

APLICAÇÃO DA LEI NEWCOMB-BENFORD COMO FERRAMENTA DE PLANEJAMENTO DA AUDITORIA DA MB

LEONARDO **BOTELHO** FERREIRA DA SILVA*
Capitão-Tenente (IM)

FRANCISCO JOSÉ DOS SANTOS ALVES**
Professor Doutor

ANDRÉA PAULA OSÓRIO DUQUE***
Professora Doutora

SUMÁRIO

Introdução
Referencial Teórico
Metodologia
Análise de Resultados
Conclusões

INTRODUÇÃO

No *ranking* de 2019, o Brasil obteve a 106ª posição no Índice de Percepção de Corrupção entre 180 países. Foi sua pior posição, com apenas 35 pontos, desde 2012, quando os dados passaram a ser comparáveis ano a ano. Tal fato sig-

nificou a quarta queda anual consecutiva. Este relatório considera a corrupção como principal entrave para a prosperidade econômica e social do Brasil. (TRANSPARÊNCIA INTERNACIONAL, 2020). Este cenário explicita o quanto a gestão pública brasileira carece de intensificar o combate à corrupção (BRASIL, 2018).

* Mestrando em Ciências Contábeis pela Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ).

** Doutor em Controladoria e Contabilidade pela Universidade de São Paulo (USP) e professor do Programa de Mestrado em Ciências Contábeis da Uerj.

*** Doutora em Ciência da Informação pelo Instituto Brasileiro de Informação em Ciência e Tecnologia/ Universidade Federal Fluminense (IBICT/UFF) e professora colaboradora do Programa de Mestrado em Ciências Contábeis da Uerj.

Segundo o Banco Mundial e o Escritório das Nações Unidas sobre Drogas e Crimes (2007), recursos desviados de países em desenvolvimento, como o Brasil, atingem cifras entre 20 e 40 bilhões de dólares por ano. Por outro lado, Stephenson *et al.* (2011) explicitou que o total de recursos repatriados, entre os anos de 1996 e 2011, em países em desenvolvimento atingiu a cifra de US\$ 5 bilhões. A lacuna entre os montantes roubados e repatriados demonstra a importância de haver uma intensificação no controle interno.

No Brasil, o combate à fraude e à corrupção se dá pela atuação de diversos órgãos, cada um em sua esfera e seu escopo de atuação, sendo que a intenção é um elemento importante para diferenciar a fraude do erro (TCU, 2017). Segundo Wells (2011), “a fraude pode significar qualquer ganho obtido pelo crime, o qual usa o erro como sua principal maneira de ocorrer”. Assim, é notada a sutil diferença entre fraude e erro: nem todo erro tem como estímulo uma fraude; por outro lado, toda fraude tem como ponto de partida uma espécie de erro.

No setor público existe uma especialização no campo da auditoria chamada auditoria governamental, que engloba o estudo e a análise da gestão pública, seus procedimentos e efeitos, tendo como propósito atestar a correta e vantajosa utilização do dinheiro público perseguindo o bem conjunto da sociedade (JUND, 2007).

Na Marinha do Brasil (MB), o órgão responsável pela auditoria governamental é o Centro de Controle Interno da Marinha (CCimar), que tem como missão “planejar, dirigir, coordenar e executar as atividades de controle interno, por meio da realização de auditoria, análise e apresentação de contas no âmbito do Comando da Marinha” (BRASIL, 2012).

Para cumprir esta missão, o CCimar conta com uma equipe de auditores que realizam auditorias em todas as organizações militares da MB. Dentre as diversas modalidades de auditorias realizadas pelos auditores do CCimar destaca-se a contínua, que, segundo Vasarhelyi, Alles e Kogan (2004), passa, cotidianamente, a ganhar mais espaço, à medida que as organizações ganham autonomia para gerir seus recursos, aumentando, por consequência, a necessidade do monitoramento dos riscos.

Os auditores, de modo geral, exercem papel de suma importância na análise dos procedimentos, principalmente os orientados na certificação da veracidade das informações, devendo, neste contexto, reportar à administração caso haja qualquer suspeita de fraude (CHURCH; MCMILLAN; SCHNEIDER, 2001). O Institute of Internal Auditors (2012) salienta que, sendo os auditores responsáveis pela auditoria do setor público, isto reforça a comprometimento e probidade das instituições, ampliando, assim, a convicção da população.

O número de pesquisas sobre fraudes e suas formas de detecção tem crescido na literatura de gestão, especialmente a partir da ocorrência de escândalos (WANG; WINTON; YU, 2010) como, por exemplo, os casos da empresa de energia do Texas Enron (2001), da empresa de telecomunicações Worldcom (2002), da empresa italiana Parmalat (2003) e da empresa indiana de tecnologia da informação Satyam Computer Services (2009).

Nos dias de hoje, o inegável avanço da tecnologia da informação permite que o auditor utilize técnicas analíticas para investigar maior quantidade de dados. As técnicas analíticas, que utilizam ferramentas estatísticas, tornaram o trabalho dos auditores mais eficiente e eficaz,

contribuindo para facilitar a identificação de discrepâncias operacionais e fraudes na auditoria (DURTSCHI; HILLISON; PACINI, 2004).

Uma técnica analítica utilizada para detecção de fraudes é a comparação da distribuição dos primeiros dígitos da Lei Newcomb-Benford (LNB), com distribuições observadas do primeiro dígito em amostras de notas fiscais ou notas de empenhos (NE). O primeiro trabalho a propor a utilização da Lei de Benford com o incremento de técnicas estatísticas no campo da auditoria contábil foi proposto por Carslaw (1988), que apresentou um modelo contabilométrico, o qual se fundamenta na relação entre a Lei de Newcomb-Benford e Testes de Hipóteses (teste Z e χ^2).

A LNB é definida por Lagioia *et al.* (2011) como uma exceção nos fundamentos da probabilidade, que tem como regra que cada algarismo tem a probabilidade de 1/9 de ser o primeiro dígito de um número. Nela a probabilidade de um número se iniciar com os algarismos 1, 2 e 3 são maiores do que com os algarismos restantes.

Contextualizando, este estudo parte da seguinte indagação: A distribuição de Newcomb-Benford pode ser utilizada como ferramenta de planejamento na auditoria contínua da execução financeira da Marinha do Brasil? Já seu propósito é investigar a aplicabilidade da LNB como ferramenta de planejamento da auditoria contínua da execução financeira da instituição.

A pesquisa proposta torna-se relevante na medida em que pode contribuir para a evolução do conhecimento da área de auditoria e para o aprimoramento da fase de planejamento da auditoria contínua das notas de empenho do CCImar. Para Vasarhelyi e Halper (1991), a auditoria contínua é aquela que tem como finali-

dade produzir resultados simultâneos ou em curto prazo de tempo, por meio de comparações de eventos controlados. No presente artigo, foi realizada a comparação da distribuição observada com a distribuição descrita na LNB, corroborando com o objetivo da auditoria contínua e justificando a escolha da lei como ferramenta neste trabalho.

Assim, a utilização da Lei Newcomb-Benford para análise das amostras poderia ser, para as equipes de auditoria, mais um subsídio para a elaboração do planejamento e, também, um indicador de apoio à tomada de decisão, com repercussões no aperfeiçoamento dos resultados, mediante a alocação dos recursos nas áreas ou entidades consideradas prioritárias (COSTA; SANTOS; TRAVASSOS, 2012).

No que se refere à organização, ressalta-se que, além da introdução, o trabalho está estruturado em mais quatro seções. Na segunda seção, apresentam-se os principais conceitos que deram suporte à pesquisa. Esta seção aborda a Lei Newcomb-Benford, sua história e conceitos e estudos em que ela foi utilizada tendo como foco a auditoria. Na terceira seção, descrevem-se a metodologia escolhida, bem como as Organizações Militares (OM) que foram objetos do estudo. Na quarta seção, apresentam-se as análises efetuadas, bem como os resultados encontrados. Por fim, na quinta seção, apresentam-se as considerações finais e sugestões para trabalhos futuros.

REFERENCIAL TEÓRICO

Lei Newcomb-Benford

Contradizendo a estatística aprendida no Ensino Médio, na qual a probabilidade da ocorrência dos dígitos 1, 2 e 3 como números iniciais em uma amostra é de

33,33% (3/9), a Lei Newcomb-Benford afirma que essa probabilidade é de, aproximadamente, 60,2%.

Newcomb (1881), em seu artigo “Nota sobre a frequência do uso de diferentes dígitos nos números naturais”, explicitou que a frequência da presença dos algarismos não acontecia com a mesma regularidade. Ele chegou a esta conclusão quando observou que as tábuas de logaritmos estavam mais desgastadas nas primeiras páginas, mostrando que as pessoas procuravam mais pelo dígito 1 do que pelo 9.

Já Benford (1938), em seu artigo “A lei de anomalia dos números”, fez a mesma observação que Newcomb no que se referiam às páginas das tabelas de logaritmos, concluindo, também, que as primeiras páginas desgastavam-se mais rapidamente que as últimas, devido ao fato de ser mais comum o uso de números começados com o dígito “1” do que números começados com o dígito “9”. Por meio de pesquisas independentes, corroborou seu achado anterior, fazendo uma análise mais aprofundada em mais de 20 mil dados de diversas fontes, tais como os relacionados a áreas de rios e números de casas de uma rua, entre outros.

Com base nestas observações, Benford, empiricamente, chegou a uma fórmula matemática que fornecia a frequên-

cia dos primeiros dígitos em uma amostra aleatória de dados. Chamando o primeiro dígito de “a”, tem-se a seguinte fórmula:

$$P(a) = \log((a+1)/a), \text{ podendo “a” variar entre 1 e 9.} \tag{1}$$

Assim, para saber a frequência de ocorrência de números com o primeiro dígito igual a 1, tem-se: $P(1) = \log(2/1) = 0,3010 = 30,1\%$, e assim sucessivamente para os demais dígitos.

Hill (1996) demonstrou a expressão matemática das leis que regem o primeiro e segundo dígitos das distribuições aleatórias dos números preconizados por Newcomb e Benford. A probabilidade de frequência do segundo dígito $P(b)$ pode ser expressa por:

$$P(b) = \sum_{k=1}^9 \log(1 + (10a + b)^{-1}); \tag{2}$$

Sendo “a” o primeiro dígito, que pode variar entre 1 e 9, e “b” o segundo dígito, que pode variar entre 0 e 9. Para o presente estudo, trabalharemos apenas analisando o primeiro dígito das notas de empenhos emitidas. Abaixo, a probabilidade de termos o primeiro dígito “a” e o segundo dígito “b”.

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
P(a)	-	0,3010	0,1761	0,1249	0,0969	0,0792	0,0670	0,0580	0,0512	0,0457
P(b)	0,1197	0,1139	0,1088	0,1043	0,1003	0,0967	0,0934	0,0903	0,0876	0,0850

Tabela 1 – Frequências esperadas pela Lei de Newcomb-Benford
 Fonte: Adaptado de Newcomb (1881)

Nigrini (1999) explicou a LNB de forma mais intuitiva, citando que, se por acaso uma pessoa tenha R\$100 milhões em um fundo investido a uma taxa fixa de 10% ao ano, “os recursos totais são de R\$100 milhões, o primeiro dígito dos recursos totais é 1. O primeiro dígito continuará a ser 1 até que os recursos totais alcancem R\$200 milhões. Porém, para a taxa de crescimento proposta de 10% ao ano, leva-se dez anos até alcançar R\$200 milhões”. Seguindo o mesmo raciocínio quando o valor alcançar o valor de R\$200 milhões (dígito 2) e passar para R\$300 milhões (dígito 3), levando em consideração a mesma taxa, irá demorar cinco anos. Isso irá ocorrer até o fundo alcançar o valor de R\$900 milhões e depois retornar para o primeiro dígito 1 quando alcançar o valor de R\$1 bilhão. A Tabela 2 demonstra o aumento do valor do fundo no decorrer dos anos.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9
Tempo (anos)	10	5	3,25	2,5	2	1,75	1,5	1,1	1,08

Tabela 2 – Período de transição para o dígito seguinte
 Fonte: Os autores (2019)

Os dados contidos na Tabela 2 corroboram com a Lei de Newcomb-Benford ao mostrar que a chance de o primeiro dígito do rendimento ser 1 é muito maior do que de ser 9.

Nigrini (1994) foi o autor do primeiro trabalho a utilizar a Lei de Newcomb-Benford para descobrir fraudes. Já o uso de testes estatísticos juntamente com a Lei de Newcomb-Benford, tendo como finalidade de aplicação na auditoria, foi introduzido por Carslaw (1988), com a utilização do teste Z e χ^2 para mensurar os desvios entre as probabilidades es-

peradas e observadas para os dígitos da primeira posição.

Porém é importante salientar que a LNB não pode ser usada em qualquer tipo de dados. Durtschi, Hillison e Pacini (2004) exemplificaram quais tipos de amostras esperam o cumprimento da LNB: “Amostras em que os números resultam da combinação matemática de números (quantidade x preço), dados no nível da transação (desembolsos, vendas), grandes conjuntos de dados e dados em que a média é maior que a mediana”.

Como no presente artigo foram analisadas 27.572 notas de empenhos e em todos os casos a média é maior que a mediana, os dados utilizados cumprem os critérios acima expostos.

Estudos anteriores

Nos Estados Unidos da América, Nigrini (2005) utilizou a LNB para realizar um estudo de caso da empresa americana Enron, cuja falência foi atribuída a fraudes em suas demonstrações financeiras. Segundo o autor, os

indícios de fraude poderiam ter sido detectados antecipadamente com o uso da LNB.

No Brasil, alguns trabalhos utilizaram a LNB para detectar possíveis fraudes. Um deles foi o de Ganassin *et. al* (2016), em que foram analisadas 7.037 notas de empenho do Ministério Público do Distrito Federal e dos Territórios e do Ministério Público Militar, emitidas entre 2008 e 2012. Os resultados indicaram alguns desvios em relação ao esperado pela LNB, principalmente nas dispensas de licitação. Estes desvios ocorreram com mais frequência no ano de 2010.

Ribeiro *et al.* (2005) analisaram aproximadamente 104 mil notas de empenho emitidas por 20 municípios do Estado da Paraíba, localizados nas regiões litorâneas e do sertão, encontrando, também, fortes indícios de superfaturamento e fracionamento de despesas.

Lagioia *et al.* (2011) utilizaram, no mesmo contexto, a distribuição explicitada pela Lei Newcomb-Benford para constituir uma ferramenta de alerta para organizações com processos que tentam burlar o recolhimento do Imposto Sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISSQN) e, assim, direcionar o trabalhos dos auditores quando fossem selecionar a amostra de notas fiscais para exame. O método, além de facilitar a detecção das notas fiscais fraudadas com a finalidade de sonegação fiscal, trouxe contribuições para o planejamento e a padronização dos processos de fiscalização, colaborando para melhor dimensionar a receita tributária dos municípios (LAGIOIA *et al.* 2011).

Santos, Tenório e Silva (2003) analisaram 8 mil notas fiscais de vendas emitidas em Pernambuco, entre 1998 e 2001, para a detecção de evasão fiscal e concluíram que os anos de 2000 e 2001 apresentaram grandes divergências com a distribuição observada na LNB e deveriam ser examinados com maior cautela pelo auditor.

Costa, Santos e Travassos (2012) utilizaram o teste Z e o χ^2 , aplicados na LNB, com a finalidade de detectar irregularidades na despesa pública de dois estados. Eles observaram a existência de

desvios significativos na distribuição do primeiro e do segundo dígito dos gastos públicos estaduais em relação ao comportamento previsto pela LNB. Estes desvios sugeriam “um comportamento de fuga à realização dos processos licitatórios nos gastos públicos”.

Santos *et al.* (2009) aplicaram a LNB, relacionando-a com os testes de hipóteses (teste Z e o χ^2) para auxílio da auditoria do tributo do ISSQN, e “analisaram um histórico de notas fiscais emitidas por uma empresa de publicidade no período de 2002 a 2005”. Como resultado, os autores “evidenciaram a existência de possíveis desvios em respeito à emissão e à

escrituração das notas fiscais da citada empresa, fatos que foram confirmados pelos resultados da fiscalização”.

Os precursores na utilização da Lei Newcomb-Benford aplicada à auditoria no setor público foram Santos, Diniz e Ribeiro (2003) e Santos, Diniz e Corrar (2005). Esses

autores utilizaram o modelo contábil-métrico, fundamentado na relação entre a Lei de Newcomb-Benford e o teste de hipóteses (teste Z e χ^2), com a finalidade de “identificar desvios na distribuição do primeiro dígito extraído dos valores das notas de empenhos da despesa de municípios paraibanos”. Nos artigos, os autores concluíram que houve forte indício de superfaturamento e fracionamento de despesas para burlar o limite que é estabelecido pela Lei Federal nº 8.666/93, a qual disciplina as aquisições mediante licitações. No presente artigo, será usado

O método LNB, além de facilitar a detecção das notas fiscais fraudadas com a finalidade de sonegação fiscal, trouxe contribuições para o planejamento e a padronização dos processos de fiscalização

o modelo contabilométrico em Unidades Gestoras (UG) da Marinha do Brasil.

METODOLOGIA

Quanto ao método a ser utilizado neste estudo, pode ser caracterizado como pesquisa quantitativa. Gil (2012) explica que a pesquisa quantitativa se utiliza de instrumentos estatísticos e testes de hipóteses para analisar os dados.

Segundo Vergara (2004), a pesquisa se divide quanto aos fins e aos meios. Quanto aos fins, esta pesquisa pode ser descrita como exploratória, pois existe pouco conhecimento acumulado sobre a aplicação da Lei Newcomb-Benford e sobre a distribuição das notas de empenhos emitidas na MB; descritiva, pois expõe características sobre determinada população, que, no presente artigo, são os empenhos emitidos pelos Centros de Intendências da MB; e aplicada, por ser motivada pela necessidade de resolver um problema concreto, que é a melhoria do planejamento da auditoria contínua na MB por meio de uma nova ferramenta.

Quanto aos meios de investigação, esta pesquisa é definida como bibliográfica, pois utiliza como base material publicado em livros, jornais e rede eletrônica (Tesouro Gerencial); e documental, na medida em que é realizada com documentos conservados no interior de órgãos públicos (notas de empenhos) (VERGARA, 2004).

O presente artigo, por meio do uso do Tesouro Gerencial – ferramenta disponibilizada pela Secretaria do Tesouro Nacional que possibilita a consulta de informações orçamentárias e financeiras do Sistema Integrado de Administração Financeira (Siafi) –, extraiu um relatório que forneceu todos os empenhos emitidos em 2018 e 2019 pelas seguintes Unidades Gestoras Executantes: Centro

de Intendência da Marinha em Ladário (CeIMLa), Centro de Intendência da Marinha em Manaus (CeIMMa), Centro de Intendência da Marinha em Natal (CeIMNa), Centro de Intendência da Marinha em Rio Grande (CeIMRG), Centro de Intendência da Marinha em São Pedro da Aldeia (CeIMSPA), Centro de Intendência da Marinha em Salvador (CeIMSa) e Centro de Intendência da Marinha em Belém (CeIMBe). Os Centros de Intendência foram escolhidos como objeto deste estudo por exercerem atribuições de Unidade Gestora Executora, que centralizam a execução financeira para as OM apoiadas, aumentando, assim, a quantidade de dados analisados. Essa escolha corrobora Nigrini (2012), que ressalta que a aplicação da Lei Newcomb-Benford tende a ser mais efetiva quanto maior o conjunto de dados estudados. Esses sete Centros de Intendência emitiram, em 2018, 11.613 notas de empenhos, totalizando a execução orçamentaria de R\$ 809.798.255,44. Em 2019, foram emitidas 15.959 notas de empenhos, que juntas somam R\$ 959.503.711,57. Assim, o total foi de 27.572 notas de empenho e um montante de R\$ 1.769.301.967,01.

Após a emissão do relatório de cada UG, foi analisada a quantidade de vezes que cada primeiro dígito aparece nas notas empenhos emitidas. Após esta contabilização, foram realizados dois testes estatísticos, o teste Z e o χ^2 , para comparar a amostra obtida com a esperada pela Lei Newcomb-Benford.

Para o teste Z foram utilizadas as seguintes hipóteses:

H0: A probabilidade observada (p_o) é igual à probabilidade esperada (p_e) para o primeiro dígito segundo a Lei de Newcomb-Benford.

H1: A probabilidade observada (p_o) não é igual a probabilidade esperada (p_e)

para o primeiro dígito segundo a Lei de Newcomb-Benford.

Para este teste, a exemplo de Busta e Weinberg (1998), Nigrini e Miller (2009) e Krakar e Zgela (2009), será utilizado um nível de significância igual a 5%, obtendo-se, assim, um Z crítico de 1,96.

Para o cálculo do teste Z da amostra, normalmente, é utilizada a seguinte fórmula:

$$Z \text{ teste} = \frac{|po-pe| - 1/2n}{\sqrt{\frac{pe(1-pe)}{n}}}$$

(3)

Sendo “n”– número de elementos da amostra – um número muito grande, pode-se utilizar a fórmula do Z teste para a proporção em termos do número de observações (PO) citada por Levine *et al.* (2008), a qual desconsidera a utilização do efeito redutor do termo de correção de continuidade 1/2n e não utiliza o módulo no cálculo do desvio, podendo ser reescrita da seguinte forma:

$$Z \text{ teste} = \frac{|PO-PE|}{\sqrt{PE(1-pe)}}$$

(4)

Onde PO é o número absoluto de observações da amostra para o primeiro dígito analisado e PE a quantidade absoluta esperada para o dígito da posição conforme a Lei Newcomb-Benford.

O teste Z é aplicado de forma local para cada dígito na posição inicial, que varia de 1 até 9, avaliando se H0 será aceito, quando $|Z \text{ teste}| < Z \text{ crítico}$, ou rejeitado, quando $|Z \text{ teste}| > Z \text{ crítico}$, aceitando assim H1.

Para Costa *et al.* (2012), os testes de proporção locais (teste Z), permitem maior

precisão na localização dos desvios, já que suas análises são efetuadas de maneira local, sendo, por esta razão, capazes de subsidiar as equipes de auditoria na seleção dos dados que integrarão a sua amostra de análise, numa contribuição direta ao planejamento e à execução das auditorias.

Após este teste, foi aplicado o teste χ^2 (qui-quadrado), que, diferentemente do teste Z, que é aplicado localmente, comparando a probabilidade observada com a esperada de cada primeiro dígito da amostra, reflete os desvios existentes em todos os dígitos de uma ou mais posições, os quais são somados para compor o seu valor crítico, possibilitando a análise da amostra como um todo. Ou seja, o teste χ^2 é um teste de hipótese destinado a encontrar um valor de dispersão entre duas variáveis numéricas, determinando o nível de conformidade entre dois conjuntos de dados, sendo, assim, um teste estatístico aplicado de forma global na análise dos desvios em todas as posições.

Para o teste qui-quadrado foram adotadas a hipótese nula e a hipótese alternativa, abaixo explicitadas:

H0: A amostra segue o modelo probabilístico de Newcomb-Benford.

H1: A amostra não segue o modelo probabilístico de Newcomb-Benford.

A fórmula para o cálculo de χ^2 teste é:

$$\chi^2 \text{ teste} = \sum_{d=1}^9 \frac{(PO-PE)^2}{PE}$$

(5)

Este teste tem nível de significância de 5% e, como o grau de liberdade do teste é 8, será obtido um valor crítico igual a 15,507. Assim, se $\chi^2 \text{ teste} < 15,507$, aceita-se H0, caso $\chi^2 > 15,507$, rejeita-se H0, aceitando, portanto, H1.

ANÁLISE DE RESULTADOS

A quantidade absoluta de observações da amostra para o primeiro dígito analisado de cada Centro de Intendência (PO) e a quantidade absoluta esperada (PE) para que as amostras das notas de empenhos seguissem a LNB são explicitadas nas Tabelas 3 e 4.

A quantidade absoluta esperada é a quantidade total de empenhos da amostra multiplicados por P (a) – probabilidade de frequência do segundo dígito. Foram analisados os relatórios extraídos do Te-

souro Gerencial, que nos forneceram um total de 27.572 notas de empenhos dos sete Centros de Intendências da Marinha analisados nos anos de 2018 e 2019.

Na Tabela 3, estão distribuídas as 11.613 notas de empenhos emitidas durante 2018 pelos sete Centros de Intendência analisados. Esta distribuição foi feita tendo como base o primeiro algarismo de valor de cada NE emitida pelo CeIM e se encontra na linha PO. Já na linha PE está a quantidade que deveria ser encontrada para a amostra seguir a distribuição de Newcomb-Benford.

		1	2	3	4	5	6	7	8	9
CeIM-1	PO	382	203	128	120	87	80	73	73	63
	PE	364	213	151	117	96	81	70	62	55
CeIM-2	PO	512	264	233	179	123	98	93	79	87
	PE	502	294	208	162	132	112	97	85	76
CeIM-3	PO	416	257	163	118	106	101	76	88	60
	PE	417	244	173	134	110	93	80	71	63
CeIM-4	PO	306	200	133	127	98	82	74	54	55
	PE	340	199	141	109	89	76	65	58	52
CeIM-5	PO	915	503	370	306	228	181	160	155	120
	PE	884	517	367	285	233	197	170	151	134
CeIM-6	PO	587	271	230	194	159	110	98	85	129
	PE	561	328	232	181	148	125	108	95	85
CeIM-7	PO	397	235	202	151	130	102	103	50	50
	PE	427	250	177	138	112	96	82	73	65

Tabela 3 – Distribuições do primeiro dígito das NE dos Centros de Intendência em 2018
Fonte: Os autores (2020)

		1	2	3	4	5	6	7	8	9
CeIM-1	PO	436	209	186	137	99	82	101	66	58
	PE	414	242	172	133	108	92	80	70	63
CeIM-2	PO	507	231	176	154	121	111	94	87	72
	PE	467	273	194	151	123	104	90	80	71
CeIM-3	PO	888	543	376	343	247	196	156	142	125
	PE	908	531	377	292	239	202	175	154	138
CeIM-4	PO	509	263	231	143	120	111	88	71	70
	PE	483	283	201	156	127	108	93	82	73
CeIM-5	PO	841	492	380	266	198	199	173	132	143
	PE	850	496	353	274	224	189	164	145	129
CeIM-6	PO	660	381	269	195	195	136	124	124	97
	PE	657	384	272	211	173	146	126	112	100
CeIM-7	PO	1080	567	424	326	229	235	200	176	168
	PE	1025	600	425	330	270	228	197	174	156

Tabela 4 – Distribuições do primeiro dígito das NE dos Centros de Intendência em 2019
Fonte: Os autores (2020)

Na Tabela 4, estão distribuídas as 15.959 notas de empenhos emitidas durante 2019 pelos mesmos sete Centros de Intendência analisados na Tabela 3.

Após a extração da PO e do cálculo da PE, foi realizado o teste Z, utilizando um nível de significância de 5% e, assim, obtendo-se um Z crítico de 1,96. Os resultados do teste para os anos de 2018 e 2019 estão ilustrados na Tabela 4 e na Tabela 5, respectivamente.

Com os dados obtidos na Tabela 5, por meio da realização do teste Z, pode-se aceitar a hipótese nula para todos os dígitos de todos os Centros de Intendências no ano de

2018, com exceção do dígito 3 do CeIM-1, do dígito 8 do CeIM-3, dos dígitos 2 e 9 do CeIM-6 e dos dígitos 3, 7 e 8 do CeIM-7. Aceitando a hipótese nula, consideramos que para estes dígitos a probabilidade observada é igual à probabilidade esperada pela Lei de Newcomb-Benford a um nível de significância de 5%.

Nos casos do dígito 3 do CeIM-1, do dígito 8 do CeIM-3, dos dígitos 2 e 9 do CeIM-6 e dos dígitos 3, 7 e 8 do CeIM-7, é rejeitada a hipótese nula e aceita a hipótese alternativa, que afirma que a probabilidade observada não é igual à probabilidade esperada segundo a LNB, a um nível de significância de 5%.

1º dígito	CeIM-1	CeIM-2	CeIM-3	CeIM-4	CeIM-5	CeIM-6	CeIM-7
1	1,134299	0,5139506	0,051844	2,194928	1,233255	1,325214	1,759921
2	0,74786	1,9221372	0,924228	0,092439	0,696579	3,471501	1,049353
3	2,001161	1,8170629	0,811668	0,721256	0,169856	0,18842	1,977979
4	0,276874	1,4293297	1,472091	1,770653	1,328871	1,055364	1,202252
5	0,932156	0,8325231	0,36736	0,945926	0,320379	0,982356	1,723222
6	0,115374	1,2554033	0,881811	0,756706	1,169272	1,373387	0,728118
7	0,35411	0,398148	0,497764	1,084554	0,821174	0,996536	2,34329
8	1,448292	0,7166345	2,083263	0,513763	0,382900	1,091699	2,733606
9	1,067125	1,2572956	0,423901	0,485212	1,260358	4,865983	1,892634

Tabela 5 – Z-teste 2018
Fonte: Os autores (2020)

1º dígito	CeIM-1	CeIM-2	CeIM-3	CeIM-4	CeIM-5	CeIM-6	CeIM-7
1	1,318975	2,187792	0,786644	1,392334	0,370207	0,164274	2,05841
2	2,334508	2,83019	0,56803	1,298194	0,262151	0,172812	1,467625
3	1,174029	1,379256	0,038466	2,295314	1,552888	0,220659	0,066583
4	0,351963	0,301456	3,123828	1,064645	0,486351	1,182674	0,228509
5	0,981089	0,187706	0,548377	0,664852	1,788103	1,765411	2,581276
6	1,085276	0,705275	0,442219	0,339135	0,736989	0,867311	0,470548
7	2,459291	0,426211	1,474516	0,549574	0,741299	0,228836	0,184025
8	0,532297	0,861916	1,02602	1,27109	1,074805	1,198151	0,129382
9	0,61902	0,124901	1,118796	0,405568	1,256405	0,273942	1,016868

Tabela 6 - Z-teste 2019
Fonte: Os autores (2020)

Já na Tabela 6, por meio da realização do teste Z, pode-se aceitar a hipótese nula para todos os dígitos de todos os Centros de Intendências no ano de 2019, com exceção dos dígitos 2 e 7 do CeIM-1, do dígito 1 do CeIM-2, do dígito 4 do CeIM-3, do dígito 3 do CeIM-4 e do dígito 5 do CeIM-7. Aceitando a hipótese nula, consideramos que, para estes dígitos, a probabilidade observada é igual à probabilidade esperada pela Lei de Newcomb-Benford, a um nível de significância de 5%.

Nos casos dos dígitos 2 e 7 do CeIM-1, do dígito 1 do CeIM-2, do dígito 4 do CeIM-3, do dígito 3 do CeIM-4 e do dígito 5 do CeIM-7, em 2019, é rejeitada a hipótese nula e aceita a hipótese alternativa, na qual a probabilidade observada não é igual à probabilidade esperada segundo a LNB, a um nível de significância de 5%. É importante salientar que este teste é um teste local e será uma ferramenta de planejamento da auditoria caso, no teste χ^2 , também se rejeite a hipótese nula.

Na Tabela 7, encontram-se os resultados obtidos da realização do teste qui-quadrado, o teste global, em 2018 e 2019, para os sete Centros de Intendências estudados.

Após a realização do teste χ^2 com um nível de significância de 5% e grau de liberdade de 8, foi obtido um valor crítico igual a 15,507. Comparando o valor crítico com os valores descritos na Tabela 7, verifica-se que todos os valores do teste χ^2 são inferiores ao valor crítico, com exceção dos CeIM-6 e CeIM-7 no ano de 2018; assim, para 12 situações das 14 analisa-

das, aceita-se a hipótese nula. A hipótese nula diz que estas 12 amostras seguem o modelo probabilístico de Newcomb-Benford a um nível de significância de 5%. Deste modo, para estas 12 amostras não seria necessária uma auditoria nas notas de empenhos em que a probabilidade observada não é igual à probabilidade esperada (teste Z). Este fenômeno também foi encontrado por Santos, Tenório e Silva (2003) e eles concluíram que o fato de rejeitar H_0 no teste Z não invalida o fato de o teste χ^2 concluir que a amostra segue a distribuição da LNB.

Por outro lado, os CeIM-6 e CeIM-7, no ano de 2018, têm seus valores obtidos pelo teste qui-quadrado superiores ao valor crítico; com isso, rejeita-se a hipótese nula, aceitando-se a hipótese alternativa. A hipótese alternativa diz que estas duas amostras não seguem o modelo probabilístico de Newcomb-Benford. Devido a isso, o teste nos mostra que se deve dar atenção a estas duas amostras e, conforme o resultado do teste Z, analisar as notas de empenhos que iniciam com os dígitos 2 e 9 do CeIM-6 e com os dígitos 3, 7 e 8 do CeIM-7 para verificar o motivo dos desvios da distribuição observado com a distribuição da LNB.

CONCLUSÕES

Este trabalho teve como propósito investigar a aplicabilidade da Lei Newcomb-Benford (LNB) como ferramenta de planejamento na auditoria contínua da execução financeira da Marinha do Brasil.

Teste χ^2	CeIM-1	CeIM-2	CeIM-3	CeIM-4	CeIM-5	CeIM-6	CeIM-7
2018	8,941363	12,21677	8,611647	9,6025571	6,743265	39,50398	26,71119
2019	15,34134	13,07935	14,21317	10,866431	9,047279	6,403931	12,16376

Tabela 7 – Teste χ^2
Fonte: Os autores (2020)

Foi verificado que as notas de empenhos emitidas pelos Centros de Intendência em 2018 e 2019 seguem a distribuição preconizada na LNB, com exceção dos CeIM-6 e CeIM-7 no ano de 2018, ou seja, 86% dos CeIM analisados seguiram a lei. Esta conformidade da distribuição da LNB com a distribuição das notas de empenhos emitidas já havia sido percebida por Ganassin *et al.* (2016), Costa, Santos e Travassos (2012) e Ribeiro *et al.* (2005) em outros órgãos da administração pública.

Com isso conclui-se que é possível utilizar a LNB como ferramenta de planejamento na auditoria contínua da MB, o que valida os estudos de Nigrini (2005), Lagioia *et al.* (2011), Santos *et al.*

(2009) e Santos, Tenório e Silva (2003), os quais concluíram que a LNB foi demonstrada eficaz em outros órgãos públicos.

Porém é salutar a utilização da LNB em consonância com a contabilometria (teste Z e teste χ^2), que é uma ferramenta de planejamento para fornecer subsídios ao Centro de Controle Interno da Marinha para tomada de decisão de qual organização militar deve ser auditada,

como também na etapa de planejamento de auditoria alerta, para quais notas de empenhos devem ser auditadas.

É importante salientar dois fatos. Primeiro: quando é testado o conjunto de dados e estes não estão de acordo com a LNB, isto pode mostrar apenas erros ou anomalias da lei, em vez de fraude (ETTERIDGE; SRIVASTAVA, 1999). Segundo: conforme Durtschi, Hillison e Pacini (2004) alertaram, a análise na LNB

não é uma maneira infalível de detectar fraudes, porém é uma ferramenta útil para ajudar a identificar algumas amostras para testes adicionais e, portanto, deve ser utilizada pelos auditores, mas estes devem estar cientes do fato de

que certos tipos de fraude não serão encontrados com esta análise.

Por fim, espera-se que o resultado da pesquisa possa ser utilizado como início de trabalhos futuros, como a análise da distribuição das notas de empenhos de outras OM da Marinha, do Exército e da Aeronáutica ou de outras organizações públicas para verificar se seguem a distribuição de Newcomb-Benford.

**É possível utilizar a LNB
como ferramenta de
planejamento na auditoria
contínua da MB, a qual já
foi demonstrada eficaz em
outros órgãos públicos**

 CLASSIFICAÇÃO PARA ÍNDICE REMISSIVO:
<ADMINISTRAÇÃO>; Auditoria; Controle;

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- BANCO MUNDIAL E ESCRITÓRIO DAS NAÇÕES UNIDAS SOBRE DROGAS E CRIME. *Stolen asset recovery initiative: challenges, opportunities and an action plan*. Washington, DC, 2007.
- BRASIL. Tribunal de Contas da União. *Referencial de combate à fraude e corrupção: aplicável a órgãos e entidades da Administração Pública/Tribunal de Contas da União*. Brasília: TCU, Coordenação-Geral de Controle Externo dos Serviços Essenciais ao Estado e das Regiões Sul e Centro-Oeste (Coestado), Secretaria de Métodos e Suporte ao Controle Externo (Semec), 2. ed., 2018. 148 p.
- BRASIL. Decreto 7.809, de 20 de setembro de 2012. Altera os Decretos nºs 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 setembro de 2012. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_Ato2011-2014/2012/Decreto/D7809.htm.
- BENFORD, F. The law of anomalous numbers. In: American Philosophical Society, 78., *Proceedings*, 551-572. 1938.
- BUSTA, B.; WEINBERG, R. "Using Benford's law and neural networks as a review procedure". *Managerial Auditing Journal*, v. 13, nº 6, p. 356-366, 1998.
- CARSLAW, C.A.P.N. "Anomalies in Income Numbers: Evidence of Goal Oriented Behavior". *The Accounting Review*, abril/1988, Vol. LXIII, nº 2.
- CHURCH, B.K.; MCMILLAN, J.J.; SCHNEIDER, A. "Factors Affecting Internal Auditors' Consideration of Fraudulent Financial Reporting during Analytical Procedures". *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, v. 20, n.1. 2001.
- COSTA, J.I.F.; HENRIQUES, D.B.H.; MELO, S.B.; SANTOS, J. "Análise de Métodos Contabilométricos para determinação de Conformidade da Lei de Newcomb-Benford Aplicados à Auditoria Contábil". *Revista Gestão Pública: Práticas e Desafios*, Recife, v. III, n. 6, dez. 2012.
- COSTA, J.I.F.; SANTOS, J.; TRAVASSOS, S.K.M. "Análise de conformidade nos gastos públicos dos entes federativos: aplicação da Lei de Newcomb-Benford para o primeiro e segundo dígitos dos gastos em dois estados brasileiros". *Revista Contabilidade & Finanças*, São Paulo, v. 23, n. 60, p. 187-198, set./dez. 2012.
- DURTSCHI, C.; HILLISON, W.; PACINI, C. "The Effective Use of Benford's Law to Assist in Detecting Fraud in Accounting Data". *Journal of Forensic Accounting*, v. 99, n. 99, p. 17-34, 2004.
- ETTERIDGE, M.L.; SRIVASTAVA, R.P. "Using digital analysis to enhance data integrity". *Issues in Accounting Education*. v.14, n. 4, p. 675-690, 1999.
- GANASSIN, E.J.B.; COSTA, A.J.B.; WILBERT, M.D. "Aplicação de Modelo Contabilométrico baseado na Lei de Newcomb-Benford no Controle de Contas Públicas". *Revista de Estudos Contábeis*, Londrina, v. 7, n. 12, p. 39-56, jan./jun. 2016.
- GIL, A.C. *Métodos e técnicas de pesquisa social*. São Paulo: Atlas, 2010.
- HILL, T.P. "A Statistical Derivation of the Significant-Digital Law". *Statistical Science*, v. 10, 4 p. 354-363. 1996.
- INSTITUTE OF INTERNAL AUDITORS. *Supplemental Guidance: The Role of Auditing in Public Sector Governance 2012*. Disponível em: <http://docplayer.net/1724809-Supplemental-guidance-the-role-of-auditing-in-public-sector-governance-2nd-edition.html>. Acesso em: 20 jul. 2019.
- JUND, S. *Auditoria: Conceitos, Normas, Técnicas e Procedimentos*. Teoria e 950 questões (9ª ed.). Rio de Janeiro: Elsevier, 2007.
- KRAKAR, Z.; ZGELA, M. "Application of Benford's Law in Information Systems Auditing". *Journal of Information and Organizational Sciences*, v. 33, n. 1, July, 2009.

- LAGIOIA, U.C.T.; ARAÚJO, I.J.C.; FILHO, B.F.A.; BARROS, M.A.B.; NASCIMENTO, S.G.O.A.S. “Aplicabilidade da Lei de Newcomb-Benford nas fiscalizações do imposto sobre serviços – ISS”. *Revista de Contabilidade e Finanças – USP*, São Paulo, v. 22, n. 56, p. 203-224, maio/jun./jul./ago. 2011.
- LEVINE, D.M.; STEPHAN, D.F.; KREHBIEL, T.C.; BERENSON, Mark L. *Estatística – Teoria e Aplicações*. 5a. ed. Rio de Janeiro: LTC, 2008.
- NEWCOMB, Simon. “Note on the Frequency of Use of the Different Digits in Natural Numbers”. *American Journal of Mathematics*, v. 4, n. 1, 1881.
- NIGRINI, M. “Using digital frequencies to detect fraud”. *White Paper*: 3-6. April/May, 1994.
- NIGRINI, M.J. “I’ve got your number – Online Publications”. *Journal of Accountancy*, May, 1999.
- NIGRINI, M.J.; MILLER, S. J. “Data Diagnostics Using Second-Order Tests of Benford's Law”. *Auditing: A Journal of Practice & Theory*, v. 28, n. 2, p. 305-324, 2009.
- NIGRINI, M.J. “An assessment of the change in the incidence of earnings management around the Enron-Andersen episode”. *Review of Accounting and Finance*, Chicago, v. 1, n. 4, p. 92-110, 2005.
- NIGRINI, M.J. *Benford's law: applications for forensic accounting, auditing, and fraud detection*. Hoboken: John Wiley & Sons, 2012.
- RIBEIRO, J.C.; MONTEIRO, G.B.; SANTOS, J.; GALVÃO, K.S. “Aplicação da Lei de Newcomb-Benford na Auditoria. Caso notas de empenho dos Municípios do Estado da Paraíba”. In: Congresso USP de Contabilidade e Controladoria, 5., 2005. Anais, São Paulo, 2005.
- SANTOS, J.; TENÓRIO, J.N.B.; SILVA, L.G.C. “Uma aplicação da Teoria das Probabilidades na Contabilometria: A Lei de Newcomb-Benford como medida para análise de dados no campo da auditoria contábil”. *Revista Contabilidade, Gestão e Governança*, [S.l.], v. 6, n. 1, 1^o semestre/2003.
- SANTOS, J.; RIBEIRO FILHO, J.F.; LAGIOIA, U.; ALVES FILHO, B.F.A.; ARAÚJO, I.J.C. “Aplicações da Lei de Newcomb-Benford na auditoria tributária do Imposto sobre Serviços de Qualquer Natureza (ISS)”. *Revista de Contabilidade e Finanças*, USP, São Paulo, v. 20, n. 49, jan./abr. 2009.
- SANTOS, J.; DINIZ, J.A.; RIBEIRO FILHO, J. F. “A Lei de Newcomb-Benford: uma aplicação para determinar o DNA-equivalente das despesas no setor público”. In: Seminário USP de Contabilidade e Controladoria, 2003, São Paulo.
- SANTOS, J.; DINIZ, J.A.; CORRAR, L.J. “The Focus is the Sampling Theory in the Fields of Traditional Accounting Audit and Digital Audit: testing the Newcomb-Benford Law for the first digit in public accounts”. *Brazilian Business Review*, v. 2, n. 1, Vitória-ES, Brasil, jan./jun. 2005 pp. 01-12.
- STEPHENSON, K.M.; GRAY L.; POWER R.; BRUN J.P.; DUNKER G.; PANJER M. *Barriers to asset recovery: an analysis of the key barriers and recommendations for action*. Washington, DC: The World Bank, 2011.
- TRANSPARÊNCIA INTERNACIONAL Índice de Percepção da Corrupção 2019. Disponível em: <https://comunidade.transparenciainternacional.org.br/asset/67:indice-de-percepcao-da-corrupcao-2019?stream=1>. Acesso em: 10 maio. 2020.
- VASARHELYI, M. A.; ALLES, M. G.; KOGAN, A. Principles of analytic monitoring for continuous assurance. *Journal of Emerging Technologies in Accounting*, v.1, p.1-21. 2004.
- VASARHELYI, M.A. and HALPER, F. The Continuous Audit of Online Systems. *Auditing: A Journal of Practice and Theory*, 10 (1) 110-125. 1991.
- VERGARA, S. C. *Projetos e relatórios de pesquisa em Administração*. São Paulo: Atlas, 2004.
- WANG, T. Y. U. E.; WINTON, A.; YU, X. Corporate fraud and business conditions: evidence from IPOs. *Journal of Finance*, LXV(6), 2255-2292. 2010.
- WELLS, J. T. *Corporate fraud handbook: prevention and detection*, 3. ed., Hoboken, NJ: John Wiley & Sons. 2011.