB.

Palavras-chave: Lei de Benford, Tempestividade, *Big Four*.

Editado em Português e Inglês. Versão original em Português.

Rodada 1: Recebido em 18/9/2024. Pedido de revisão em 6/1/2025. Rodada 2: Resubmetido em 5/2/2025. Pedido de revisão em 11/3/2025. Rodada 3: Resubmetido em 13/3/2025. Aceito em 16/3/2025 por Vinicius Gomes Martins, Doutor (Editor assistente) e por Gerlando Augusto Sampaio Franco de Lima, Doutor (Editor). Publicado em 13/5/2025. Organização responsável pelo periódico: ABRACON.

1 Introdução

Frequentemente, o mercado observa notícias sobre fraudes contábeis que apresentam consequências negativas à confiabilidade das informações financeiras fornecidas pelas companhias. A ocorrência dessas fraudes pode afetar a percepção dos investidores sobre o real valor das empresas, e, por consequência, o comportamento fraudulento e oportunista pode ocasionar a perda de confiança dos usuários da informação quanto aos relatórios apresentados pela companhia, gerando dúvidas quanto à veracidade das informações financeiras.

Nesse contexto, são exemplos de eventos que afetaram a confiabilidade das Demonstrações Financeiras Padronizadas (DFPs): a) o caso Worldcom, em 2002, que manipulou os lucros por meio de resultados fictícios, o que destruiu bilhões de dólares em valores dos acionistas e corroeu a confiança dos investidores (Sidak, 2003); b) o caso da Enron, que alertou o mercado a respeito das informações financeiras, principalmente pelo conluio com uma das grandes empresas de auditoria da época (Unerman & O'Dwyer, 2004), ocasionando mudanças nas normas contábeis vigentes; c) o esquema de fraude relacionado à manipulação de DFPs e à criação de empresas-fantasma para enganar os investidores a respeito do real valor da Parmalat em 2023 (Boland, 2008); d) o caso do Lehman Brothers, em 2008 (Bose *et al.*, 2011), com baixas contábeis após revisão de investimentos (BBC Brasil, 2008), o que ocasionou a falência da instituição financeira e a deterioração da confiança no mercado (Throckmorton *et al.*, 2015); e) a manipulação das informações contábeis realizada pela Toshiba, em 2015, para distorcer informações, aumentando seu lucro divulgado em US\$1,6 bilhão (Yamazaki, 2023); f) o caso da Evergrande, uma gigante incorporadora chinesa, que, em 2023, inflou suas DFPs de 2019 e 2020 em aproximadamente US\$78 bilhões (He, 2024).

No Brasil, a confiabilidade das DFPs tem sido questionada, principalmente devido aos escândalos de fraude e corrupção. Entre alguns exemplos, cita-se: a) o caso da Petrobras, em 2015, que reconheceu perda de R\$ 6,2 bilhões decorrentes de corrupção (Jiménez & Mendonça, 2015); b) em 2018, a Oi SA assumiu fraude de R\$ 6 bilhões pelo reconhecimento de ativos inexistentes (Vasconcellos, 2018); c) 2023 iniciou o escândalo das Americanas SA, com o aparecimento de inconsistências contábeis de em torno de R\$ 20 bilhões, confirmado em 2024.

No contexto desses eventos, a estimativa da *Association of Certified Fraud Examiners* (ACFE) é que uma empresa perde 5% do valor de sua receita anual desviada por eventos de fraude (ACFE, 2022). A PwC (2022) constatou que 52% das empresas com receita acima de US\$ 10 bilhões sofreram fraude entre 2020 e 2021. Portanto, a relevância monetária e a frequência desse tipo de evento podem servir como alerta negativo à confiabilidade das DFPs e transmitir insegurança ao investidor.

Nessa conjuntura, uma informação produzida sob manipulações e comprometida em termos de confiabilidade pode produzir distorções nas DFPs (Budiman *et al.*, 2021) e afetar o funcionamento do mercado. Isso acontece devido à possibilidade de provocar incertezas nas interpretações dos usuários, seja via mudanças nas expectativas de retorno futuro ou via alterações da expectativa de risco dos ativos (Amorim *et al.*, 2012).

Assim, a contabilidade tem um papel importante na relação das empresas com o mercado, visto que pode reduzir a assimetria informacional, conforme destacado pela Teoria de Agência (Jensen & Meckling, 1976). No tema em questão, por meio das DFPs, a contabilidade informa a *performance* operacional, os fluxos de caixa e a posição financeira da empresa (Kanapickienė & Grundienė, 2015), o que propicia senso de credibilidade (Omar *et al.*, 2015) e comparabilidade (De Franco *et al.*, 2011).

Diante do exposto, a fim de aumentar a confiança nas DFPs e auxiliar na detecção de fraudes, algumas ferramentas são exploradas, como a Lei de Benford (LB), que, ao identificar anomalias nos dígitos dos saldos contábeis (Nigrini, 1999), pode indicar presença de comportamento irregular e indícios de manipulações, fraudes ou erros (Balcioğlu *et al.*, 2024; Hamida *et al.*, 2024).

Neste sentido, algumas pesquisas utilizaram a LB como *proxy* para averiguar a confiabilidade das informações por meio da variabilidade dos números. Um conjunto de estudos observou a LB como técnica para detectar indícios de fraudes (Durtschi *et al.*, 2004; Abdul *et al.*, 2017), outras deram ênfase no comportamento dos gastos públicos (Santos *et al.*, 2005; Costa *et al.*, 2012) ou relacionando com a auditoria tributária de imposto sobre serviços de qualquer natureza (ISS) (Santos *et al.*, 2009). Há também um conjunto de pesquisas que observaram o nível de erro das DFPs (Amiram *et al.*, 2015) e a capacidade de melhoria da acurácia de seleção de amostras em processos de auditoria contínua (Silva *et al.*, 2017), bem como uma ênfase em observar manipulações ou probabilidade de falência, principalmente focando instituições financeiras (Grammatikos & Papanikolaou, 2020; Patel *et al.*, 2022; Dutta *et al.*, 2023; Harb *et al.*, 2023). De modo geral, essas pesquisas apresentaram em comum o resultado de que a LB é uma técnica capaz de identificar possíveis fraudes, erros ou manipulações mediante anomalias nos números informados, com foco em despesas públicas, bancos e processos de falência. Tais análises evidenciam a usabilidade dessa lei para levantamento de indícios de inconformidades contábeis.

Entretanto, as pesquisas prévias não exploraram a relação entre a detecção de irregularidades contábeis, via LB, e o tempo em que as auditorias levam para divulgar seus relatórios. Ademais, ressalta-se que a pesquisa sobre essa prerrogativa ainda é incipiente, principalmente em mercados emergentes, como o Brasil. Esse foco é capaz de relacionar duas qualidades informacionais esperadas pelos usuários e previstas no CPC 00 (2019): a confiabilidade e a tempestividade. Isso é importante, pois estudos mostram que a tempestividade é o componente quantitativo da transparência dos relatórios financeiros (Mohsin *et al.*, 2021), enquanto a confiabilidade mensura a fidedignidade das informações. Todavia, a mistura dessas características levaria à redução da assimetria informacional apontada por Jensen e Meckling (1976), bem como garantiria a utilidade da informação para as análises e tomadas de decisão (Farris, 2021).

Dessa forma, ao identificar relações entre a tempestividade das DFPs e a LB, o estudo pode contribuir com o mercado e com os demais usuários da informação contábil, sinalizando aquelas empresas com maior transparência e fidedignidade em suas demonstrações, o que indica maior qualidade. Além disso, explora a necessidade de se avaliar com prudência o valor de uma empresa com maior ou menor tempo para divulgação de suas DFPs, sugerindo os cenários de maior risco de confiabilidade pela desconformidade com a Lei de Benford. Isso porque a literatura corrobora a ideia de que a LB é capaz de fornecer informações sobre a transformação de dados apresentados pelas empresas, implicando anomalias e até risco de continuidade ou falência (Santos *et al.*, 2005; Santos *et al.*, 2009; Costa *et al.*, 2012; Dutta *et al.*, 2023; Balcıoğlu *et al.*, 2024; Hamida *et al.*, 2024).

Ao procurar explicar o impacto na tempestividade por meio da conformidade dos números contábeis, observados via LB, o estudo contribui com a literatura acerca dos elementos qualitativos da informação contábil. A análise indica variáveis que podem ser usadas para aprimorar modelos determinantes do tempo para entrega das demonstrações contábeis, abarcando, com isso, a característica qualitativa da tempestividade. Além disso, contribui com o órgão regulador e fiscalizador, que pode levar isso em consideração na verificação da qualidade informacional divulgada pela empresa.

Em termos práticos, sinaliza-se aos analistas, investidores e credores que um dos fatores para maior tempo até a divulgação das DFPs pode ser a desconformidade com a LB, sugerindo pontos de maior atenção à auditoria pela relação teórica dessa desconformidade com cenários de gerenciamento de resultados, erros e até fraudes (Durtschi *et al.*, 2004; Amiram *et al.*, 2015; Grammatikos & Papanikolaou, 2020; Harb *et al.*, 2023). Com isso, o tempo para divulgação das DFPs pode ser considerado nas avaliações de investimento e interagir com características da empresa, por exemplo, o desempenho.

Além disso, deve-se considerar que o entendimento de esforço das firmas de auditoria é bastante explorado pela literatura. Raweh *et al.* (2021), por exemplo, argumentam que especialistas no setor da firma auditada podem reduzir o esforço da auditoria em garantir a confiabilidade das informações, o que as tornaria mais tempestivas. Em outra ótica, Zhang (2018) argumenta que o esforço empregado pela auditoria está associado ao nível de risco do cliente. Sendo assim, uma vez que a LB pode ser usada como mensuração de confiabilidade dos dados e utilizada pelas auditorias na seleção de amostras (Silva *et al.*, 2017), existe um espaço de pesquisa para relacionar a confiabilidade, por meio da LB, ao nível de esforço empregado, que influenciaria o tempo necessário para auditoria.

Então, ao associar a desconformidade dos números com o tipo de auditoria e com o tempo para divulgação, o estudo contribui para a literatura a respeito das empresas de auditoria e do esforço dessas firmas. Exemplo disso é a percepção de que a auditoria por *Big Four* pode estar relacionada ao maior tempo para divulgação das DFPs no contexto da busca pela conformidade dos números à LB, ou seja, da confiabilidade.

Nesse ínterim, este estudo preenche outra lacuna da literatura, ao relacionar o tempo para divulgação das informações com a conformidade das empresas à LB, no que tange às firmas de auditoria. Essa contribuição pode alertar os usuários da informação contábil de que aquelas empresas com saldos desconformes podem demorar mais para realizar suas divulgações, assim como pode auxiliar os auditores em seus planejamentos, objetivando a melhora na tempestividade e a relação com a confiabilidade, características fundamentais da informação contábil (Kazemi & Kola, 2015).

Postos esses fatores, surge a motivação em estabelecer a seguinte questão de pesquisa: qual a relação entre a conformidade das contas contábeis de empresas brasileiras com a LB e o tempo para divulgação das DFPs? Logo, o objetivo geral do estudo foi identificar se, em empresas de capital aberto, com tendência a apresentar maior variabilidade dos números contábeis em relação à LB, o tempo para entrega das DFPs é maior. Ainda, verificou-se a relação deste tempo com a presença de *Big Four* no processo de auditoria, bem como o rodízio de auditores.

Na Seção 2, é possível encontrar o desenvolvimento teórico do estudo, seguindo na Seção 3 com detalhamento da metodologia aplicada. Em sequência, na Seção 4, ocorre a apresentação e análise dos resultados. O trabalho encerra-se com as considerações finais e a lista de referências bibliográficas utilizadas.

2 Desenvolvimento Teórico

2.1 A Lei de Benford

Simon Newcomb (1881) mostrou que as probabilidades de ocorrência de números iniciando com dígitos menores são superiores àquelas correspondendo aos números iniciados por dígitos maiores. Essa teoria surgiu a partir da observação de tabelas logarítmicas e percepção de que as primeiras páginas dessas tabelas estavam mais gastas do que as últimas, portanto, os primeiros dígitos eram mais utilizados (Newcomb, 1881).

Posteriormente, Benford (1938) partiu da mesma observação da frequência não uniforme dos dígitos e realizou uma compilação de 20.000 primeiros dígitos de fontes distintas. A compilação de dados realizada indicou que os dígitos seguiam, na verdade, uma distribuição logarítmica e que isso se aplicava melhor a bases de dados não manipuladas diretamente, como em um grupo de números extraídos de um jornal (Benford, 1938). Nesse contexto, Benford desenvolveu uma lei numérica em que é possível determinar a probabilidade de ocorrência de um dígito “a”, pertencente ao conjunto {1, ... 9}, como primeiro dígito significativo, mediante Equação 1:

$$F_a = \log\left(\frac{a+1}{a}\right) \quad (1)$$

Assim, são estipuladas frequências esperadas para os dígitos, como pode ser observado na Tabela 1:

Tabela 1

Frequências esperadas da Lei de Benford

| Número natural | Frequência esperada |
|----------------|---------------------|
| 1 | 0,301030 |
| 2 | 0,176091 |
| 3 | 0,124939 |
| 4 | 0,096910 |
| 5 | 0,079181 |
| 6 | 0,066947 |
| 7 | 0,057992 |
| 8 | 0,051153 |
| 9 | 0,045757 |

Fonte: adaptado de Silva, Travassos & Costa (2017).

Outro resultado da teoria proposta por Benford (1938) possibilita a análise das probabilidades de ocorrência dos números 0 a 9 como segundo dígitos significativos de um dado número. No entanto, por ser uma análise mais restritiva e demandar maiores amostras, a presente pesquisa não explora a avaliação do segundo dígito significativo.

O estudo realizado por Benford abriu portas para muitos outros a respeito da variabilidade numérica consoante a aplicação da Lei. Como é uma lei de probabilidade numérica sobre as mantissas dos logaritmos dos números, a LB permite a análise da frequência de dígitos significativos, e pode ser aplicada em várias áreas de conhecimento, inclusive na área contábil. Nesse contexto, contadores e auditores aplicam a LB a grandes bases de dados a fim de identificar anomalias no padrão dos números, colaborando na detecção de indícios de fraudes ou desvios significativos dos números (Nigrini, 1999; Santos *et al.*, 2005; Santos *et al.*, 2009; Costa *et al.* 2012; Dutta *et al.*, 2023; Hamida *et al.*, 2024).

Um dos primeiros estudos a associar a LB ao processo de auditoria de números contábeis foi o de Carslaw (1988), com a desconfiança de que técnicas contábeis estavam sendo utilizadas nos números dos lucros reportados para manipular a percepção dos usuários da informação. O estudo considerou que os primeiros dígitos de um número são mais relevantes à mente humana, portanto, armazenados na memória com prioridade (Brenner & Brenner, 1982). Nesse sentido, Carslaw (1988) utilizou as probabilidades (frequências esperadas) da LB para averiguar se as frequências dos segundos dígitos dos lucros das empresas concordavam com a lei, ou se os números “0” e “9” apresentavam frequências distintas das esperadas, evidenciando indícios de arredondamento para manipular a percepção dos usuários da informação com relação ao desempenho das empresas (Carslaw, 1988).

Os saldos contábeis, de maneira geral, aparecem consoantes a LB, porém, como é analisado um volume elevado de dados combinados em tabela, eles podem ter seus erros e fraudes disfarçados pela sobrecarga do restante dos dados. Portanto, a LB pode servir como um instrumento de seleção e análise macro, para que, com outras técnicas forenses, identifique um erro ou uma fraude (Nigrini, 2012). Dessa forma, na observação e análise das amostras, caso uma fraude tenha sido cometida, o fato de os números aparecerem com uma variabilidade desconforme à LB funcionaria como um sinal de alerta ao auditor (Bhattacharya *et al.*, 2010), não é uma garantia de que existe fraude, mas serve para selecionar amostras suspeitas, de modo a auxiliar os auditores na seleção de amostras de auditoria mais promissoras (Silva & Carreira, 2013).

Nesse contexto, Harb *et al.* (2023), em seu estudo sobre bancos libaneses, evidenciaram, por meio da LB, que houve indícios de manipulação dos dados no que tange à adequação de capital, à liquidez e à qualidade dos ativos. Sob essa mesma ótica, Grammatikos e Papanikolaou (2020) aplicaram a lei para sinalizar manipulação de provisões de perdas com empréstimos para superestimar receita e lucro. Compartilhando esse raciocínio, Sylwestrzak (2023) investigou, com a LB, empresas fraudulentas e gerenciamento de resultados. As pesquisas feitas por esses autores são importantes, pois Patel *et al.* (2022) encontraram que empresas que violaram a LB com a estratégia de manipulação de suas demonstrações foram mais propensas à falência. Nessa mesma linha, Dutta *et al.* (2023) investigaram a falência do Banco do Vale do Silício e encontraram evidências, via Lei de Benford, de alteração nos dados financeiros. Assim, conforme evidenciado por esses autores, a Lei de Benford é capaz de identificar anomalias nas bases de dados, e isso a torna uma ferramenta útil aos usuários e preparadores da informação contábil.

Contudo, é evidente a possibilidade da utilização da LB em conjunto com modelos estatísticos, a fim de chegar a conclusões que auxiliem a contabilidade na garantia da confiabilidade das informações fornecidas pelas empresas. Logo, a partir da interpretação das pesquisas citadas, identificam-se as inúmeras possibilidades de aplicação desta lei. E, a fim de corroborar com o papel da auditoria no que tange à qualidade das informações contábeis, a LB pode funcionar tanto como um mecanismo mais eficiente no processo de seleção de amostras de auditoria (Cunha *et al.*, 2016), quanto como um meio para identificação de anomalias que indiquem possibilidade de fraudes e erros. Nesse sentido, torna-se necessário o entendimento do papel da auditoria.

2.2 Papel da auditoria e hipóteses de estudo

A auditoria surgiu em meados do século XIV, na Inglaterra, como consequência da necessidade da confirmação de registros contábeis de grandes empresas (Comitê Regional de Contabilidade do Ceará – CRCCE). No Brasil, foi possível observar uma das primeiras atividades de trabalho de auditoria quando, em 1862, foi aprovado um Decreto (n.º 2.935), estipulando um estatuto com auditores para examinar as contas da Cia. de Navegação por Vapor. Posteriormente, obteve-se o primeiro parecer de auditoria, relativo ao período de 1899 a 1902, referente a uma filial brasileira de uma multinacional, emitido pela Clarkson & Cross, atual EY (Ricardino & Carvalho, 2004).

Sob outra ótica, o Conselho Federal de Contabilidade (CFC) define, por meio da NBC TA 200 (R1) (2016), que a auditoria tem papel importante em aumentar o grau de confiabilidade das DFPs. Nesse sentido, o auditor é capacitado a emitir opinião sobre os relatórios no que tange à conformidade deles com as normas de contabilidade. Assim sendo, como é papel do auditor proporcionar maior confiança nas DFPs emitidas, é exigido dele, na emissão de sua opinião, que se obtenha segurança razoável de que as DFPs estejam livres de distorção (NBC TA 200 R1, 2016).

Nesse ínterim, a informação contábil existe para suprir as necessidades dos *stakeholders*. Então, para ela ser útil, são necessárias algumas características qualitativas, conforme dispõe o CPC 00 R2 (2019). Dentre elas, destaca-se a representação fidedigna, importante para garantir a neutralidade, completude e isenção de erros da informação. Tal característica pôde ser observada, via LB, em estudo que utilizou a conformidade a essa lei como uma *proxy* para confiabilidade dos dados contábeis (Filho, 2013).

No âmbito em questão, com o intuito de constatar a razoabilidade dos saldos contábeis, a LB é utilizada nos dígitos das contas a fim de determinar *red flags* para a auditoria a partir da não conformidade dos dígitos dos saldos com a frequência esperada pela LB (Bugarin & Cunha, 2017). Nesse processo, a Lei de Benford é uma ferramenta de grande utilidade no planejamento de trabalho de auditorias (Santos *et al.*, 2005), mais especificamente, por ser capaz de melhorar a seleção das amostras a serem auditáveis, na busca por fraudes e erros (Hamida *et al.*, 2024).

Sendo assim, é viável concluir que empresas que apresentam conformidade nos saldos contábeis, devido ao menor número de indícios de irregularidades, seriam menos suscetíveis a mais testes de auditoria, uma vez que grande parte dessas firmas utiliza a LB para determinar as amostras auditáveis. Consequentemente, empresas com maior número de *red flags*, geralmente, demandam maior esforço da auditoria (Cao *et al.*, 2020), ou seja, maior necessidade de testes e procedimentos de auditoria mais complexos, e, por consequência, maior propensão a apresentar maior tempo para entrega do relatório de auditoria.

O tempo para entrega do relatório de auditoria, definido como o número de dias desde o fim do ano contábil até a data de publicação do relatório de auditoria, é capaz de impactar negativamente a pontualidade da divulgação das informações contábeis, comprometendo sua tempestividade (Turel, 2010). Isso é estudado, pois a norma, por meio do CPC 00 R2 (2019), define a tempestividade como uma característica qualitativa da informação contábil. Essa característica é fundamental, pois os relatórios financeiros são a fonte de informação do mercado a respeito das empresas, e é por meio deles que são feitas as análises para tomada de decisões de investimento (Roychowdhury *et al.*, 2019). Sendo assim, esses relatórios somente serão relevantes se forem divulgados a tempo de influenciarem as decisões (Aktaş & Kargın, 2011), e para isso, informações tempestivas são necessárias.

Ainda há indícios na literatura de que as empresas que apresentaram maior tempo para entrega das DFPs tiveram informações menos conservadoras, menos tempestivas, menos relevantes e menos persistentes, tendo como consequência menor previsibilidade de resultados futuros, menor utilidade da informação e maiores custos aos usuários dessas informações (Nardi *et al.*, 2019). Essas consequências reforçam a necessidade do estudo do tempo de divulgação, afinal as demonstrações financeiras são produzidas com o intuito de informar aos usuários e, para isso, precisam ser úteis na tomada de decisão e ter capacidade de servir de insumo para confecção de modelos de previsibilidade.

Uma vez discutidos a importância da utilização da Lei de Benford nas demonstrações contábeis e o préstimo das informações financeiras de maneira tempestiva, relacionam-se essas duas características para o desenvolvimento da primeira hipótese. Nesse sentido, como a LB pode funcionar como um sinal de alerta às auditorias, indicando menor risco, ou maior confiabilidade nos dados contábeis, conforme disposto pela literatura (Santos *et al.*, 2005; Santos *et al.*, 2009; Costa *et al.* 2012; Dutta *et al.*, 2023; Hamida *et al.*, 2024), amostras selecionadas com menor risco indicariam um perfil de empresa que necessita de uma menor profundidade de testes em seu procedimento contábil. Assim, seria demandado menos tempo dos auditores, desencadeando em uma redução no tempo para disponibilização das DFPs, o que impactaria a tempestividade. Dado esse raciocínio, a primeira hipótese de pesquisa é a seguinte:

H₁. Empresas que possuem os saldos das contas contábeis em conformidade com a LB apresentam menor tempo para entrega de suas DFPs.

A primeira hipótese de pesquisa conseguirá relacionar o tempo da entrega das DFPs com a conformidade dos números contábeis à LB, sinalizando possíveis cenários de maior incerteza ao mercado, observando o tempo de entrega das DFPs, de modo a permitir detectar ou prever retornos anormais, conforme abordado por Hamida *et al.* (2024). E essa relação ainda não foi abordada pela literatura, principalmente no Brasil.

Além disso, estudos indicam que empresas de auditoria *Big Four* podem ser mais eficientes no préstimo de informações, devido à maior *expertise* na realização dos processos (Baatwah *et al.*, 2019) e em setores econômicos específicos (Raweh *et al.*, 2021). Esse aspecto, quando confrontado ao fato de a LB servir como um sinal de alerta aos auditores, evidencia a ideia de que uma empresa desconforme apresentaria maior risco à auditoria, o que exigiria maior atenção (Morales *et al.*, 2022). Por outro lado, a conformidade com a LB pode funcionar como indicativo de confiabilidade (Kaiser, 2019), o que pode, inclusive, ser um cenário comum em empresas auditadas por *Big Four*. Nesses casos, a profundidade dos testes aplicados pode ser menor, e isso – combinado ao fato de a auditoria ser uma *Big Four*, que apresenta maior *expertise*, tecnologia e celeridade do que firmas não *Big Four* (Rusmin & Evans, 2017) – faria com que o relatório de auditoria fosse mais ágil, desencadeando em uma redução no tempo para disponibilização das DFPs. Portanto, em função dessas circunstâncias, desenvolveu-se a segunda hipótese do estudo:

H₂. Empresas que possuem os saldos das contas contábeis em conformidade com a LB e foram auditadas por uma Big4 apresentam menor tempo para entrega de suas DFPs.

Sequencialmente, existe a ideia de que o tempo para a concretização dos relatórios dos auditores está relacionado com a troca da firma de auditoria. Sharma *et al.* (2017) explicitam que firmas de auditoria, quando passam mais tempo auditando a mesma empresa, tendem a estar mais ambientadas, por isso simplificam o processo de auditoria. Isso levaria as firmas a serem mais ágeis na confecção dos seus relatórios. Além disso, Dao e Pham (2014) encontram que empresas que passaram por troca de auditoria apresentaram maior tempo para divulgar os relatórios de auditoria, o que impactaria a tempestividade. Entretanto, Martani *et al.* (2021) desenvolveram um estudo comparativo entre *Big Four* e não *Big Four*, em que a troca de auditoria para uma empresa *Big Four* aumentou significativamente a qualidade da auditoria nas empresas outrora auditadas por não *Big Four*. Esse ponto pode afetar positivamente a tempestividade, uma vez que a qualidade da auditoria está relacionada ao tempo para entrega dos relatórios dos auditores, e as firmas *Big Four* são mais rápidas em suas divulgações (Rusmin & Evans, 2017).

Sendo assim, dada a controvérsia, com o intuito de averiguar se o rodízio impacta o préstimo das informações tanto quanto o fato de a nova empresa de auditoria ser uma *Big Four*, esta variável será adicionada ao modelo por meio da seguinte hipótese:

H₃. Empresas que passaram por troca de auditoria, cuja nova auditora seja uma Big Four, apresentam menor tempo para entrega de suas DFPs.

Finalmente, observado se o impacto no tempo para auditoria se encontra mais acentuado no tamanho da empresa que audita ou no fato de se ter tido uma troca de auditores, parte-se para a construção da última hipótese deste estudo. A literatura observa que empresas de auditoria *Big Four* buscam, de maneira mais assídua que as demais, detectar e reportar distorções (Hartmann & Martinez, 2020), a fim de garantir a confiabilidade dos dados em seus relatórios. Isso se dá, pois, por possuírem maior *expertise*, recursos e reputação a zelar, essas firmas acabam por ser mais cuidadosas em suas análises, tornando-as mais confiáveis (Afza & Nazir, 2014). Apesar disso, tal zelo pode ser traduzido em esforço da firma de auditoria (Zhang, 2018) e isso poderia aumentar o tempo para entrega dos relatórios dos auditores e, por consequência, das demonstrações contábeis.

Então, para investigar se, naquelas empresas que estavam desconformes em $t-1$, ou seja, com indícios que tornam as informações menos confiáveis, houve o maior esforço da firma de auditoria para torná-la conforme, após uma troca de auditores em que assume uma *Big Four*, elaborou-se a última hipótese de pesquisa:

- H₄.** Empresas que possuem os saldos das contas contábeis em desconformidade com a LB em $t-1$, que passaram por rodízio de auditoria e que apresentaram uma Big Four como auditora em t apresentaram maior tempo para entrega de suas DFPs.

3 Metodologia

O estudo considerou empresas brasileiras de capital aberto, durante os trimestres dos anos de 2010 a 2019. O período de 2010 é marcado pelo início da adoção das IFRS no Brasil, de modo que os dados contábeis antecedentes a essa data estavam sob orientações normativas distintas. Entendemos que o uso dos dados em mesma base normativa pode evitar erros de resultados e interpretações, da mesma forma que considerado por outros estudos, como a pesquisa de Ganz *et al.* (2019) sobre o atraso na divulgação do relatório dos auditores independentes, com a janela de 2010 a 2015; o estudo de Nardi *et al.* (2019) na análise da relação entre as características qualitativas da informação contábil e o *audit delay* em períodos trimestrais de 2010 a 2017; a pesquisa de Wahyuni *et al.* (2020), de 2010 a 2016, investigando a melhora na qualidade da contabilidade após adoção das IFRS; o trabalho de Yagui & Nardi (2021), com período de 2010 a 2017, objetivando analisar a influência do tempo na divulgação das demonstrações contábeis com o retorno das ações; e Morshed (2024), em seu trabalho sobre o impacto econômico da adoção das IFRS na transparência financeira das empresas árabes no período de 2010 a 2020.

Por outro lado, limitamos os dados na janela de 2010 a 2019, anterior à pandemia da Covid-19, uma vez que estudos mostraram que a pandemia impactou, de maneira não convencional, o tempo para entrega do relatório de auditoria (Idawati *et al.*, 2023), bem como os números contábeis, como receita – que, por sua vez, implica outras contas, como Contas a Receber, Provisão para Crédito de Liquidação Duvidosa, Caixa, entre outras (Kusuma, 2021). Estas alterações nas contas contábeis decorrentes da pandemia geraram anomalias e desvios também na aplicação e interpretação da Lei de Benford nos dados financeiros das empresas (Balcioğlu *et al.*, 2024). Portanto, para evitar distorções nas análises da LB e na tempestividade, o recorte do estudo finaliza-se em 2019.

Além disso, as demonstrações financeiras utilizadas foram obtidas por meio da base de dados Economatica®, contemplando um rol de 205 empresas, excluindo-se as do setor financeiro em função das particularidades contábeis e regulamentações diferentes estipuladas pelo Bacen, no que diz respeito aos relatórios financeiros (Klapper & Love, 2004; Camargo & Flach, 2016), que também poderiam trazer distintas bases de comparação para os dados contábeis analisados.

Com base em pesquisas anteriores sobre variáveis que impactaram o tempo para entrega das DFPs (Carslaw & Kaplan, 1991; Nardi *et al.*, 2019; Tanjung & Aida, 2022), e sobre a utilização da LB em auditorias (Carslaw, 1988; Nigrini, 1999; Durtschi *et al.*, 2004; Nigrini & Miller, 2009; Nigrini, 2012; Amiram *et al.*, 2015; Goh, 2020), procura-se identificar o efeito da LB e controlar alguns fatores que provavelmente afetam o tempo de divulgação, como: a) tipo de auditoria (Big4); b) liquidez (Liq); c) idade da empresa (Idad); d) endividamento (Endiv); e) rodízio de auditoria (Rod); f) tamanho da empresa (Tam); g) desempenho (Desemp).

Assim, o primeiro modelo empírico adotado para verificar a relação entre a LB e o tempo para entrega das DFPs está representado na Equação 2:

$$\begin{aligned} \text{Tempo_Div}_{it} = & \alpha_{it} + \beta_1 \text{LB}_{it} + \beta_2 \text{Big4}_{it} + \beta_3 \text{LB_Big4}_{it} + \beta_4 \text{Rod}_{it} + \beta_5 \text{Liq}_{it} + \beta_6 \text{Idad}_{it} + \beta_7 \text{Tam}_{it} + \\ & + \beta_8 \text{Endiv}_{it} + \beta_9 \text{Desemp}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

Em que:

Tempo de divulgação (Tempo_Div): variável que representa o período, em dias, entre o fechamento do período contábil e a assinatura do relatório da auditoria, ou seja, a data oficial do relatório da auditoria independente (Nardi *et al.*, 2019; Tanjung & Aida, 2022), a qual afeta diretamente o tempo para entrega das DFPs.

Lei de Benford (LB): variável *dummy* assumindo o valor “1” caso a empresa esteja em conformidade com a LB, e “0”, caso contrário. Considera-se que a LB pode auxiliar os auditores a determinarem a natureza ou a extensão dos processos de auditoria, permitindo melhor planejamento (Nigrini & Mittermaier, 1997) e, conseqüentemente, melhorando os prazos para publicação dos relatórios dos auditores. Empresas com os dados conformes à LB seriam mais confiáveis, demandando menos trabalho e desconfiança dos auditores, portanto, menor tempo para entrega das DFPs.

Tipo de Auditoria (Big4): variável *dummy* que recebe “1” caso a empresa seja auditada por *Big Four*, e “0”, caso contrário. As *Big Fours*, *proxy* para qualidade de auditoria (Yasar, 2013), tendem a ter mais recursos e *expertise* quanto aos procedimentos (Bugeja & Loyeung, 2015), podendo agregar maior confiabilidade dos dados que refletem a realidade econômica e financeira da empresa. Além disso, a *expertise* pode acarretar menores prazos para liberação dos relatórios, uma vez que, por conhecerem melhor os procedimentos, tendem a realizá-los com maior eficiência, resultando em menor tempo para entrega das DFPs.

LB e Big4 (LB_Big4): representa a moderação entre LB e Big4, e assume o valor de “1” quando a empresa está conforme a LB em t sendo auditada por *Big Four* em t, e 0, caso contrário. Espera-se que, para garantir a qualidade da auditoria, as *Big Fours* busquem assegurar a confiabilidade dos dados, portanto, a conformidade à LB. Sendo assim, os processos de auditoria podem ser revisitados em busca dessa conformidade, implicando maior tempo para divulgação das DFPs devido ao maior número de processos necessários para garantir o trabalho da auditoria.

Rodízio de auditoria (Rod): variável *dummy* que recebe o valor “1” quando há rodízio de auditoria, e “0”, caso contrário. Pesquisas encontraram uma relação positiva entre o rodízio e o tempo para entrega das DFPs (Ganz *et al.*, 2019), pois, quando uma nova firma de auditoria assume a função, presume-se que haja um período de “aprendizado”, com necessidade de maior detalhamento nos procedimentos de auditoria e compreensão do negócio, ocasionando maior tempo para entrega das DFPs. Entretanto, esse efeito pode ser atenuado ou até desprezado, com a contratação de firmas com maior *expertise*, as quais seriam mais ágeis na concretização dos processos e reduziriam o tempo para entrega das DFPs (Camargo & Flach, 2016).

Liquidez (Liq): obtida pela razão entre a diferença de ativo circulante e estoque com o passivo circulante (Serrano *et al.*, 2020). Pesquisas verificaram que empresas com maior tempo para entrega das DFPs possuem menores índices de liquidez, indicando uma relação negativa entre as variáveis (Serrano *et al.*, 2020). Isso pode ser explicado pelo fato de empresas com menores índices de liquidez serem mais arriscadas, afinal possuem uma relação ativo/passivo que demonstra incapacidade de sanar as obrigações de curto prazo. Empresas com maiores riscos podem dificultar o processo de publicação dos relatórios da auditoria, pois piorariam o nível de confiança dos auditores nas informações reportadas (Idawati *et al.*, 2023), impactando, com isso, o tempo para entrega das DFPs.

Idade da empresa (Idad): representa o número de dias entre a abertura de capital da empresa e a data da observação. Espera-se que empresas mais maduras apresentem processos e estruturas mais organizados e desenvolvidos, o que poderia diminuir o tempo necessário para os procedimentos de auditoria e, conseqüentemente, o tempo para entrega das DFPs (Dibia & Onwuchekwa, 2013). Além disso, empresas mais antigas tendem a possuir maiores históricos, facilitando a atuação das auditorias na detecção de possíveis desvios (Nardi & Nakao, 2009). Por outro lado, Jura e Tewu (2021) encontraram uma relação positiva entre o tempo para entrega e a idade das empresas, justificado pelo fato de que empresas que foram listadas há menos tempo tendem a publicar suas demonstrações mais rapidamente com o intuito de tornarem suas ações mais atrativas aos investidores.

Tamanho da empresa (Tam): obtido pelo logaritmo do ativo total (Klapper & Love, 2004; Nardi & Nakao, 2009; Yagui & Nardi, 2021). Patel *et al.* (2022) evidenciam, em seus estudos, que o tamanho das empresas é capaz de influenciar as inferências feitas a partir da LB. Nesse sentido, empresas maiores são pressionadas a prestar informações tempestivas, além de apresentar um sistema forte de controles internos. Isso permite que os auditores reduzam a quantidade de testes substantivos ao fim do ano contábil, conseqüentemente, apresentem menor tempo para entrega das DFPs. Porém, sob outra ótica, pesquisas indicam que empresas maiores têm processos mais complexos e maior número de filiais, o que demandaria mais trabalho, ocasionando maior tempo para entrega das DFPs (Turel, 2010).

Endividamento (Endiv): obtido pela relação entre o passivo financeiro de curto e longo prazo e o patrimônio líquido. Os contratos de dívida, além de gerarem informações que auxiliam os investidores na avaliação de decisões operacionais, servem como mecanismo de disciplina de gestores (Harris & Raviv, 1990). Todavia, também podem demandar maior tempo nos processos de auditoria, visto que são documentos que devem ser minuciosamente revisados para mitigar possibilidades de fraudes.

Desempenho (Desemp): obtido pela relação entre lucro líquido e patrimônio líquido. Existe a ideia de que a rentabilidade, medida pelo ROE, influencia o tempo para entrega das DFPs (Iksan *et al.*, 2021). Entende-se que empresas com maior desempenho possuem incentivos para reportar as informações de maneira pontual (Annisa & Hamzah, 2020).

Adicionalmente, com o intuito de validar a segunda hipótese deste estudo, desenvolveu-se o segundo modelo, que busca elucidar a ideia de eficiência das maiores firmas de auditoria, ao moderar a troca da firma que auditou por uma situação em que uma *Big Four* assume como nova firma (Equação 3).

$$\begin{aligned} \text{Tempo_Div}_{it} = & \alpha_{it} + \beta_1 \text{LB}_{it} + \beta_2 \text{Big4}_{it} + \beta_3 \text{Rod_Big4}_{it} + \beta_4 \text{Rod}_{it} + \beta_5 \text{Liq}_{it} + \beta_6 \text{Idad}_{it} + \beta_7 \text{Tam}_{it} + \\ & + \beta_8 \text{Endiv}_{it} + \beta_9 \text{Desemp}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

Em que:

Rod_Big4: variável *dummy* recebe “1” quando a empresa passou por um rodízio de auditoria e foi auditada por uma *Big Four*. Assim como justificado na variável Big4, espera-se que, caso haja uma troca de auditoria e a empresa que passou a auditar seja uma *Big Four*, exista uma relação negativa com o tempo para publicação das informações, afinal as maiores empresas de auditoria apresentariam maior *expertise* na análise dos relatórios, o que pode acarretar maior celeridade. O propósito é validar a ideia de que haveria um maior esforço, diretamente traduzido no tempo para entrega das DFPs, da firma de auditoria *Big Four* para tornar as empresas conformes, após a ocorrência da troca de auditores. Portanto, com a variável, busca-se evidenciar que o simples fato de haver uma mudança de auditoria, sendo a nova uma *Big Four*, não é condição suficiente para a empresa atrasar a entrega das DFPs, mas que isso pode ocorrer em cenários de desconformidade com a LB em t-1.

Finalmente, o terceiro modelo (Equação 4), desenvolvido para validar a terceira e última hipótese deste estudo, buscou demonstrar a ideia de esforço da auditoria, ao moderar a desconformidade à LB, pelo rodízio ou pela troca da firma de auditoria, em que a nova firma seja uma Big4. Espera-se, com esse modelo, encontrar uma relação positiva entre a desconformidade em t-1, em que há a troca da auditoria e a nova firma seja uma Big4, com o tempo para entrega das demonstrações contábeis. Com isso, o modelo sinalizaria o esforço da Big4 que, mesmo sendo mais eficiente que as demais no préstimo do seu relatório, demandaria maior tempo para que as demonstrações, que originalmente são desconformes à LB, tornem-se conformes.

$$\begin{aligned} \text{Tempo_Div}_{it} = & \alpha_{it} + \beta_1 \text{LB}_{it} + \beta_2 \text{Big4}_{it} + \beta_3 \text{Rod_Big4}_{it} + \beta_4 \text{Rod}_{it} + \beta_5 \text{Liq}_{it} + \beta_6 \text{Idad}_{it} + \beta_7 \text{T} \varepsilon \\ & + \beta_8 \text{Endiv}_{it} + \beta_9 \text{Desemp}_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

De modo que:

Desc_Rod_Big4: é uma *dummy* que recebe “1” se a empresa estiver desconforme com LB em t-1, diante de rodízio de auditoria em t, sendo essa nova auditoria uma *Big Four*. Espera-se que essa variável seja positivamente relacionada ao tempo para divulgação das informações contábeis, evidenciando, com isso, um esforço maior para trazer conformidade, indício de confiabilidade, às empresas outrora desconformes à LB. O intuito é averiguar se os resultados sugerem haver um esforço das *Big Fours* para tornar a empresa conforme à LB, ratificando a ideia da variável *LB_Big4*.

Para o desenvolvimento dos testes estatísticos, foram verificados os pressupostos de normalidade dos resíduos, via teste de Kolmogorov; análise da estatística descritiva e correlação de *Spearman*. Em seguida, foram realizados testes para definir o melhor modelo de regressão: a) teste de Breusch-Pagan, para análise entre modelo *Pooled* ou Efeitos Aleatórios (EA); b) teste F de Chow, para análise entre *Pooled* e Efeitos Fixos (EF); c) teste de Hausman, para definição entre EA ou EF; e d) teste de Hausman Robusto, para confirmar entre Efeitos Fixos e Efeitos Aleatórios, mesmo sob o pressuposto de heterocedasticidade e de autocorrelação serial. Além disso, foi verificada a multicolinearidade dos dados, por meio do teste VIF; a autocorrelação serial, via teste de Wooldridge; e heterocedasticidade, pelo teste White. Todos os testes foram realizados no STATA®. No geral, os resultados apontaram para o uso de Efeitos Fixos, indicando autocorrelação e heterocedasticidade. Portanto, os modelos foram definidos com correção de Newey-West (Cameron & Trivedi, 2005) e aplicação de coeficientes robustos.

A fim de identificar a conformidade dos dados com a LB, foi aplicada a formulação destacada por Nigrini (2012), adaptada de Frank Benford (1938), para cálculo das frequências esperadas do primeiro dígito (Nigrini, 2012):

$$\text{Prob}(D_1=d_1) = \log\left(1 + \frac{1}{d_1}\right); \quad d_1 \in \{1, 2, \dots, 9\} \quad (5)$$

Após calcular as frequências esperadas conforme a utilização da Equação 5, partiu-se para o cálculo das frequências observadas na base de dados.

A base de dados foi organizada, as frequências observadas dos dígitos foram encontradas, e os testes estatísticos foram aplicados com o auxílio da suíte de escritório Microsoft Excel, por meio das funções: =ESQUERDA(); =DIREITA(); =CONT.SE(); e =INV.QUIQUA().

Optou-se por utilizar o teste do primeiro dígito, visto que abrange, de maneira menos restritiva, a amostra e não exige uma enorme quantidade de dados, como o teste do segundo dígito. O teste do primeiro dígito é uma etapa de verificação, portanto, ele tende a não identificar totalmente as anomalias, porém fornece, de maneira eficiente, grandes amostras com possíveis anomalias para auditoria (Nigrini, 2012).

A partir do cálculo das frequências esperadas e observadas, foram feitos dois testes estatísticos para verificar a aderência do banco de dados à LB: o teste Z e o teste Qui-Quadrado (Santos *et al.*, 2009; Patel *et al.*, 2022). Ambos os testes foram feitos a um nível de significância de 5%. Somente foram aceitos como conformes à LB e receberam “1” na variável *dummy* LB, aqueles dados que apresentaram conformidade nos dois testes, para o primeiro dígito (8 graus de liberdade no teste Qui-Quadrado).

4 Apresentação e análise de resultados

Inicialmente foi verificada a estatística descritiva dos dados para as variáveis numéricas (Tabela 2) e para as categóricas (Tabela 3).

Tabela 2

Análise Descritiva para variáveis numéricas

| Variável | Média | Mediana | Desvio-Padrão | Mínimo | Máximo |
|-----------|-------|---------|---------------|--------|--------|
| Tempo_Div | 44,80 | 43,00 | 21,32 | 0,00 | 99,00 |
| Liq | 1,34 | 1,16 | 1,00 | 0,00 | 9,88 |
| Idad | 21,85 | 17,93 | 14,72 | 0,00 | 77,96 |
| Endiv | 0,68 | 0,60 | 0,49 | 0,00 | 4,74 |
| Tam | 6,40 | 6,46 | 0,83 | 0,00 | 8,98 |
| Desemp | 0,08 | 0,03 | 0,17 | 0,00 | 2,00 |

Tabela 3

Análise Descritiva para variáveis categóricas

| Variável | Frequência(0) | Percentual(0) | Frequência(1) | Percentual(1) |
|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| LB | 4.288 | 53,04% | 3.797 | 46,96% |
| Big4 | 2.130 | 26,35% | 5.955 | 73,65% |
| Rod | 7.340 | 90,80% | 744 | 9,20% |
| LB_Big4 | 5.273 | 65,22% | 2.812 | 34,78% |
| Desc_Rod_Big4 | 7.899 | 97,70% | 186 | 2,30% |
| Rod_Big4 | 7.583 | 93,79% | 502 | 6,21% |

A análise descritiva revelou que a maioria das variáveis numéricas apresentou um alto desvio-padrão, implicando a não homogeneidade da base de dados em torno da média. Essa variabilidade pode ocorrer devido à presença de *outliers*, os quais podem distorcer as análises (Nardi *et al.*, 2019), ou até mesmo por falta de dados em alguns períodos, devido à pluralidade deles, fornecida pela análise trimestral.

Além disso, no geral, o alto desvio-padrão (Tabela 2) pode evidenciar a dispersão das características das empresas da amostra, ponto este que pode ser justificado pela presença de empresas em diversos setores econômicos. Devido a essa pluralidade, alguns cuidados foram tomados para mitigar a possibilidade de distorção e vieses no modelo de regressão. Entre eles, foram aplicados testes a fim de medir a normalidade dos resíduos, a presença de multicolinearidade (VIF), a autocorrelação (Wooldridge) e a heterocedasticidade (White). A partir dos resultados desses testes, apresentados na Tabela 5, definiram-se os melhores modelos, explorados na Tabela 6.

Na amostra da pesquisa, observando a frequência das variáveis categóricas, cerca de 47% das empresas possuem conformidade com a LB nos períodos analisados, dando indícios de que, na maior parte do tempo, as empresas apresentaram números desconformes à LB. Ainda na observação das frequências, também se verifica que a maioria da amostra é auditada por *Big Four*, e que uma menor parte da amostra passou por rodízio de auditoria.

Em seguida, foi analisada a correlação entre as variáveis, cujos resultados estão reunidos na Tabela 4. Destaca-se que as correlações entre as variáveis de controle não se apresentaram elevadas a ponto de questionar sobre problemas de multicolinearidade entre elas, o que foi corroborado com o valor baixo do teste VIF.

Tabela 4

Correlação de Spearman

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 |
|----|----------------|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------|----------------|----------------|----------------|---------------|----------------|
| 2 | -0,036 (**) | | | | | | | | | | |
| 3 | -0,174 (**) | 0,008 | | | | | | | | | |
| 4 | -0,096 (**) | 0,776 (**) | 0,437 (**) | | | | | | | | |
| 5 | -0,129 (**) | 0,030 (**) | -0,045 (**) | -0,001 | | | | | | | |
| 6 | -0,051 (**) | -0,025 (*) | 0,092 (**) | 0,013 | 0,482 (**) | | | | | | |
| 7 | -0,154 (**) | 0,023 (*) | 0,154 (**) | 0,090 (**) | 0,808 (**) | 0,596 (**) | | | | | |
| 8 | -0,117 (**) | -0,004 | 0,236 (**) | 0,115 (**) | 0,000 | 0,016 | 0,051 (**) | | | | |
| 9 | 0,101 (**) | -0,038 (**) | -0,270 (**) | -0,156 (**) | -0,027 (*) | -0,024 (*) | -0,074 (**) | -0,138 (**) | | | |
| 10 | 0,101 (**) | 0,035 (**) | -0,174 (**) | -0,071 (**) | 0,001 | -0,012 | -0,038 (**) | -0,525 (**) | 0,153 (**) | | |
| 11 | -0,147 (**) | -0,039 (**) | 0,460 (**) | 0,170 (**) | -0,035 (**) | 0,048 (**) | 0,045 (**) | 0,114 (**) | -0,094 (**) | 0,053 (**) | |
| 12 | 0,048 (**) | 0,014 | -0,036 (**) | -0,002 | -0,026 (*) | -0,023 (*) | -0,024 (*) | -0,169 (**) | 0,015 | 0,264 (**) | -0,084 (**) |

Em que: 1 = Tempo_Div; 2 = LB; 3 = Big4; 4 = LB_Big4; 5 = Rod; 6 = Desc_Rod_Big4; 7 = Rod_Big4; 8 = Liq; 9 = Idad; 10 = Endiv; 11 = Tam; 12 = Desemp. Sendo: ** e * significante a 1% e 5%, respectivamente.

O estudo da correlação funciona como uma pré-análise do comportamento da amostra, indicando uma tendência de relacionamento linear entre as variáveis. Assim, ao analisar a matriz de correlação na Tabela 4, é possível observar que o Tempo de Divulgação está correlacionado a todas as variáveis adicionadas nos 3 modelos.

Dessa forma, por meio da correlação, existe a evidência de que as variáveis adicionadas ao modelo podem se enquadrar como determinantes do tempo para entrega das DFPs. O desempenho, a idade e o endividamento estão positivamente correlacionados ao tempo para entrega das DFPs, e as demais, com uma correlação negativa com a variável dependente.

Destaca-se que a variável com maior coeficiente de correlação com o tempo para entrega das DFPs foi Big4, a qual apresentou um coeficiente negativo, o que corrobora a ideia de que a *expertise* das grandes empresas de auditoria teria uma relação com o prazo para divulgação dos relatórios. Essa relevância do coeficiente é seguida pela variável representativa de tamanho, conforme observado por Klapper e Love (2004).

A variável que mede liquidez, assim como a variável endividamento, apresentou correlação significativa com o tempo para entrega das DFPs. Entretanto, essas duas variáveis apareceram negativamente correlacionadas, ratificando a ideia intuitiva pela forma de cálculo dos dois indicadores de que empresas com maior liquidez possuem menor endividamento. Assim, a suposição apresentada na descrição da variável Endiv – de que empresas mais endividadas podem demandar maior tempo nos processos de auditoria, gerando impacto positivo no tempo para entrega das DFPs – pode ser observada mediante a correlação positiva encontrada. Em outra via, a liquidez, por ser inversamente correlacionada com o endividamento, apresenta uma relação negativa com o tempo para entrega das DFPs, o que confirma o resultado proposto pela pesquisa de Serrano *et al.* (2020).

Ademais, observa-se que as variáveis de interesse, ou seja, a Lei de Benford e suas derivadas (LB_Big4, Desc_Rod_Big4), apresentaram uma correlação significativa e negativa com o tempo para entrega das demonstrações, o que condiz com a suposição de que empresas conformes levariam menos tempo, mas contradiz a ideia apresentada por meio das moderações de que a Big4 levaria um maior tempo para deixar aquelas empresas desconformes em t-1 conformes à lei em t.

Ainda nessa análise, é possível observar que as variáveis moderadas adicionadas “LB_Big4, Rod_Big4 e Desc_Rod_Big4” apresentaram alta correlação, ao se relacionarem com “LB, Rod e Rod_Big4”, respectivamente. Isso se dá, pois a técnica de moderação consiste na multiplicação das variáveis, neste caso, categóricas, para encontrar o efeito da interação na variável dependente. Entretanto, apesar de esta correlação sinalizar problemas de multicolinearidade, que impactaria o erro-padrão, o interesse central dos modelos encontra-se nos termos interagidos e em sua interpretação, e as possíveis medidas para reduzir a multicolinearidade, como, por exemplo, retirar variáveis não significantes, não impactariam de fato o ajuste final do modelo (Dawson, 2014). Ainda assim, os modelos foram testados quanto à presença de multicolinearidade e não apresentaram problemas significativos, conforme os resultados discutidos da Tabela 5. Foram feitos também testes de robustez e retirada das variáveis não significantes para reduzir a multicolinearidade, e isso não alterou os resultados dos modelos.

Por fim, o teste de correlação de Spearman mostra uma correlação positiva significativa para as variáveis Big4 e Tam, justificada pelo fato de que empresas maiores tendem a contratar maiores empresas para realizarem suas auditorias, devido à complexidade. Destaca-se também a correlação negativa entre as variáveis Liq e Endiv, devido à natureza de seus cálculos.

Contudo, vale ressaltar que a análise preliminar das variáveis pelo teste de correlação de *Spearman* apresenta somente indícios a serem comprovados pelos testes de regressão. Além da matriz de correlações, foram feitos testes estatísticos a fim de averiguar os pressupostos dos modelos de regressão, conforme Tabela 5.

Tabela 5

Testes Estatísticos para Verificação de Pressupostos e Escolha de Modelo

| Pressuposto a ser verificado | Teste aplicado | Modelo 1 | Modelo 2 | Modelo 3 |
|----------------------------------|---------------------------------|-------------|-------------|-------------|
| | | Coef. | Coef. | Coef. |
| Multicolinearidade | | | | |
| LB | | 3,82 | 1,01 | 1,01 |
| Big4 | | 2,27 | 1,56 | 1,45 |
| LB_Big4 | | 4,71 | | |
| Rod | | 1,01 | 3,15 | 1,32 |
| Rod_Big4 | | | 3,22 | |
| Desc_Rod_Big4 | VIF (Variance Inflation Factor) | | | 1,33 |
| Liq | | 1,23 | 1,23 | 1,23 |
| Idad | | 1,09 | 1,09 | 1,09 |
| Tam | | 1,28 | 1,29 | 1,28 |
| Endiv | | 1,34 | 1,34 | 1,34 |
| Desemp | | 1,04 | 1,04 | 1,04 |
| Valor Médio do Modelo | | 1,98 | 1,66 | 1,23 |
| Autocorrelação Serial | Wooldridge | 56,96*** | 58,70*** | 57,71*** |
| Heterocedasticidade | White | 23,11*** | 29,51*** | 14,34*** |
| Escolha entre modelos | | | | |
| <i>Pooled</i> ou EA | Breusch-Pagan | 360,02*** | 355,52*** | 360,19*** |
| <i>Pooled</i> ou EF | Teste F de Chow | 4,14*** | 4,13*** | 4,08*** |
| EA ou EF | Teste de Hausman | -203,06 | -202,45 | -191,44 |
| EA ou EF sob heterocedasticidade | Hausman Robusto | 203,05*** | 202,44*** | 191,43*** |

Sendo: ***, ** e * significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Ao analisar os testes empregados, verifica-se que nenhum dos modelos apresenta multicolinearidade significativa, dado que somente resultados do teste VIF acima de 5 podem indicar possíveis problemas com multicolinearidade, conforme esclarecido por Marcoulides e Raykov (2019). Nos três modelos, tanto os valores médios quanto individuais do VIF ficaram abaixo de 5, não indicando problemas. Na análise da autocorrelação serial, o teste de Wooldridge apresentou significância, indicando a presença, o que foi corrigido aplicando a técnica de correção de Newey-West (Cameron & Trivedi, 2005). Houve a detecção de heterocedasticidade nos modelos, a qual foi corrigida na aplicação de coeficientes robustos.

Além disso, após verificação dos testes estatísticos para a escolha entre modelos, optou-se pela realização de um modelo de regressão de efeitos fixos para dados em painel, cujos resultados estão apresentados na Tabela 6. No modelo de efeitos fixos, considera-se que a variação é mais proeminente entre cada empresa do que a variação intraindividual (Fávero, 2015), ou seja, embora existam diferenças nos dados ao longo do tempo para cada empresa (intra), essas são consideravelmente menores do que as mudanças de comportamento das variáveis entre as empresas. Logo, o objetivo foi considerar a existência de efeitos individuais, capazes de representar as heterogeneidades entre as empresas, capturando suas diferenças invariantes no tempo, conforme discorre Fávero (2015).

Tabela 6

Regressão em Painel – Efeitos Fixos

| Painel A | | Modelo 1a | | Modelo 1b | | | |
|------------------|--------------|------------------|--|------------------|-----------|-----------------|-----------|
| Variáveis | Coef. | z | | Coef. | z | | |
| LB | | | | -1,801 | -3,82*** | | |
| Big4 | | | | -0,154 | -0,14 | | |
| LB_Big4 | | | | | | | |
| Rod | | | | -10,603 | -13,03*** | | |
| Rod_Big4 | | | | | | | |
| Desc_Rod_Big4 | | | | | | | |
| Liq | -0,505 | -1,28 | | -0,361 | -0,93 | | |
| Idad | 0,742 | 7,78*** | | 0,630 | 7,16*** | | |
| Tam | 8,724 | 5,66*** | | 8,083 | 5,43*** | | |
| Endiv | 1,694 | 1,48 | | 1,720 | 1,52 | | |
| Desemp | 6,276 | 3,51*** | | 5,554 | 3,12*** | | |
| R ² | | 0,036 | | | 0,060 | | |
| Painel B | | Modelo 1c | | Modelo 2 | | Modelo 3 | |
| Variáveis | Coef. | z | | Coef. | z | Coef. | z |
| LB | -3,995 | -4,04*** | | -1,810 | -3,84*** | -1,743 | -3,70*** |
| Big4 | -1,508 | -1,27 | | 0,450 | 0,41 | -0,584 | -0,54 |
| LB_Big4 | 3,013 | 2,69*** | | | | | |
| Rod | -10,582 | -13,01*** | | -7,333 | -4,60*** | -12,634 | -12,51*** |
| Rod_Big4 | | | | -4,783 | -2,63*** | | |
| Desc_Rod_Big4 | | | | | | 7,844 | 5,51*** |
| Liq | -0,373 | -0,96 | | -0,347 | -0,89 | -0,352 | -0,90 |
| Idad | 0,627 | 7,12*** | | 0,634 | 7,25*** | 0,607 | 7,00*** |
| Tam | 8,169 | 5,48*** | | 7,975 | 5,43*** | 7,977 | 5,41*** |
| Endiv | 1,715 | 1,52 | | 1,733 | 1,54 | 1,709 | 1,51 |
| Desemp | 5,543 | 3,10*** | | 5,574 | 3,14*** | 5,562 | 3,13*** |
| R ² | | 0,061 | | 0,061 | | 0,062 | |

Nota: os modelos 1a e 1b, localizados no painel A, reforçam a análise de efeitos fixos para o modelo 1c, conforme sugerido por Dimic *et al.* (2015). No painel B, o Modelo 1c, representado pela Equação 2, tem o objetivo primário de identificar a relação da LB com o Tempo para Divulgação das DFPs, e observar também se demonstrações conformes à LB e auditadas por Big4 levam mais ou menos tempo. O Modelo 2 foi desenvolvido em seguida, para entender se a mudança no tempo consiste no fato de trocar a firma de auditoria, enquanto o Modelo 3, e final, busca relacionar a conformidade à LB e esta troca com o Tempo para Divulgação.

Sendo: ***, ** e * significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Na análise das regressões, em todos os modelos, é possível observar que a LB apresentou significância estatística, negativamente relacionada ao tempo para divulgação. Assim, foi possível confirmar a primeira hipótese de pesquisa, de que empresas que possuem os saldos das contas contábeis em conformidade com a LB apresentam menor tempo para divulgação das DFPs. Esse ponto é um achado para a literatura existente, explorando a influência no tempo de divulgação de uma variável até então não relacionada a esse tema em específico, a LB. Essa relação pode trazer *insights* para novas pesquisas e colabora para o entendimento da tempestividade e de sua relação com a confiabilidade.

Adicionalmente, os modelos 1c, 2 e 3 trazem resultados para analisar as hipóteses 2, 3 e 4, respectivamente. Verificou-se que a variável isolada de *Big Four* não foi significativa em explicar o tempo para entrega das DFPs. Porém, quando moderada pela conformidade com a LB (Modelo 1c), apresentou relação positiva com a variável dependente. Com isso, é possível interpretar que as empresas que estavam conformes nos períodos e foram auditadas por *Big Four* levam mais tempo para publicar suas DFPs, sugerindo a existência de maior esforço da auditoria em orientações para que essas DFPs se apresentem conformes. Contudo, esse resultado contrapõe-se ao exposto pela teoria de que as empresas *Big4*, por terem mais *expertise*, seriam mais rápidas na auditoria (Baatwah *et al.*, 2019). Sendo assim, o resultado implica a não aceitação da segunda hipótese desta pesquisa.

A variável Rodízio de auditoria (Rod), sem qualquer moderação, apresentou um alto coeficiente que traduz uma relação negativa com o tempo para entrega das DFPs, ou seja, empresas com rodízio de auditoria apresentam menor tempo para entrega das DFPs. Esse resultado corrobora com a pesquisa de Camargo e Flach (2016), a qual consiste na ideia de que a troca da auditoria pode se dar pela necessidade de contratação de novas firmas com maior *expertise* no setor, o que reduziria o tempo para entrega das DFPs. Nessa mesma linha, Martani *et al.* (2021) trazem, em sua pesquisa, que o rodízio pode aumentar a qualidade da auditoria, ponto este que pode ser relacionado à melhor tempestividade de entrega dos relatórios dos auditores (Rusmin & Evans, 2017).

Por outro lado, a relação negativa encontrada com a variável de rodízio de auditoria contradiz a ideia apresentada na metodologia de que firmas novas de auditoria demandariam mais tempo para o aprendizado dos processos. Sharma *et al.* (2017) apresentam a ideia de que o rodízio aumentaria o tempo, afinal as novas firmas não estariam habituadas ao setor. Entretanto, os achados desses autores pontuam que esses efeitos são mais pronunciados para auditores não *Big Four*, o que corrobora os resultados encontrados a partir da moderação da variável Rod_Big4 feita no Modelo 2 de que o rodízio não foi capaz de atrasar a entrega, uma vez que a nova firma possui maior agilidade por ser uma *Big Four*.

No Modelo 2, buscou-se entender o efeito do rodízio de auditoria combinado à ideia de que a nova empresa de auditoria seria uma *Big Four*, no tempo para entrega das DFPs. Para isso, verifica-se que a variável Rod_Big4 também apresentou significância, porém com um coeficiente negativo. Esse resultado alude que as empresas que praticaram a troca da auditoria, sendo a nova firma uma *Big Four*, divulgaram as DFPs em menor tempo, corroborando a ideia da literatura de que as firmas *Big Four* tendem a ter mais recursos e *expertise* em torno dos procedimentos de auditorias (Bugeja & Loyeung, 2015), o que poderia implicar maior celeridade no processo e diminuir o tempo necessário para divulgação das DFPs. Isso mostra que, apesar de haver rodízio, a nova firma de auditoria ser uma *Big Four* prevalece sobre essa moderação, causando a não rejeição da terceira hipótese.

Por fim, a partir do entendimento do impacto da firma de auditoria ser uma *Big Four*, elaborou-se o Modelo 3. Neste modelo, observa-se que aquelas empresas que estavam em desconformidade com a LB no período anterior (t-1), passaram por rodízio de auditoria e foram auditadas no período corrente por uma *Big Four* apresentaram coeficientes positivos. Isso quer dizer que essas empresas levaram mais tempo em divulgar suas informações financeiras, o que corrobora a suposição de que as *Big Four* podem ter demandado maior tempo para suas análises devido à não confiabilidade dos dados apontada pela desconformidade com a LB em t-1. Isso se dá, pois essas empresas de auditoria, por utilizarem a LB em seus testes (Silva & Carreira, 2013), estariam empregando maiores esforços, que tomam mais tempo, para transformar a desconformidade em conformidade à LB nas empresas auditadas, o que traria, de certa forma, maior confiabilidade aos dados divulgados e auditados, corroborando a ideia de Afza e Nazir (2014). Esse resultado culmina na não rejeição da quarta e última hipótese. O achado desta pesquisa indica que, apesar de a auditoria por *Big4* indicar melhora na confiabilidade, os relatórios dos auditores foram mais demorados para garantir a conformidade outrora não identificada, o que retarda o processo de divulgação das DFPs e pode comprometer a tempestividade da informação.

Esse contexto evidencia a importância da análise da conformidade dos números à LB no estudo de fatores que influenciam a tempestividade dos dados e que tangem às firmas de auditoria, ponto este relevante aos usuários das demonstrações. As evidências encontradas na pesquisa realizada contribuem de maneira prática, munindo os *stakeholders* de relações características da informação contábil exploradas de forma inovadora, com a LB como representante da confiabilidade dos dados e sua relação com a tempestividade, por meio do tempo para divulgação das informações contábeis. Assim, esses usuários podem englobar os resultados encontrados em seus processos decisórios, rumo a uma alternativa de maior racionalidade e benefício, considerando uma melhor mensuração do risco de divulgação da informação.

Ademais, os achados do modelo 3 ressaltam a importância de se considerar o trabalho da auditoria no processo de elaboração das DFPs, bem como sua relação com a Lei de Benford, não somente no Brasil, que é a amostra deste trabalho, mas generalizados em nível global. Isso preenche o GAP da literatura e reforça as relações entre confiabilidade e tempestividade, por meio da constatação de relações anteriormente inexploradas entre Lei de Benford, Tamanho da Firma de Auditoria, Rodízio de Auditoria e Tempo para Divulgação das Informações Contábeis.

Além dessas variáveis, houve variáveis de controle significantes para todos os modelos. A respeito delas, a variável de controle Idade da Empresa (Idad) também foi significativa em impactar positivamente o tempo para entrega das DFPs, resultado esse que ratifica o que foi encontrado no teste de correlação de Spearman, o qual gerou indícios de correlação positiva entre essas variáveis. Assim, esse modelo traz a ideia de que empresas mais maduras apresentam maior tempo para entrega das DFPs e contradiz o pensamento apresentado de que empresas mais antigas possuem maiores históricos, facilitando a detecção de possíveis desvios pela auditoria, o que acarretaria menor tempo para entrega das DFPs. Essa agilidade de empresas mais novas, ou seja, listadas há menos tempo, pode se dar com o intuito de tornar suas ações mais atrativas aos investidores (Jura & Tewu, 2021).

A variável Tamanho da Empresa (Tam) também foi contra a literatura prévia no assunto e contra o encontrado no teste de correlação de Spearman, indicando que empresas maiores são mais lentas em publicar seus demonstrativos. Essa demora de empresas maiores pode se dar devido à maior complexidade das operações e maior número de filiais, o que pode demandar mais tempo para confecção das DFPs (Turel, 2010).

Por fim, a última variável significativa foi o Desempenho (Desemp) das empresas, que impactou positivamente o tempo para entrega das DFPs. O Desempenho, medido pelo ROE, também apresentou uma correlação positivamente significativa pelo teste de Spearman. Esse resultado contraria a literatura prévia, pois se entende que empresas com maior desempenho possuem incentivos a reportar as informações de maneira pontual, de modo que teriam menor tempo para entrega das DFPs (Annisa & Hamzah, 2020). Entretanto, o ótimo desempenho, de maneira consistente, pode servir de motivo para maior número de testes por parte dos auditores, na intenção de averiguar a veracidade das informações. Este último ponto levaria empresas com melhor desempenho a terem maior tempo para divulgação de suas DFPs, conforme encontrado pelo modelo deste trabalho.

4.1 Testes adicionais

Visando realizar uma análise de robustez sobre as estimativas dos coeficientes, foi aplicado um modelo de regressão em painel com efeitos aleatórios, diferente da técnica de efeitos fixos aplicada nos modelos principais. Os resultados podem ser observados na Tabela 7.

Tabela 7

Regressão em Painel – Efeitos Aleatórios

| Painel A | Modelo 1a | | Modelo 1b | | | |
|----------------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|
| | Variáveis | Coef. | z | Coef. | z | |
| LB | | | | -1,855 | -4,19*** | |
| Big4 | | | | -2,526 | -2,45** | |
| LB_Big4 | | | | | | |
| Rod | | | | -11,871 | -15,87*** | |
| Rod_Big4 | | | | | | |
| Desc_Rod_Big4 | | | | | | |
| Liq | -0,416 | -1,06 | | -0,312 | -0,81 | |
| Idad | 0,172 | 5,42*** | | 0,131 | 4,33*** | |
| Tam | 0,178 | 0,27 | | 0,293 | 0,43 | |
| Endiv | 1,492 | 1,41 | | 1,146 | 1,09 | |
| Desemp | 7,297 | 3,60*** | 6,348 | 3,19*** | 6,348 | 3,19*** |
| R ² | | 0,028 | | | 0,065 | |
| Painel B | Modelo 1c | | Modelo 2 | | Modelo 3 | |
| Variáveis | Coef. | z | Coef. | z | Coef. | z |
| LB | -3,877 | -3,95*** | -1,865 | -4,22*** | -1,766 | -4,01*** |
| Big4 | -3,780 | -3,45*** | -1,953 | -1,92* | -2,938 | -2,86*** |
| LB_Big4 | 2,768 | 2,45** | | | | |
| Rod | -11,849 | -15,83*** | -8,499 | -4,81*** | -14,279 | -14,88*** |
| Rod_Big4 | | | -4,938 | -2,52** | | |
| Desc_Rod_Big4 | | | | | 9,472 | 6,93*** |
| Liq | -0,324 | -0,84 | -0,303 | -0,79 | -0,310 | -0,81 |
| Idad | 0,132 | 4,35*** | 0,131 | 4,34*** | 0,127 | 4,24*** |
| Tam | 0,304 | 0,45 | 0,251 | 0,37 | 0,263 | 0,39 |
| Endiv | 1,172 | 1,12 | 1,165 | 1,12 | 1,122 | 1,07 |
| Desemp | 6,341 | 3,16*** | 6,362 | 3,20*** | 6,353 | 3,19*** |
| R ² | | 0,062 | | 0,066 | | 0,068 |

Sendo: ***, ** e * significante a 1%, 5% e 10%, respectivamente.

Os resultados por meio da metodologia de painel para Efeitos Aleatórios, de maneira geral, foram consistentes com os modelos feitos para Efeitos Fixos e com a correção de Newey-West. As variáveis de interesse, LB e suas moderações, mantiveram-se significantes a pelo menos 2 dos 3 níveis estipulados. Os sinais de relação com o tempo para entrega das demonstrações também se mantiveram os mesmos. Entre as poucas diferenças, destaca-se a variável de interação Big4, que apresentou mudança de sinal no segundo modelo e passou a ser significativa a 10%, e a perda de significância na variável Tamanho.

5 Considerações finais

Na busca pela garantia de elementos qualitativos da informação contábil, o objetivo deste trabalho foi verificar se a conformidade com a Lei de Benford teria relação com o tempo necessário para publicação dos relatórios dos auditores sobre as demonstrações contábeis, bem como mensurar o esforço das firmas Big4. Para isso, foi utilizada uma amostra de saldos de contas contábeis de 205 empresas brasileiras, com dados coletados trimestralmente, no período de 2010 a 2019, analisados por uma regressão com dados em painel.

Os resultados permitiram não rejeitar a primeira hipótese da pesquisa, ou seja, a Lei de Benford pôde ser usada com o intuito de explicar o tempo para entrega das DFPs com significância no modelo aos níveis estipulados. Além disso, as outras 3 hipóteses, discutidas por meio das moderações adicionadas, permitiram a interpretação do esforço das firmas de auditoria. Foi possível perceber com significância que empresas que estavam desconformes com a LB em t-1 passaram por uma troca da firma de auditoria, em que as novas firmas de auditoria foram uma *Big Four*, apresentaram maior tempo para entrega de suas demonstrações. Esse resultado sugere não somente a importância de se analisar a conformidade com a LB em se tratando do tempo para divulgação das informações, mas sua relação com a firma que está realizando a auditoria. Para ratificar esse resultado, que é a desconformidade com LB que provocou maior esforço das firmas buscando a conformidade, foi rodado o modelo 2, o qual demonstrou que somente o rodízio de auditoria em que uma *Big Four* assumiu, afetou negativamente o tempo de entrega, acarretando maior celeridade nas divulgações.

Ademais, entre as 7 variáveis de controle adicionadas, as variáveis Tamanho (Tam), Idade da empresa (Idad), Rodízio de Auditoria (Rod) e Desempenho (Desemp) foram significantes a 1% em explicar o tempo para entrega das DFPs. Dentre essas, Rod apresentou coeficiente negativo, ou seja, empresas que apresentaram rodízio na firma que realiza suas auditorias apresentaram um menor período em dias para entrega das DFPs. Já Tam, Idad e Desemp influenciam com coeficientes positivamente relacionados, isto é, quanto maiores são os ativos totais, mais madura é a empresa, ou maior ROE é apresentado, maior o período em dias de tempo para entrega das DFPs.

Esta pesquisa é capaz de contribuir em várias vertentes no que diz respeito à manutenção e ao uso das informações contábeis. Ao se analisar na perspectiva dos investidores, usuários da informação contábil, este estudo pode colaborar por meio da caracterização de variáveis que influenciam o tempo para entrega das DFPs, indicador que pode impactar negativamente a pontualidade da divulgação das informações contábeis, comprometendo a tempestividade da informação. Na ótica das empresas, este estudo pode auxiliar na eficiência das decisões de investimentos, principalmente em fusões e aquisições, visto que é possível traçar um perfil de empresas, por meio das variáveis, com informações mais confiáveis, relevantes e tempestivas. Por fim, as firmas de auditoria também podem ser beneficiadas no que diz respeito à eficiência nos relatórios, ao conhecerem previamente o perfil das empresas e as variáveis que mais impactam o tempo para entrega das DFPs. Os achados sobre a influência da conformidade dos números à Lei de Benford no tempo para entrega das DFPs são inusitados na literatura e reforçam a importância da exploração dos recursos dessa lei como ferramenta a ser utilizada nas análises de auditoria.

Além disso, o presente estudo explora a relação do tamanho da firma de auditoria com dois aspectos qualitativos da informação contábil, que são a tempestividade e a confiabilidade, os quais essas firmas almejam, com o intuito de aumentar a utilidade da informação divulgada aos usuários. A garantia dessas características é de suma importância para a elaboração de modelos preditivos, normas, estudo de demonstrações contábeis e análises de viabilidade de investimentos. E, para isso, esta pesquisa fortalece a literatura a respeito das variáveis que podem influenciar essas características, inclusive com relações ainda não exploradas.

Por fim, para o cálculo da Lei de Benford, esta pesquisa apresentou algumas limitações no que diz respeito à consideração de conformidade somente para primeiros dígitos. A análise de conformidade com primeiros e segundos dígitos tornaria o número de períodos conformes muito menor, e com isso deixaria o modelo mais restrito. Uma solução para essa limitação seria aumentar a quantidade de empresas e períodos na amostra. Além disso, apesar de ter-se encontrado uma relação inusitada, o poder explicativo geral do modelo não foi muito elevado, o que poderia ser resolvido adicionando-se mais variáveis capazes de explicar o tempo para divulgação das informações contábeis.

Ademais, uma sugestão de pesquisa futura seria a utilização, conforme descrito por Nigrini (2012), em amostras maiores e com testes dos segundos e dos dois primeiros dígitos, além do teste do primeiro. Esse aspecto poderia explorar diferentes relações entre a LB, o tempo para entrega das DFPs e as outras variáveis supramencionadas. Além disso, sugere-se também a reprodução desses testes em outros mercados, como o dos Estados Unidos, o que possibilitaria garantir maiores amostras e, assim, ratificar os resultados encontrados.

Referências

- Abdul A.N., Othman, R., Mohd Bukhori, M.A., Mohd, A.S.M., & Abdul, M.A. (2017). Detecting accounting anomalies using Benford's law: evidence from the Malaysian public sector. *Management & Accounting Review*, 16(2), 1-32.
- ACFE - Association of Certified Fraud Examiners. (2022). Occupational Fraud 2022: A Report to the nations. Recuperado em 06 setembro, 2022, de <https://acfe-public.s3.us-west-2.amazonaws.com/2022+Report+to+the+Nations.pdf>
- Afza, T., & Nazir, M. S. (2014). Audit quality and firm value: A case of Pakistan. *Research Journal of Applied Sciences, Engineering and Technology*, 7(9), 1803-1810.
- Aktaş, R., & Karğın, M. (2011). Timeliness of reporting and the quality of financial information. *International research journal of finance and economics*, 63(1), 71-77.
- Amiram, D., Bozanic, Z., & Rouen, E. (2015). Financial statement errors: evidence from the distributional properties of financial statement numbers. *Review of Accounting Studies*, 20(4), 1540-1593. <https://doi.org/10.1007/s11142-015-9333-z>
- Amorim, A.L.G.C., Lima, I.S., & Murcia, F.D.R. (2012). Análise da relação entre as informações contábeis e o risco sistemático no mercado brasileiro. *Revista Contabilidade & Finanças - USP*, 23(60), 199-211. <https://doi.org/10.1590/s1519-70772012000300005>
- Annisa, M.L., & Hamzah, R.S. (2020). Influence of debt to equity ratio, return on asset ratio, and firm size on audit delay. *Sriwijaya International Journal of Dynamic Economics and Business*, 4(4), 315-324. <https://doi.org/10.29259/sijdeb.v4i4.315-324>
- Baatwah, S. R., Al-Ebel, A. M., & Amrah, M. R. (2019). Is the type of outsourced internal audit function provider associated with audit efficiency? Empirical evidence from Oman. *International Journal of Auditing*, 23(3), 424-443. <https://doi.org/10.1111/ijau.12170>
- Balcioğlu, Y. S., Merter, A. K., Çerez, S., & Özer, G. (2024). Detecting Manipulation: Anomaly Analysis of Annual Reports of Firms Listed on Borsa. In *Sustainable Development in Banking and Finance: 7th International Conference on Banking and Finance Perspectives, Famagusta, Northern Cyprus*. Springer Nature. 93-104.
- BBC Brasil. (2008). Entenda a quebra do banco Lehman Brothers. Entenda a Quebra Do Banco Lehman Brothers. Recuperado em 18 setembro, 2022, de https://www.bbc.com/portuguese/reporterbbc/story/2008/09/080915_lehman_qa_pu

- Benford, F. (1938). The Law of Anomalous Numbers. *American Philosophical Society*, 78(4), 551–572. <http://www.jstor.org/stable/984802>
- Bhattacharya, S., Xu, D., & Kumar, K. (2010). An ANN-based auditor decision support system using Benford's law. *Decision Support Systems*, 50(3), 576–584. <https://doi.org/10.1016/j.dss.2010.08.011>
- Bose, I., Piramuthu, S., & Shaw, M. J. (2011). Quantitative methods for Detection of Financial Fraud. *Decision Support Systems*, 50(3), 557–558. <https://doi.org/10.1016/j.dss.2010.08.005>
- Boland, V. (2008). The saga of Parmalat's collapse. *Financial Times*. Recuperado em 03/05/2024, de <https://www.ft.com/content/c275dc7c-cd3a-11dd-9905-000077b07658>
- Brenner, G.A., & Brenner, R. (1982). Memory and Markets, or Why Are You Paying \$2.99 for a Widget? *Journal of Business*, 55(1), 147–158. <http://www.jstor.org/stable/2352858>
- Budiman, M., Anwar, C., & Sudjono, S. (2021). Factors Affecting Fraud Prevention And Its Implication To The Quality Of Financial Statements. *Journal of Applied Finance and Accounting*, 8(1), 1–25. <https://doi.org/10.21512/jafa.v8i1.6858>
- Bugarin, M.S., & Cunha, F.C.R. (2017). Lei de Benford aplicada à auditoria da reforma do Aeroporto Internacional de Minas Gerais. *Revista do Serviço Público Brasília*, 68(4), 915–940. <https://revista.enap.gov.br/index.php/RSP/issue/view/182/showToc>
- Bugeja, M., & Loyeung, A. (2015). What drives the allocation of the purchase price to goodwill?. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 11(3), 245–261. <https://doi.org/10.1016/j.jcae.2015.10.002>
- Camargo, R.D.C.C.P., & Flach, L. (2016). Audit report lag e expertise da firma de auditoria: uma análise com empresas listadas na BM&FBOVESPA. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 181–203. <https://asaa.emnuvens.com.br/asaa/article/view/241>
- Cameron, A.C., & Trivedi, P.K. (2005). *Microeconometrics: methods and applications*. Cambridge University Press.
- Cao, J., Luo, X., & Zhang, W. (2020). Corporate employment, red flags, and audit effort. *Journal of Accounting and Public Policy*, 39(1), 106710. <https://doi.org/10.1016/j.jaccpubpol.2019.106710>
- Carslaw, C.A.P.N. (1988). Anomalies in Income Numbers: Evidence of Goal Oriented Behavior. *Accounting Review*, 63(2), 321–327. <http://www.jstor.org/stable/248109>
- Carslaw, C.A.P.N., & Kaplan, S. E. (1991): An Examination of Audit Delay: Further Evidence from New Zealand, *Accounting and Business Research*, 22(85), 21–32. <https://doi.org/10.1080/00014788.1991.9729414>
- CPC 00 R2. (2019). Pronunciamento Técnico CPC 00 (R2) - Estrutura Conceitual Para Relatório Financeiro. (2019). Recuperado em 15 janeiro, 2024, de <https://www.cpc.org.br/CPC/Documentos-Emitidos/Pronunciamentos/Pronunciamento?Id=80>
- CRCCE- Comitê Regional de Contabilidade do Ceará. Origem da auditoria contábil. Recuperado em 11 setembro, 2022, de <https://www.crc-ce.org.br/fiscalizacao/informacoes-importantes/auditoria-contabil/>
- Costa, J. I. D. F., Santos, J. D., & Travassos, S. K. D. M. (2012). Análise de conformidade nos gastos públicos dos entes federativos: aplicação da lei de newcomb-benford para o primeiro e segundo dígitos dos gastos em dois estados brasileiros. *Revista Contabilidade & Finanças*, 23, 187–198. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772012000300004>
- Cunha, F.C.R., Bugarin, M.S., & Portugal, A.C. (2016). Seleção de amostra de auditoria de obras públicas pela Lei de Benford: versão estendida. *São Paulo: Intituto Brasileiro de Auditoria de Obras Públicas (IBRAOP)*. Recuperado em 13 setembro, 2022, de <https://www.ibraop.org.br/conteudo-tecnico/publicacoes/>

- Dao, M., & Pham, T. (2014). Audit tenure, auditor specialization and audit report lag. *Managerial Auditing Journal*, 29(6), 490-512. <https://doi.org/10.1108/MAJ-07-2013-0906>
- Dawson, J. F. (2014). Moderation in management research: What, why, when, and how. *Journal of business and psychology*, 29(1), 1-19. <https://doi.org/10.1007/s10869-013-9308-7>
- De Franco, G., Kothari, S.P., & Verdi, R.S. (2011). The benefits of financial statement comparability. *Journal of Accounting Research*, 49(4), 895-931. <https://doi.org/10.1111/j.1475-679X.2011.00415.x>
- Dibia, N.O., & Onwuchekwa, J.C. (2013). An examination of the audit report lag of companies quoted in the Nigeria stock exchange. *International Journal of Business and Social Research*, 3(9), 8-16.
- Dimic, N., Orlov, V., & Piljak, V. (2015). The political risk factor in emerging, frontier, and developed stock markets. *Finance Research Letters*, 15, 239-245. <https://doi.org/10.1016/j.frl.2015.10.007>
- Durtschi, C., Hillison, W., & Pacini, C. (2004). The effective use of Benford's law to assist in detecting fraud in accounting data. *Journal of Forensic Accounting*, 5(1), 17-34.
- Dutta, A., Voumik, L. C., Kumarasankaralingam, L., Rahaman, A., & Zimon, G. (2023). The Silicon Valley Bank failure: Application of Benford's law to spot abnormalities and risks. *Risks*, 11(7), 120. <https://doi.org/10.3390/risks11070120>
- Farris, P. G. (2021). O objetivo da contabilidade e a sua validade para o direito. *Revista de Direito Contábil Fiscal*, 3(6), 155-168.
- Fávero, L. P. (2015). *Análise de dados: modelos de regressão com Excel®, STATA® e SPSS®*. Rio de Janeiro: Elsevier, 1ª ed.
- Filho, M.A.F.M. (2013). A Confiabilidade dos Dados Financeiros de Hospitais Filantrópicos Canadenses: Um Estudo Empírico Baseado na Lei de Benford. *Sociedade, Contabilidade e Gestão*, 8(2), 47-63.
- Ganz, A.C.S., Bilk, Â., Marques, L., & da Cunha, P.R. (2019). Relação entre a especialização da Firma de Auditoria e Audit Delay. *Enfoque: Reflexão Contábil*, 38(2), 123-140.
- Goh, C. (2020). Applying visual analytics to fraud detection using Benford's law. *Journal of Corporate Accounting & Finance*, 31(4), 202-208. <https://doi.org/10.1002/jcaf.22440>
- Grammatikos, T., & Papanikolaou, N.I. (2020). Applying Benford's law to detect accounting data manipulation in the banking industry. *Journal of Financial Services Research*, 59(1), 115-142. <https://doi.org/10.1007/s10693-020-00334-9>
- Harb, E.G., Nasrallah, N., El Khoury, R., & Hussainey, K. (2023). Applying Benford's law to detect accounting data manipulation in the pre-and post-financial engineering periods. *Journal of Applied Accounting Research*, 24(4), 745-768. <https://doi.org/10.1108/JAAR-05-2022-0097>
- Harris, M., & Raviv, A. (1990). Capital Structure and the Informational Role of Debt. *The Journal of Finance*, 45(2), 321-349. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb03693.x>
- He, L. (2024). Biggest fraud in Chinese history? Beijing accuses Evergrande of inflating revenues by \$78 billion. *Cnn Business*. Recuperado em 03 de maio, 2024, de <https://edition.cnn.com/2024/03/19/business/china-evergrande-fraud-csrc-investigation-hnk-intl/index.html>
- Hamida, A. B., de Peretti, C., & Belkacem, L. (2024). The link between abnormal numbers and price movements of financial securities: How does Benford's law predict stock returns?. *International Review of Financial Analysis*, 95(Part C), 103517. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2024.103517>
- Hartmann, C. F., & Martinez, A. L. (2020). Tax aggressiveness and Big4 audit firms. *REUNIR - Revista de Administração Contabilidade e Sustentabilidade*, 10(3), 37-46.

- Idawati, W., Prabowo, H.S., & Rachmadi, D.I. (2023). The Effect of Profitability, Solvency, and Liquidity on Audit Report Lag in the Period before and During the Covid 19 Pandemic. *International Journal of Social Science and Education Research Studies*, 3(5), 878-887. <https://doi.org/10.55677/ijssers/V03I5Y2023-17>
- Iksan, D.J., Cahyono, Y., & Suryani, P. (2021). The characteristics of auditee and audit report lag. *Jurnal Riset Akuntansi Terpadu*, 14(1).
- Jensen, M.C., & Meckling, W.H. (1976). Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure. *Journal of Financial Economics*, 305–360.
- Jiménez, C., & Mendonça, H. (2015) Petrobras reconhece perda de 6,2 bilhões de reais com a corrupção. *El País*. Recuperado em 05 setembro, 2022, de https://brasil.elpais.com/brasil/2015/04/23/politica/1429744001_078177.html
- Jura, J.V.J., & Tewu, M.D. (2021). Factors Affecting Audit Report Lag (Empirical Studies on Manufacturing Listed Companies on the Indonesia Stock Exchange). *Petra International Journal of Business Studies*, 4(1), 44-54.
- Kaiser, M. (2019). Benford's law as an indicator of survey reliability—can we trust our data?. *Journal of Economic Surveys*, 33(5), 1602-1618. <https://doi.org/10.1111/joes.12338>
- Kanapickienė, R., & Grundienė, Ž. (2015). The Model of Fraud Detection in Financial Statements by Means of Financial Ratios. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 213, 321–327. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2015.11.545>
- Kazemi, H., & Kola, B. K. D. (2015). Relationship between the advantage of timeliness and reliability of financial reporting and its impact on financial reporting quality. *Journal UMP Social Sciences and Technology Management*, 3(1), 78-90.
- Klapper, L.F., & Love, I. (2004). Corporate governance, investor protection, and performance in emerging markets. *Journal of Corporate Finance*, 10(5), 703-728. [https://doi.org/10.1016/S0929-1199\(03\)00046-4](https://doi.org/10.1016/S0929-1199(03)00046-4)
- Kusuma, M. (2021). Measurement of Return on Asset (ROA) based on Comprehensive Income and its Ability to Predict Investment Returns: an Empirical Evidence on Go Public Companies in Indonesia before and during the Covid-19 Pandemic. *Ekuilibrum: Jurnal Ilmiah Bidang Ilmu Ekonomi*, 16(1), 94-106. <https://doi.org/10.24269/ekuilibrum.v16i1.2021.pp94-106>
- Marcoulides, K. M., & Raykov, T. (2019). Evaluation of variance inflation factors in regression models using latent variable modeling methods. *Educational and psychological measurement*, 79(5), 874-882. <https://doi.org/10.1177/0013164418817803>
- Martani, D., Rahmah, N. A., Fitriany, F., & Anggraita, V. (2021). Impact of audit tenure and audit rotation on the audit quality: Big 4 vs non big 4. *Cogent economics & finance*, 9(1), 1901395. <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1901395>
- Mohsin, M., Nurunnabi, M., Zhang, J., Sun, H., Iqbal, N., Iram, R., & Abbas, Q. (2021). The evaluation of efficiency and value addition of IFRS endorsement towards earnings timeliness disclosure. *International Journal of Finance & Economics*, 26(2), 1793-1807. <https://doi.org/10.1002/ijfe.1878>
- Morales, H. R., Porporato, M., & Epelbaum, N. (2022). Benford's law for integrity tests of high-volume databases: a case study of internal audit in a state-owned enterprise. *Journal of Economics, Finance and Administrative Science*, 27(53), 154-174. <https://doi.org/10.1108/JEFAS-07-2021-0113>
- Morshed, A. (2024). Assessing the economic impact of IFRS adoption on financial transparency and growth in the Arab Gulf countries. *Economies*, 12(8), 209. <https://doi.org/10.3390/economies12080209>

- Nardi, P.C.C., Amadi, A.F., & Silva, R.L.M. da. (2019). Análise da relação entre as características qualitativas da informação contábil e o audit delay. *Advances in Scientific and Applied Accounting*, 12(3), 101–119. <https://doi.org/10.14392/asaa.2019120306>
- Nardi, P.C.C. & Nakao, S.H. (2009). Gerenciamento de resultados e a relação com o custo da dívida das empresas brasileiras abertas. *Revista Contabilidade & Finanças - USP*, 20(51), 77-100. <http://dx.doi.org/10.1590/S1519-70772009000300006>
- NBC TA 200 (R1) (2016). Objetivos Gerais do Auditor Independente e a Condução da Auditoria em Conformidade com Normas de Auditoria. Recuperado em 11 setembro, 2022, de [https://www1.cfc.org.br/sisweb/SRE/docs/NBCTA200\(R1\).pdf](https://www1.cfc.org.br/sisweb/SRE/docs/NBCTA200(R1).pdf)
- Newcomb, S. (1881). Note on the frequency of use of the different digits in natural numbers. *American Journal of Mathematics*, 4(1), 39-40. <https://doi.org/10.2307/2369148>
- Nigrini, M.J., & Mittermaier L.J. (1997). The use of Benford's law as an aid in analytical procedures. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 16(2), 52-67.
- Nigrini, M.J. (1999). I've got your number. *Journal of Accountancy*, 187(5), 79–83.
- Nigrini, M.J., & Miller, S.J. (2009). Data diagnostics using second-order tests of benford's law. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 28(2), 305-324. <https://doi.org/10.2308/aud.2009.28.2.305>
- Nigrini, M.J. (2012). Benford's Law: Applications for forensic accounting, auditing, and fraud detection. *John Wiley & Sons*, 586, 199-244.
- Omar, N., Johari, Z.A., & Hasnan, S. (2015). Corporate Culture and the Occurrence of Financial Statement Fraud: A Review of Literature. *Procedia Economics and Finance*, 31(15), 367–372. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)01211-3](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)01211-3)
- Patel, P. C., Tsionas, M. G., & Guedes, M. J. (2022). Benford's law, small business financial reporting, and survival. *Managerial and Decision Economics*, 43(8), 3301-3315. <https://doi.org/10.1002/mde.3595>
- PwC. (2022). Protegendo o perímetro: o avanço da fraude externa. Pesquisa Global sobre Fraudes e Crimes Econômicos 2022. *PwC Brasil*, 1–23. Recuperado em 06 setembro, 2022, de https://www.pwc.com.br/pt/estudos/servicos/consultorianegocios/2022/GECS_2022.pdf
- Raweh, N. A. M., Abdullah, A. A. H., Kamardin, H., & Malek, M. (2021). Industry expertise on audit committee and audit report timeliness. *Cogent Business & Management*, 8(1), 1920113. <https://doi.org/10.1080/23311975.2021.1920113>
- Ricardino, A., & Carvalho, L.N. (2004). Breve retrospectiva do desenvolvimento das atividades de auditoria no Brasil. *Revista Contabilidade & Finanças - USP*, 15(35), 22-34. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772004000200002>
- Roychowdhury, S., Shroff, N., & Verdi, R. S. (2019). The effects of financial reporting and disclosure on corporate investment: A review. *Journal of Accounting and Economics*, 68(2-3), 101246. <https://doi.org/10.1016/j.jacceco.2019.101246>
- Rusmin, R., & Evans, J. (2017). Audit quality and audit report lag: Case of Indonesian listed companies. *Asian Review of Accounting*, 25(2), 191-210. <https://doi.org/10.1108/ARA-06-2015-0062>
- Santos, J., Diniz, J. A., & Corrar, L. J. (2005). O foco é a Teoria Amostral nos campos da auditoria contábil tradicional e da auditoria digital: testando a Lei de Newcomb-Benford para o primeiro dígito nas contas públicas. *BBR-Brazilian Business Review*, 2(1), 71-89.
- Santos, J. D., Ribeiro Filho, J. F., Lagioia, U., Alves Filho, B. F., & Araújo, I. J. C. D. (2009). Aplicações da lei de Newcomb-Benford na auditoria tributária do imposto sobre serviços de qualquer natureza (ISS). *Revista Contabilidade & Finanças*, 20(49), 79-94. <https://doi.org/10.1590/S1519-70772009000100006>

- Serrano, M.M., Silva, R.L.M., & Nardi, P.C.C. (2020). Audit Delay e a relação com a qualidade da informação contábil, custo da dívida e retorno das ações das empresas brasileiras e norte-americanas. *XVII Congresso USP de Iniciação Científica em Contabilidade*.
- Sharma, D. S., Tanyi, P. N., & Litt, B. A. (2017). Costs of mandatory periodic audit partner rotation: Evidence from audit fees and audit timeliness. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 36(1), 129-149. <https://doi.org/10.2308/ajpt-51515>
- Sidak, J.G. (2003). The failure of good intentions: The WorldCom fraud and the collapse of American telecommunications after deregulation. *Yale Journal on Regulation*, 20, 207. <http://hdl.handle.net/20.500.13051/8030>
- Silva, C.G., & Carreira, P.M.R. (2013). Selecting Audit Samples Using Benford's Law. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, 32(2), 53-65. <https://doi.org/10.2308/ajpt-50340>
- Silva, W.B.D., Travassos, S.K.D.M., & Costa, J.I.D.F. (2017). Using the Newcomb-Benford law as a deviation identification method in continuous auditing environments: a proposal for detecting deviations over time. *Revista Contabilidade & Finanças*, 28(73), 11-26. <https://doi.org/10.1590/1808-057x201702690>
- Sylwestrzak, M. (2023). Applying Benford's law to detect earnings management. *Journal of Economics and Management*, 45(1), 216-236. <https://doi.org/10.22367/jem.2023.45.10>
- Tanjung, A.H., & Aida, S.N. (2022). Effect of Company Size and Solvency on Audit Delay. *JASa (Jurnal Akuntansi, Audit dan Sistem Informasi Akuntansi)*, 6(1), 1-14. <https://doi.org/10.36555/jasa.v6i1.1716>
- Throckmorton, C.S., Mayew, W.J., Venkatachalam, M., & Collins, L.M. (2015). Financial fraud detection using vocal, linguistic and financial cues. *Decision Support Systems*, 74, 78-87. <https://doi.org/10.1016/j.dss.2015.04.006>
- Turel, A. (2010). Timeliness of financial reporting in emerging capital markets: Evidence from Turkey. *Istanbul University Journal of the School of Business Administration*, 39(2), 227-240.
- Unerman, J., & O'Dwyer, B. (2004). Enron, WorldCom, Andersen *et al.*: a challenge to modernity. *Critical Perspectives on Accounting*, 15(6-7), 971-993. <https://doi.org/10.1016/j.cpa.2003.04.002>
- Vasconcellos, M. (2018). Mais de R\$ 6 bilhões em depósitos judiciais "somem" de balanço da operadora Oi. *Consultor Jurídico*. Recuperado em 03 de maio, 2022, de <https://www.conjur.com.br/2018-abr-11/bilhoes-depositos-judiciais-somem-balanco-oi/>
- Wahyuni, E. T., Puspitasari, G., & Puspitasari, E. (2020). Has IFRS improved accounting quality in Indonesia? A systematic literature review of 2010-2016. *Journal of Accounting and Investment*, 21(1), 19-44.
- Yagui, N.T., & Nardi, P.C.C. (2021). Análise da influência do audit delay no retorno das ações e no custo da dívida de empresa brasileiras de capital aberto. *Revista Contemporânea de Contabilidade*, 18(46), 113-130. <https://doi.org/10.5007/2175-8069.2021.e72985>
- Yasar, A. (2013). Big four auditors' audit quality and earnings management: Evidence from Turkish stock market. *International Journal of Business and Social Science*, 4(17).
- Yamazaki, M. (2023, December 19). From scandal to delisting: Toshiba's long-running crisis. *Reuters*. Recuperado em 03 de maio, 2024, de <https://www.reuters.com/markets/deals/scandal-delisting-toshibas-long-running-crisis-2023-12-19/>
- Zhang, J. H. (2018). Accounting comparability, audit effort, and audit outcomes. *Contemporary Accounting Research*, 35(1), 245-276. <https://doi.org/10.1111/1911-3846.12381>