



UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO DE JANEIRO  
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO E CIÊNCIAS CONTÁBEIS  
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS CONTÁBEIS

Marcelo Santos Gomes Marques

**O USO DA LEI DE NEWCOMB-BENFORD PARA SELEÇÃO DE AMOSTRAS DE  
AUDITORIA NO SETOR PÚBLICO BRASILEIRO**

Rio de Janeiro  
2024

MARCELO SANTOS GOMES MARQUES

**O USO DA LEI DE NEWCOMB-BENFORD PARA SELEÇÃO DE AMOSTRAS DE  
AUDITORIA NO SETOR PÚBLICO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis da Universidade Federal do Rio de Janeiro, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Orientador: Prof. Dr. Joseph Vasconcelos  
Coorientador: Prof. Dr. Ronan Reis Marçal

Rio de Janeiro  
2024

### CIP - Catalogação na Publicação

M357u Marques, Marcelo Santos Gomes  
O USO DA LEI DE NEWCOMB-BENFORD PARA SELEÇÃO DE  
AMOSTRAS DE AUDITORIA NO SETOR PÚBLICO BRASILEIRO /  
Marcelo Santos Gomes Marques. -- Rio de Janeiro,  
2024.  
77 f.

Orientador: Joseph Vasconcelos.  
Coorientador: Ronan Reis Marçal.  
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do  
Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Contábeis,  
Programa de Pós-Graduação em Ciências Contábeis,  
2024.

1. lei de newcomb-benford. 2. auditoria. 3.  
setor público. I. Vasconcelos, Joseph, orient. II.  
Marçal, Ronan Reis, coorient. III. Título.

**Elaborado pelo Sistema de Geração Automática da UFRJ com os dados fornecidos pelo(a) autor(a), sob a responsabilidade de Miguel Romeu Amorim Neto - CRB-7/6283.**

Marcelo Santos Gomes Marques

**O USO DA LEI DE NEWCOMB-BENFORD PARA SELEÇÃO DE AMOSTRAS  
DE AUDITORIA NO SETOR PÚBLICO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada ao Programa de  
Pós-Graduação em Ciências Contábeis  
da Universidade Federal do Rio de  
Janeiro, como requisito para a obtenção  
do título de Mestre em Ciências  
Contábeis.

Rio de Janeiro, 09 de dezembro de 2024.

---

Prof. Dr. Joseph David Barroso Vasconcelos de Deus- Presidente  
Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

---

Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Carla Velloso – Membro Interno  
Universidade Federal do Rio de Janeiro (UFRJ)

---

Prof<sup>a</sup>. Dr<sup>a</sup>. Ana Jordânia de Oliveira Nicolay – Membro Externo  
Universidade Cândido Mendes (UCAM)

## **DEDICATÓRIA**

Dedico este estudo aos meus queridos pais, Silvânia e Marcelo, por toda a educação que me proporcionaram e pela formação do meu caráter. Aos meus irmãos Bruno, Jéssica, Camila e Anna Clara. À minha esposa Rachel, por todo apoio, compreensão e parceria.

## AGRADECIMENTOS

O meu primeiro agradecimento é aos meus pais Silvânia e Marcelo. Sem a educação proporcionada por vocês eu não conseguiria chegar aonde cheguei. Vocês construíram a base do conhecimento que possuo hoje para conseguir galgar sucesso acadêmico, profissional e na vida. Agradeço também por moldarem meu caráter me tornando a pessoa que sou hoje. Vocês são meus exemplos.

À minha esposa Rachel Lisboa, por ser minha grande parceira de todas as horas, disponível para tirar minhas dúvidas e me ouvir a qualquer hora do dia. Obrigado por estar ao meu lado em qualquer situação. Muito obrigado.

Ao meu orientador, Prof. Dr. Joseph Vasconcelos, e coorientador Prof. Dr. Ronan Reis Marçal, agradeço a disponibilidade e orientação diuturna, pelo apoio e por me fazer buscar novos conhecimentos para a confecção desta dissertação. Foi um prazer ter recebido a orientação dos senhores.

Agradeço aos diversos professores que tive a honra de ser aluno, onde aqui destaco o Prof. Dr. Joseph Vasconcelos, Prof<sup>ª</sup>. Dr<sup>ª</sup>. Carla Veloso, Prof. Dr. Marcelo Álvaro e Prof. Dr. Lucas Maragno. Obrigado a todos os professores do PPGCC-UFRJ pelos ensinamentos ministrados ao longo do curso.

Agradeço também aos meus amigos de turma Leonardo Reis, Roberta Paraquett e Luciana Leite que muito me ajudaram a superar todos os desafios que o curso proporciona de maneira leve e feliz.

Agradeço também a Marinha do Brasil, pela oportunidade de crescer profissionalmente com este mestrado. Ao Almirante de Esquadra Marcos Sampaio Olsen, ao Almirante de Esquadra Eduardo Machado Vasquez, ao Vice-Almirante (IM) Artur Olavo Ferreira e ao Contra-Almirante (IM) Victor Leal Domingues por terem me dado a oportunidade ímpar de participar do processo seletivo do mestrado.

Assim sendo, muito obrigado a todos, sem vocês a conclusão desta etapa não seria possível.

É melhor tentar e falhar que preocupar-se e ver a vida passar. É melhor tentar, ainda que em vão, que sentar-se fazendo nada até o final. (Martin Luther King Jr.)

## RESUMO

O Centro de Controle Interno da Marinha (CCIMAR) é órgão responsável pela auditoria no âmbito da Marinha do Brasil (MB). Com o crescimento do volume de dados gerados, é indispensável ao auditor a utilização de novas ferramentas para apoiar seu trabalho. Assim, a Lei Newcomb-Benford (LNB) vem ganhando espaço como ferramenta capaz de auxiliar o auditor na sua tomada de decisão. Esta lei é considerada uma ferramenta útil na fase de planejamento da auditoria para seleção da amostra auditada. Deste modo este estudo busca analisar a seleção de amostras para auditoria utilizando os testes previstos na LNB para dados referentes às notas de empenhos utilizadas para aquisição de gêneros alimentícios de todas as Organizações Militares (OM) da Marinha do Brasil e comparar com o resultado de uma análise per capita de consumo desses gêneros por OM para otimizar a seleção de amostras. A metodologia de pesquisa é caracterizada pelo método hipotético dedutivo, com abordagem quantitativa, concepção. Como instrumento de pesquisa foram analisadas 25.789 notas de empenhos emitidas no ano de 2023 por 91 Unidades Gestoras Executoras. Foram utilizadas as análises prévias, análises primárias, análises avançadas e análise per capita com o auxílio do software R e Microsoft Excel®. O estudo revelou uma redução do universo de amostra possíveis para o auditor de cerca de 61% utilizando somente os testes da LNB e que esse percentual sobe para 91% quando incluímos a análise per capita. Concluiu-se assim que o uso de outras análises associadas à aplicação da LNB auxilia o auditor na seleção de amostras.

**Palavras-chave:** Lei Newcomb-Benford; auditoria; notas de empenho.



## ABSTRACT

The Internal Control Center of the Navy (CCIMAR) is the body responsible for auditing within the Brazilian Navy (MB). With the increasing volume of data generated, it has become essential for auditors to utilize new tools to support their work. In this context, Newcomb-Benford's Law (NBL) has gained prominence as a tool capable of assisting auditors in decision-making. This law is considered a valuable resource in the audit planning phase, particularly for sample selection. Accordingly, this study aims to analyze the selection of audit samples using the tests prescribed by NBL on data related to payment orders for the procurement of food supplies across all Military Organizations (OM) of the Brazilian Navy and compare these results with a per capita consumption analysis of these supplies by OM to optimize sample selection. The research methodology is characterized by the hypothetico-deductive method, with a quantitative approach. As a research instrument, 25,789 payment orders issued in 2023 by 91 Executive Management Units were analyzed. Preliminary analyses, primary analyses, advanced analyses, and per capita analysis were conducted using R software and Microsoft Excel®. The study revealed a reduction of approximately 61% in the universe of potential audit samples when using only the NBL tests, and this percentage increased to 91% when per capita analysis was included. It was concluded that combining additional analyses with the application of NBL enhances the auditor's ability to se

**Keywords:** Newcomb-Benford's Law; auditing; payment orders.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 -	Consulta no tesouro gerencial	40
Figura 2 -	Histogramas	42

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 -	Probabilidades do primeiro dígito	45
Gráfico 2 -	Aderência dos dados	46
Gráfico 3 -	Teste qui-quadrado para o 1º dígito	47
Gráfico 4 -	Testes MAD e KS para o primeiro dígito	49
Gráfico 5 -	Teste qui-quadrado para o 2º dígito	51
Gráfico 6 -	Testes MAD e KS para o segundo dígito	52
Gráfico 7 -	Teste qui-quadrado para os 2 primeiros dígitos	54
Gráfico 8 -	Testes MAD e KS para os 2 primeiros dígitos	55
Gráfico 9 -	Teste da soma	57

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 -	Proporção esperada pela lei Newcomb-Benford	22
Tabela 2 -	Proporção esperada para os dois primeiros dígitos	22
Tabela 3 -	Divisão dos dados	41
Tabela 4 -	Probabilidades do primeiro dígito	45
Tabela 5 -	Comparação entre distribuição esperada e distribuição observada	46
Tabela 6 -	Resultado do teste qui-quadrado para o primeiro dígito	47
Tabela 7 -	Resultado do teste MAD para o primeiro dígito	49
Tabela 8 -	Resultado do teste KS para o primeiro dígito	49
Tabela 9 -	Resultado do teste Z-score para o primeiro dígito	50
Tabela 10 -	Resultado do teste qui-quadrado para o segundo dígito	51
Tabela 11 -	Intervalos críticos do teste MAD	52
Tabela 12 -	Resultado do teste MAD para o segundo dígito	52
Tabela 13 -	Resultado do teste KS para o segundo dígito	53
Tabela 14 -	Resultado do teste Z-score para o segundo dígito	53
Tabela 15 -	Percentual de NE por segundo dígito	54
Tabela 16 -	Resultado do teste qui-quadrado para os dois primeiros dígitos	54
Tabela 17 -	Resultado do teste MAD para os dois primeiros dígitos	55
Tabela 18 -	Resultado do teste KS para os dois primeiros dígitos	55
Tabela 19 -	Resultado do teste Z-score para os dois primeiros dígitos	56
Tabela 20 -	Anomalias do teste da soma	58
Tabela 21 -	Compilado teste da soma e dos 2 primeiros dígitos	58
Tabela 22 -	Resultados dos testes LNB	59
Tabela 23 -	Visão geral dos gêneros consumidos	59
Tabela 24 -	Correlação entre notas de empenho e gêneros consumidos	60
Tabela 25 -	Per capita acima de 1 desvio padrão	61
Tabela 26 -	Cruzamento per capita x testes LNB	62
Tabela 27 -	Número de NE em relação ao desvio padrão	62

## LISTA DE ABREVIATURA E SIGLAS

AAA	American Accounting Association
ABNT	Associação Brasileira de Normas Técnicas
Abrasca	Associação Brasileira das Companhias Abertas
AICPA	American Institute of Certified Public Accountants
AIG	Auditoria Interna Governamental
Apimec Capitais	Associação dos Analistas e Profissionais de Investimento do Mercado de Capitais
B3	Brasil, Bolsa, Balcão (Bolsa de Valores de São Paulo)
CFC	Conselho Federal de Contabilidade
CGU	CGU
CISSET	Secretarias de Controle Interno
Comprasnet	Portal de Compras do Governo Federal
COSO	Committee of Sponsoring Organizations of the Treadway Commission
CPC	Comitê de Pronunciamentos Contábeis
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
Fipecafi	Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras
IA	Inteligência Artificial
IBGC	Instituto Brasileiro de Governança Corporativa
Ibracon	Instituto dos Auditores Independentes do Brasil
IFAC	International Federation of Accountants
IGF	Inspetorias-Gerais de Finanças
INGECOR	Comissão de Coordenação das Inspetorias Gerais de Finanças
ISO	International Organization for Standardization
LNB	Lei de Newcomb-Benford
MP	Ministério Público
NBC TA	Norma Brasileira de Contabilidade de Auditoria Independente de Informação Contábil Histórica
PF	Polícia Federal
RDC	Regime Diferenciado de Contratações
SCI	Sistema de Controle Interno
SECIN	Secretaria Central de Controle Interno
SFC	Secretaria Federal de Controle Interno
Siasg	Sistema Integrado de Administração de Serviços Gerais
STN	Secretaria do Tesouro Nacional
TCU	Tribunal de Contas da União

## SUMÁRIO

<b>1</b>	<b>INTRODUÇÃO</b>	14
<b>2</b>	<b>REVISÃO DE LITERATURA</b>	17
<b>2.1</b>	<b>AUDITORIA</b>	17
2.1.1	AUDITORIA NO SETOR PÚBLICO	17
2.1.2	SISTEMA DE CONTROLE INTERNO	19
<b>2.2</b>	<b>RISCOS DE AUDITORIA</b>	21
2.2.1	TIPOS DE RISCOS	21
2.2.2	GESTÃO DE RISCOS NO SETOR PÚBLICO	24
<b>2.3</b>	<b>FERRAMENTAS ESTATÍSTICAS NA AUDITORIA</b>	26
2.3.1	A LEI DE NEUCOMB-BENFORD	28
2.3.1.1	EMPREGO PARA SELEÇÃO DE AMOSTRAS	28
2.3.1.2	CONTEXTUALIZAÇÃO DA LNB	30
2.3.1.3	ESTUDOS ANTERIORES	34
2.3.1.3.1	ESTUDOS INTERNACIONAIS	35
2.3.1.3.2	ESTUDOS NACIONAIS	39
<b>3</b>	<b>METODOLOGIA</b>	47
<b>3.1</b>	<b>SELEÇÃO DA AMOSTRA E TRATAMENTO DE DADOS</b>	48
<b>3.2</b>	<b>APLICAÇÃO DAS ANÁLISES PRÉVIAS</b>	49
<b>3.3</b>	<b>APLICAÇÃO DAS ANÁLISES PRIMÁRIAS</b>	51
<b>3.4</b>	<b>APLICAÇÃO DAS ANÁLISES AVANÇADAS</b>	52
<b>3.5</b>	<b>APLICAÇÃO DAS ANÁLISES PER CAPITA</b>	52
<b>4</b>	<b>ANÁLISE DE RESULTADOS</b>	54
<b>4.1</b>	<b>APLICAÇÃO DAS ANÁLISES PRIMÁRIAS</b>	54
4.1.1	TESTE DO PRIMEIRO DÍGITO	54
4.1.2	TESTE DO SEGUNDO DÍGITO	60
4.1.3	TESTE DOS DOIS PRIMEIROS DÍGITOS	64
<b>4.2</b>	<b>APLICAÇÃO DAS ANÁLISES AVANÇADAS</b>	67
<b>4.3</b>	<b>ANÁLISE DE CONSUMO PER CAPITA</b>	70
<b>5</b>	<b>CONCLUSÃO</b>	73
	<b>REFERÊNCIAS</b>	75

## 1. INTRODUÇÃO

A globalização dos mercados, bem como a necessidade de gerenciamento dos riscos das organizações, levaram ao desenvolvimento de normas e padronização dos dados para o funcionamento das auditorias internas em organizações de diversos países, com a adoção de normas e padrões internacionais de controles internos, auditoria interna, governança e gestão de riscos, a exemplo do modelo do “Committee of Sponsoring Organizations of The Treadway Commission” – COSO, das normas da International Organization for Standardization - ISO, da Federation of European Risk Management Associations – FERMA e da Estrutura Internacional de Práticas Profissionais – IPPF (Ribeiro, 2019).

Com um cenário de incertezas, as instituições públicas buscam um melhor aproveitamento dos recursos recebidos. Nesse sentido, uma estrutura de controles internos eficaz, capaz de combater fraudes, erros, minimizar riscos tornou-se condição essencial na busca da continuidade e sanidade dos serviços públicos (Heinz et al., 2019).

Para acompanhar esses fenômenos evolutivos, o campo da auditoria está passando por uma mudança significativa em direção à transformação digital por meio da tecnologia da informação. As práticas tradicionais de auditoria estão evoluindo, movendo-se em direção à auditoria contínua por meio da automação de procedimentos contábeis e de auditoria com o auxílio de sistemas tecnológicos e métricas quantitativas (Pizzi, 2021).

Para isso, os auditores são obrigados a usar ferramentas matemáticas e tecnológicas de auditoria ao avaliar um assunto para garantir a conformidade com os padrões, agilizar processos e facilitar a tomada de decisões e tornar a auditoria mais eficiente e eficaz. Uma dessas ferramentas é aplicação da Lei Newcomb-Benford (LNB), utilizada para estimar a frequência de números em uma série de dados numéricos, e que pode auxiliar os auditores a descobrirem transações com indícios de fraudes (Wiryadinata; Sugiharto; Tarno, 2023).

Ribeiro e Monsueto (2015) atribuem ao crescimento do volume de dados gerados a razão principal para o auditor fazer uso de novas ferramentas para apoiar seu trabalho. Costa *et al.* (2012) complementa ao afirmar que a efetividade, facilidade e simplicidade advindas das aplicações da LNB mostram sua viabilidade na fase de planejamento da auditoria e seleção da amostra auditada, configurando-a como ferramenta útil para o auditor

O uso da LNB como ferramenta de auditoria no setor público brasileiro já foi objeto de alguns estudos no país, tais como: De Oliveira et al. (2018a), com gastos do Gabinete da Presidência da República do Brasil e seus 24 Ministérios; Macieira et al. (2019) nas Prefeituras Municipais do Estado de São Paulo; Costa et al. (2012) em 60 unidades gestoras distribuídas

por três estados brasileiros; Silva, Travassos e Costa (2017) em 60 unidades gestoras localizadas em dois estados do nordeste brasileiro; entre outros. É necessário ressaltar que esta pesquisa difere da pesquisa realizada por Silva (2021) que utilizou a LNB em notas de empenho da Marinha do Brasil nos seguintes aspectos: Esta pesquisa utiliza apenas as aquisições de gêneros alimentícios durante o ano de 2023 e cruza esses dados com o resultado de um outro teste que mede o consumo per capita de gêneros de cada OM utilizando dados de um sistema interno da instituição, enquanto o trabalho de Silva (2021) utilizou a LNB para gastos gerais limitados a 27 OM com características semelhantes durante o ano de 2019, sem utilizar quaisquer outros dados de sistemas internos.

As pesquisas realizadas no setor público nacional utilizam unicamente a LNB para analisarem os dados do objeto de estudo e apresentarem os resultados, porém a LNB também pode ser utilizada em conjunto com outras ferramentas para gerar resultados mais eficientes, como o trabalho de Kaithekuzhical e Chikkamannur (2020) que utilizaram o modelo LNB junto com o algoritmo K-means.

Nesse contexto, esta pesquisa busca analisar a seleção de amostras para auditoria utilizando os testes previstos na LNB para dados referentes às notas de empenhos utilizadas para aquisição de gêneros alimentícios de todas as Organizações Militares (OM) da Marinha do Brasil (MB) no ano de 2023. A seleção da amostra de auditoria pela LNB é, então, comparada com os resultados do cálculo de consumo per capita de itens da mesma natureza que expressa as notas que apresentaram problemas a serem auditados. Em resumo, o que se quer verificar é se a amostra retirada com base na LNB foi eficaz em detectar notas de empenho com problemas.

O tema torna-se relevante, no sentido acadêmico, à medida que não há estudos utilizando modelos híbridos para verificar a eficiência da aplicação da LNB como ferramenta de auditoria no setor público brasileiro, levando, dessa forma, inovações ao arcabouço teórico sobre o tema. Além disso, possui relevância de aplicação, visto que a seleção em comum de OM que apresentam resultados fora dos padrões esperados por cada ferramenta pode servir de subsídios na seleção de unidades para montagem do Plano Anual de Auditoria Interna, que define, entre outros aspectos, as organizações que passarão por auditoria (Brasil, 2021). Por fim, a pesquisa permite reduzir o risco de detecção em auditoria, que é o risco do auditor não selecionar em sua amostra algo que possa estar incorreto, melhorando, dessa forma, a eficiência do auditor público no Brasil.

Dessa forma, esta pesquisa tem a finalidade de responder a seguinte questão: “como a LNB pode ser útil na seleção de amostras de auditoria voltada para as aquisições de gêneros alimentícios no setor público brasileiro?”.

Frente à questão de pesquisa apresentada, surge o objetivo principal da pesquisa: Examinar a eficácia da aplicação das técnicas previstas na LNB para seleção de amostras de notas de empenho a serem auditadas. As notas de empenho selecionadas pela LNB serão confrontadas com a seleção baseada no cálculo do consumo per capita de gêneros alimentícios que detecta notas com problema.

Além disso, a pesquisa busca apresentar também os seguintes objetivos secundários:

- Definir as OM que apresentam indícios de anormalidades para o teste do 1º dígito da LNB;
- Definir as OM que apresentam indícios de anormalidades para o teste do 2º dígito da LNB;
- Definir as OM que apresentam indícios de anormalidades para o teste dos dois primeiros dígitos da LNB;
- Definir as OM que apresentam indícios de anormalidades em comum para os testes dos dois primeiros dígitos e da soma, conforme previsto pela LNB;
- Definir as OM que apresentam cálculos de consumo per capita acima da média padrão esperada; e
- Apresentar as OM com indícios de anormalidades para os testes da LNB e consumo per capita.



## 2. REVISÃO DE LITERATURA

### 2.1 Auditoria

#### 2.1.1 Auditoria no Setor Público

A contabilidade pública é, nas palavras, de Kohama (2006, p. 25):

“um dos ramos mais complexos da ciência contábil e tem por objetivo captar, registrar, acumular, resumir e interpretar os fenômenos que afetam as situações orçamentárias, financeiras e patrimoniais das entidades de direito público interno, ou seja, União, Estados, Distrito Federal e Municípios e respectivas autarquias, através de metodologia especialmente concebida para tal, que se utiliza de contas escrituradas em alguns sistemas.”

De acordo com Filgueiras (2018), instituições democráticas de *accountability*, estabelecidas para assegurar a legalidade e a legitimidade da ação de governos e de burocracias, devem contar com profissionais altamente especializados. No Brasil, as principais instituições são formadas pelo Tribunal de Contas da União (TCU), Ministério Público (MP), Polícia Federal (PF) e Controladoria-Geral da União (CGU).

Em se tratando da CGU, a instituição é vista como instância máxima do Sistema de Controle Interno (SCI) do Poder Executivo Federal Brasileiro. O órgão realiza e orienta toda a atuação federal nas atividades relacionadas à defesa do patrimônio público, à transparência da gestão, ao controle interno, à auditoria pública, à correição, às atividades de ouvidoria, e à prevenção e ao combate à corrupção (Brasil, 2019). A integração de todas essas funções em um só órgão decorreu da modernização do processo de gestão na administração pública (Nascimento, 2015).

O TCU, por sua vez, representa o órgão de auditoria governamental máximo do país. Além dele, anteriormente, existem os tribunais de contas dos estados, dos municípios e do município, individualmente. Todos eles emitem normas próprias de auditoria, porém o TCU tem experiência e jurisdição bem além desses outros tribunais e possui o conjunto de normas mais consolidado (Pereira, 2021).

De acordo com a Norma Brasileira de Contabilidade de Auditoria Independente de Informação Contábil Histórica 200 (NBC TA 200) (CFC, 2016) o objetivo da auditoria é aumentar o grau de confiança nas demonstrações contábeis por parte dos usuários e alcançado mediante a expressão de uma opinião pelo auditor sobre se as demonstrações contábeis foram elaboradas, em todos os aspectos relevantes, em conformidade com uma estrutura de relatório financeiro aplicável.

De forma mais ampla, Alves e Reis (2015) elencam os seguintes objetivos da auditoria no setor público:

- Comprovar a legalidade e legitimidade e avaliar os resultados, quanto à eficiência e eficácia da gestão orçamentária, financeira e patrimonial nas unidades da administração direta e entidades supervisionadas da administração federal;
- Observar o cumprimento dos princípios fundamentais de planejamento, coordenação, descentralização, delegação de competência e controle, pelos órgãos e entidades;
- Examinar a observância da legislação federal específica e normas relacionadas;
- Avaliar a execução dos programas de governo, dos contratos, convênios, acordos, ajustes e outros instrumentos de mesma origem;
- Avaliar o desempenho administrativo e operacional das unidades da administração direta e entidades supervisionadas;
- Verificar o controle e a utilização dos bens e valores sob uso e guarda dos administradores ou gestores;
- Examinar e avaliar as transferências e a aplicação dos recursos orçamentários e financeiros das unidades da administração direta e entidades supervisionadas; e
- Verificar e avaliar os sistemas de informações e a utilização dos recursos computacionais das unidades da administração direta e entidades supervisionadas.

A evolução da auditoria no setor público brasileiro passou por diversos estágios, destacando-se o início da contabilidade pública (1921 – 1967); o Sistema de Controle Interno (1967 – 1994), a Reforma Gerencialista (1994 – 2017); e atualmente encontra-se em alinhamento com as normas internacionais (Oliveira, 2020). O país, por intermédio de legislações específicas, passou a fazer parte do processo de convergência a normas internacionais de contabilidade, através da sanção das leis 11.638/07 e 11.941/09, que alteram em parte a lei 6.404/76 (lei das sociedades anônimas). A legislação determinou que a CVM adotasse a normatização contábil de acordo com os padrões internacionais, permitindo ainda que os reguladores fizessem convênio com a entidade que estudava e produzia tais normas (Freire et al., 2012).

Como resultado, o Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC), criado pela resolução CFC n ° 1.055/05, foi idealizado a partir da união de esforços e comunhão de objetivos da Associação Brasileira das Companhias Abertas (Abrasca), Associação dos Analistas e Profissionais de Investimento do Mercado de Capitais (Apimec Brasil), Bolsa de Valores de São Paulo (B3 - Brasil, Bolsa, Balcão), Conselho Federal de Contabilidade (CFC), Instituto dos Auditores Independentes do Brasil (Ibracon) e Fundação Instituto de Pesquisas Contábeis, Atuariais e Financeiras (Fipecafi), em razão da necessidade de convergir as normas

internacionais, centralizar a emissão das normas e representação e processo democrático na produção de informações.

Além disso, o CPC tem como objetivos o estudo, o preparo e emissão de pronunciamentos técnicos, suas interpretações e orientações sobre procedimentos de contabilidade societária e a divulgação de informações dessa natureza, para permitir a emissão de normas pelas entidades reguladoras brasileiras, visando à uniformização do seu processo de produção, levando sempre em conta a convergência da contabilidade brasileira aos padrões internacionais. Atualmente existem 38 normas de auditoria com correlação com a *International Federation of Accountants* (IFAC) e 31 normas com correlação com o IBRACON (CFC, 2024).

### **2.1.2 Sistema de Controle Interno**

Com a reforma administrativa promovida pela publicação do Decreto-lei n. 200/1967, foi criado o Sistema de Controle Interno do Poder Executivo e instituídas as Inspetorias-Gerais de Finanças (IGF) em cada ministério civil para assessorar diretamente os ministros no alcance dos objetivos da supervisão ministerial. Também foram criadas as Inspetorias-Seccionais da IGF/MF nos estados, marcando, portanto, o primeiro exercício de desconcentração do trabalho em nível regional (Ribeiro, 1997).

Esse foi o marco do fim do modelo Contadoria-Geral da República de Controle Interno, que durou de 1921 a 1967 (Balbe, 2010). O novo modelo se caracterizava pela centralização geográfica, com a maior parte dos órgãos em Brasília e pela descentralização organizacional, com IGF em cada ministério. No entanto, os esforços nos estados limitavam-se à contabilidade analítica das unidades federais lá localizadas, suas auditorias eram feitas pelos servidores alocados em Brasília e permaneceu dessa forma até a criação da Secretaria Federal de Controle Interno (SFC) (Olivieri, 2008).

Segundo Lima (2012), houve sobrecarga de atribuições e de trabalho nas IGF, o que gerou uma atuação desarticulada e heterogênea, e a consequente criação da Comissão de Coordenação das Inspetorias Gerais de Finanças (INGECOR), que articulava a criação do Ministério Extraordinário para os assuntos de administração financeira e de controle interno.

Em 1980, em substituição ao referido Ministério, criou-se a Secretaria Central de Controle Interno (SECIN), que passou a ser o órgão central dos sistemas de administração financeira, de contabilidade e de auditoria e ficou composta pelos auditores das antigas IGF e essas passaram a ser denominadas de Secretarias de Controle Interno (CISSET), marcando o fim do modelo IGF que perdurou de 1967 a 1979.

Em 1986, a SECIN foi extinta e suas atribuições foram incorporadas pela Secretaria do Tesouro Nacional (STN) e pelas Ciset, o que representou, em suma, a fusão dos sistemas de administração financeira, de contabilidade e de auditoria em um mesmo órgão (Olivieri, 2008). A STN ficou com as atribuições de orientação normativa, de supervisão técnica e de fiscalização dos órgãos setoriais do sistema de auditoria; e as Ciset ganharam grande autonomia para a realização de auditorias (Leite, 2010).

A Constituição de 1988 reforçou os poderes das instituições de controle, definidas como guardiãs da legalidade e da probidade na gestão pública, o que desencadeou a modernização desses órgãos (Brasil, 1988). Dessa forma, o país passou a aderir ao movimento internacional de fortalecimento das instituições de controle, em resposta às demandas sociais por mais eficiência e por melhores resultados na gestão das políticas públicas (Loureiro et al., 2010).

Em 1990, a reestruturação administrativa do Governo Collor uniu os ministérios da Fazenda e do Planejamento, rebaixando a STN a Departamento do Tesouro Nacional (DTN), atuando este como órgão central da SCI até 1994, quando foi aberta a janela de oportunidade para a separação das funções de caixa e de controle, com a criação da SFC, órgão destinado à gestão do SCI e à promoção das condições ao controle gerencial sobre a administração pública (Olivieri, 2008).

Em 2000, houve a publicação do Decreto n. 3.591, regulamentando a Medida Provisória n. 2.036-82/2000, a qual se transformou na Lei n. 10.180/2001 (Balbe, 2010). A publicação foi também o marco de extinção das Ciset. Em 2001, a SFC conseguiu um prédio próprio e efetivou a centralização dos auditores anteriormente alocados nas Ciset (Olivieri, 2008).

Em 2002, a SFC foi realocada: saiu do Ministério da Fazenda e passou a ser subordinada à Casa Civil da Presidência da República. Entretanto, dois meses depois, por embates políticos, foi transferida para a Corregedoria. Em seguida, esta foi transformada em Controladoria-Geral da União (Lima, 2012). Com a agregação da SFC, a CGU expandiu suas competências, atuando no controle interno, “como macrofunção composta pelo trinômio ‘prevenção, detecção e punição’ da corrupção” (Reis, 2017, pág 83).

A legislação brasileira vigente que rege a atuação do SCI na área de Auditoria Interna Governamental (AIG) é a Lei n. 10.180/2001. A norma determina que, além da realização de auditorias, cabe ao SCI a efetivação de apurações de atos ou de fatos inquinados de ilegais ou de irregulares, praticados na utilização de recursos públicos federais (Brasil, 2001a). Em complemento, segundo a Instrução Normativa nº 03/2017, a função típica de auditoria divide-se em: avaliação e consultoria (Brasil, 2017).

A estrutura da Auditoria Governamental Interna está representada, no âmbito da União, pelo Ministério da Controladoria Geral da União, que é o órgão, dentro do Governo Federal, que possui a centralidade das ações relativas a controles internos e exerce, desde a sua criação em 2003, as competências relativas à auditoria interna no âmbito do Poder Executivo Federal (Pereira, 2021).

O referido Ministério está estruturado em seis unidades finalísticas, que atuam de forma articulada, em ações organizadas entre si, sendo uma delas a Secretaria Federal de Controle Interno que exerce atividades de órgão central do sistema de controle interno do Executivo Federal (Brasil, 2024)

Essa secretaria fiscaliza e avalia a execução de programas de governo, inclusive ações descentralizadas a entes públicos e privados com recursos de orçamento da União; realiza auditorias e avalia os resultados da gestão dos administradores públicos federais; apura denúncias e representações; exerce o controle de operações de crédito; e executa atividades de apoio ao controle externo (Brasil, 2024).

## **2.2 Riscos de Auditoria**

### **2.2.1 Tipos de Riscos**

No setor público atualmente vigora o entendimento do CFC, presente na NBC TA 200, de que o risco de auditoria é o risco de que o auditor expresse uma opinião de auditoria inadequada quando as demonstrações contábeis contiverem distorção relevante e, por sua vez, torna-se uma função dos riscos de distorção relevante e do risco de detecção (CFC, 2016).

A norma complementa que a avaliação dos riscos, realizada por julgamento profissional do auditor, é baseada em procedimentos de auditoria para a obtenção de informações necessárias e evidências obtidas ao longo de toda a auditoria. Para fins normativos no setor público, o risco de auditoria não inclui o risco de que o auditor possa expressar uma opinião de que as demonstrações contábeis contêm distorção relevante quando esse não é o caso. Além disso, o risco de auditoria é um termo técnico relacionado ao processo de auditoria; ele não se refere aos riscos de negócio do auditor, tais como perda decorrente de litígio, publicidade adversa ou outros eventos surgidos em conexão com a auditoria das demonstrações contábeis (CFC, 2016).

Franco e Marra (2001) ressaltam que o risco de auditoria representa o risco de que o auditor dê um parecer de auditoria impróprio, quando as demonstrações contábeis contiverem distorções relevantes e apresentam os três tipos de riscos existentes, são eles: risco inerente, risco de controle e risco de detecção.

Boynton, Johnson e Kell (2002) ampliam o entendimento e apresenta o modelo de risco de auditoria seguindo a seguinte equação:

$$RA = RI \times RC \times RD \quad (1)$$

Onde:

RA - Risco de Auditoria;

RI – Risco Inerente;

RC – Risco de Controle; e

RD – Risco de Detecção.

Para esses autores, risco inerente pode ser classificado como a suscetibilidade de uma afirmação a um erro ou classificação indevida relevante, supondo que não haja controles internos que com ela se relacionem. Antes de verificar o sistema de controles internos da empresa auditada, o profissional verifica se as afirmações que podem ou não apresentar erros e distorções materiais.

Santi (1988) adiciona que esse risco consiste na suscetibilidade de erro no saldo de uma conta ou classe de transações, devido à inexistência ou inadequação dos correspondentes controles internos, e que poderá ser material quando agregado ao erro em outros saldos ou classes.

Quanto ao risco de controle, Boynton, Johnson e Kell (2002) dizem que se trata do risco de que um erro ou classificação indevida, de forma material, que possam estar presentes em uma afirmação, não sejam evitados ou detectados tempestivamente pelos controles internos da entidade.

Santi (1988) elucida que esse risco não pode ser anulado, uma vez que os controles internos são implantados para obter segurança razoável e não absoluta devido às limitações inerentes a qualquer tipo de sistema dependente do ser humano para funcionamento.

A NBC TA 200 (CFC, 2016) trata esses dois riscos abordados como risco de distorções relevantes, pois trata-se do risco de que as demonstrações contábeis contenham distorção relevante antes da auditoria e separa o risco em dois componentes, a saber:

- risco inerente é a suscetibilidade de uma afirmação a respeito de uma transação, saldo contábil ou divulgação, a uma distorção que possa ser relevante, individualmente ou em conjunto com outras distorções, antes da consideração de quaisquer controles relacionados; e
- risco de controle é o risco de que uma distorção que possa ocorrer em uma afirmação sobre uma classe de transação, saldo contábil ou divulgação e que possa ser relevante,

individualmente ou em conjunto com outras distorções, não seja prevenida, detectada e corrigida tempestivamente pelo controle interno da entidade.

Os riscos de distorção relevante podem existir tanto no nível geral da demonstração contábil, quanto no nível da afirmação para classes de transações, saldos contábeis e divulgações. Os riscos de distorção relevante no nível da afirmação consistem em dois componentes: risco inerente e risco de controle, onde o risco inerente e o risco de controle são riscos da entidade, pois existem independentemente da auditoria das demonstrações contábeis (CFC, 2016).

Observando de uma forma mais abrangente, o risco inerente é mais alto para algumas afirmações e classes relacionadas de transações, saldos contábeis e divulgações do que para outras, enquanto o risco de controle é uma função da eficácia do desenho (controles estabelecidos), da implementação e da manutenção do controle interno pela administração no tratamento dos riscos identificados que ameaçam o cumprimento dos objetivos da entidade, que são relevantes para a elaboração das demonstrações contábeis da entidade (CFC, 2016).

Como último tipo de risco de auditoria, Boynton, Johnson e Kell (2002) definem risco de detecção como risco de que o auditor não detecte um erro ou classificação indevida materiais que existam em uma afirmação, e Cherman (2002), por sua vez, define como o risco da possibilidade do saldo de uma conta (classe ou transação) estar errado e não ser detectado ou levar o auditor a uma conclusão, pela sua inexistência, em função dos procedimentos de auditoria.

Compondo o último risco de auditoria, junto ao risco de distorções relevantes, o CFC define na NBC TA 200 que o risco de detecção é o risco de que o auditor expresse uma opinião de auditoria inadequada quando as demonstrações contábeis contiverem distorção relevante (CFC, 2016).

Para um dado nível de risco de auditoria, o nível aceitável de risco de detecção tem uma relação inversa com os riscos avaliados de distorção relevante no nível da afirmação. Além disso, se relaciona com a natureza, a época e a extensão dos procedimentos que são determinados pelo auditor para reduzir o risco de auditoria a um nível baixo aceitável, logo, trata-se de uma função da eficácia do procedimento de auditoria e de sua aplicação pelo auditor. Assim como outros riscos, o risco de detecção só pode ser reduzido, não eliminado, devido às limitações inerentes de uma auditoria, portanto, sempre existirá risco de detecção (CFC, 2016).

Ratificando a relação inversa entre riscos de detecção e riscos de distorção relevante, Boynton, Johnson e Kell (2002) diz que o auditor, para estabelecer um nível de auditoria baixo, deve considerar que a relação do risco de detecção é inversa aos riscos inerente, risco de

controle e riscos de procedimentos de revisão analítica. Estas avaliações são determinantes para a adoção de procedimentos de auditoria e na determinação do risco de detecção.

### **2.2.2 Gestão de Riscos no Setor Público**

A importância do gerenciamento de riscos cresceu ostensivamente durante as últimas décadas, principalmente a partir de 1990 com a reestruturação do Estado brasileiro aderindo à noção de governança, e isso também se aplica em relação às entidades públicas. Há, no entanto, traços únicos que caracterizam a análise e o gerenciamento de riscos aplicados no setor público, tanto em termos de áreas de aplicação quanto de execução (Domokos et al., 2015).

Muito embora as práticas de gestão de riscos determinadas pelos principais órgãos sejam direcionadas para qualquer tipo de entidade, o setor público tem características que fazem exigir uma sistemática específica para esse segmento. Emergindo como disciplina independente no final da década de 1970 e início dos anos 1980, a gestão pública de riscos é um elemento importante da gestão e orçamento públicos (Qiao, 2007).

Quando o foco da gestão de riscos é direcionado ao setor público, tradicionalmente adota-se uma visão mais avessa aos riscos para administração de modo geral. Parte disso se deve ao fato da importância dada ao arcabouço jurídico que orienta a administração pública e de que os recursos públicos precisam ser administrados com o devido cuidado (McPhee, 2005).

Em seus estudos sobre gestão de riscos no setor público, Hill e Dinsdale (2003) descrevem diversos obstáculos à gestão eficaz de riscos que podem surgir em cada etapa do processo e que fazem parte das rotinas operacionais das instituições, como não desenvolver um processo explícito para tomada de decisões de riscos, lidar de maneira inadequada com a incerteza ou simplesmente ignorar riscos importantes que podem trazer graves consequências ao órgão e à sociedade e relembra que a grande preocupação na gestão de riscos no setor público é no atendimento ao interesse público, ou seja, no dever de zelar pela "coisa pública".

Seguindo o debate sobre a dificuldade da gestão de riscos no setor público, Black (2005) diz que gerir riscos demanda que órgãos de controle sejam capazes de redefinir os parâmetros da culpabilidade e os limites da responsabilidade de agentes públicos, que, avessos a promoverem a divulgação de problemas, passam a atuar dentro de um regime de visibilidade e escrutínio público.

Mais do que gerenciar ameaças à alguma política ou objetivo, gestores públicos passam a ser mais sensíveis a reputação pessoal ou institucional. Tal mudança é um desafio para controladores internos, os quais passam a trabalhar muito além da lógica de conformidade



financeira e contábil, tendo que se envolver na persuasão de gestores à adoção de práticas de gestão de riscos (Hall; Mikes; Millo, 2015).

Finalmente, Power (2009) trata sobre as implicações do empoderamento de controladores internos. Por um lado, esse empoderamento faz com que controladores internos passem a assumir protagonismo em áreas como estratégia e comunicação organizacional; por outro lado, esses atores são forçados a trabalhar no limiar do gerenciável, dada a natureza elusiva do risco. Como consequência, em vez de salvaguardar a administração pública de ameaças sistêmicas, a gestão de riscos funcionaria como um meio de deslocar a responsabilização de agentes para os processos.

Por outro lado, segundo o Instituto Brasileiro de Governança Corporativa (IBGC) (2007), o processo de identificação dos riscos pode resultar no reconhecimento de oportunidades, caso seja executado por pessoas qualificadas e com uma visão holística da organização, estas oportunidades dão margem para as inovações, muito importantes no mundo dinâmico em que vivemos.

Nesse sentido, de acordo com Carvalho (2009), uma vez que são identificados os possíveis riscos atrelados aos objetivos, estes devem ser avaliados levando-se em conta a probabilidade de ocorrência, os impactos qualitativos e quantitativos caso ocorram e as ações necessárias para administrar estes riscos.

No caso do Brasil, o setor público passou por diversas mudanças que vão em direção ao avanço quanto à forma de gestão. A formalização de técnicas de gestão de riscos passou a ocorrer no Banco Central do Brasil ainda em 1997, utilizando-se de ferramentas de gerenciamento de risco de mercado para a gestão das reservas internacionais (Banco Central do Brasil, 2017).

Em 2007, com a criação da Secretaria da Receita Federal do Brasil, a competência da gestão de riscos foi internalizada em seu regimento e, em 2014, criou-se o atual Comitê de Gestão de Riscos, Controle e Integridade, que deliberou e aprovou o Manual de gestão de riscos do Ministério da Fazenda, com sua primeira edição em 2015, marco importante para a gestão de riscos no setor público (Ministério da Fazenda, 2018).

Por meio da Instrução Normativa Conjunta MP/CGU n. 1/2016, em seu artigo 13º, fica determinado que “os órgãos e entidades do Poder Executivo federal deverão implementar, manter, monitorar e revisar o processo de gestão de riscos, compatível com sua missão e seus objetivos estratégicos, observadas as diretrizes estabelecidas” (Brasil, 2016, pág 8).

O normativo traz, portanto, aspectos gerais que visam orientar os órgãos do Poder Executivo Federal na adoção de medidas para a sistematização de boas práticas de gestão,

destacando diversos conceitos inerentes ao tema de governança, gestão de riscos e controles internos, estruturação, princípios e objetivos do controle interno, definição de responsabilidades, estrutura básica de um modelo e política de gerenciamento de riscos e governança.

Outro ponto importante da Instrução Normativa Conjunta MP/CGU n. 1/2016 diz respeito à instituição do Comitê de Governança, Riscos e Controles, responsável por promover e supervisionar, de forma integrada, a prática, a metodologia e a estrutura adequadas de governança, gestão de riscos e controles internos nos órgãos. A norma não especifica o número de integrantes do comitê, mas determina que deva ser composto pelo dirigente máximo e pelos demais dirigentes das unidades subordinadas.

Santos *et. al.* (2010) objetivou identificar os riscos de um processo de compras em instituição pública e concluiu-se que a fase mais crítica do processo é a interna na realização pelos servidores em fornecer informações que constariam no edital de licitação. Se esta etapa for bem conduzida, os prazos para conclusão do processo de compra podem ser reduzidos. Com isso constatou-se que o principal risco identificado está na ausência de treinamento e capacitação dos servidores, muito importante principalmente pelo fato das instituições públicas serem regidas por lei e estas serem constantemente atualizadas.

Por sua vez, Freitas (2002) desenvolveu um trabalho com o objetivo de evidenciar a importância e vantagens da gestão de riscos no setor público e a possibilidade da incorporação do fator risco nas auditorias de entidades de fiscalização. O autor concluiu que os principais riscos que podem ocorrer no setor público são o não atendimento de todo o público-alvo na prestação de serviços, fraude, desvio de recursos, ineficiência, desperdícios e problemas econômicos do país.

### **2.3 Ferramentas Estatísticas na Auditoria**

Segundo Umar, Samsudin e Mohamed (2015), as funções dos auditores, sejam eles internos ou externos, são notoriamente importantes na prevenção de fraudes, consideração esta ratificada por Albrecht *et al.* (2019) quando apresenta a relevância dos auditores para a detecção de fraudes, utilizando a análise de dados como ferramenta de auditoria.

Corroborando com o uso da tecnologia em auditoria, Vlasselaer *et al.* (2017) consideram que a análise de dados fornece ferramentas poderosas aos auditores, aumentando, assim, sua capacidade em analisar uma grande quantidade de dados, entretanto, Balaniuk (2010) menciona que a disponibilidade de dados em quantidades consideradas grandes não garante, necessariamente, que o auditor consiga extrair deles alguma evidência ou confirmação de

irregularidades. É necessário que ele, para uma melhor análise, saiba utilizar ferramentas estatísticas e conheça as normas da administração pública.

Albrecht *et al.* (2019) demonstra essa dificuldade quando faz uso de analogia, onde o processo de análise de dados se assemelha ao de procurar uma agulha no palheiro, visto que as transações com inconsistências nos registros eletrônicos estão em quantidades muito menores do que o total de transações realizadas. Analogia essa que vai ao encontro do entendimento de Kovalerchuk, Vityaev e Holtfreter (2007) ao fazer constar que o percentual de transações irregulares, no cotidiano, é muito pequeno quando comparado ao total de transações efetuadas.

O ciclo da análise de dados é, também, composto por três estágios. O primeiro é a avaliação e análise, quando o cenário que será investigado é inteiramente compreendido, permitindo a formação de um arcabouço para escolher uma linha base para a realização de comparações, com a finalidade de identificar possíveis irregularidades. O segundo estágio é a tecnologia e *software*, quando, já identificada a linha base, são utilizados como ferramentas para identificar os dados que se distanciaram da sua linha base definida na primeira etapa. O estágio final é composto por auditoria e investigação, no qual são considerados os dados identificados na segunda fase para uma análise mais criteriosa, pois nenhum tipo de software ou tecnologia pode confirmar uma irregularidade na etapa anterior (Gee, 2015).

Vlasselaer *et al.* (2017) apresentam os três principais motivos para as organizações utilizarem a análise de dados para identificação de possíveis fraudes, são eles: os modelos estatísticos utilizados na análise de dados são mais precisos, quando comparados com os métodos tradicionais, em virtude de terem um maior poder de detecção; a análise de dados possui uma maior eficiência operacional, tendo em vista que consegue avaliar toda a população analisada de forma mais ágil; e o baixo custo da implementação da análise de dados nas organizações, quando comparado com o impacto que a não detecção de fraude acarreta.

Segundo Gee (2015), uma vantagem possibilitada pela análise de dados é permitir ao auditor examinar 100% dos dados e apontar dados anômalos. Isto, porém, não significa que todos os dados anômalos possuem inconsistências, é necessária aplicação de julgamento profissional, habilidades analíticas e intuição por parte do auditor para, então, certificar se o dado é uma fraude ou não.

Conforme esse entendimento, Özer e Babacan (2013) complementa que, embora a análise de dados revele anomalias em relação à linha base, isso não caracteriza, necessariamente, uma fraude ou manipulação, apenas um viés. Assim, a análise de dados funciona como uma ferramenta para o auditor, pois sinaliza onde estão os dados que não estão em conformidade com a linha base. Não obstante, apenas através dela não é possível afirmar se

os dados são fraudulentos ou não, somente são levantados indícios para uma posterior análise qualitativa do auditor.

A auditoria é regularmente auxiliada pela análise de dados, permitindo ao auditor observar comportamentos anormais, como duplicações, arredondamentos e tendências para algum dígito específico (Milani Filho, 2013). Nigrini e Mittermaier (1997) salientaram que a análise de dados é adequada para casos em que as transações são armazenadas em formato eletrônico e os auditores encontrem grandes conjuntos de dados, nos quais a auditoria da totalidade das transações se torna algo impraticável e economicamente inviável.

Dessa forma, o uso de ferramentas estatísticas para análise de dados pode direcionar um conjunto de amostras mais objetivas ao auditor para que sejam demandadas análises qualitativas. Esta metodologia torna possível o auditor inspecionar todos os dados existentes e contribuir para sua tomada de decisão, indicando quais amostras ele deve escolher, diminuindo, assim, os custos e o tempo gastos na auditoria. (Costa; Dutra, 2014).

Frente a isso, Gee (2015) salienta que, com os avanços da tecnologia, a produção de uma grande quantidade de dados por dia pode esconder algumas transações maliciosas, tornando-as muito difíceis de serem detectadas pelos métodos tradicionais. Ele considera, também, a análise de dados uma ferramenta útil para detecção de potenciais sinais de fraudes, com o auxílio de tecnologias, pois este método tem a capacidade de analisar grande quantidade de dados e destacar as anomalias.

### **2.3.1 A Lei de Newcomb-Benford**

#### **2.3.1.1 Empregos para Seleção de Amostras**

A Lei de Newcomb-Benford (LNB) permite ao auditor analisar toda a população de forma rápida e escolher para a amostra de auditoria os dados que não estão em conformidade com esta lei. Ela é aplicada para identificar anomalias em vários tipos de registros contábeis, tais como diários de desembolso, cheques, depósitos, transferências e outros dados financeiros, verificando, assim, a possibilidade de atividade fraudulenta nos dados avaliados (Mantone, 2013).

Nigrini (1999) afirma que nem todos os tipos de dados seguem a lei Newcomb-Benford e descreve quais as características estes devem conter para terem maiores chances de seguir esta lei. As características são as seguintes: os números devem descrever os tamanhos de fenômenos semelhantes, os números não devem ter máximos ou mínimos embutidos e os dados não devem ser números que sejam utilizados para identificar alguma coisa, como por exemplo, número de conta corrente, número de voo ou número de identificação de item no estoque.

Para os dados terem maior chance de aderir à lei Newcomb-Benford, Wallace (2002) propõe que eles devem cumprir dois critérios principais: a média do conjunto de dados deve ser maior que a mediana e o conjunto de dados deve ser caracterizado por um valor de assimetria positivo.

A lei Newcomb-Benford pode ser usada como uma técnica de triagem para detecção de fraudes, porém, como todas as ferramentas de análise de dados, estar de acordo com a lei não significa que a amostra não contenha dados fraudulentos e, da mesma forma, o fato de os dados da amostra não seguirem a lei não indica necessariamente a presença de dados fraudulentos na amostra (Jamain, 2001).

Na mesma linha de Jamain (2001), Nigrini (2012) exemplifica como utilizar a análise de dados em consonância com a LNB. Caso o auditor tenha quatro amostras e após a análise de dados verificar que três delas seguem a lei Newcomb-Benford, ele deve adotar a estratégia de focar na amostra que não seguiu a lei, porque ela tem mais probabilidade de conter fraude ou erro.

Ettredge e Srivastava (1999) consideram a análise de dados um método de avaliar os padrões em uma amostra de números e determinar se esta é equivalente a uma população de números. Eles afirmam que a distribuição explicitada pela lei Newcomb-Benford é usada como benchmark para testar a validade dos dados e o desvio do benchmark pode configurar fraude.

Bhattacharya, Xu e Kumar (2011) afirmam que a utilização da lei Newcomb-Benford como uma ferramenta na detecção de fraudes em dados financeiros é motivada pelo fato dela não poder ser facilmente reproduzida manualmente, ou seja, mesmo que o fraudador conheça a lei Newcomb-Benford dificilmente conseguirá reproduzi-la. Assim, quando na amostra existirem dados inventados ou fraudulentos, ela tem maior chance de não estar em conformidade com a LNB, facilitando, deste modo, a identificação de fraudes, por meio de análises baseadas nas proporções observadas e esperadas.

Gee (2015) reitera que a lei Newcomb-Benford é uma ferramenta que faz parte de muitos planos de auditoria, pelo motivo de fornecer um ponto de partida para o trabalho do auditor. Na mesma direção, Nigrini (1996) considera esta lei como promissora e útil na área de auditoria contábil. Os auditores que avaliam conjuntos de dados precisarão avaliar se as frequências observadas são válidas para os dados em consideração, podendo assim detectar viés de fraude ao avaliar toda a amostra.

Entretanto, é sempre importante lembrar que resultados de não conformidade, na utilização da análise de dados com a lei Newcomb-Benford, não caracteriza que os dados apurados contenham fraude obrigatoriamente, isto apenas pode ser certificado por técnicas

minuciosas de auditoria. A não conformidade apenas fornece ao auditor indícios e não a certeza de fraudes. Da mesma forma, a conformidade com a LNB não expressa a certeza da não existência de fraudes nos dados averiguados e sim a falta de viés para fraude, obtendo, assim, uma credibilidade maior nos dados que estão em conformidade com relação aos que não possuem conformidade (Milani Filho et. al., 2016).

### 2.3.1.2 Contextualização da LNB

Simon Newcomb observou que as primeiras páginas das tabelas logarítmicas, utilizadas na época para realizar multiplicações de forma mais rápida e prática, encontravam-se mais desgastadas, em relação às outras. Diante disso, deduziu que os números das primeiras folhas seriam mais utilizados que os das últimas, inferindo que os números começando com os algarismos mais baixos seriam mais procurados nas tabelas logarítmicas do que com algarismos mais altos. Assim, obteve a conclusão de que os primeiros dígitos significativos dos dados provenientes da natureza não seriam distribuídos uniformemente conforme previsto, mas seguiam, sim, uma lei logarítmica (Newcomb, 1881).

Tempos depois, Benford (1938) escreveu sobre o tema e, com o mesmo insight de Newcomb, notou que as primeiras páginas de uma tabela logarítmica mostravam mais desgaste do que as últimas, indicando que os números mais usados começavam mais com o dígito “1” do que com o dígito “9”, concluindo, assim, que os números mais utilizados têm como primeiro dígito um algarismo de menor valor. Ele coletou 20.229 números retirados das mais diferentes fontes (como rios, população, taxa de mortalidade, entre outros), que não tinham correlação entre si, para serem submetidos à análise de seus primeiros algarismos.

Em posse desses dados, Benford (1938) concluiu que a frequência dos números com o primeiro algarismo “a”, segundo algarismo “b” e os dois primeiros algarismos “ab” podem ser expressas por Equações que calculam a frequência esperada dos dígitos da primeira e segunda posição, explicitadas na tabela 1, e a frequência esperada dos dois primeiros dígitos, explicitada na tabela 2.

**Tabela 1 – Proporção esperada pela lei Newcomb-Benford**

Dígito	Primeira posição	Segunda posição
0	0,000	0,120
1	0,301	0,114
2	0,176	0,108
3	0,125	0,104

4	0,097	0,100
5	0,079	0,097
6	0,067	0,093
7	0,058	0,090
8	0,051	0,088
9	0,046	0,085

Fonte: Benford (1938, p. 6).

**Tabela 2 – Proporção esperada para os dois primeiros dígitos**

Dígitos	Proporção	Dígito	Proporção	Dígito	Proporção
10	4,14	40	1,07	70	0,62
11	3,78	41	1,05	71	0,61
12	3,48	42	1,02	72	0,6
13	3,22	43	1	73	0,59
14	3	44	0,98	74	0,58
15	2,8	45	0,95	75	0,58
16	2,63	46	0,93	76	0,57
17	2,48	47	0,91	77	0,56
18	2,35	48	0,9	78	0,55
19	2,23	49	0,88	79	0,55
20	2,12	50	0,86	80	0,54
21	2,02	51	0,84	81	0,53
22	1,93	52	0,83	82	0,53
23	1,85	53	0,81	83	0,52
24	1,77	54	0,80	84	0,51
25	1,70	55	0,78	85	0,51
26	1,64	56	0,77	86	0,50
27	1,58	57	0,76	87	0,50
28	1,52	58	0,74	88	0,49
29	1,47	59	0,73	89	0,49
30	1,42	60	0,72	90	0,48
31	1,38	61	0,71	91	0,47
32	1,34	62	0,69	92	0,47
33	1,30	63	0,68	93	0,46
34	1,26	64	0,67	94	0,46
35	1,22	65	0,66	95	0,45
36	1,19	66	0,65	96	0,45
37	1,16	67	0,64	97	0,45
38	1,13	68	0,63	98	0,44
39	1,10	69	0,62	99	0,44

Fonte: elaborado pelo autor

Os primeiros artigos sobre a lei Newcomb-Benford foram publicados por Goudsmit e Furry (1944) e Furry e Hurwitz (1945). Goudsmit e Furry (1944) sugeriram os dados da Tabela 2 e só seguiram a LNB devido ao modo que eles foram distribuídos na tabela. Através da função

$\log A b/a$ , sendo  $a$  e  $b$  dois números consecutivos, eles criaram uma série de números para  $A$  igual a 10 ou 100, e realizaram o teste de conformidade com a lei. Para “ $A$ ” igual a 10, eles observaram que sua amostra seguiu a LNB, e para “ $A$ ” igual a 100, viram que não houve apresentação de conformidade, concluindo, assim, que a lei Newcomb-Benford só é válida para “ $A$ ” pequenos. Furry e Hurwitz (1945) discutiram, apenas, a matemática por trás das fórmulas de Benford (1938).

O terceiro artigo a tratar do assunto foi publicado por Hsü (1948). Ele solicitou a 1044 estudantes universitários que inventassem números de quatro dígitos. A única regra era que estes números deveriam ser originais e não poderiam representar um evento ou data. Após a coleta de todos os números, ele percebeu que eles não seguiam a LNB e concluiu que a lei não é válida para números inventados mentalmente. Nigrini (2020) considera este estudo foi importante, pois indica que a não conformidade com a lei Newcomb-Benford nem sempre indica fraude ou erro, em alguns casos os dados apenas não seguem a lei.

Uma propriedade da lei Newcomb-Benford foi provada por Pinkham (1961), quando ele demonstrou matematicamente a propriedade de invariância de escala da lei pela multiplicação. Esta propriedade significa que se multiplicarmos toda uma amostra por uma constante diferente de zero a nova amostra também seguirá a LNB. Esta propriedade é útil, pois é possível, por exemplo, medir áreas das ilhas em metros quadrados ou milhas quadradas ou até valores financeiros em dólar, euro ou real, que, em todos os casos, os dados continuarão a seguir a lei Newcomb-Benford em qualquer unidade de medida.

A primeira pessoa a, formalmente, utilizar a lei Newcomb-Benford foi Good (1965). Naquela ocasião, ele montou uma tabela com números aleatórios, formados pelos três dígitos do meio das áreas das paróquias inglesas. Ele percebeu que isso não produz uma tabela de números aleatórios, pois a LNB afirma que os dígitos não são igualmente distribuídos. Assim, ele concluiu que os números escolhidos na sua tabela tinham um viés para os dígitos menos significativos, o que ratifica a descoberta de Newcomb (1881) e Benford (1938).

Em 1966, Flehinger (1966) desenvolveu uma prova matemática para a lei. Esta demonstração matemática, porém, foi duramente criticada. Nigrini (2020) salientou que as críticas foram motivadas pelo fato de terem sido usados métodos especiais de somatória e de média, e, também, argumentos matemáticos, que usavam situações particulares e resultavam na lei Newcomb-Benford, não constituindo, assim, uma prova matemática robusta.

Raimi (1969) provou, matematicamente, a ocorrência da lei Newcomb-Benford, através da utilização do teorema de Banach. O referido autor fez uma revisão, não matemática, sobre a lei Newcomb-Benford, com explicações intuitivas, que, depois, passaram a ser chamadas, em



diversos artigos, de “O fenômeno do primeiro dígito”. Para Nigrini (2020), foi neste artigo, pela primeira vez, que o tema circulou pelo mundo, em uma revista científica de respeito.

Nos anos 70, vários artigos utilizaram a lei Newcomb-Benford para avaliar a sequência de Fibonacci e a sequência de Luccas. O primeiro artigo a tratar destas séries foi o de Wlodarski (1971), que mostrou que os primeiros dígitos dos 100 primeiros números da sequência de Fibonacci e da sequência de Luccas seguem a LNB. Sentance (1973) propôs o mesmo estudo, analisando, porém, os 1000 primeiros números de ambas as sequências e concluiu que os primeiros dígitos das sequências estavam em conformidade com a lei

Ainda no início da década de 70, alguns pesquisadores se perguntavam se a lei Newcomb-Benford poderia ser utilizada para um problema prático. Varian (1972), então, sugeriu que a lei poderia ser empregada como forma de avaliar a confiabilidade de previsão de dados em um contexto das ciências sociais. Ele tabelou dados demográficos e verificou que estavam em conformidade com a LNB. Após isso, Varian (1972) fez previsões demográficas com os dados iniciais e estas estimativas também seguiram a lei Newcomb-Benford. Assim, concluiu que a lei poderia ser utilizada como um teste da razoabilidade de previsão. Ele afirmou, ainda, que a conformidade dos dados analisados com a LNB não é certeza que os dados não tenham sido manipulados. No entanto, caso os dados não seguirem a LNB é suficiente para levantar suspeita que os dados possam ter sofrido alguma espécie de manipulação.

Na área da computação, Tsao (1974) utilizou a lei para estudar os erros de arredondamento e a distribuição cumulativa de um número de ponto flutuante, concluindo que a distribuição dos primeiros dígitos significativos de um inteiro digital está em conformidade com a lei.

Raimi (1976) fez uma revisão de literatura com os 37 artigos mais relevantes sobre o tema e 15 outros que só fizeram um breve comentário. Ele fez críticas a alguns trabalhos, os chamando de “um pouco filosóficos” devido à abordagem utilizada para provar, matematicamente, a lei Newcomb-Benford. Sua crítica foi motivada pelo fato de que métodos que têm como resultado as mesmas probabilidades encontradas por Newcomb (1881) e Benford (1938) não provam, necessária e matematicamente, a lei. Neste artigo, ele, adicionalmente, enalteceu a ideia de Varian (1972) em usar a lei como teste de validação de dados científicos e frisou que cientistas sociais necessitam de todas as ferramentas disponíveis para descobrir fraudes em dados, aplicando, inclusive, o teste para os primeiros dígitos do número.

Nos anos 80, trabalhos que utilizaram a lei Newcomb-Benford para algum uso prático começaram a ser publicados.

Becker (1982) observou a parte decimal das taxas de falha e os tempos médios de falha de componentes eletrônicos seguiam, com relação aos primeiros dígitos, a lei Newcomb-Benford. Esta descoberta o fez sugerir a aplicação da lei como checklist destes dois atributos em erros sistêmicos.

Nelson (1984), por sua vez, avaliou a perda de precisão devido ao arredondamento para dois dígitos significativos, utilizando a lei Newcomb-Benford para calcular a perda máxima média de precisão.

A primeira aplicação contábil para a lei Newcomb-Benford foi feita por Carslaw (1988), quando avaliou os primeiros e segundos dígitos do lucro de 220 empresas listadas na bolsa de valores da Nova Zelândia, entre o dia primeiro de janeiro de 1981 e 31 de dezembro de 1985. Concluiu que, para um nível de significância de 5%, os primeiros dígitos da amostra estavam em conformidade com a lei, porém, quando analisados, os segundos dígitos da amostra eles não estavam em conformidade. Já o teste Z, para o segundo dígito, acusou desvios significativos para os algarismos “0” e “9”, mostrando que a amostra tinha poucos números com o segundo algarismo “9” e muitos com o segundo algarismo “0”, apontando indícios de que a amostra possuía arredondamentos para cima, como por exemplo: números como 890 milhões e 29,9 mil estariam arredondados, respectivamente, para 900 milhões e 30 mil.

Outra propriedade da LNB foi manifestada no trabalho de Hill (1995). Ele mostrou que ao retirar amostras aleatórias de populações aleatórias escolhidas sem nenhum viés, os dígitos resultantes da amostra iriam convergir para a distribuição prevista por Newcomb (1881) e Benford (1938). Para Nigrini (2020), esta propriedade ajuda a explicar a utilização da lei Newcomb-Benford nas áreas de computação, modelagem matemática e detecção de fraudes contábeis.

### **2.3.1.3 Estudos Anteriores**

Nesta seção foram abordados alguns estudos que utilizaram a lei Newcomb-Benford para identificar viés de fraude em áreas atinentes à contabilidade.

#### **2.3.1.3.1 Estudos Internacionais**

Thomas (1989) fez um trabalho nos mesmos moldes de Carslaw (1988), porém avaliou os segundos dígitos dos lucros (valores positivos) e prejuízos (valores negativos) auferidos por firmas dos Estados Unidos, listadas na COMPUSTAT. Os dados analisados totalizaram 80.000 resultados de empresas, sendo 69.000 com lucros e 11.000 com prejuízos. Foram observados mais zeros e menos nove do que o esperado nos algarismos no segundo dígito dos lucros avaliados. Por outro lado, quando verificado o segundo dígitos dos prejuízos, as empresas

apresentaram padrões opostos (menos zeros e mais noves), levando à constatação de que as empresas dos Estados Unidos, assim como as da Nova Zelândia avaliadas por Carslaw (1988), tendem a arredondar para cima seus lucros, para melhorar os números do balanço alcançando assim, melhor valuation. Quando os dados eram referentes a prejuízos, entretanto, não existia este arredondamento para cima e sim uma subestimação do valor. Também foi observado que, por ocasião do exame do lucro por ação quanto aos segundos dígitos, um comportamento de arredondamento bem mais forte nestes valores do que na análise dos lucros.

Em ocasião posterior, Craig (1992) analisou o lucro por ação de maneira semelhante a Thomas (1989). Ele teve como objetivo verificar se os gerentes, de forma geral, arredondam os cálculos de lucro por ação de maneira tendenciosa. No trabalho foram utilizados dados financeiros de um período de 20 anos, de aproximadamente 2500 empresas listadas na Bolsa de Valores de Nova York ou negociadas no mercado de balcão, e verificada a conformidade dos dados com a lei Newcomb-Benford. Como resultado, o estudo obteve evidência de que os gerentes de empresas estatais têm maior probabilidade de arredondar o último decimal do lucro por ação para cima do que para baixo. Um fator percebido para explicar este arredondamento foi que os gestores recebiam benefícios pautados no lucro por ação da empresa, sendo, portanto, a razão principal de inflarem este indicador.

Christian e Gupta (1993) analisaram os dados do imposto de renda dos Estados Unidos, entre os anos de 1979 e 1986, investigando sinais de evasão fiscal secundária. Eles analisaram os dois últimos dígitos das receitas tributáveis declaradas por cada contribuinte, que, segundo a lei Newcomb-Benford, deveriam estar uniformemente distribuídos, fato não observado na amostra estudada. Assim, concluíram que havia indícios de redução da receita tributável, com o intuito de evasão fiscal secundária.

Nigrini (1994) utilizou a LNB para detectar fraudes na folha de pagamento, comparando as frequências dos dois primeiros dígitos da amostra com a frequência esperada para os dois primeiros dígitos prevista por Benford (1938). Foram avaliados os dados por um período de dez anos e percebido um desvio significativo em relação à lei Newcomb-Benford. Os desvios se tornavam maiores nos últimos cinco anos estudados e eram ocasionados por números usados repetidamente. Com isso, Nigrini concluiu que o fraudador seguiu uma rotina nos últimos cinco anos, e nem se deu o trabalho de inventar números, apenas repetindo os já utilizados. Neste período, foi detectado um montante de US\$ 500.000,00 em fraudes.

Com relação à evasão fiscal, Nigrini (1996) aplicou a lei Newcomb-Benford para analisar este tipo de fraude e foi o primeiro a analisar uma grande quantidade de dados. Foram analisados os dados dos contribuintes dos Estados Unidos, nos anos de 1985 e 1988, o que resultou num

montante de 55.000 e 91.000 dados, respectivamente. Seu estudo detectou evasão fiscal em ambos os anos, observando que os itens tributáveis foram subestimados e os dedutíveis foram superestimados. Foi verificado, também, que os contribuintes de baixa renda não apresentavam distorções significativas, quando comparados aos de alta renda.

Nigrini e Mittermaier (1997) estudaram ferramentas de análise de dados em conjunto com a lei Newcomb-Benford e sua utilização na contabilidade. As ferramentas de análise de dados discutidas no artigo foram a análise dos primeiros dígitos, dos segundos dígitos, dos dois primeiros dígitos, dos últimos dois dígitos e da duplicação de números. Eles utilizaram o teste Z e o desvio absoluto médio (MAD-Mean Absolute Deviation) em uma companhia de petróleo listada na New York Stock Exchange e em uma companhia do setor elétrico, analisando respectivamente 72 mil e 30 mil faturas. Ambas as amostras seguiram a LNB para o primeiro, segundo e dois primeiros dígitos. Eles concluíram que os auditores externos e internos podem utilizar a LNB juntamente com estes procedimentos (teste Z e MAD) para testar a existência de fraude em dados, e determinar as amostras de auditoria.

Nigrini (1999) explicita que a lei Newcomb-Benford é uma ferramenta que pode ter aplicação na auditoria, visto que no caso de Wayne James Nelson, um gerente no escritório do Tesouro do Estado do Arizona que fraudou o Estado em, aproximadamente, dois milhões de dólares, o golpe seria detectado, caso os cheques fossem auditados tomando como base a lei Newcomb-Benford. Alguns sinais de fraude, que a LNB conseguiria detectar, são:

- Wayne começou pequeno e, em seguida, aumentou os montantes em dólares.
- A maioria dos montantes foi pouco abaixo de US\$100.000, ou seja, manter os valores abaixo de um limite de controle adicional.
- Os números parecem ter sido escolhidos para dar a aparência de aleatoriedade.

Nenhum dos valores de cheque foi duplicado, não havia números redondos e todos os valores incluíam centavos. O gerente, no entanto, repetiu alguns dígitos e combinações de dígitos e caracterizou uma tendência para os dígitos mais altos. As contagens para os dez dígitos de “0” a “9” foram 7, 19, 16, 14, 12, 5, 17, 22, 22 e 26, respectivamente, notando-se, então, que “7” a “9” foram os dígitos mais utilizados, em contraste com a LNB.

Drake e Nigrini (2000) analisaram 38.176 faturas de uma empresa, utilizando como processo para mensurar o nível de conformidade dos primeiros, segundos e dois primeiros dígitos com a LNB o desvio absoluto médio (MAD). Este processo obteve como resultado para o primeiro, segundo e dois primeiros dígitos os valores de 0,0076, 0,0078 e 0,001236, respectivamente. Concluindo, assim, que as faturas estavam em conformidade com a lei

Newcomb-Benford nas três ocasiões estudadas, o que indicava que os dados não foram manipulados.

Das e Zhang (2003) trataram do tema lucro por ação juntamente com a lei Newcomb-Benford. Os dados utilizados no trabalho deles foram obtidos no banco de dados da Standard & Poors' Quarterly Compustat e abrangem o período dos exercícios fiscais de 1989 a 1998, totalizando 103.944 observações trimestrais. O número de observações varia de 6.663 para o ano 1989 a 16.447 para o ano de 1997. O artigo investigou o dígito imediatamente à direita do decimal do número calculado de lucro por ação, expresso em centavos, com o auxílio da lei Newcomb-Benford. Como resultado, eles concluem que 54,5% dos balanços trimestrais das empresas arredondam seus lucros por ação. Eles verificam, também, que os gerentes realizam o arredondamento por três principais motivos: relatar lucros positivos, sustentar o desempenho recente e atender às previsões dos analistas.

Nigrini (2005), analisou os relatórios de ganhos divulgados em 2001 e 2002 pela empresa Enron. Ele usou a LNB como referência e verificou que os números das receitas trimestrais mostravam um excesso de zeros como segundo dígito, sugerindo que os números da receita eram arredondados para cima. A incidência de zeros como segundo dígito dos números de receita aumentou em 2002 (13% contra 12,8% em 2001). Ao analisar o lucro por ação, Nigrini (2005) notou que os dados mostravam uma distribuição acentuada em torno de zero, mostrando, assim, uma tendência a números redondos de lucros por ação, fato este que já tinha sido relatado por Thomas (1989).

Graham, Hasseldine e Paton (2009) utilizam a lei Newcomb-Benford para testar a confiabilidade dos dados das zonas de pesca no Canadá. Os dados analisados foram obtidos no Departamento de Pescas e Oceanos e faziam referência à quantidade diária pescada, em kg, por pescador na zona cinza (um ambiente de pesca altamente regulamentado), na área de pesca do caranguejo da neve (ambiente regulado) e nas áreas de pesca da lagosta 33 e 34 (ambos ambientes pouco regulados). Como resultado obtido a um nível de significância de 1%, foi observado que os dados da zona cinzenta estavam em conformidade com a LNB. Entretanto, as observações das áreas de pesca do caranguejo da neve e das duas áreas de pesca de lagosta não estavam em conformidade com a lei. O estudo concluiu que as zonas da pesca da lagosta, por serem pouco reguladas, estavam propensas a apresentar irregularidades. Já na área da pesca do caranguejo da neve, os frequentadores criaram uma maneira de contornar a regulamentação, mostrando que a regulamentação não estava sendo efetiva, produzindo, portanto, dados sem confiabilidade.

Özer e Babacan (2013) verificaram a conformidade com a lei Newcomb-Benford das transações realizadas pelos bancos turcos, entre 1990 e 2010, utilizando o teste qui-quadrado. A análise de dados apontou que, apenas no ano de 1999, os bancos realizaram, nas suas contas extrapatrimoniais e nas movimentações realizadas em moeda estrangeira, transações fraudulentas, dessa forma, concluíram que os resultados obtidos identificaram, corretamente, as fraudes realizadas em 1999. Por outro lado, não identificaram as fraudes realizadas no período de 1990 a 1998, período marcado por fraudes e manipulações bancárias na Turquia. Com isso, os autores consideraram a LNB uma ferramenta efetiva para detecção de fraudes, alertando, entretanto, que, mesmo se um conjunto de dados estiverem em conformidade com a lei, eles podem conter impropriedades.

Mir, Ausloos e Cerqueti (2014) analisaram, primeiramente, a conformidade, com a lei Newcomb-Benford, dos dados da receita tributária de alguns municípios italianos, entre os anos de 2007 e 2011, com o objetivo de encontrar algum indício de evasão fiscal. Estes dados foram obtidos no Centro de Pesquisa do Ministério das Finanças e Economia da Itália e, com a utilização do teste qui-quadrado, sua conformidade com a lei foi testada para os primeiros dígitos. Excetuando-se os anos de 2008 e 2009, quando o material analisado apresentou grandes desvios da LNB, os autores constataram que os dados fiscais de todas as cidades italianas estavam em conformidade com a lei.

Ausloos, Cerqueti e Mir (2017) analisaram a receita de todas as 20 regiões da Itália, entre os anos de 2007 e 2011, e sua conformidade com a lei Newcomb-Benford. Após utilizar o teste qui-quadrado para os primeiros dígitos, os autores verificaram que os dados da receita tributária das seguintes três regiões não seguiam a LNB: Campânia, em 2007 e 2008, reafirmando Mir, Ausloos e Cerqueti (2014); Sardenha, nos anos de 2007 e 2011; e Ligúria, no ano de 2008. Assim, concluíram que as três regiões apresentavam indícios de evasão fiscal. Eles alegaram que o motivo da evasão fiscal da região de Sardenha está ligado ao fato desta não possuir uma estrutura industrial altamente desenvolvida e as suas trocas comerciais serem frequentemente baseadas em commodities. No caso da região de Ligúria, a causa dos indícios de evasão fiscal se deve ao fato da penetração da economia paralela. A influência do crime organizado no sistema econômico foi o motivo exposto para a Campânia figurar entre as regiões com possível evasão fiscal, o mesmo motivo apresentado por Mir, Ausloos e Cerqueti (2014).

Aris et al. (2017) ressaltou que a fraude é uma atividade ilegal que afeta as organizações e a economia mundial em geral. Pesquisas e relatórios realizados por empresas de auditoria líderes como ACFE, A Deloitte, a KPMG e a NFA confirmaram que o setor público está mais vulnerável à fraude em comparação com o setor privado, dessa forma a detecção, investigação

e medidas preventivas contra fraudes são extremamente importantes. Nesse sentido, os autores avaliaram 500 dados contábeis de agências do setor público na Malásia usando o primeiro-dígito, segundo dígito, primeiro dois dígitos, primeiro três dígitos e últimos dois dígitos testes. Os resultados mostram que a análise de Benford é uma ferramenta analítica credível na identificar e detectar contas suspeitas para um exame mais aprofundado de fraudes incidentes no setor público.

Macías e Igua (2018) aplicaram a lei Newcomb-Benford para averiguar as declarações de imposto de renda de pessoa física e jurídica referentes ao ano de 2014 no Equador, com o objetivo de procurar indícios de atos de evasão fiscal ou declaração incorreta. Estas informações foram extraídas do banco de dados do Centro de Estudos Fiscais da Receita Federal. Foram analisados o formulário 101, referente às pessoas jurídicas, o formulário 102, concernente às pessoas físicas, e o formulário 107, atinente às informações dos dependentes das pessoas jurídicas, estes formulários continham, respectivamente, 116.502, 720.387 e 3.481.873 dados. Com relação à conformidade com o primeiro dígito da lei, foi observado que os dados do formulário 101 seguiram a LNB, com exceção do patrimônio líquido. O fato que ocasionou o desvio foi que este dado tinha um limitante inferior de 800 dólares, o que prejudicou a utilização da lei. Os formulários 102 e 107, entretanto, apresentaram grandes desvios com relação à lei. A justificativa foi que esta espécie de informação era fornecida pelo contribuinte, estando, por isso, mais sujeita a fraudes.

#### **2.3.1.3.2 Estudos Nacionais**

Santos, Tenório e Silva (2003) analisaram 8.000 notas fiscais de venda emitidas, entre 1998 e 2001, que foram verificadas pela Secretaria da Fazenda de Pernambuco. Após a análise das amostras dos quatro anos, foi percebido que as notas fiscais emitidas em 1998 e 1999 seguiam a LNB. Já as emitidas em 2000 e 2001 não seguiam. Concluiu-se, assim, que estes dois últimos anos tem que receber maior atenção da auditoria, para que possa ser respondido o porquê do seu desvio com relação à lei.

Santos, Diniz e Corrar (2005) utilizaram a lei Newcomb-Benford para analisar os primeiros dígitos das notas de empenhos de 20 municípios do estado da Paraíba localizados nas regiões do litoral e do sertão, totalizando, assim, 104.104 notas de empenhos. Para analisar os dados, foram utilizados o teste Z e o teste qui quadrado, ambos com o nível de significância de 5%. Foi percebido um desvio significativo nas notas de empenhos que se iniciavam com os algarismos “4”, “5”, “8” e “9”. Com isso, eles concluíram que os municípios apresentavam

indícios de fracionamento de despesas, devido ao excesso de primeiros dígitos “4”, “5” e “8”, e, também, sinais de superfaturamento, devido à grande quantidade de primeiros dígitos “9”.

Diniz et al. (2006) utilizaram a lei Newcomb-Benford, para o planejamento da auditoria das contas públicas, com o objetivo de mensurar a correlação dos resultados apresentados nos testes de conformidade com a lei e o produto do relatório de auditoria emitido pelos tribunais de contas. Eles utilizaram a mesma amostra de Santos, Diniz e Corrar (2005), porém, na análise de dados, utilizaram a estatística de Pearson, para comparar o valor do teste qui-quadrado com a quantidade de irregularidades encontradas e o parecer do Tribunal de Contas.

Forster (2006) analisou, com o auxílio de testes estatísticos, as contas de 159 instituições sem fins lucrativos do Distrito Federal, entre os anos de 2002 e 2003, e sua conformidade com a lei Newcomb-Benford. As contas analisadas foram: Caixa, Banco, Despesa e Receita. Após a aplicação dos testes Z e qui-quadrado para analisar os primeiros dígitos das contas, o autor concluiu que apenas a conta da despesa no ano de 2002 não estava em conformidade com a LNB, pois existiam desvios significativos nos dígitos “5”, “6” e “9”, apontando que essa conta necessitava de uma análise in loco da Promotoria de Justiça de Tutela de Fundações e Entidades de Interesse, órgão do Ministério Público do Distrito Federal e Territórios responsável pela análise dos demonstrativos contábeis do terceiro setor.

Santos et al. (2009) verificaram que a utilização da lei Newcomb-Benford, seria útil na auditoria tributária do imposto sobre serviço de qualquer natureza (ISS). Esta verificação foi feita através da comparação entre conclusões obtidas através da conformidade dos dados com a LNB e as obtidas pela auditoria contábil-fiscal realizada pelos auditores fiscais municipais, entre os anos de 2002 e 2004. Foram analisadas 1.958 notas fiscais de uma empresa de publicidade e foi observado um desvio positivo no primeiro dígito “2” e desvios negativos nos primeiros dígitos “7” e “8”. A auditoria confirmou irregularidades nas notas fiscais que estavam nas amostras que não apresentaram conformidade com a LNB, concluindo assim a utilização desta lei foi útil na auditoria tributária.

Lagioia et al. (2011) analisaram quatro empresas no Brasil, que emitiram em conjunto 6.511 notas fiscais. Estas empresas pertenciam aos segmentos de contabilidade e auditoria, turismo, publicidade e laboratórios de análises clínicas. O trabalho comparou o resultado da conformidade da distribuição das notas fiscais com lei com os resultados do relatório dos auditores fiscais municipais. Concluíram que os resultados da fiscalização dos auditores confirmaram os indícios levantados pela não conformidade com a lei Newcomb-Benford. Deste modo, os autores salientaram que a aderência à lei se torna uma ferramenta para o auditor na



fase de planejamento da auditoria, dando preferência na escolha para amostra de auditoria as notas fiscais que não estão em conformidade com a lei.

Almeida (2011) avaliou a conformidade do primeiro ao quarto dígito dos dados do Produto Interno Bruto (PIB) dos municípios da Região Norte, entre 2004 a 2008, o consumo de energia elétrica por município do Amapá, entre 1997 e 2001, e o demonstrativo de arrecadação mensal de tributos do Estado de Macapá, no período de 1999 a 2010, com relação à LNB. No resultado obtido, mediante o teste qui-quadrado, foi percebido que o PIB seguia a lei para os quatro dígitos avaliados, o consumo de energia seguiu a distribuição apenas para os primeiros dígitos e a arrecadação dos tributos aderiu à lei para os segundos, terceiros e quartos dígitos. A autora concluiu, portanto, que a conformidade do PIB e da arrecadação dos tributos com a lei dá confiabilidade aos dados. A não aderência do consumo de energia sugere a aplicação de técnicas de arredondamento na leitura dos dados.

Costa et al. (2012) analisaram 134.281 notas de empenhos emitidas por 20 Unidades Gestoras (UG) de dois estados brasileiros. Foram utilizados o teste Z e qui-quadrado com nível de significância de 5%, para mensurar a conformidade dos primeiros e segundos dígitos com a lei Newcomb-Benford. Como resultado do teste qui-quadrado, foi observada a não conformidade com a lei para os primeiros e segundos dígitos em todas as 20 UG. Com relação à análise por dígito, os autores concluíram que, quanto à avaliação do primeiro dígito, ocorreram desvios relevantes entre a proporção observada e esperada nos algarismos “7” e “8” (excesso) e nos algarismos “9” e “6” (escassez). Eles perceberam, também, que este comportamento configura uma propensão de fuga à realização dos processos licitatórios. Ao analisar o segundo dígito, foi percebido um excesso de incidência dos algarismos “0” e “5”, o que evidenciou o emprego de arredondamentos nos valores dos empenhos.

Costa et al. (2012) analisou 335.830 notas de empenhos emitidas em 2010 por 60 unidades gestoras distribuídas por três estados brasileiros. Foram realizados quatro testes estatísticos (Teste de Invariância Escalar, Semidesvio Absoluto, Discrepância Relativa e Fator de Detecção de Ruído) para verificar a conformidade das NE de cada UG com a LNB, totalizando 240 testes estatísticos. De todos os testes realizados em apenas cinco ocasiões foram verificadas conformidades com a lei Newcomb-Benford. O excesso de não conformidade levantou indícios de erros, manipulação de dados e fracionamento de despesas. O autor, porém, alertou que são apenas indícios e que seria necessária a análise qualitativa de um auditor para confirmar, realmente, a existência de fraudes.

Costa et al. (2012) estudaram técnicas que são aplicadas em auditorias contábeis, para verificação de conformidade dos dados com a lei Newcomb-Benford. Eles analisaram os testes

qui-quadrado, teste Z, teste Kolmogorov-Smirnov, modelo fator de distorção, desvio absoluto médio, discrepância relativa e desvio da média da convolução. Estas técnicas foram utilizadas, simultaneamente, para avaliar a conformidade de 210.899 notas de empenhos emitidas em 2010, com a LNB. Concluíram que elas são ferramentas úteis para o auditor, utilizando sempre que possível mais de uma delas para tirar suas conclusões. Afirmaram, também, que técnicas que avaliam a amostra como um todo devem ser utilizadas para levantar indícios necessários para tomada de decisão, já as que analisam de forma local (dígito por dígito) são indicadas para a etapa de preparação da auditoria.

Cunha (2013) utilizou a LNB para analisar as planilhas orçamentárias de obras públicas realizadas para a Copa do Mundo de 2014, com o intuito de identificar sobrepreços. Foram examinados os dados da restauração do estádio Maracanã, da criação da Arena Amazônia e a reestruturação do Aeroporto Internacional de Confins, nos quais foram observadas inconformidades com a lei, o que levantou indícios de sobrepreços. Estes indícios foram confirmados pela auditoria do Tribunal de Contas da União, que identificou um sobrepreço de, em média, 80%. A análise realizada concluiu, portanto, que a utilização da lei Newcomb-Benford é uma forma eficiente de avaliar a existência de sobrepreços em planilhas orçamentárias de obras públicas.

Milani Filho (2013) estudou os dados financeiros de hospitais filantrópicos canadenses, localizados nas províncias de Ontário e Quebec, e sua conformidade com a lei Newcomb-Benford. Os dados financeiros explorados foram as receitas e despesas dos hospitais, que resultaram em 1334 observações extraídas entre os anos de 2009 e 2010. Para a análise de dados, foram utilizados o teste Z e o qui-quadrado, ambos com um nível de significância de 5%. O trabalho concluiu que as receitas e despesas dos hospitais filantrópicos das cidades estudadas seguiram a LNB.

Silva, Korzenowski e Vaccaro (2014) analisaram duas ferramentas estatísticas e seu comportamento no reconhecimento de amostras que contivessem indícios de lavagem de dinheiro, tendo como base a lei Newcomb-Benford. Foram utilizados os testes qui-quadrado e Kolmogorov-Smirnov. Os dados avaliados foram os lançamentos de oito contas corrente, sendo que apenas em três havia suspeita de lavagem de dinheiro, conforme critério estabelecido pelo Banco Central de Brasil. Eles concluíram que para amostras pequenas o teste qui-quadrado é menos sensível que o K-S, pois não rejeita a hipótese nula se a amostra apresentar um leve desvio da LNB. No caso de a amostra ser grande, o comportamento de ambos é semelhante.

Nascimento, Souza Filho e Buscacio (2014) analisaram dados retirados dos sites do Instituto Nacional de Pesquisas e Estudos Educacionais (INEP) e da Secretaria da Fazenda do

Estado do Rio de Janeiro (SEFAZ-RJ). Os dados do INEP eram referentes ao número total de alunos matriculados nas escolas da rede pública (municipal e estadual), em cada município brasileiro. Os dados da SEFAZ-RJ, por sua vez, continham 200.545 notas de empenhos emitidas pelo Estado do Rio de Janeiro, entre 2008 e 2012. Foi verificada a conformidade dos dados do INEP com a LNB através do teste qui-quadrado para os primeiros e segundos dígitos. Os dados no INEP apresentaram conformidade, porém, os dados da SEFAZ-RJ não estavam em conformidade com a LNB e o algarismo com maior desvio era o “8”. Assim, concluíram que as notas de empenhos, por terem um grande desvio entre a frequência observada e esperada, têm indícios de existência de irregularidades e fracionamento de despesas para fugir do limite de licitação de R\$8.000,00.

Ribeiro e Monsueto (2015) estudaram os pagamentos realizados por uma empresa da cidade de Goiânia, no período de setembro de 2010 até setembro de 2011. A análise de conformidade com a lei Newcomb-Benford para os primeiros dígitos, utilizando o teste qui-quadrado, revelou impropriedades nos meses de setembro, novembro e dezembro de 2010, e nos meses de janeiro, maio, junho, julho e agosto de 2011. Já o teste Z revelou inconformidade nos dígitos “3”, “5” e “6”. Eles verificaram que a impropriedade no dígito “3” ocorreu devido ao pagamento de taxas do Conselho Regional de Engenharia e Arquitetura no valor de R\$ 33,00. O desvio significativo do dígito “5” foi explicado pela junção de diversos pagamentos em um único lançamento. Já com relação ao dígito “6”, houve excesso na observação devido às cobranças de taxas bancárias serem no valor fixo de R\$ 6,50. Assim ficou constatada, a utilidade da LNB para controle de dados financeiros.

Ainda sobre obras públicas, Café (2015) aplicou a lei Newcomb-Benford para analisar a planilha de custos da obra do Veículo Leve sobre Pneus, em Brasília. Foram percebidos indícios de superfaturamento devido a não conformidade com a LNB. Em auditoria realizada pelo Tribunal de Contas do Distrito Federal foi averiguado que, para cada real que a lei indicou como suspeito de fraude, 41 centavos foram confirmados sobre preço. Concluiu, então, que o uso da lei Newcomb-Benford é útil para identificar fraudes em planilhas de obras públicas.

Milani Filho et al. (2016) investigaram o comportamento da variável lucro antes dos juros, impostos, depreciação e amortização em empresas listadas em algumas bolsas de valores. Eles observaram 2.193 empresas, que totalizaram 10.965 observações do Ebitda, no período de 2008 a 2012, com o objetivo de verificar se esta variável seguiu a distribuição prevista por Newcomb (1881) e Benford (1938) para os primeiros dígitos. Através do teste Z e qui quadrado, verificaram que todas as bolsas de valores seguiram a lei Newcomb-Benford entre os anos analisados, exceto a Shenzhen Stock Exchange. As empresas listadas nesta bolsa de valores não

apresentaram conformidade com a LNB entre os anos de 2008 a 2011, indicando, como necessária, uma averiguação mais detalhada, para constatar os fatores que induziram tal cenário.

Ganassin, Costa e Wilbert (2016) analisaram 7.037 notas de empenhos do Ministério Público Militar (MPM) e do Ministério Público do Distrito Federal e Territórios (MPDFT), entre 2008 e 2012, verificando sua conformidade com a LNB. Eles analisaram as notas de empenhos agrupadas por modalidade, ou seja, as provenientes de licitação e as sem licitação. Como resultado, foi percebido que apenas as notas de empenhos emitidas sem licitação do MPM, nos anos de 2008 e 2010, e do MPDFT, nos anos de 2009, 2010 e 2012, não seguiram a lei Newcomb-Benford. Como resultado da análise, concluíram que os desvios mais significantes aconteceram em ano eleitoral, podendo dizer que as amostras das NE que não seguiram a LNB possuem indícios de execução orçamentária atípica.

Cella e Rech (2017) verificaram a aplicabilidade da lei Newcomb-Benford para detectar fraudes nos dados financeiros da Petrobrás. Foram analisados os primeiros dígitos de diversas contas contábeis entre o primeiro trimestre de 2004 e o segundo trimestre de 2012. As contas analisadas foram Fornecedores, Imobilizado, Estoques, Receita, Custo dos Produtos Vendidos, Caixa e Lucro antes dos Impostos, que totalizaram 238 observações. Para haver comparação de desvios das empresas com relação à lei, foi feita a mesma análise em outras 40 empresas listadas na bolsa de valores no mesmo período. Na análise de conformidade, através do teste qui-quadrado, a amostra contendo os dados da Petrobras e as amostras contendo todos os dados das outras empresas não apresentaram conformidade com a lei. Assim, o artigo concluiu que a adulteração dos dados contábeis da Petrobras não teria sido previamente descoberta com sucesso, apenas com base na utilização da LNB, para a análise dos primeiros dígitos das contas verificadas. Pois, se nenhuma empresa analisada apresentou conformidade com a LNB, a não conformidade da Petrobrás não levantaria nenhuma espécie de suspeita de fraude.

Com o intuito de reconhecer desvios no tempo, Silva, Travassos e Costa (2017) estudaram o uso da LNB em um ambiente de auditoria contínua. Para isso, eles analisaram os primeiros dígitos de 210.899 notas de empenhos emitidas, em 2010, por 60 unidades gestoras localizadas em dois estados do nordeste brasileiro. Eles realizaram uma análise gráfica, com a finalidade de acompanhar, a discrepância relativa com a lei e padrões típicos plausíveis de fraudes ou fracionamento de despesas. Assim, concluíram que uma análise temporal de compatibilidade com a lei Newcomb-Benford é um mecanismo útil na auditoria contínua.

De Oliveira et al. (2018a), analisaram os gastos do Gabinete da Presidência da República do Brasil e seus 24 Ministérios, no período de janeiro de 2011 a agosto de 2015, quanto à conformidade do primeiro ao quarto dígito com a LNB. Para isto, utilizaram os testes Z e qui-

quadrado, ambos com nível de significância de 5%. Na análise de dados, foi apurado que para nenhum dos quatro dígitos houve conformidade com a lei e o ministério que mais obteve distorção foi o de Ciências, Tecnologia e Informação, seguido pelo da Educação. Concluíram, assim, que em razão da não conformidade apresentada os gastos estudados deveriam ser auditados pelos respectivos órgãos de fiscalização, salientando que os ministérios de Ciências, Tecnologia e Informação e o da Educação exibiram relevantes dificuldades de gerenciamento durante o período estudado.

De Oliveira et al. (2018b), da mesma forma que Cella e Rech (2017), estudaram o caso Petrobras, aplicando a lei Newcomb-Benford do primeiro ao quarto dígito dos saldos dos balanços patrimoniais da empresa, entre o primeiro trimestre de 2008 e o segundo trimestre de 2015. Quando realizado o teste qui-quadrado nos 5.544 dados, eles não seguiram a LNB em testes realizados do primeiro ao quarto dígito. Assim, eles concluíram que os resultados encontrados evidenciavam a necessidade de uma auditoria mais rigorosa nestes dados que, posteriormente, foram revistos pela operação Lava Jato.

Cella e Zanolla (2018), na área de contabilidade pública, avaliaram a conformidade, das despesas empenhadas, com a lei Newcomb-Benford, durante o primeiro quadrimestre de 2016, de dois municípios de Goiás, um com alto nível de transparência e outro com baixo nível. Foram analisadas 3068 notas de empenhos, atinentes a um montante de 39 milhões de reais, sendo 1.453 notas de empenhos do município de maior transparência e 1.615 do outro município. Na análise de dados foram aplicados os testes Z e qui-quadrado com nível de significância de 5% nos primeiros e segundos dígitos dos valores das notas de empenhos. A conclusão da avaliação foi que as despesas de nenhum dos dois municípios estavam em conformidade com a lei Newcomb-Benford, sendo que, entretanto, o município com menor grau de transparência obteve maiores desvios com relação à lei do que o município mais transparente.

Macieira et al. (2019) investigaram a conformidade da distribuição dos dois primeiros dígitos das notas de empenhos das Prefeituras Municipais do Estado de São Paulo, com a lei Newcomb-Benford. Após a verificação de conformidade, verificaram se grandes desvios da LNB tinham correlação com os pareceres desfavoráveis emitidos de 2012 a 2014. Para análise global dos primeiros e segundos dígitos da amostra de cada prefeitura foram utilizados os testes qui quadrado e o desvio absoluto médio (MAD). Foi percebida uma não conformidade em 68% na análise dos primeiros e segundo dígitos das notas de empenhos, já com relação à análise de contas, 35% das prefeituras municipais tiveram suas contas rejeitadas. Os autores do estudo concluíram que a utilização do MAD foi o mais apropriado para verificação de conformidade, pois não considera o tamanho da amostra. Eles também constataram que existe baixa correlação

entre a não conformidade com a LNB e o parecer desfavorável do Tribunal de Contas do Estado de São Paulo.

Sallaberry et al. (2019) analisaram a conformidade da lei Newcomb-Benford com as informações financeiras declaradas por candidatos a cargos políticos ao Tribunal Superior Eleitoral, no ano de 2014. Estas informações totalizaram 26.252 pedidos de candidaturas e 83.050 declarações bens. Os dados não seguiram a LNB para os testes qui-quadrado e Z, resultando em grandes desvios para os algarismos “3”, “4”, “5”, “6”, “7” e “9” da primeira posição. Os autores também aplicaram o fator de distorção, que sinalizou os algarismos “3” e “5” como discrepantes, e a média dos desvios absolutos, que obteve o algarismo “5” como discrepante. Com isso, concluíram que deveriam ser verificadas as declarações de bens que se iniciavam com os dígitos “3” e “5”, o que representava 22,13% do total.

Embora anomalias ou sinais de alerta atuem como indicadores para o auditor, administração e outras partes responsáveis para investigar se há é uma fraude real, a auditoria e as estatísticas permanecem como as duas principais estratégias para detectar fraudes. Tomando esta perspectiva, a Lei de Benford é uma lei avançada de análise digital, útil para descobrir anomalias. Este estudo representa um esforço inicial para derivar uma ferramenta para monitorar e detectar possíveis incidências ou tendências de fraude, permitindo assim que as organizações reduzam as tendências à fraude e, assim, pilotar uma iniciativa para uma gestão eficaz da exposição ao risco de fraude.

Silva (2021) buscou avaliar se as notas de empenhos emitidas em 2019 por organizações militares da Marinha do Brasil estavam em conformidade com a lei Newcomb-Benford. Como instrumento de pesquisa foram analisadas 46.194 notas de empenhos emitidas no ano de 2019 por 27 organizações militares, que movimentaram um total de R\$ 6.721.861.945,92 e foram utilizadas as análise pré-Benford, análises primárias, análises avançadas, análises associadas e análises de conformidade sugeridas por Nigrini (2012) e Nigrini (2020) com o auxílio do software R e testes estatísticos. O estudo revelou que seis organizações militares não apresentaram conformidade com a lei Newcomb-Benford em alguma das análises realizadas. O estudo concluiu que de forma geral as notas de empenhos emitidas pelas organizações militares estudadas seguem a lei Newcomb-Benford e esta pode ser utilizada como ferramenta na fase de planejamento da auditoria.

Após a contextualização da aplicação da LNB na auditoria, definiu-se as seguintes hipóteses de pesquisa:

1 – Os testes referentes à LNB reduzem o universo de amostras possíveis de auditoria.

H0: Os testes reduzem o universo de amostras de auditoria; e

H1: Os testes não apresentaram indícios de redução do universo de amostras de auditoria.

A hipótese 1 poderá ser verificada comparando o resultado dos testes REF à LNB com a quantidade de notas de empenho inicialmente analisadas; e

2 – A combinação dos resultados dos testes LNB e per capita mostram-se eficientes para a seleção de amostras em auditoria

H0: Mostrou-se eficiente; e

H1: Não foi possível atestar a eficiência.

Com a identificação das NE com indícios de anormalidade apontados pelos testes da LNB é possível afirmar se a introdução do teste per capita tornou o resultado mais eficiente.

### **3. METODOLOGIA**

Este trabalho é classificado como um estudo descritivo e quantitativo, pois, segundo Gil (2014), um trabalho descritivo é caracterizado como um trabalho que tem como objetivo descrever as características de determinada população ou fenômeno ou o estabelecimento de relações entre variáveis. Esse mesmo autor classifica as pesquisas quantitativas como aquelas que fazem uso de uma análise estatística e matemática, levando em consideração aquilo que pode ser mensurado.

Quanto ao método que proporciona a base lógica de investigação, esta dissertação é caracterizada pelo método hipotético dedutivo, pois através de testes e formulação de hipóteses procura refutar axiomas que regem eventos - lei Newcomb-Benford (Markoni; Lakatos, 2017).

Quanto ao desenho, essa pesquisa segue o seguinte fluxo: determinação das Organizações Militares (OM) da Marinha do Brasil (MB) que realizam aquisição de gêneros alimentícios → levantamento dos dados de aquisição pelo tesouro gerencial do ano de 2023 → análise pré-benford para determinar as OM que possuem dados compatíveis com a aplicação da LNB → análises primárias, avançadas e per capita → apresentação comparativa dos resultados entre as OM. Foi escolhido o exercício financeiro de 2023 em virtude de ser o exercício financeiro completo mais recente

Ressalta-se que o desenho para os dados extraídos do tesouro gerencial, referente às notas de empenho, são observadas pelas colunas com o código da OM, nome da OM, mês de lançamento, número da nota de empenho e valor, já o consumo per capita, com dados retirados do sistema interno da MB para controle de gêneros (QUAESTOR) possui as colunas código da OM, nome da OM, mês de lançamento, valor total de gêneros consumidos (mês), quantidade de pessoas (por OM e por mês) e consumo per capita. Ao final, foi possível identificar as OM que apresentaram indícios de anomalias em ambos os testes juntando os dados pelas chaves código da OM, nome da OM e mês. Isso significa que se uma OM que possui mais de um empenho em um determinado mês apresentou anomalia em algum ou alguns (não necessariamente todos) dos empenhos nos testes da LNB e apresentou também anomalia para o teste per capita nesse mesmo mês, essa OM foi selecionada para amostra final como indício mútuo de anomalia.

Os resultados dos testes de compatibilidade dos dados com a Lei de Newcomb-Benford (qui-quadrado, KS, MAD e Z-score) ao longo dessa pesquisa foram obtidos com a execução dos códigos apresentados no anexo A em linguagem de programação R e todos os resultados gerados foram conferidos executando os mesmos testes diretamente em planilha pelo Microsoft Excel®. Aqui é válido ressaltar que o resultado dos testes KS realizados para os 3 testes da LNB, apresentado no anexo A, possui um valor diferente ao valor do KS calculado inserido na análise de resultados, isso se dá pelo fato do pacote da LNB utilizado no R multiplicar o resultado pela raiz quadrada do número de observações (25.772, no caso), enquanto no Microsoft Excel® é calculado o valor absoluto. Logo para verificar a conformidade dos resultados, basta dividir o valor do teste executado R por raiz quadrada de “n” ou multiplicar por essa mesma expressão o resultado encontrado no Microsoft Excel®.

### **3.1 Seleção da Amostra e Tratamento dos Dados**

Os tipos de amostragem podem ser divididos em dois grupos, a amostragem probabilística e a não probabilística. Esta pesquisa adotou a amostragem não probabilística do tipo por julgamento, pois foi a seleção de elementos da amostra foi baseada nas OM da MB que oferecem alimentação aos militares que também adquirem, desde que os valores das notas empenho sejam superiores a R\$ 9,99. Este tipo de amostragem é caracterizado pela seleção amostral ficar a cargo do julgamento pesquisador (Malhotra, 2019).

A população considerada nesta dissertação, para a LNB, foram as 91 Unidades Gestoras Executoras (UGE) da Marinha do Brasil, que são responsáveis pela execução financeira de 238 Unidades Gestoras Responsáveis (UGR) que possuíram saldos em compras de gêneros



alimentícios. A escolha pela população de UGE se deu pelo fato de elas centralizarem a execução financeira das Organizações Militares apoiadas, aumentando, assim, a quantidade de dados analisados. Esta escolha está em linha com o entendimento de Nigrini (2012), Nigrini (2020) e Kossovsky (2014) que, como já salientado, frisam que quanto maior a quantidade de dados analisados na amostra, maior será a confiabilidade dos testes estatísticos e procedimentos não estatísticos.

Foi escolhido o exercício financeiro de 2023 em virtude de ser o exercício financeiro completo mais recente. Quanto à coleta, os dados foram extraídos pelo sistema “Tesouro Gerencial” do Governo Federal, utilizando como filtros as despesas mensais empenhadas, o elemento de natureza de despesa detalhada “33903007” (gêneros de alimentação) e o código do plano interno (PI) contendo “B4410100”, que é referente à alimentação em rancho, dos órgãos UGE Comando da Marinha, Empresa Gerencial de Projetos Navais (EMGEPRON) e Amazônia Azul Tecnologias de Defesa S.A. (AMAZUL), conforme figura 1:

**Figura 1: Consulta no tesouro gerencial**

**FILTRO DO RELATÓRIO** ✕ Limpar

- ✕ **Órgão UGE** [Na Lista \(52131:COMANDO DA MARINHA, 52231:EMPRESA GERENCIAL DE PROJETOS NAVAIS, 52233:AMAZONIA AZUL TECNOLOGIAS DE DEFESA S.A.\)](#)  
E →
- ✕ **Natureza Despesa Detalhada** [Na Lista \(33903007:GENEROS DE ALIMENTACAO\)](#) ↑ ↓  
E →
- ✕ **PI (Código PI)** [Contém "B4410100"](#) ↑ ↓  
E →
- ✕ **Mês Lançamento** [Na Lista \(JAN/2023, FEV/2023, MAR/2023, ABR/2023, MAI/2023, JUN/2023, JUL/2023, AGO/2023, SET/2023, OUT/2023, NOV/2023, DEZ/2023\)](#)  
E →
- ✕ **Item Informação** [Na Lista \(29:DESPESAS EMPENHADAS \(CONTROLE EMPENHO\)\)](#) ↑ ↓  
E →
- ✕ **Movim. Líquido - R\$ (Item Informação)** [Maior do que 0](#) ↑

---

**FILTRO DE EXIBIÇÃO** O filtro está vazio.

---

**PAGINAR POR:** nenhum

			Mês Lançamento	<Mês Lançamento>
UG Executora	UG Responsável	NE CCor	Métrica	Movim. Líquido - R\$ (Item Informação)
<UG Executora>	<UG Responsável>	<NE CCor>		<Movim. Líquido - R\$ (Item Informação)>

Fonte: Tesouro Gerencial

Como resultado da consulta, gerou-se uma planilha com 25.789 linhas, que representam o total de notas de empenho realizadas. A primeira coluna mostra as UGE, ou seja, as OM que executaram o recurso e que representam o objeto deste estudo. Em seguida, apresenta-se as UGR, OM que são as responsáveis pelo recurso, mas que não necessariamente o executa. As duas colunas finais são referentes ao número do empenho, que seguem uma ordem crescente para cada UGE, e a coluna saldo, que mostra o valor total empenhado.

Em posse dos dados apresenta-se, de forma geral, os dados utilizando-se estatística descritiva: 25.789 observações; média de 4.965,50; desvio padrão de 36.545,60; valor mínimo de 1,00; 1º quartil (25%) de 516,00; mediana (50%) de 1.433,80; 3º quartil (75%) de 4.059,12; e valor máximo de 3.220.201,00.

### 3.2 Aplicação das Análises Prévias

De acordo com Nigrini (2020), o primeiro procedimento é a realização da análise pré-Benford. O primeiro procedimento utilizado desta análise foi o perfil de dados, que consiste em dividir os dados nas seguintes cinco categorias: grandes e positivos; pequenos e positivos; zeros; pequenos e negativos; e grandes e negativos. Como os saldos das notas de empenhos são sempre maiores que zero, foi estabelecida, nesta dissertação, a seguinte divisão de categorias: Grupo 1: números com um algarismo à esquerda da vírgula; Grupo 2: números com dois algarismos à esquerda da vírgula; Grupo 3: números com três algarismos à esquerda da vírgula; Grupo 4: números com quatro algarismos à esquerda da vírgula; e Grupo 5: números com cinco ou mais algarismos à esquerda da vírgula

Após a divisão dos dados em grupos, optou-se por realizar a soma dos valores acumulados em cada grupo para analisar o tamanho da materialidade representado por cada grupo.

A seguir, apresenta-se a tabela 3 mostrando os números obtidos após a referida divisão dos dados:

**Tabela 3 – Divisão dos dados**

Grupos	Nº de observações	Percentual	Soma dos saldos	Percentual (materialidade)
Grupo 1	17	0,07%	113,56	<0,01%
Grupo 2	944	3,66%	58.558,70	0,05%
Grupo 3	9.497	36,83%	4.576.837,00	3,57%
Grupo 4	12.771	49,52%	43.722.270,00	34,14%
Grupo 5	2.560	9,93%	79.697.600,00	62,24%
Total	25.789	100%	128.055.379,26	100%

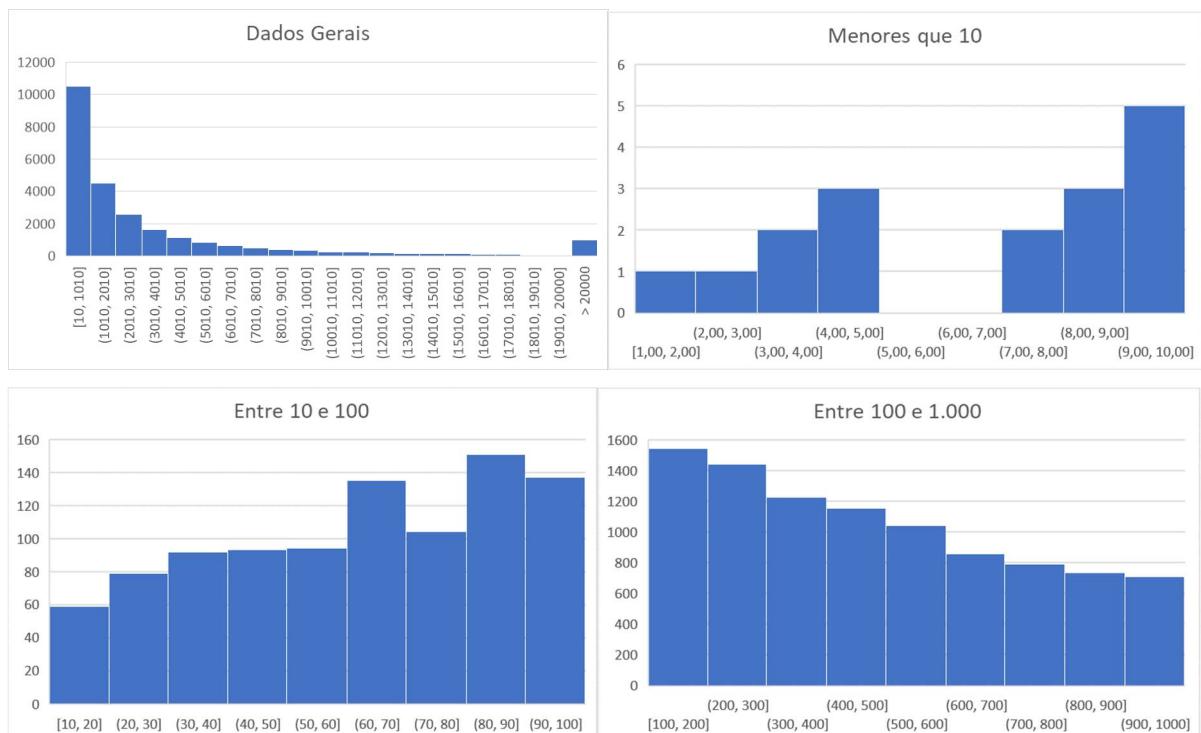
Fonte: Elaborado pelo autor

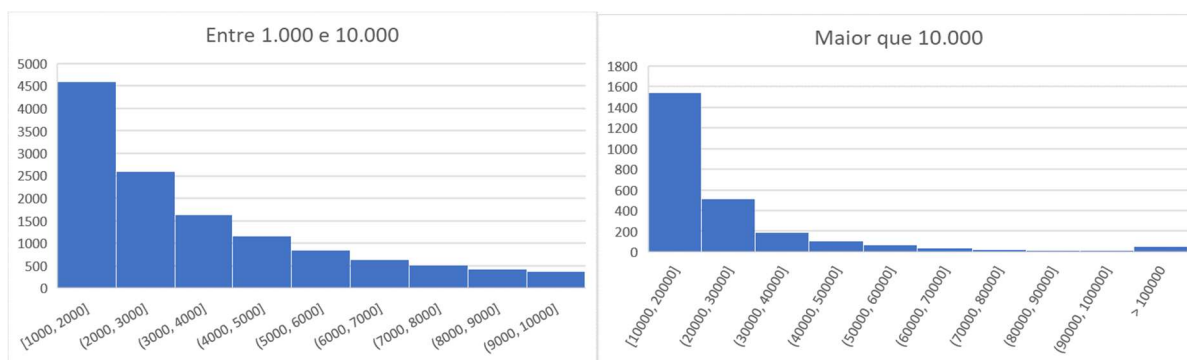
Os dados gerados pela primeira divisão mostram um nível significativamente baixo de observações e materialidade do grupo 1, que somado ao fato desse grupo possuir apenas um dígito antes da vírgula (menor que 10), o que impediria a aplicação dos testes do segundo dígito e dos 2 primeiros dígitos. Portanto, optou-se por retirar todo o grupo da amostra.

O segundo procedimento da análise pré-Benford é a criação de histogramas. Nigrini (2020) recomenda que os histogramas sejam construídos com 10 intervalos. Ele reitera que, para dados financeiros, 70% dos dados costumam estar no primeiro intervalo e 20% no segundo intervalo, pois eles habitualmente possuem diversos valores pequenos e poucos grandes.

A seguir, apresenta-se a figura 2 com os histogramas, divididos em dados gerais e por grupos:

**Figura 2 – Histogramas**





Fonte: Elaborado pelo autor

### 3.3 Aplicação das Análises Primárias

As análises primárias, para esta dissertação, são constituídas pelos testes dos primeiros dígitos, dos segundos dígitos e a dos dois primeiros dígitos.

Foram realizadas as verificações de conformidade dos primeiros, segundos e dois primeiros dígitos. Para esta verificação serão utilizados os testes qui-quadrado ( $\chi^2$ ), Kolmogorov-Smirnov (K-S) e o procedimento do desvio absoluto médio (Mean Absolute Deviation – MAD). As escolhas dos referidos testes são baseadas em trabalhos que realizaram suas validações quando aplicadas junto à LNB, como os trabalhos de Hill (1988), Bhattacharya, Xu e Kumar (2011), Silva, Korzenowski e Vaccaro (2014) e Costa et al. (2012).

Como teste local, foi utilizado o teste Z com nível de significância de 5% para cada primeiros, segundos ou dois primeiros dígitos da amostra com a finalidade de investigar o desvio da probabilidade observada das amostras de cada algarismo em relação a probabilidade esperada por Newcomb (1881) e Benford (1938).

Ressalta-se que em todas as análises realizadas, inclusive as dos primeiros dígitos, não foi considerado o Grupo 1 pela baixa materialidade apresentada conforme já comentado na tabela 3.

### 3.4 Aplicação das Análises Avançadas

Nessa seção foi utilizada, como análise de segunda ordem, o teste da soma que, segundo Nigrini (2012), é baseado em somas dos números pertencentes a cada grupo de primeiros dígitos (1, 2, 3, ..., 9) ou dois primeiros dígitos (10, 11, 12, ..., 99) e não na simples contagem dos números pertencentes ao grupo, como nas análises primárias.

Primeiramente encontrou-se a soma dos valores pertencentes a cada um dos dois primeiros dígitos (por exemplo, se existem os números 1.010 e 1.020, significa que a número 10, composto pelos 2 primeiros dígitos, tem o somatório de 2.030), após isso, calculou-se a

proporção de cada somatório em relação ao montante total, em seguida subtraiu-se essa proporção pela proporção esperada para verificar quais números apresentam anomalias em relação à LNB (diferenças com resultados positivos, pois indicam que a proporção observada é maior que a esperada) e, por fim, fez-se uma comparação com os números que apresentaram indícios de anomalias encontrados no teste dos 2 primeiros dígitos.

### **3.5 Aplicação das Análises Per capita**

A análise per capita para esta pesquisa foi baseada nos dados referentes aos gêneros consumidos por cada Organização Militar durante os meses que compõem o exercício financeiro de 2023. A escolha dessa análise é motivada por ser uma trilha de auditoria já usada pelo Centro de Controle Interno da Marinha para verificar se existem OM com consumo de gêneros acima da média esperada. Com esse indício será possível fazer um cruzamento com os resultados obtidos na aplicação da LNB e verificar se existem OM que apresentam anomalias em ambas as ferramentas utilizadas e, dessa forma, refinar melhor a seleção de amostras em auditoria.

Os dados de gêneros consumidos mensal foram extraídos do sistema interno da Marinha do Brasil de gerenciamento da gestoria município, chamado QUAESTOR, que trata de todo o fluxo contábil e financeiro acerca de gêneros alimentícios.

Já para definir a quantidade comensais em cada mês, foi utilizado os dados do SISPAG, que é o sistema interno da Marinha do Brasil que gerencia toda a folha de pagamento dos militares da ativa, militares da reserva e servidores civis. Foi considerado a quantidade total de pessoas constantes na folha de pagamento de cada OM para cada mês, inclusive os militares trabalhando em “Tarefa por Tempo Certo”, que se trata de militares da reserva que voltaram, por contrato, a trabalhar na instituição.

Com base nos dados extraídos dos sistemas internos citados, foi possível calcular o valor do consumo per capita mensal para cada OM. Com os valores calculados, foi possível calcular a média mensal e o desvio padrão, que permite observar quais OMs apresentam cálculo per capita acima de um desvio padrão, que pode indicar valor superestimado.

Por fim, com a identificação das OM que apresentaram valor de consumo per capita superior a 1 desvio padrão, comparou-se com os resultados apontados como princípio de anomalias nos testes do primeiro, segundo e dois primeiros dígitos da Lei de Newcomb Benford para verificar o percentual de indícios em comum, permitindo, dessa forma, testar a eficiência dos testes com utilização da LNB para os dados de gêneros consumidos mensal.

#### **4. ANÁLISE DE RESULTADOS**

Com a distribuição dos dados foi possível observar as diferenças de percentuais entre os números de observações obtidas em cada grupo e a materialidade referente à soma dos valores que cada grupo apresenta.

Os grupos 3 e 4 apresentam os maiores números de observações com os totais de 9.497 e 12.771, respectivamente, representando cerca de 86,35% do total de notas de despesas empenhadas em gêneros alimentícios durante o período de 2023. Ou seja, cerca de 86,35% dos gastos com alimentação em todas as OM da Marinha do Brasil estão distribuídos em valores que compreendem de R\$ 100,00 a 9999,99, o que não significa dizer que existe limite para esse tipo de gasto.

Por outro lado, embora os grupos 3 e 4 representem um significativo percentual das observações (notas de empenho) obtidas, em montante de valores apresentados nos saldos dos empenhos, juntos esses dois grupos representam cerca de 37,72%. Esses números chamam ainda mais atenção quando se observa que 3, dos 5 grupos, representam apenas 3,62% do total em valores, mesmo possuindo cerca de 40,55% do total de notas de empenho. O grupo 4 sozinho representa 49,52% das notas, sendo o maior em número de observações, e abarca 34,14% dos valores empenhados. Por fim, o grupo 5, mesmo representando apenas 9,93% do número total de notas de empenho, representa mais de 60% dos valores empenhados.

#### 4.1 Aplicação das Análises Primárias

##### 4.1.1 Teste do Primeiro Dígito

O teste do primeiro dígito encontra-se dentre os testes primários descritos por Nigrini (2012) e é um primeiro teste de conformidade geral dos dados com a distribuição de Benford.

A frequência esperada dos primeiros dígitos pela Lei de Benford segue a seguinte expressão matemática:

$$\text{Prob (primeiro dígito} = d1) = \log_{10}(1 + 1/d 1) \text{ onde, } d1 = 1, \dots, 9 \quad (2)$$

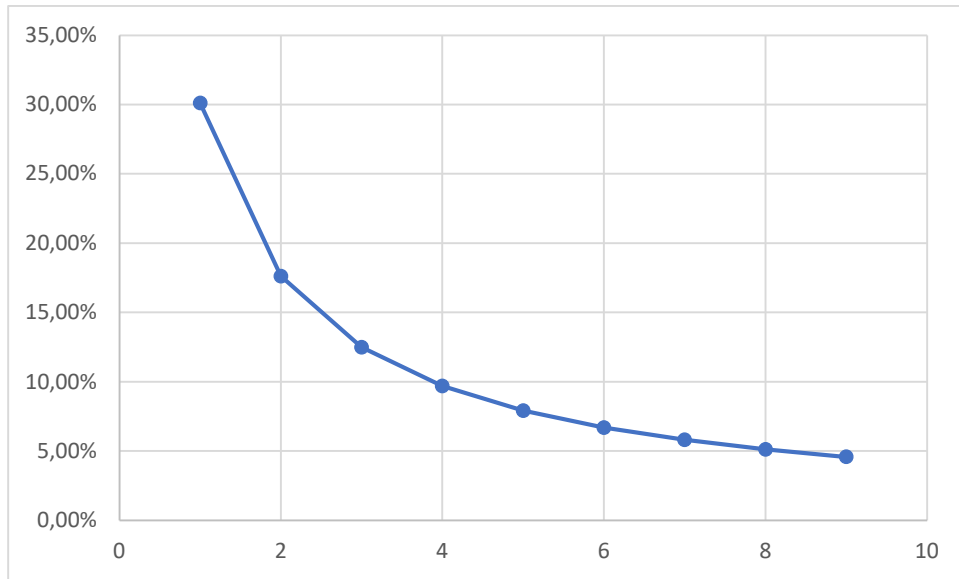
A frequência esperada pela lei segue os dados apresentados na tabela 4 e no gráfico 1:

**Tabela 4 – Probabilidades do primeiro dígito**

Primeiro Dígito	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Probabilidade esperada (%)	30,10	17,60	12,50	9,70	7,90	6,70	5,80	5,12	4,58

Fonte: Elaborado pelo autor

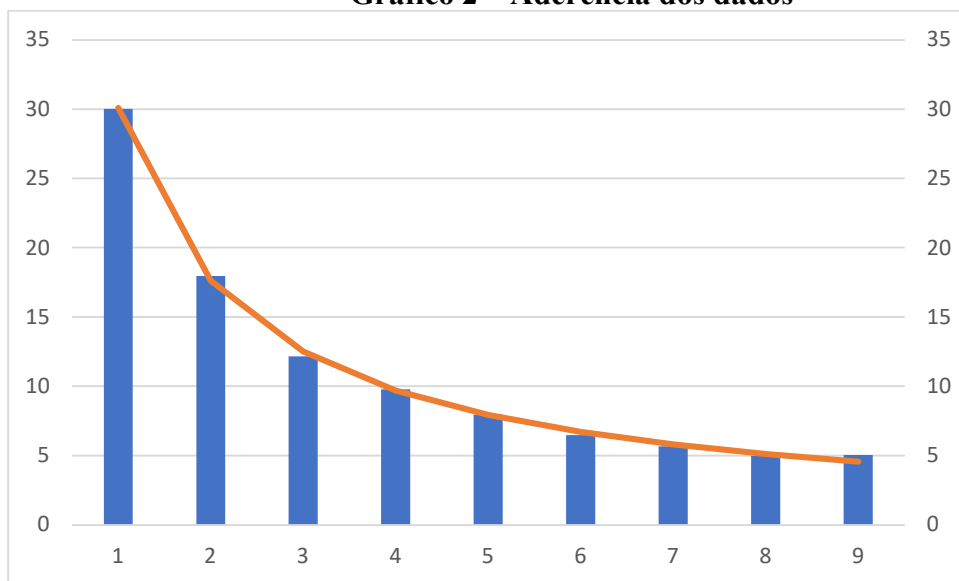
**Gráfico 1 – Probabilidades do primeiro dígito**



Fonte: Elaborado pelo autor

Realizando uma análise gráfica da aderência dos dados ao padrão esperado do teste do primeiro dígito da LNB, temos:

**Gráfico 2 – Aderência dos dados**



Fonte: Elaborado pelo autor

Tal gráfico foi gerado pela comparação entre a distribuição esperada e a distribuição observada, conforme tabela 5.

**Tabela 5 - Comparação entre distribuição esperada e distribuição observada**



Dígito	Distribuição esperada	Distribuição observada
1	30,10	30,01
2	17,60	17,96
3	12,49	12,15
4	9,69	9,77
5	7,91	7,95
6	6,69	6,48
7	5,79	5,68
8	5,11	4,97
9	4,57	5,03

Fonte: Elabora pelo autor

Ao observar somente o gráfico 2 é possível imaginar que as frequências observadas parecem ter aderência com as frequências esperadas, porém é necessário realizar testes estatísticos para validar a rejeição ou não a essa aderência. Para este trabalho foi definido o nível de significância de 5% para todos os testes estatísticos aplicados.

Há duas medidas sugeridas em Nigrini (2012) para verificar a conformidade geral dos primeiros dígitos com a distribuição de Benford: o teste qui-quadrado e o Mean Absolute Deviation (MAD).

O teste qui-quadrado compara um conjunto de resultados obtidos com esperados, onde o resultado esperado em questão e, logo, a hipótese nula, é a conformidade com a distribuição de Benford. O cálculo se dá pela seguinte fórmula:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^k \frac{(C-CE)^2}{CE} \quad (3)$$

onde k é cada categoria (neste caso, cada um dos 9 dígitos), C é a contagem dos números pertencentes à categoria e CE a contagem esperada por Benford para a categoria. O valor crítico da estatística qui-quadrado para 5% de significância e 8 graus de liberdade é 15,51. O número de graus de liberdade refere-se a 1 unidade a menos do total de dígitos possíveis, que para o 1º dígito são 9 possibilidades. Se a estatística calculada for menor que o limite tabulado (15,51), não é possível rejeitar a hipótese de conformidade com a distribuição de Benford, ou seja, aceita-se a hipótese nula de que a frequência observada tem aderência à frequência esperada. Caso contrário, rejeita-se a hipótese de conformidade e interpreta-se que a frequência observada não tem aderência com a frequência esperada, o que, para esse trabalho, representa indícios de anomalia.

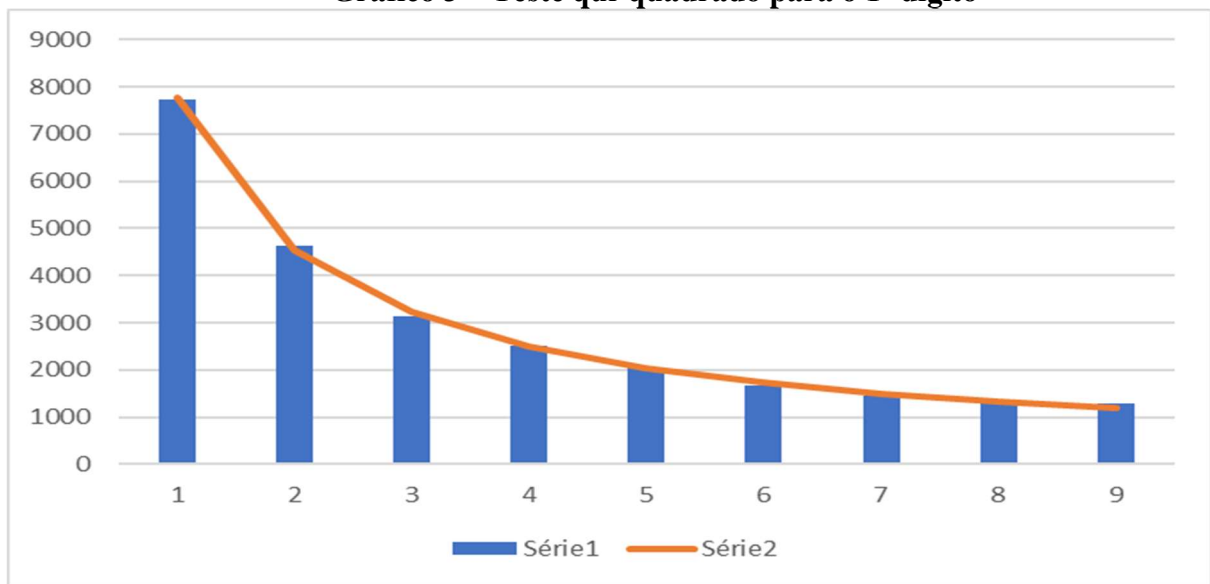
O teste foi realizado nos dados totais, com exceção do grupo 1, para verificar a aderência do conjunto às frequências esperadas. A tabela 6, abaixo, apresenta os resultados obtidos e o gráfico 3 mostra a aderência entre as frequências.

**Tabela 6 – Resultado do teste qui-quadrado para o primeiro dígito**

Grupo	$\chi^2$ Calculado	$\chi^2$ crítico (limite)
Dados Totais	19,8522	15,507

Fonte: Elaborado pelo autor

**Gráfico 3 – Teste qui-quadrado para o 1º dígito**



Fonte: Elaborado pelo autor

O resultado do teste mostra, de forma geral, que as frequências observadas não estão de acordo com as frequências esperadas do teste do primeiro dígito da lei de Benford, a um nível de significância de 5%. Isso significa dizer que não se pode afirmar, de forma significativa, que as frequências observadas estão de acordo com as esperadas. Em níveis de auditoria, significa dizer que existem amostras nesse banco de dados que carecem de análise mais detalhadas porque podem apresentar inconsistências.

Embora o gráfico 3 mostre uma tendência de aderência, o resultado apontou para a não conformidade entre as frequências. Esse fenômeno é explicado por Nigrini (2012) quando afirma que amostras muito grandes podem apresentar sensibilidade a pequenas diferenças. Como se trata de testes para seleção de amostras em auditoria no setor público, esta pesquisa optou em ser mais conservadora e considerar o resultado do teste qui-quadrado. Em suma, para que se considere frequências aderentes ao longo dessa pesquisa, os testes qui-quadrado, KS e MAD devem, necessariamente, apontar para a aderência dos dados, caso algum teste apresente

indícios de não conformidade será realizado o teste Z para verificação local de indícios de anormalidades.

Passando para a segunda medida sugerida em Nigrini (2012) para verificar a conformidade geral dos primeiros dígitos com a distribuição de Benford, foi realizado a verificação pela aplicação do MAD, estatística calculada a partir da média das frequências relativas e esperadas para cada dígito descrita pela fórmula abaixo:

$$\text{MAD} = \frac{\sum_{i=1}^9 \text{FRi} - \text{FREi}}{9}, \quad (4)$$

onde FRi refere-se à frequência relativa encontrada para o primeiro dígito i, e FREi refere-se à frequência relativa esperada para i de acordo com a Lei de Benford.

Nigrini (2012) propõe o seguinte critério para avaliar a conformidade da base de dados de acordo com o teste MAD para os primeiros dígitos: se a estatística estiver entre 0 e 0,006 tem-se conformidade estrita; entre 0,006 e 0,012, conformidade aceitável; 0,012 a 0,015 conformidade marginalmente aceitável e, por fim, se for maior que 0,015 tem a não-conformidade. A seguir, apresenta-se o resultado obtido na tabela 7.

**Tabela 7 – Resultado do teste MAD para o primeiro dígito**

Grupo	MAD	Valor crítico
Dados Totais	0,002	Conformidade estrita

Fonte: Elaborado pelo autor

Estes resultados indicam que os dados não apresentam desvios significativos em relação às distribuições esperadas pela Lei de Benford, conforme medido pelo Desvio Médio Absoluto (MAD), estando em divergência com o resultado observado no teste qui-quadrado.

O último teste a ser executado, sugerido por Negrini (2020), é o teste Kolmogorov-Smirnov (KS). Esse teste tem o objetivo de comparar as distribuições acumuladas observadas com as distribuições acumuladas esperadas e concluir se há diferenças significativas ou não entre elas. A tabela 8 apresenta o resultado:

**Tabela 8 – Resultado do teste KS para o primeiro dígito**

Grupo	KS Calculado	KS crítico (limite)
Dados Totais	0.0046	0.0085

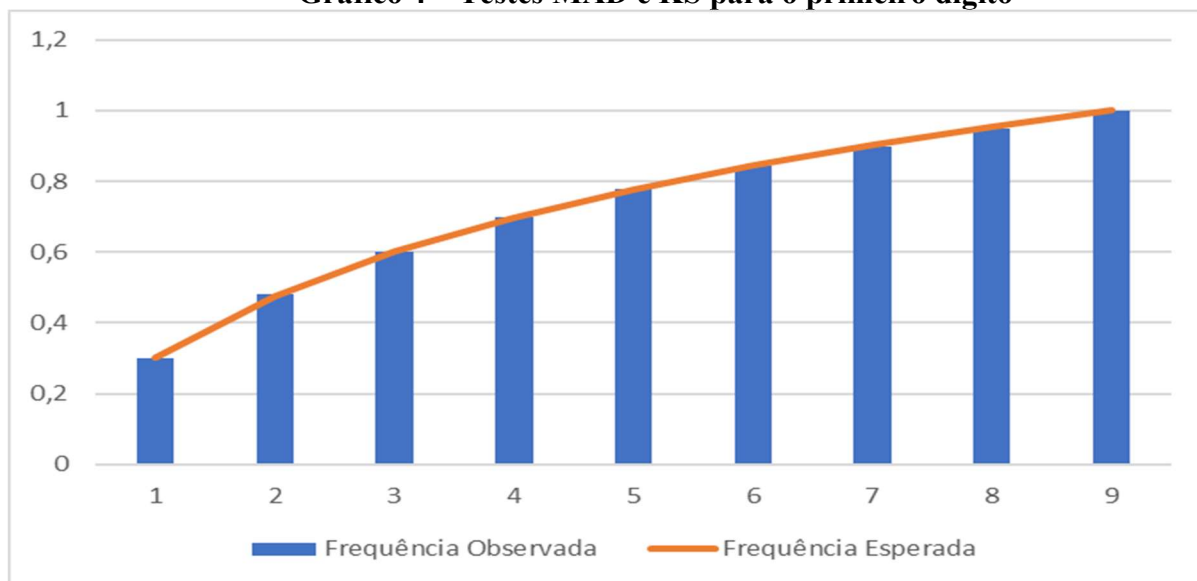
Fonte: Elaborado pelo autor

Esse resultado está de acordo com o resultado do teste MAD e contra o do teste qui-quadrado e indica que não existem diferenças significativas entre as distribuições observadas e as esperadas pela Lei de Benford a um nível de significância de 5%, em virtude do KS calculado

ter apresentado valor menor que o KS crítico ( $0,0046 < 0,0085$ ), logo, os dados seguem a referida lei.

A seguir, apresenta-se o gráfico 4 que demonstra a distribuição acumulada dos primeiros dígitos observados em relação à esperada pelo LNB que servem de subsídios para os testes DMA e KS.

**Gráfico 4 – Testes MAD e KS para o primeiro dígito**



Fonte: Elaborado pelo autor

Como se pode observar, o gráfico 4 demonstra indícios que os testes KS e MAD provavelmente apresentariam resultados de aderência entre as frequências.

Por fim, apresenta-se o resultado do teste Z com o número de notas de empenho que apresentaram anomalias em relação à distribuição esperada do primeiro dígito, segundo a LNB, considerando um nível de significância de 5%, para todo o banco de dados:

**Tabela 9 – Resultado do teste Z-score para o primeiro dígito**

Grupo	Nº notas de empenho	Percentual representativo	Criticidade
1	7734	30,01%	OK
2	4629	17,96%	OK
3	3130	12,15%	OK
4	2518	9,77%	OK
5	2050	7,95%	OK
6	1670	6,48%	OK
7	1462	5,68%	OK
8	1282	4,97%	OK
<b>9</b>	<b>1297</b>	<b>5,03%</b>	<b>ANORMAL</b>

Fonte: Elaborado pelo autor

De acordo com a tabela 9, 1.297 notas de empenho apresentaram indício de anomalias no dígito 9, o que representa cerca de 5% do número total de empenhos emitidos em 2023.

#### 4.1.2 Teste do segundo dígito

Todos os testes já foram devidamente apresentados na análise anterior, logo os testes nessa seção serão executados e analisados, sem precisar explicar como cada teste funciona.

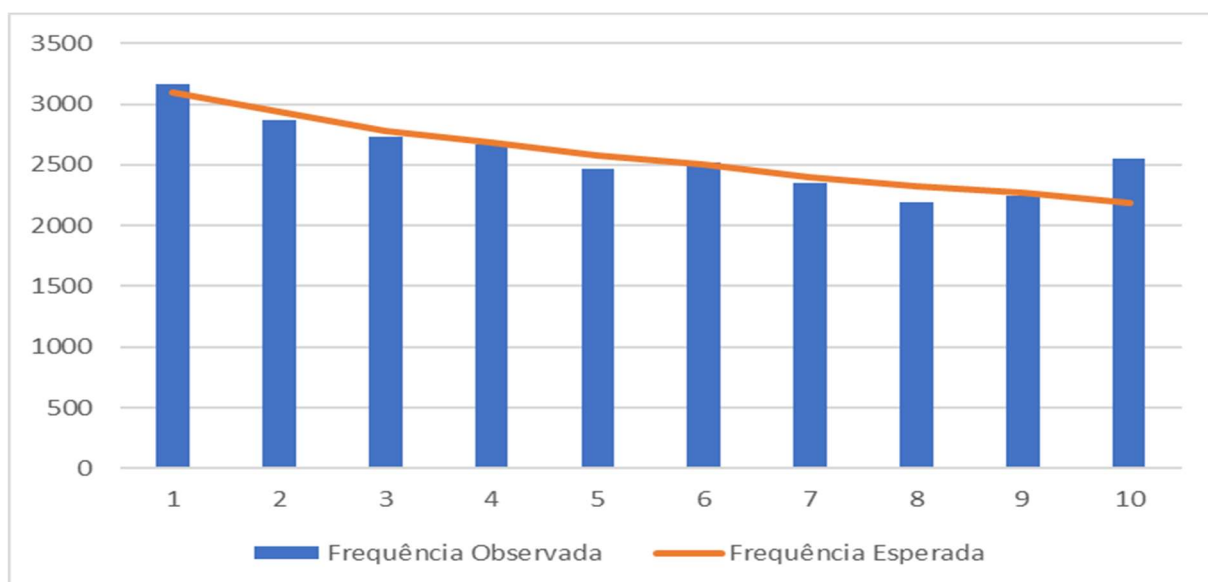
A frequência esperada pela Lei de Benford para os segundos dígitos foi apresentada na tabela 1 desta pesquisa e segue a seguinte expressão matemática:

$$\text{Prob (segundo dígito = D2)} = \sum_{a=1}^9 \log_{10} \left( 1 + \frac{1}{a1d2} \right), \quad (5)$$

onde  $d1$  representa o primeiro dígito e varia de 1 a 9 e  $d2$  representa o segundo dígito e varia de 0 a 9.

As frequências do segundo dígito da base de dados comparado às frequências esperadas do segundo dígito pela LNB estão apresentadas no gráfico 5.

**Gráfico 5 – Teste qui-quadrado para o 2º dígito**



Fonte: Elaborado pelo autor

Considerando o nível de significância de 5%, o valor crítico para o teste qui-quadrado com 9 graus de liberdade é 16,92. O grau de liberdade aqui se explica pelos segundos dígitos possuírem 10 possibilidades, são elas: 0,1,2,3,4,5,6,7,8 e 9 e o grau de liberdade ter sido

calculado por “n-1”, onde “n” é o número de possibilidades. O resultado obtido na aplicação do teste está apresentado na tabela 10, conforme abaixo:

**Tabela 10 – Resultado do teste qui-quadrado para o segundo dígito**

Grupo	$\chi^2$ calculado	$\chi^2$ crítico (limite)
Dados Totais	78,1388	16,9190

Fonte: Elaborado pelo autor

Com o qui-quadrado calculado apresentando valor superior ao qui-quadrado crítico, o resultado mostrou que as distribuições dos segundos dígitos observadas são significativamente diferentes das distribuições dos segundos dígitos esperadas pela LNB, logo rejeita-se a hipótese nula de que as distribuições são iguais. Isso significa que existem notas de empenho que apresentam indícios de inconsistências e que são passíveis de serem selecionadas em amostras de auditorias.

Em relação ao teste do primeiro dígito, os valores críticos do teste MAD para o segundo dígito tem mudanças. Nigrini (2012) sugere os seguintes limites a serem observados:

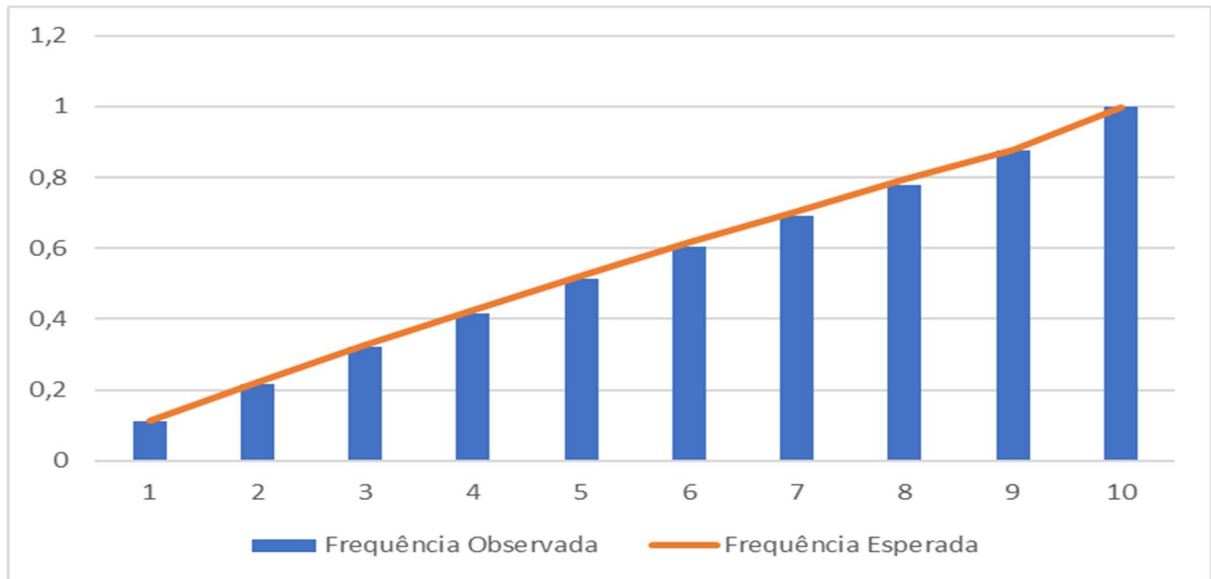
**Tabela 11 – Intervalos críticos do teste MAD**

Dígitos	Intervalo Crítico	Conclusão
Primeiros Dígitos	0,000 a 0,006	Conformidade estrita
	0,006 a 0,012	Conformidade aceitável
	0,012 a 0,015	Conformidade marginalmente aceitável
	Acima de 0,015	Não conformidade
Segundos Dígitos	0,000 a 0,008	Conformidade estrita
	0,008 a 0,010	Conformidade aceitável
	0,010 a 0,012	Conformidade marginalmente aceitável
	Acima de 0,012	Não conformidade
Dois Primeiros Dígitos	0,0000 a 0,0012	Conformidade estrita
	0,0012 a 0,0018	Conformidade aceitável
	0,0018 a 0,0022	Conformidade marginalmente aceitável
	Acima de 0,0022	Não conformidade

Fonte: Adaptado de Nigrini (2012)

A plotagem gráfica das distribuições acumuladas para o segundo dígito está prevista no gráfico 6.

**Gráfico 6 – Testes MAD e KS para o segundo dígito**



Fonte: Elaborado pelo autor

O gráfico 6 demonstra uma possível aderência entre as frequências, com a linha da frequência esperada tangenciando cada unidade da frequência observada.

**Tabela 12 – Resultado do teste MAD para o segundo dígito**

Grupo	MAD	Valor crítico
Dados Totais	0,0035	Conformidade estrita

Fonte: Elaborado pelo autor

O resultado aponta para a conformidade estrita entre as distribuições observadas e esperadas, a um nível de significância de 5%. Isso significa que não se pode rejeitar a hipótese nula de que as distribuições são iguais. Ressalta-se que esse resultado difere da conclusão observada pelo teste qui-quadrado, onde mostrou que as distribuições seriam diferentes.

Passando para o próximo teste, o limite de criticidade estabelecido para o teste KS para o segundo dígito não se altera, pois depende da variável “tamanho da amostra”, que permanece constante em relação ao teste do primeiro dígito nesta pesquisa, visto que foi retirado do banco de dados o grupo 1, que são valores com 1 único dígito (logo, não faz sentido falar em teste do segundo dígito) e que apresentaram uma materialidade insignificante. A fórmula utilizada para realizar o teste KS é a seguinte:

$$\text{KS crítico} = \frac{1,36}{\sqrt{n}}, \quad (6)$$

onde  $n$  é o tamanho da amostra e 1,36 representa a constante do teste KS para um nível de significância de 5%.

A seguir, apresenta-se o resultado obtido com o teste KS no segundo dígito:

**Tabela 13 – Resultado do teste KS para o segundo dígito**

Grupo	KS Calculado	KS crítico (limite)
Dados Totais	0,0161	0,0085

Fonte: Elaborado pelo autor

Esse resultado vai ao encontro do resultado apontado pelo teste MAD e contra o resultado apontado pelo teste qui-quadrado, indicando que não há evidência suficiente para rejeitar a hipótese nula de que a distribuição dos segundos dígitos observados é a mesma que a distribuição esperada pela Lei de Benford para o segundo dígito, considerando um nível de significância de 5%.

Como último teste realizado para o segundo dígito, foi executado o Z-score para verificar, de forma individual, a aderência dos dígitos. Ressalta-se que, neste teste, diferentemente, do primeiro dígito, são considerados 10 dígitos, em virtude de o dígito “zero” possuir valor.

Ao executar o método, foi encontrado o seguinte resultado:

**Tabela 14 - Resultado do teste Z-score para o segundo dígito**

Dígito	Proporção Observada	Proporção Esperada	Z-Score	P-Valor	Indício de anormalidade (p<0,05)
0	0,122963	0,120	1,463726	0,1432687	NÃO
1	0,111284	0,114	-1,372159	0,1700141	NÃO
2	0,106045	0,109	-1,522062	0,1279936	NÃO
3	0,103368	0,104	-0,332301	0,7396092	NÃO
4	0,095763	0,100	-2,267396	0,0233661	SIM
5	0,097936	0,097	0,507576	0,6117504	NÃO
6	0,091378	0,093	-0,896428	0,3700241	NÃO
7	0,084860	0,090	-2,883595	0,0039316	SIM
8	0,087304	0,088	-0,394378	0,6933019	NÃO
9	0,099100	0,085	8,116466	0,0000000	SIM

Fonte: Elaborado pelo autor

O resultado aponta que, a nível de significância de 5%, as notas de empenho que possuem saldos com o segundo dígito 4, 7 ou 9 apresentam frequências significativamente diferentes do esperado pela Lei de Benford. Isso sugere que esses dígitos podem estar sujeitos a anomalias ou irregularidades nos dados.

Em níveis de análise para seleção de amostras, a tabela 15 apresenta os percentuais que cada dígito representa em relação ao montante total.



**Tabela 15 – Percentual de NE por segundo dígito**

Dígito	Total de Notas de Empenho	Percentual por Dígito
0	3.169	12,30%
1	2.868	11,1%
2	2.733	10,6%
3	2.664	10,3%
<b>4</b>	<b>2.468</b>	<b>9,6%</b>
5	2.524	9,8%
6	2.355	9,1%
<b>7</b>	<b>2.187</b>	<b>8,5%</b>
8	2.250	8,7%
<b>9</b>	<b>2.554</b>	<b>9,9%</b>

Fonte: Elaborado pelo autor

A tabela demonstra que o auditor, ao utilizar o critério do teste do segundo dígito, selecionaria 7.209 notas de empenho em sua amostra de auditoria, por se tratar de dados que apresentaram princípios de inconsistência em relação ao padrão esperado. Esse número total de observações para seleção da amostra representa cerca de 28% da população.

#### 4.1.3 Teste dos Dois Primeiros Dígitos

Como último teste das análises primárias, foi executado o teste qui-quadrado para os dois primeiros dígitos, obtendo-se o resultado descrito na tabela 16.

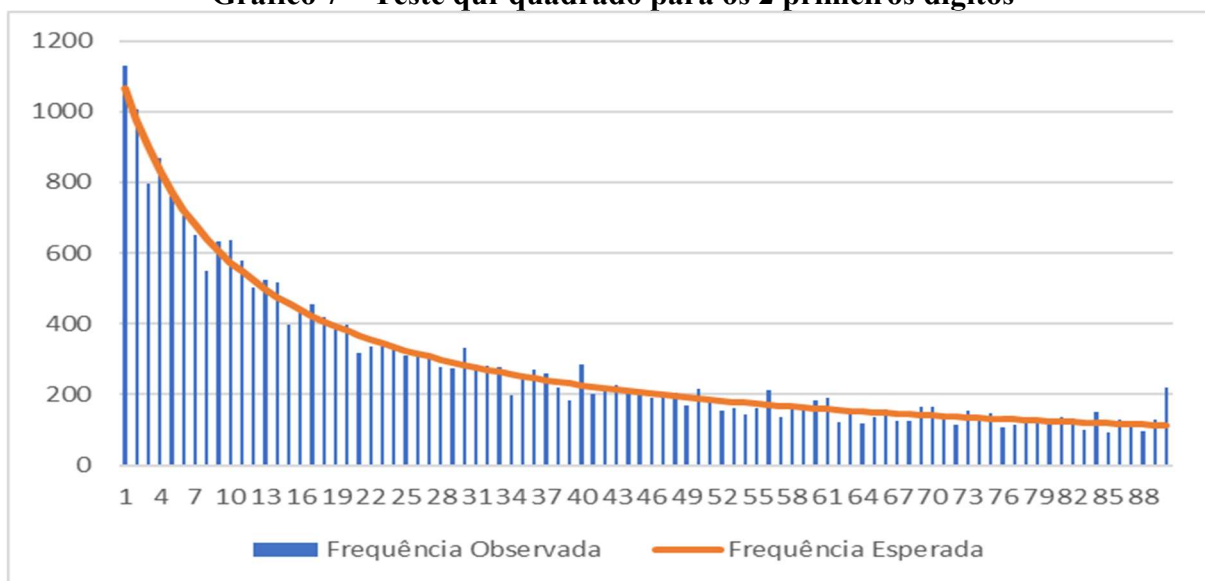
**Tabela 16 – Resultado do teste qui-quadrado para os dois primeiros dígitos**

Grupo	$\chi^2$ calculado	$\chi^2$ crítico (limite)
Dados Totais	343,99	112,022

Fonte: Elaborado pelo autor

O resultado mostra que, ao nível de significância de 5%, a distribuição dos dois primeiros dígitos dos saldos não segue a distribuição esperada pela LNB.

O gráfico 7 ilustra as frequências observadas e esperadas pela LNB para os dois primeiros dígitos.

**Gráfico 7 – Teste qui-quadrado para os 2 primeiros dígitos**

Contrariando o resultado observado pelo teste qui-quadrado, o teste MAD mostrou que não há evidências estatisticamente significativo para rejeitar a hipótese nula de que a distribuição dos dois primeiros dígitos dos saldos segue a distribuição esperada pela LNB, conforme resultado apresentado na tabela 17:

**Tabela 17 – Resultado do teste MAD para os dois primeiros dígitos**

Grupo	MAD	Valor crítico
Dados Totais	0,0009	Conformidade estrita

Fonte: Elaborado pelo autor

O resultado do MAD foi comparado aos valores apresentados na tabela 11, demonstrando uma conformidade aproximada com a LNB.

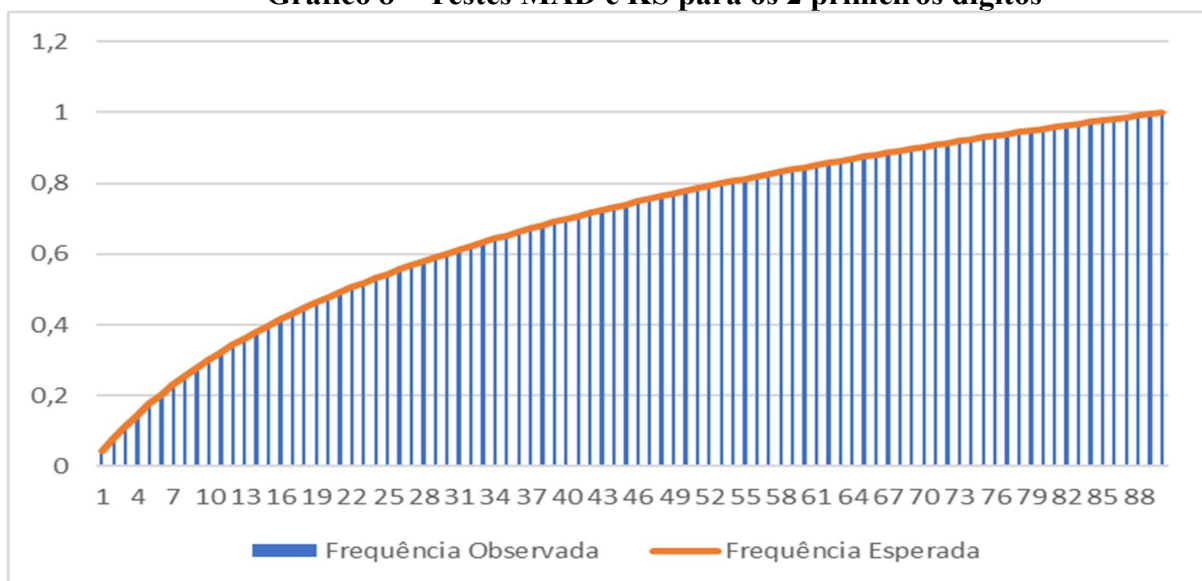
Por sua vez, o teste KS apresentou o mesmo resultado que o teste MAD.

**Tabela 18 – Resultado do teste KS para os dois primeiros dígitos**

Grupo	KS Calculado	KS crítico (limite)
Dados Totais	0,0051	0,0085

Fonte: Elaborado pelo autor

A tabela 18 mostra que o valor do KS calculado no teste é menor que o valor do KS crítico a um nível de significância de 5%, demonstrando que não há evidências para rejeitar a hipótese nula de que a distribuição dos dois primeiros dígitos dos saldos segue a distribuição esperada pela Lei de Benford.

**Gráfico 8 – Testes MAD e KS para os 2 primeiros dígitos**

Fonte: Elaborado pelo autor

O gráfico 8 mostra a aderência estrita entre as frequências observadas e esperada.

Como último teste para os dois primeiros dígitos, apresenta-se o resultado do Z-score, na tabela 19, apenas dos dígitos que excederam o valor crítico de 1,96.

**Tabela 19 – Resultado do teste Z-Score para os dois primeiros dígitos**

Dígito	Frequência observada	Z-Score	Indício de anormalidade (p<0,05)
10	1131	1.966	Sim
12	797	-3.303	Sim
17	549	-3.588	Sim
19	635	2.541	Sim
24	398	-2.755	Sim
30	316	-2.662	Sim
39	333	2.948	Sim
43	197	-3.759	Sim
48	184	-3.079	Sim
49	284	3.848	Sim
59	215	1.960	Sim
61	155	-2.001	Sim
63	144	-2.430	Sim
65	211	3.068	Sim
66	138	-2.336	Sim
70	189	2.399	Sim
71	120	-2.920	Sim
73	117	-2.859	Sim
78	166	1.961	Sim
79	167	2.208	Sim
85	108	-2.002	Sim

93	150	2.768	Sim
94	92	-2.429	Sim
99	218	9.948	Sim

Fonte: Elaborado pelo autor

Foram encontrados princípios de anomalias em relação à frequência esperada na LNB nos valores dos saldos das Notas de Empenho (NE) que começam com os 2 primeiros dígitos apresentados na tabela, totalizando 24 registros e 7014 notas de empenho, que representam 27,2% do total de notas de empenho contidas na população.

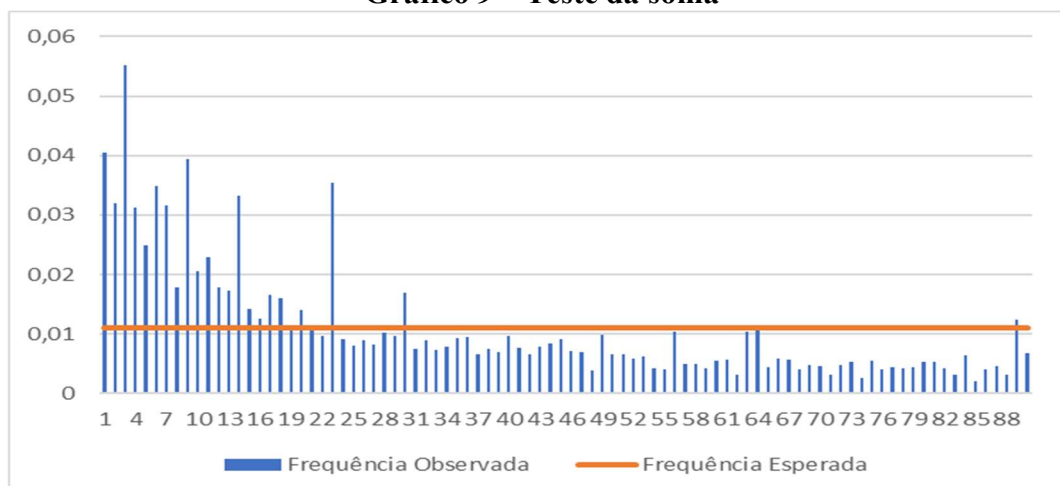
#### 4.2 Aplicação das Análises Avançadas

Nigrini (2012), ao simular uma distribuição de Benford, descobriu que as somas dos números pertencentes a cada grupo de primeiros dígitos 10, 11, 12,..., 99 resultavam em valores aproximadamente iguais, ou seja,  $1/90$ .

Esse teste tem a finalidade de mostrar onde a maior parte dos valores, no caso deste estudo os valores das notas empenho, estão concentrados e para realiza-lo deve-se somar os valores dos saldos referentes a cada 2 primeiros dígitos e depois verificar a proporção dos saldos em relação ao saldo total, por exemplo: considere os valores 10.100, 10.300, 15.600, 31.000 e 31.980 para o dígito 10, temos a soma de 20.400 ( $10.100+10.300$ ) e saldo total de 98.980 (somatório). Logo a proporção para os dígitos “10” seria 0,2061. A diferença entre essa proporção calculada e a proporção esperada (fixo no valor de 0,1111 para todos os dígitos) demonstra se há anomalias.

No gráfico 9, apresenta-se a frequência esperada pela LNB ( $0,011 = 1/90$ ) e proporção observada da soma dos valores de cada dois primeiros dígitos em relação ao valor total.

**Gráfico 9 – Teste da soma**



Fonte: elaborado pelo autor

Analisando o referido gráfico é possível observar uma concentração de valores acima do limite nos dígitos iniciais, conforme é apresentado na tabela 20 que apresenta os dígitos com as diferenças entre proporção e frequência esperada maiores que zero.

**Tabela 20 – Anomalias do teste da soma**

Primeiros 2 Dígitos	Soma dos Valores	Proporção	Frequência Esperada	Diferença
10	5183525,82	0,0405	0,011	0,0295
11	4085394,96	0,0319	0,011	0,0209
12	7061099,76	0,0551	0,011	0,0441
13	4013949,22	0,0313	0,011	0,0203
14	3179008,65	0,0248	0,011	0,0138
15	4459426,31	0,0348	0,011	0,0238
16	4044475,46	0,0316	0,011	0,0206
17	2279870,57	0,0178	0,011	0,0068
18	5045666,66	0,0394	0,011	0,0284
19	2632470,61	0,0206	0,011	0,0096
20	2940942,71	0,0230	0,011	0,0120
21	2284051,02	0,0178	0,011	0,0068
22	2214643,56	0,0173	0,011	0,0063
23	4256093,02	0,0332	0,011	0,0222
24	1828385,77	0,0143	0,011	0,0033
25	1603076,29	0,0125	0,011	0,0015
26	2112237,07	0,0165	0,011	0,0055
27	2059089,00	0,0161	0,011	0,0051
28	1457014,57	0,0114	0,011	0,0004
29	1790516,63	0,0140	0,011	0,0030
32	4532590,39	0,0354	0,011	0,0244
39	2161748,29	0,0169	0,011	0,0059
98	1597214,99	0,0125	0,011	0,0015

Fonte: elaborado pelo autor

Na análise inicial, conclui-se que os dígitos contidos na tabela acima apresentaram picos superior ao esperado. Em posse desse resultado, é necessário verificar quais dígitos também apresentaram indícios de anomalias para o teste dos 2 primeiros dígitos, apresentado na tabela 18.

Por fim, chegamos ao resultado final que deve ser levado em conta como amostra de auditoria para os valores dos saldos das NE, considerando a análise dos dois primeiros dígitos, conforme a seguir:

**Tabela 21 – Compilado teste da soma e dos 2 primeiros dígitos**

Primeiros 2 Dígitos	Soma dos Valores	Proporção	Frequência Esperada	Diferença	Crítico
10	5183525,82	0,0405	0,011	0,0295	SIM
12	7061099,76	0,0551	0,011	0,0441	SIM
17	2279870,57	0,0178	0,011	0,0068	SIM
19	2632470,61	0,0206	0,011	0,0096	SIM
24	1828385,77	0,0143	0,011	0,0033	SIM
39	2161748,29	0,0169	0,011	0,0059	SIM

Fonte: Elaborado pelo autor

A coluna “Crítico” foi inserida para indicar os dígitos que apresentaram resultados acima dos limites estabelecidos pela LNB tanto no teste dos dois primeiros dígitos, quanto no teste da soma. Logo as NE que possuem valores que começam com os dígitos 10, 12, 17, 19, 24 e 39 devem constar em uma amostra de auditoria. Ressalta-se que, inicialmente, o teste dos 2 primeiros dígitos apontou 7.014 notas de empenho com indícios de anomalias. Após o teste da soma esse número reduziu para 3.843 notas de empenho, apresentando uma redução de cerca de 45%.

A tabela 22 mostra o compilado dos resultados obtidos com as aplicações dos testes relacionados à LNB:

**Tabela 22 – Resultados dos testes LNB**

Teste	Quantidade NE crítica
Apenas 1º dígito	891
Apenas 2º dígito	4.888
Apenas 2 primeiros dígitos	1.928
1º e 2º dígitos	406
1º e 2 primeiros dígitos	0
2º e 2 primeiros dígitos	1.915
Todos os 3 testes	0
Total	10.028

Fonte: Elaborado pelo autor

A tabela 22 mostra o total de 10.028 notas de empenho com indícios de anomalias, em um total de 25.772 notas de empenho analisadas, o que representa uma redução do universo de amostra possíveis para o auditor de cerca de 61%.

### 4.3 Análise de consumo per capita

Como última análise, buscou-se realizar um cálculo referente ao consumo per capita mensal dos gêneros consumidos, por OM. Para iniciar, apresenta-se os dados gerais dos gêneros consumidos de 2023:

**Tabela 23 – Visão geral dos gêneros consumidos**

Mês	Quantidade OM	Total – Valor (R\$)
1	101	7.580.403,14
2	140	11.561.661,82
3	114	9.499.594,42
4	155	16.529.144,74
5	125	11.123.420,90
6	130	12.625.008,36
7	84	7.277.119,26
8	133	14.576.067,94
9	155	20.376.885,39
10	154	20.807.814,75
11	153	19.705.143,71
12	157	14.064.837,17
	Total	165.727.101,60

Fonte: Elaborado pelo autor

Como as demais análises utilizaram dados das NE extraídos do Tesouro Gerencial (TG) e, para análise per capita, utilizou-se os gêneros consumidos, apresenta-se a correlação de Pearson entre os bancos de dados, por mês, na tabela abaixo.

**Tabela 24 – Correlação entre notas de empenho e gêneros consumidos**

Mês	Correlação de Pearson
1	0,71
2	0,68
3	0,41
4	0,85
5	0,54
6	0,76
7	0,73
8	0,78
9	0,84
10	0,63
11	0,71
12	0,81

Fonte: Elaborado pelo autor

A tabela 24 mostra uma variação entre as correlações dos meses, sendo o menor com o valor de 0,41 e o maior com o valor de 0,85. Em uma análise prévia, considerando que as notas

de empenho são referentes a possíveis entradas no estoque, enquanto os gêneros consumidos são dados que de fato saíram do estoque naquele mês, elucida-se que correlações baixas podem indicar um grau elevado de imobilização de capital e, conseqüentemente, falta de planejamento na aquisição. Isso porque existem recursos comprometidos (empenhados) que ou não estão sendo utilizados de forma tempestiva, para o caso de possuir o saldo, mas não receber os gêneros; ou está sendo, em grande parte, imobilizado no estoque, para o caso de recebimento dos itens empenhados, mas sem utilização no mesmo mês.

Para o cálculo do consumo per capita foi levado em consideração todas as OM que consumiram gêneros no ano de 2023, incluindo as OM centralizadoras de município, ou seja, OM que fornecem alimentação para tripulantes de outras OM de uma determinada localidade. Para esses casos, instituiu-se o controle considerando como total de pessoas, a soma de todas as pessoas das OM apoiadas e apoiadoras.

Os desvios padrões dos dados foram utilizados como padrão para ser considerado como indício de anormalidade e, conseqüentemente, amostra de auditoria. A tabela 25 a seguir mostra o número de OM por mês que apresentaram valor per capita acima de, pelo menos, um desvio padrão.

**Tabela 25 – Per capita acima de 1 desvio padrão**

Mês	Quantidade de OM
1	4
2	41
3	13
4	14
5	70
6	0
7	12
8	13
9	13
10	12
11	14
12	14
Total	164

Fonte: Elaborado pelo autor

Os dados per capita mensal mostram que das 1.602 OM analisadas, apenas 164 OM apresentaram valor per capita acima de pelo menos um desvio padrão nos gêneros consumidos. Ressalta-se, também, que não houve indício de anomalia para o mês 6, enquanto o mês 5 apresentou a maior quantidade OM.



Feito o cálculo per capita dos gêneros alimentícios, foi cruzado os dados com as OM que apresentaram notas de empenhos com indícios de anomalias de acordo com os resultados dos testes da LNB. O resultado é apresentado na tabela 26 abaixo:

**Tabela 26 – Cruzamento per capita x testes LNB**

Mês	1 DP	2DP	3 ou mais DP
1	3	1	1
2	26	5	3
3	9	3	2
4	9	5	2
5	9	6	4
6	0	0	0
7	6	5	0
8	9	5	3
9	10	4	3
10	10	4	2
11	10	7	3
12	8	4	4
Total	109	49	27

Fonte: Elaborado pelo autor

O resultado mostra a quantidade OM por mês que apresentaram indícios de anomalias, tanto na análise per capita, quanto nas análises LNB. Além disso, nota-se que os resultados da LNB conseguiram identificar cerca de 66,5% (109 de 164) do resultado do teste per capita, o que demonstra ser uma ferramenta eficiente para constatação de anomalias, mesmo sendo analisada em dados de entrada (NE) e comparada com dados de saída (gêneros consumidos).

Por fim, apresenta-se na tabela 27 abaixo as quantidades de NE em relação a cada desvio padrão que devem ser consideradas como amostra de auditoria.

**Tabela 27 – Número de NE em relação ao desvio padrão**

Número DP	Quantidade NE
1	1.886
2	1.259
3	860

Fonte: Elaborado pelo autor.

A tabela 27 mostra que apenas 1.886 notas de empenho não passaram nos testes da LNB e per capita, concomitantemente. A soma de todas as notas de empenho que apresentaram indícios de anomalias somente pelos testes da LNB era de 10.028 (tabela 22), isso significa que quando há o cruzamento essa amostragem pode ser reduzida em cerca de 91%.

## 5. CONCLUSÃO

Este estudo buscou aplicar os testes previstos na LNB nos dados referentes às notas de empenhos utilizadas para aquisição de gêneros alimentícios de todas as Organizações Militares (OM) da Marinha do Brasil (MB) e comparar com os resultados do cálculo de consumo per capita de itens da mesma natureza.

Os testes referentes à LNB, sozinhos, apresentaram uma redução de cerca de 61% no total de notas de empenho para o universo de amostras de auditoria, saindo de 25.772 NE para 10.028 NE. Quando se compara esse resultado ao verificado no teste per capita, esse número cai para 1.886 NE, o que representa uma redução de 91%.

Além disso, os resultados da LNB conseguiram identificar 66,5% das OM que apresentaram indícios de anormalidades na análise per capita. Isso sugere um alto nível de acerto, mesmo sendo aplicado em banco de dados distintos, mas correlacionados. Além disso, o resultado mostra que a escolha dos saldos dos empenhos de forma geral e por mês foi suficiente para identificar OM com indícios de anormalidades, resultados esses que podem ser utilizados tanto para seleção direta de amostras de auditoria, quanto para subsidiar outros planejamentos, como a formulação do Plano Anual de Auditoria Interna.

A escolha do valor total de consumo de gêneros para o cálculo per capita e os valores referentes às notas de empenho destacam-se como limitações à pesquisa e abre a oportunidade, como ideias para pesquisas futuras, a análise para o cálculo per capita por item de gêneros alimentícios, combinado com as despesas liquidadas, por item, para verificar se os indícios unitários acompanham os indícios encontrados, de forma mais generalizada, por esse trabalho.

Por fim, o estudo concluiu que o uso das análises referentes à aplicação da LNB, juntamente com outras ferramentas matemáticas, pode aumentar a eficiência da seleção de amostras para composição de auditoria. Nesse sentido, pode-se afirmar que a pesquisa cumpriu os objetivos propostos e conseguiu responder à questão de pesquisa apresentada.

## REFERÊNCIAS

ALBRECHT, W. S.; ALBRECHT, C. O.; ALBRECHT, C. C.; ZIMBELMAN, M. F. **Fraud examination**. New York, NY: Thomson South-Western, 2019.

ALMEIDA, Daianne de. **Distribuição de Newcomb-Benford: teoria e aplicações no PIB da região Norte do Brasil, tributos e consumo de energia no estado do Amapá**. Trabalho de Conclusão de Curso (Licenciatura Plena em Matemática) – Faculdade de Matemática, Universidade Federal de Macapá, Amapá, 2011. Disponível em: <[https://www2.unifap.br/matematica/files/2017/07/TCC-2011-Distribuicao.NB\\_Daianne.pdf](https://www2.unifap.br/matematica/files/2017/07/TCC-2011-Distribuicao.NB_Daianne.pdf)>. Acesso em: 20 maio. 2020.

ALVES, Lilian Zucareli Sousa e REIS, Jorge Augusto Gonçalves dos. Auditoria interna no setor público. V **Encontro Latino-Americano de Pós-Graduação**, Universidade do Vale da Paraíba, 2002.

ABDUL ARIS, N.; OTHMAN, R.; MOHD BUKHORI, M. A.; MOHD ARIF, S. M.; ABDUL, M. A. Detecting accounting anomalies using Benford's law: evidence from the Malaysian public sector. **Management & Accounting Review**, v. 16, n. 2, p. 1-32, 2017.

ASSOCIATION OF CERTIFIED FRAUD EXAMINERS. **Occupation fraud 2024: A report to the nations**. 2024. Disponível em: <<https://www.acfe.com/-/media/files/acfe/pdfs/rtt/2024/2024-report-to-the-nations.pdf>>. Acesso em: 18 mai.2024.

AUSLOOS, Marcel; CERQUETI, Roy; MIR, Tariq A. Data science for assessing possible tax income manipulation: The case of Italy. **Chaos, Solitons & Fractals**, v. 104, p. 238-256, 2017.

BALANIUK, Remis. A Mineração de Dados como apoio ao Controle Externo. **Revista do TCU**, n. 117, p. 79-86, 2010.

BALBE, Ronald. **O Resultado da Atuação Controle Interno no Contexto da Administração Pública Federal Brasileira**. 2010. Tese de Doutorado. Dissertação, Departamento de Ciência Política e Políticas Públicas, Instituto Universitário de Lisboa, Lisboa, Portugal.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Gestão integrada de riscos no Banco Central do Brasil**. Departamento de Riscos Corporativos e Referências Operacionais do BCB. 2017.

BECKER, Peter W. Patterns in listings of failure-rate & MTTF values and listings of other data. **IEEE Transactions on Reliability**, v. 31, n. 2, p. 132-134, 1982.

BENFORD, Frank. **The Law of Anomalous Numbers, Proceedings of the American Philosophical Society**. 1938.

BHATTACHARYA, Sukanto; XU, Dongming; KUMAR, Kuldeep. An ANN-based auditor decision support system using Benford's law. **Decision support systems**, v. 50, n. 3, p. 576-584, 2011.

BLACK, J. The emergence of risk-based regulation and the new public risk management in the United Kingdom. **Public Law**, Autumn, 510-549. 2005.

BOYNTON, William C.; JOHNSON, Raymond N.; KELL, Walter G. **Auditoria**. São Paulo: Atlas, 2002.

BRASIL. Controladoria Geral da União. **Competências e organograma**. 2024. Disponível em: <<https://www.gov.br/cgu/pt-br/aceso-a-informacao/institucional/historico>>. Acesso em: 28 mai. 2024.

BRASIL. Controladoria Geral da União. **Instrução Normativa Conjunta n. 1**, de 10 de maio de 2016. Estabelece normas de organização e de apresentação dos relatórios de gestão e das peças complementares que constituirão os processos de contas da administração pública federal, para julgamento do Tribunal de Contas da União, nos termos do art. 7º da Lei nº 8.443, de 1992.

BRASIL. Controladoria Geral da União. **Instrução Normativa n. 3**, de 9 de junho de 2017. Aprova o Referencial Técnico da Atividade de Auditoria Interna Governamental do Poder Executivo Federal. 2017. Disponível em: <[http://www.lex.com.br/legis\\_27439931\\_INSTRUCAO\\_NORMATIVA\\_N\\_3\\_DE\\_9\\_DE\\_JUNHO\\_DE\\_2017.asp](http://www.lex.com.br/legis_27439931_INSTRUCAO_NORMATIVA_N_3_DE_9_DE_JUNHO_DE_2017.asp)>. Acesso em: 28 mai. 2024.

BRASIL. Controladoria Geral da União. **Portaria n. 3.553**, de 12 de novembro de 2019. Aprova o Regimento Interno e o Quadro Demonstrativo de Cargos em Comissão e das Funções de Confiança da Controladoria-Geral da União – CGU e dá outras providências. 2019. Disponível em: <http://www.in.gov.br/web/dou/-/portaria-n-3.553-de-12-de-novembro-de-2019-227654932>. Acesso em: 28 mai. 2019.

BRASIL. Controladoria Geral da União. **Instrução Normativa n. 5**, de 27 de agosto de 2021. Dispõe sobre o Plano Anual de Auditoria Interna, sobre o Relatório Anual de Atividades de Auditoria Interna e sobre o parecer sobre a prestação de contas da entidade das unidades de auditoria interna governamental sujeitas à supervisão técnica do Sistema de Controle Interno do Poder Executivo Federal. 2021. Disponível em: <<https://repositorio.cgu.gov.br/handle/1/66718>>. Acesso em: 26 ago. 2024.

BRASIL. **Decreto 7.809, de 20 de setembro de 2012**. Altera os Decretos nº 5.417, de 13 de abril de 2005, nº 5.751, de 12 de abril de 2006, e nº 6.834, de 30 de abril de 2009, que aprovam as estruturas regimentais e os quadros demonstrativos dos cargos em comissão e das funções gratificadas dos Comandos da Marinha, do Exército e da Aeronáutica, do Ministério da Defesa. Diário Oficial da União, Brasília, 20 de set. de 2012.

CAFÉ, Renata Motta. **O uso da Lei de Benford na auditoria de obras públicas: o caso do VLP**. 2015. Trabalho de Conclusão de Curso (Monografia Bacharelado em Economia) – Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, Universidade de Brasília. Disponível em: <Biblioteca Digital da Produção Intelectual Discente: O uso da Lei de Benford na auditoria de obras públicas : o caso do VLP (unb.br)>. Acesso em: 27 mai. 2024.

CARSLAW, Charles A.P.N. Anomalies in income numbers: Evidence of goal oriented behavior. **Accounting Review**, p. 321-327, 1988.

CARVALHO, J. C. O. **Auditoria geral e pública: teoria e questões comentadas**. 2. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

CELLA, Ricardo Sartori; RECH, Ilirio José. Caso Petrobras: A Lei De Benford Poderia Detectar A Fraude? **Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade**, v. 7, n. 3, p. 86-104, 2017.

CELLA, Ricardo Sartori; ZANOLLA, Ercilio. A Lei de Benford e a transparência: uma análise das despesas públicas municipais. **BBR. Brazilian Business Review**, v. 15, p. 331-347, 2018.

CHRISTIAN, Charles W.; GUPTA, Sanjay. New evidence on 'secondary evasion'. **Journal of the American Taxation Association**, v. 15, n. 1, 1993.

COMMITTEE OF SPONSORING ORGANIZATIONS OF THE TREADWAY COMMISSION - COSO. **Enterprise risk management. Aligning risk with strategy and performance**. 2016.

CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE. **Comitê de Pronunciamentos Contábeis – CPC**. 2024. Disponível em: <<https://cfc.org.br/tecnica/cpc/>>. Acesso em: 16 mai. 2024.

CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE. **NBC TA 200 - Objetivos Gerais do Auditor Independente e a Condução da Auditoria em Conformidade com Normas de Auditoria**. Brasília. 2016.

CONSELHO FEDERAL DE CONTABILIDADE. **Resolução nº1.055**, de 07 de outubro de 2005. Cria o Comitê de Pronunciamentos Contábeis (CPC) e dá outras providências.

COSTA, Gledson Pompeu Corrêa da; DUTRA, Tiago Alves de Gouveia Lins. Auditoria financeira na era do Big Data: novas possibilidades para avaliação e resposta a riscos em demonstrações financeiras do Governo Federal. **Revista do TCU**, n. 131, p. 54-61, 2014.

COSTA, J. I. de Freitas; HENRIQUES, D. B. B.; MELO, S. de Barros; SANTOS, J. Análise de métodos contabilométricos para determinação de conformidade da Lei Newcomb-Benford aplicados à auditoria contábil. **Revista Gestão Pública: Práticas e Desafios**, v. 3, n. 6, p. 292-314, 2012.

CRAIG, Thomas R. Round-off bias in earnings-per-share calculations. **Journal of Applied Business Research**, v. 8, n. 4, p. 106, 1992.

CUNHA, Flávia Ceccato Rodrigues da. **Aplicações da lei Newcomb-Benford à auditoria de obras públicas**. 2013. Dissertação (Mestrado Profissional em Regulação e Gestão de Negócios) - Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, Universidade de Brasília. Disponível em: <Repositório Institucional da UnB: Aplicações da lei Newcomb-Benford à auditoria de obras públicas>. Acesso em: 28 mai. 2024.

DAS, Somnath; ZHANG, Huai. Rounding-up in reported EPS, behavioral thresholds, and earnings management. **Journal of Accounting and Economics**, v. 35, n. 1, p. 31-50, 2003.

OLIVEIRA, J. A. J.; GALEANO, R.; FRANCISCHETTI, C. E.; PADOVEZE, C. L.; MILANI FILHO, M. A. F. Aplicações da Lei de Newcomb-Benford nas demonstrações financeiras da Petrobrás. **Enfoque: Reflexão Contábil**, v. 37, n. 1, p. 1-18, 2018b.

OLIVEIRA, J. A. J.; MILANI FILHO, M. A. F.; FRANCISCHETTI, C. E.; OLIVEIRA JR, S. V.; PADOVEZE, C. L. Uma análise nos gastos da união: aplicabilidade da lei de newcomb-benford. **Contabilometria**, v. 5, n. 2, 2018a.

DINIZ, J. A.; SANTOS, J. D.; DIENG, M.; DINIZ, M. A. A. Comprovação de eficácia da aplicação de modelos contabilométricos no campo da auditoria digital das contas públicas municipais: caso de um Tribunal de Contas de um estado brasileiro. In: **Congresso de Controladoria e Contabilidade**. 2006.

DOMOKOS, L.; NYÉKI, M.; JAKOVÁC, K.; NÉMETH, E.; HATVANI, C. Risk analysis and risk management in the public sector and in public auditing. **Public Finance Quarterly**, 60(1), 7-28. 2015.

DRAKE, Philip D. e NIGRINI, Mark J. Computer assisted analytical procedures using Benford's Law. **Journal of accounting education**, v. 18, n. 2, p. 127-146, 2000.

ETTREDGE, Michael L. e SRIVASTAVA, Rajendra P. Using digital analysis to enhance data integrity. **Issues in Accounting Education**, v. 14, n. 4, p. 675-690, 1999.

FILGUEIRAS, Fernando de Barros. Burocracias do controle, controle da burocracia e accountability no Brasil. **Burocracia e políticas públicas no Brasil: interseções analíticas**. Brasília: Ipea: Enap, 2018.

FLEHINGER, Betty J. On the probability that a random integer has initial digit A. **The American Mathematical Monthly**, v. 73, n. 10, p. 1056-1061, 1966.

FORSTER, Rubens Peres. **Auditoria contábil em entidades do terceiro setor: uma aplicação da Lei Newcomb-Benford**. 2006. Disponível em: <Repositório Institucional da UnB: Auditoria contábil em entidades do terceiro setor : uma aplicação da Lei Newcomb-Benford>. Acesso em 02 jun. 2024.

FRANCO, Hilário e MARRA, Ernesto. **Auditoria contábil**. 4. ed. São Paulo: Atlas, 2001.

MACHADO, M. R. R.; MACHADO, L. S.; SOUZA, E. S.; OLIVEIRA, J. J. Aderência às normas internacionais de contabilidade pelas empresas brasileiras. **Revista de Contabilidade e Organizações**, v. 6, n. 15, p. 3-22, 2012.

FREITAS, Carlos Alberto Sampaio de. Gestão de risco: possibilidades de utilização pelo setor público e por entidades de fiscalização superior. **Revista do TCU**, n. 93, p. 42-54, 2002.

FURRY, W. H. e HURWITZ, Henry. Distribution of numbers and distribution of significant figures. **Nature**, v. 155, n. 3924, p. 52-53, 1945.

GANASSIN, Eduardo Jezini Fernandes; COSTA, Abimael de Jesus Barros; WILBERT, Marcelo Driemeyer. Aplicação de Modelo Contabilométrico baseado na Lei de Newcomb-Benford no Controle de Contas Públicas. **Revista de Estudos Contábeis**, v. 7, n. 12, p. 39-56, 2016.

GEE, Sunder. *Fraud and Fraud Detection, + Website: A Data Analytics Approach*. **John Wiley & Sons**, 2014.

GIL, Antonio Carlos. **Métodos e técnicas de pesquisa social**. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2014.

GOOD, Irving John. Letter to the editor. **The American Statistician**, USA, v. 5, n. 19, p. 41 - 43, June 1965.

GOUDSMIT, S. A. e FURRY, W. H. Significant figures of numbers in statistical tables. **Nature**, v. 154, n. 3921, p. 800-801, 1944.

GRAHAM, Scott DJ; HASSELDINE, John; PATON, David. Statistical fraud detection in a commercial lobster fishery. **New Zealand Journal of Marine and Freshwater Research**, v. 43, n. 1, p. 457-463, 2009.

HALL, Matthew; MIKES, Anette; MILLO, Yuval. How do risk managers become influential? A field study of toolmaking in two financial institutions. **Management Accounting Research**, 26, 3-22. 2015.

HEINZ, G.; ALVES, E. B.; RORATTO, R.; DIAS, E. D. Riscos orçamentários na administração universitária: um estudo de caso no setor público. **Revista da Avaliação da Educação Superior (Campinas)**, v. 24, p. 699-721, 2019.

HILL, Stephen. Guia sobre a gestão de riscos no serviço público. **Escola Nacional de Administração Pública**. Brasília. 2006.

HILL, Stephen; DINSDALE, Geoff. Uma base para o desenvolvimento de estratégias de aprendizagem para a gestão de riscos no serviço público. **Escola Nacional de Administração Pública**. Brasília. 2003.

HILL, Theodore P. A statistical derivation of the significant-digit law. **Statistical science**, p. 354-363, 1995.

HILL, Theodore P. Random-number guessing and the first digit phenomenon. **Psychological Reports**, v. 62, n. 3, p. 967-971, 1988.

HSÜ, E. H. An experimental study on "mental numbers" and a new application. **The Journal of general psychology**, v. 38, n. 1, p. 57-67, 1948.

IBGC - Instituto Brasileiro de Governança Corporativa. **Guia de orientação para gerenciamento de riscos corporativos**. São Paulo: IBGC, 2007. Disponível em: <https://conhecimento.ibgc.org.br/Paginas/Publicacao.aspx?PubId=22121>. Acesso em: 21 mai. 2024.

INTERNATIONAL ORGANIZATION FOR STANDARDIZATION. **ISO 31000 – Risk management system – Principles and guidelines**. 2018.

JAMAIN, Adrien. Benford's law. **Unpublished Dissertation Report, Department of Mathematics, Imperial College, London**, 2001.

KANITZ, Stephen. A origem da corrupção brasileira. **Blog para se pensar**. 2012. Disponível em: < <https://blog.kanitz.com.br/corruptcao/> >. Acesso em: 26 mai. 2024.

KOHAMA, Heilio. **Balancos públicos: teoria e prática**. 2. ed. 5 reimpr. São Paulo: Atlas, 2006.

KOSSOVSKY, Alex Ely. **Benford's law: theory, the general law of relative quantities, and forensic fraud detection applications**. World Scientific, 2014.

KOVALERCHUK, Boris; VITYAEV, Evgenii; HOLTFRETER, Robert. Correlation of complex evidence in forensic accounting using data mining. **Journal of Forensic accounting**, v. 8, n. 1, p. 53-88, 2007.

LAGIOIA, U. C. T.; ARAÚJO, I. J. C. D.; FILHO, B. D. F. Alves.; BARROS, M. A. B.; NASCIMENTO, S. G. O. D. A. S. D. Aplicabilidade da Lei de Newcomb-Benford nas fiscalizações do imposto sobre serviços-ISS. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 22, p. 203-224, 2011.

LAKATOS, E. M. **Fundamentos de metodologia científica**. São Paulo: Atlas, 2017.

LEITE, Adailton Amaral Barbosa. Descentralização, responsabilização, e (des)controle: determinantes e impactos da corrupção e má gestão dos recursos federais nos municípios brasileiros. 2010. 249f. Tese (Doutorado em Ciência Política) – Programa de Pós-Graduação em Ciência Política, **Universidade Federal de Pernambuco**, Recife, 2010.

LIMA, Liliane Chaves Murta de. Controle Interno na administração pública: o controle interno na administração pública como um instrumento de accountability. 2012. Monografia (Especialização em Orçamento Público) – Curso de Especialização em Orçamento Público, **Instituto Serzedello Corrêa do Tribunal de Contas da União**, Brasília, 2012.

LOUREIRO, M. R.; ABRUCIO, F. L.; OLIVIERI, C.; TEIXEIRA, M. A. C. Do controle interno ao controle social: a múltipla atuação da CGU na democracia brasileira. **Cadernos Gestão Pública e Cidadania**, v. 17, n. 60, p. 54-67, 2010.

MACÍAS, Ana Lucía Oña e IGUA, Sergio Troncoso. Encontrando datos anómalos en la tributación: Aplicación de la ley de Benford en el impuesto a la renta en Ecuador. **SaberEs**, v. 10, n. 2, p. 173-188, 2018.

MACIEIRA, F.; NASCIMENTO, J.; MILLER, F.; ZITTEI, M. Aplicabilidade da lei de newcomb-benford à auditoria governamental: uma análise dos pareceres prévios do Tribunal de Contas do Estado de São Paulo. In: **Congresso internacional de desempenho do setor público**, 3, 2019. Florianópolis.

MALHOTRA, Naresh K. **Pesquisa de Marketing: uma orientação aplicada**. Bookman Editora, 2019.

MANTONE, Pamela S. Using analytics to detect possible fraud: Tools and techniques. **John Wiley & Sons**, 2013.

MCPHEE, I. Risk and risk management in the public sector. **Public sector governance and risk forum**. Australian Institute of Company Directors/Institute of Internal Auditors Australia. 2005.

MILANI FILHO, M. A. F.; POKER, J. H.; BELLI, M. M.; SEGURA, L. C. Bolsas de Valores dos BRICS: Uma Análise das Informações Financeiras Baseada na Lei de Benford. **Contabilidade Vista & Revista**, v. 27, n. 2, p. 64-87, 2016.

MILANI FILHO, Marco Antonio Figueiredo. A Confiabilidade dos dados financeiros de hospitais filantrópicos canadenses: Um estudo empírico baseado na Lei de Benford. **Sociedade, Contabilidade e Gestão**, v. 8, n. 2, 2013.

MINISTÉRIO DA FAZENDA. **Manual de gestão de riscos do Ministério da Fazenda** (3a ed.). 2018.

MIR, Tariq Ahmad; AUSLOOS, Marcel; CERQUETI, Roy. Benford's law predicted digit distribution of aggregated income taxes: the surprising conformity of Italian cities and regions. **The European Physical Journal B**, v. 87, p. 1-8, 2014.

NASCIMENTO, Laurinaldo Félix. Ferramentas de controle interno da controladoria geral da União: instrumentos de fiscalização da gestão, controle social e combate a corrupção. Dissertação (Mestrado Profissional em Administração Pública) – **Escola Brasileira de Administração Pública e de Empresas**, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2015.

NASCIMENTO, Thiago Duarte; SOUZA FILHO, E. M.; BUSCACIO, Luiz. Detecção de fraudes: o uso da lei de Benford para avaliar dados educacionais e financeiros. **XLVI Sim-**

**pósio Brasileiro de Pesquisa Operacional: Pesquisa Operacional na Gestão da Segurança Pública.** Salvador, Bahia, 2014. Disponível em: <<https://www.din.uem.br/~ademir/sbpo/sbpo2014/pdf/arq0211.pdf>>. Acesso em: 20 mai. 2024.

NELSON, Lloyd S. Display Tables and Significant Digits. **Journal of Quality Technology**, v. 16, n. 3, p. 175-176, 1984.

NEWCOMB, Simon. Note on the frequency of use of the different digits in natural numbers. **American Journal of mathematics**, v. 4, n. 1, p. 39-40, 1881.

NIGRINI, Mark J. e WOOD, W. Assessing the integrity of tabulated demographic data. **Preprint**, 1995.

NIGRINI, Mark J. A taxpayer compliance application of Benford's law. **The Journal of the American Taxation Association**, v. 18, n. 1, p. 72, 1996.

NIGRINI, Mark J. An assessment of the change in the incidence of earnings management around the Enron-Andersen episode. **Review of Accounting and Finance**, v. 4, n. 1, p. 92-110, 2005.

NIGRINI, Mark J. I've got your number. **Journal of accountancy**, v. 187, n. 5, p. 79-83, 1999.

NIGRINI, Mark J. Using digital frequencies to detect fraud. The white paper, USA, v. 8, n. 2, p. 3 - 6, maio 1994.

NIGRINI, Mark J. **Benford's Law: Applications for forensic accounting, auditing, and fraud detection**. John Wiley & Sons, 2012.

NIGRINI, Mark J. **Forensic analytics: Methods and techniques for forensic accounting investigations**. John Wiley & Sons, 2020.

NIGRINI, Mark J. e MITTERMAIER, Linda J. The use of Benford's Law as an Aid in Analytical Procedures. **Auditing: A journal of practice & theory**, v. 16, n. 2, 1997.

NIGRINI, Mark John. **The detection of income tax evasion through an analysis of digital distributions**. University of Cincinnati, 1993.

OLIVIERI, Cecília. **Política e burocracia no Brasil: o controle sobre a execução das políticas públicas**. 2008. Tese (Doutorado em Administração Pública e Governo) – Escola de Administração de Empresas de São Paulo, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2008.

ÖZER, Gökhan e BABACAN, Burak. Benford's Law and Digital Analysis: Application on Turkish Banking Sector. **Business and Economics Research Journal**, v. 4, n. 1, p. 29-41, 2013.

PEREIRA, Jeronimo Rosário Tanan. **Auditoria governamental**. E-book. Salvador. 2021.

PINKHAM, Roger S. On the distribution of first significant digits. **The Annals of Mathematical Statistics**, v. 32, n. 4, p. 1223-1230, 1961.

PIZZI, S.; VENTURELLI, A.; VARIALE, M.; MACARIO, G. P. Assessing the impacts of digital transformation on internal auditing: A bibliometric analysis, **Technol Soc.** v. 67, 2021.

POWER, M. The risk management of nothing. **Accounting, Organizations and Society**, 34, 849-855. 2009.

QIAO, Y. Public risk management: development and financing. **Journal of Public Budgeting, Accounting, & Financial Management**, 19(1), 33-55. 2007.

RAIMI, Ralph A. On the distribution of first significant figures. **The American Mathematical Monthly**, v. 76, n. 4, p. 342-348, 1969.

RAIMI, Ralph A. The first digit problem. **The American Mathematical Monthly**, v. 83, n. 7, p. 521-538, 1976.



REIS, Sérgio Roberto Guedes. Evolução do Controle Interno no Poder Executivo Federal Brasileiro: um panorama de suas transformações institucionais e de suas tensões constitutivas. **Boletim de Análise Político Institucional**, n. 12, p. 81-90, 2017.

RIBEIRO, Daniel Hilario e MONSUETO, Sandro Eduardo. Lei de newcomb-benford aplicada no controle interno nas empresas: um estudo de caso no controle de lançamentos financeiros. **Revista de Administração da UNIMEP**, v. 13, n. 1, p. 1-18, 2015.

RIBEIRO, Renor Antonio Antunes. **O papel da auditoria interna na gestão de riscos em entidades do setor público de Portugal e do Brasil**. 2019. Dissertação de Mestrado. Universidade do Minho (Portugal).

RIBEIRO, Sheila Maria Reis. **Controle interno e paradigma gerencial**. Brasília: ENAP, 1997.

SALLABERRY, J. D.; FLACH, L.; CODESSO, M. M.; RODRIGUES, L. F. Sinalização de inconsistências a partir do patrimônio declarado de políticos no Brasil: Aplicação da Lei Newcomb-Benford. **Revista Evidenciação Contábil & Finanças**, v. 7, n. 3, p. 39-59, 2019.

SANTI, Paulo Adolpho. **Introdução à auditoria**. Atlas, 1988.

SANTOS, F. F.; PINTO, A. R. da Silva; GOMES, L. M. A.; SILVA, R. L.; DAMIANI, J. H de Sousa. Identificação de riscos em compras do setor público: um estudo de caso. In: **Congresso Internacional de Gestão de Tecnologia e Sistemas de Informação**, 7., 2010. São Paulo: Universidade de São Paulo, 2010, p. 4032-4046.

SANTOS, J. D., RIBEIRO FILHO, J. F.; LAGIOIA, U.; FILHO, B. F. Alves; ARAÚJO, I. J. C. D. Aplicações da lei de Newcomb-Benford na auditoria tributária do imposto sobre serviços de qualquer natureza (ISS). **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 20, p. 79-94, 2009.

SANTOS, Josenildo dos; DINIZ, Josedilton Alves; CORRAR, Luiz J. 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**, v. 2, n. 1, p. 71-89, 2005.

SANTOS, Josenildo; TENÓRIO, José Nelson Barbosa; SILVA, Luiz Gustavo Cordeiro. Uma aplicação da Teoria das probabilidades na contabilometria: A Lei de Newcomb-Benford como medida para análise de dados no campo da auditoria contábil. **Contabilidade Gestão e Governança**, v. 6, n. 1, 2003.

SENTANCE, W. A. A further analysis of Benford's law. **Fibonacci Quarterly**, v. 11, p. 490-494, 1973.

SILVA, Andréia; KORZENOWSKI, André Luis; VACCARO, Guilherme Luis Roehle. Uma aplicação da lei de Benford na identificação de padrões estatisticamente assinaláveis de suspeitas de fraude por lavagem de dinheiro. **Revista Espacios**, Vol. 35, 2014.

SILVA, Leonardo Botelho Ferreira da. **A lei Newcomb-Benford e as notas de empenhos da Marinha do Brasil**. Dissertação de Mestrado em Ciências Contábeis. Universidade do Estado do Rio de Janeiro – UERJ. Rio de Janeiro. 2021.

SILVA, Wilton Bernardino da; TRAVASSOS, Silvana Karina de Melo; COSTA, Jose Isidio de Freitas. Utilização da Lei de Newcomb-Benford como método identificador de desvios em ambientes de auditoria contínua: uma proposta de identificação de desvios no tempo. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 28, p. 11-26, 2017.

THOMAS, Jacob K. Unusual patterns in reported earnings. **Accounting Review**, p. 773-787, 1989.

TSAO, Nai-kuan. On the distributions of significant digits and roundoff errors. **Communications of the ACM**, v. 17, n. 5, p. 269-271, 1974.

UMAR, Ibrahim; SAMSUDIN, Rose Shamsiah; MOHAMED, Mudzamir. **The types, costs, prevention and detection of occupational fraud: The ACFE perspective**. 2015.

VARIAN, Hal R. Benford's law. **The American Statistician**, v. 26, n. 9, p. 62 – 66. 1972.

VLASSELAER, V. Van; ELIASSI-RAD, T.; AKOGLU, L.; SNOECK, M.; BAESENS, B. Gotcha! Network-based fraud detection for social security fraud. **Management Science**, USA , v. 63, n. 9, p. 3090 - 3110, Sept. 2017.

WALLACE, Wanda A. Assessing the quality of data used for benchmarking and decision-making. **The Journal of Government Financial Management**, v. 51, n. 3, p. 16, 2002.

WIRYADINATA, Doni; SUGIHARTO, Aris; TARNO. The use of machine learning to detect financial transaction fraud: multiple benford law model for auditors. **Journal of Information Systems Engineering and Business Intelligence**. v. 9, n. 2, p. 239-252, 2023.

WLODARSKI, J. Fibonacci and Lucas. Numbers tend to obey Benford's law. **The fibonacci quarterly**, v. 9, n. 1, p. 87-88, 1971.

### Anexo A – Códigos de Programação

Neste anexo serão apresentados todos os códigos de programação, em linguagem de programação R, utilizados para analisar os dados.

```
install.packages("BenfordTests")
install.packages("benford.analysis")
```

```
library(benford.analysis)
library(BenfordTests)
```

```
Dados <- read_excel("C:/Users/85797022/Desktop/LNB - Análise em excel.xlsx",
sheet = "Dados")
```

```
===== TESTE 1º DÍGITO =====
```

```
DadosB = benford(Dados$SALDO,number.of.digits = 1,sign = "positive",discrete =
TRUE,round = 3) chisq(DadosB)
```

Pearson's Chi-squared test

```
data: Dados$SALDO
X-squared = 19.852, df = 8, p-value = 0.01091
```

```
MAD(DadosB)
[1] 0.002054686
```

```
ks.benftest(Dados$SALDO, digits = 1,pvalmethod = "simulate",pvalsims = 10000)
```

K-S Test for Benford Distribution

```
data: Dados$SALDO
D = 0.7334, p-value = 0.3248
```

```
===== TESTE 2º DÍGITO =====
```

```
install.packages("tidyverse")
library(tidyverse)
```

```
Dados = Dados %>% mutate(segdig=substr(SALDO,2,2)) #extração do 2 digito
qtd = Dados %>% group_by(segdig) %>% summarise(PO=n()) #contagem dos 2
digito(qtdobs)
```

```
> qtd = qtd %>% mutate(po=PO/sum(PO),pe =
c(0.120,0.114,0.108,0.104,0.100,0.097,0.093,0.090,0.088,0.085))
> qtd = qtd %>% mutate(PE = sum(qtd$PO)*qtd$pe) #VRF da po, PE e pe
```

```
qtd = qtd %>% mutate(qui=(((qtd$PE-qtd$PO)^2)/qtd$PE)) #teste quiquadrado
sum(qtd$qui)
[1] 78.13885
```

```
qtd = qtd %>% mutate(madtteste=(abs(po-pe)/10)) #teste MAD
sum(qtd$madtteste)
[1] 0.00349969
```

```
qtd = qtd %>% mutate(KS=cumsum(po-pe)) # teste KS
max(abs(qtd$KS))
[1] 0.0130998
```

===== TESTE DOIS 1º DÍGITOS =====

```
DadosB2 = benford(Dados$SALDO,number.of.digits = 2,sign = "positive",discrete =
TRUE,round = 3) > chisq(DadosB2)
```

Pearson's Chi-squared test

```
data: Dados$SALDO
X-squared = 343.99, df = 89, p-value < 2.2e-16
```

```
> MAD(DadosB2)
[1] 0.0008941799
```

```
> ks.benftest(Dados$SALDO, digits = 2,pvalmethod = "simulate",pvalsims = 10000)
```

K-S Test for Benford Distribution

```
data: Dados$SALDO
D = 0.8164, p-value = 0.4176
```