v7.n8.2026

REVISTA CIENTÍFICA - RECIMA21 ISSN 2675-6218

A APLICAÇÃO DA LEI DE NEWCOMB-BENFORD NA DETECÇÃO DE ANOMALIAS EM CONTRATAÇÕES PÚBLICAS DO ESTADO DO RIO DE JANEIRO

THE APPLICATION OF NEWCOMB-BENFORD'S LAW IN DETECTING ANOMALIES IN PUBLIC CONTRACTS OF THE STATE OF RIO DE JANEIRO

LA APLICACIÓN DE LA LEY DE NEWCOMB-BENFORD EN LA DETECCIÓN DE ANOMALÍAS EN CONTRATACIONES PÚBLICAS DEL ESTADO DE RÍO DE JANEIRO

Leonardo Antônio Passos[1]

e788711
https://doi.org/10.47820/recima21.v7i8.8711

PUBLICADO: 08/2026

RESUMO

Este estudo se refere à aplicação da Lei de Newcomb-Benford à detecção de anomalias nas despesas contratuais do Poder Executivo do Estado do Rio de Janeiro (2021–2026), abrangendo 51.185 registros, R$ 170,7 bilhões, 107 órgãos e 40.130 processos, extraídos de portais oficiais. Por sua vez, a metodologia utilizada combinou quatro testes complementares – primeiro dígito, segundo dígito, segunda ordem em análise dual (por frequência e por valor monetário) e Z-score segmentado por órgão – com métricas de qui-quadrado, MAD e Curva ABC, em que se obtiveram resultados de conformidade global satisfatória, superior à observada na literatura nacional sobre entes subnacionais, coexistindo, porém, com anomalias localizadas: o excesso do segundo dígito zero e a presença de valores arredondados sistematicamente, além de anomalias de duplicação e concentração em órgãos específicos. Com isso, a principal contribuição metodológica foi a análise dual de segunda ordem, na qual se demonstrou serem distintos os pares anômalos por valor (12, 10, 28) e por frequência (30, 60, 50). Por fim, concluiu-se que a técnica constitui protocolo replicável de triagem estatística para os órgãos de controle externo e interno, exigindo verificação documental a fim de se confirmarem as inconsistências levantadas.

PALAVRAS-CHAVE: Despesas públicas. Lei de Newcomb-Benford. Poder Executivo do Estado do Rio de Janeiro.

ABSTRACT

This study addresses the application of Newcomb-Benford's Law to detect anomalies in contractual expenditures by the Executive Branch of the State of Rio de Janeiro (2021–2026), covering 51,185 records, R$ 170.7 billion, 107 agencies, and 40,130 administrative proceedings sourced from official portals. The methodology combined four complementary tests—first digit, second digit, second-order analysis (conducted via both frequency and monetary value), and agency-segmented Z-scores—alongside Chi-square, MAD, and ABC curve metrics. Results indicated satisfactory overall compliance—surpassing levels observed in national literature regarding subnational entities—yet revealed localized anomalies, such as an excess of the second digit "zero," systematically rounded values, and instances of duplication and concentration within specific agencies. A key methodological contribution was the second-order dual analysis, which demonstrated that anomalous pairs differed depending on whether value (12, 10, 28) or frequency (30, 60, 50) was the criterion. Ultimately, the study concludes that

[1] Auditor do Estado da Controladoria-Geral do Estado do Rio de Janeiro, Mestrando em Administração Pública pela FGV EBAPE.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

this technique serves as a replicable statistical screening protocol for external and internal oversight bodies, requiring documentary verification to confirm the identified inconsistencies.

KEYWORDS: *Executive Branch of the State of Rio de Janeiro. Newcomb-Benford Law. Public expenditure.*

RESUMEN
Este estudio se refiere a la aplicación de la Ley de Newcomb-Benford para la detección de anomalías en los gastos contractuales del Poder Ejecutivo del Estado de Río de Janeiro (2021–2026), que abarcan 51,185 registros, R$ 170.7 mil millones, 107 agencias y 40,130 procesos, extraídos de portales oficiales. La metodología empleada combinó cuatro pruebas complementarias –primer dígito, segundo dígito, segundo orden en análisis dual (por frecuencia y por valor monetario) y Z-score segmentado por agencia– con métricas de chi-cuadrado, MAD y curva ABC, obteniendo resultados de conformidad general satisfactorios, superiores a los observados en la literatura nacional sobre entidades subnacionales. Sin embargo, coexistieron anomalías localizadas: el exceso del segundo dígito cero y la presencia de valores sistemáticamente redondeados, además de anomalías de duplicación y concentración en agencias específicas. Así pues, la principal contribución metodológica fue el análisis dual de segundo orden, que demostró que los pares anómalos se distinguen por su valor (12, 10, 28) y por su frecuencia (30, 60, 50). Finalmente, se concluyó que la técnica constituye un protocolo de cribado estadístico replicable para organismos de control externos e internos, que requiere verificación documental para confirmar las inconsistencias detectadas.

PALABRAS CLAVE*: Gastos públicos. Ley de Newcomb-Benford. Poder Ejecutivo del Estado de Río de Janeiro.*

INTRODUÇÃO

Com o advento da digitalização das bases orçamentárias e financeiras da administração pública, estabeleceram-se condições inéditas para o controle orientado por dados massivos, cujo entendimento pode ser extraído do art. 29, § 2º, I, da Lei nº 14.129/2021. Assim, órgãos de controle, como as controladorias e os tribunais de contas, passaram a dispor de ferramentas analíticas capazes de processar dezenas de milhares de registros e identificar padrões estatisticamente atípicos que escapariam a métodos tradicionais de auditoria por amostragem (Zanchettin; Chaebo, 2020). Essas técnicas analíticas, que incluíram o uso de estatística, tornaram o trabalho dos auditores mais simples e eficaz, contribuindo para identificar discrepâncias operacionais e fraudes (Durtschi; Hillison; Pacini, 2004).

A denominação Lei de Newcomb-Benford é adotada nesta pesquisa em reconhecimento à precedência histórica de Simon Newcomb (1881), cujo artigo publicado no *American Journal of Mathematics* antecedeu em 57 anos a sistematização empírica de Frank Benford (1938). A prova matemática foi fornecida por Hill (1995a), que demonstrou que misturas aleatórias de

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

distribuições de diferentes ordens de grandeza convergem para a lei logarítmica, independentemente das distribuições individuais.

A justificativa deste estudo consiste na identificação do aumento de inconsistências em processos licitatórios do Governo do Estado do Rio de Janeiro nos últimos anos relatadas pela mídia, como demonstra Coelho (2024). Por exemplo, cite-se o polêmico caso do laboratório PCS Saleme, em que o descaso em acompanhar processos licitatórios contemporaneamente por parte do Poder Executivo estadual permitiu que seis pessoas fossem contaminadas com o vírus HIV, haja vista as fraudes no processo de contratação desse laboratório (Gomes, 2024).

Quanto ao objetivo, a pesquisa pretende analisar as despesas contratuais celebradas pelo Poder Executivo do Estado do Rio de Janeiro nos últimos 5 anos, às quais se aplicaram quatro testes complementares. Entre essas despesas se encontram 51.185 registros, dos quais 51.171 com valor positivo, observando-se o montante de R$ 170,7 bilhões distribuídos por 107 órgãos e 40.130 processos[2].

Diferentemente de estudos convencionais que se limitam ao teste de primeiro dígito, o presente estudo introduz a análise dual de segunda ordem (por frequência e por valor monetário), a fim de revelar dois padrões de anomalia coexistentes na mesma base – que um único método não captaria. Assim, os objetivos específicos desta pesquisa são: a) verificar a conformidade global pelos critérios de qui-quadrado e do desvio absoluto médio – MAD; b) identificar dígitos e pares com desvios significativos; c) apontar órgãos/entidades estaduais com maior risco pelo Z-score segmentado; d) identificar processos com padrões de duplicação e concentração de valor; e e) consolidar protocolo replicável para os controles externo e interno.

Além desta introdução, o artigo está organizado da seguinte forma: a seção 2 discorre sobre o referencial teórico, abordando conceitos doutrinários relacionados à pesquisa; já a seção 3 propõe-se a discutir a metodologia utilizada no estudo proposto; por sua vez, a seção 4 apresenta seus resultados e discussões; por fim, a seção 5 dispõe acerca das considerações finais.

1. REFERENCIAL TEÓRICO

1.1. Origens históricas e fundamento matemático

O fenômeno da Lei dos Números Anômalos foi observado pela primeira vez por Simon Newcomb em 1881, sendo verificado que as primeiras páginas das tabelas de logaritmos

[2] Disponível em: https://tfe.fazenda.rj.gov.br/tfe/web/despesa. Acesso em: 27 jun. 2026.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

(correspondentes a números iniciados por dígitos menores) apresentavam desgaste muito superior às últimas, e inferiu que números de ocorrência natural iniciam mais frequentemente por algarismos pequenos (Newcomb, 1881). Entretanto, por não ter realizado verificação empírica sistemática, a observação permaneceu marginal por cinco décadas.

A consolidação como lei empírica coube ao físico Frank Benford (1938), que testou a hipótese em 20 conjuntos heterogêneos (áreas de rios, populações de cidades, constantes físicas, valores de ações), totalizando 20.229 observações e confirmando a regularidade logarítmica expressa por:

$$Prob\ (D1 = d1\ ) = \log\ (1 + 1\ d1\ )\ ;\ d1 \in \{1,2,\ \ldots\ ,9\}$$

Sendo: P(d) é a probabilidade de o primeiro dígito significativo de um número ser d, variando de P(1) = 30,10% a P(9) = 4,58%.

A prova matemática mais robusta foi fornecida por Hill em dois artigos de 1995. No primeiro, demonstrou-se que a base-invariância de uma distribuição de probabilidade implica necessariamente a distribuição logarítmica de Benford (Hill, 1995a), ao passo que, no segundo, firmou-se o teorema do limite central para dígitos significativos: se distribuições são selecionadas aleatoriamente e amostras são extraídas de cada uma, a distribuição dos primeiros dígitos da amostra combinada converge para a lei logarítmica, independentemente das distribuições individuais subjacentes (Hill, 1995b). Esse resultado explica por que a referida lei emerge em conjuntos que mesclam diferentes ordens de grandeza, como despesas públicas de natureza diversa.

A extensão da lei ao segundo dígito (d {0,…,9}) é dada por:

$$P_2(d) = \Sigma_{k=1}^{9}\ log_{10}(1 + 1/(10k + d))$$

Disso resultam probabilidades de $P_2(0)$ = 11,97% a P_2 (9) = 8,50%. Para os 90 pares de dois primeiros dígitos (10 a 99), a probabilidade esperada é aproximadamente uniforme em 1,10% por par (Nigrini, 2012), conforme síntese do quadro seguinte:

Quadro 1. Distribuição esperada pela Lei de Newcomb-Benford

Dígito	P(d) – 1º Dígito	P(d) – 2º Dígito
1	30,10%	11,97%
2	17,61%	11,39%
3	12,49%	10,88%

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

4	9,69%	10,43%
5	7,92%	10,03%
6	6,69%	9,67%
7	5,80%	9,34%
8	5,12%	9,04%
9	4,58%	8,76%
0	–	11,97%

Fonte: elaboração própria com base em Benford (1938) e Nigrini (2012).

1.2. Testes estatísticos e critérios de conformidade

A verificação de conformidade utiliza três métricas complementares. Em primeiro lugar, o qui-quadrado global é calculado como $\chi^2 = \Sigma\ (O-E)^2/E$, com 8 graus de liberdade para o primeiro dígito (limiar 20,09, α = 1%), sendo hipersensível ao tamanho amostral: em bases com N > 10.000, desvios de relevância prática nula produzem valores que rejeitam a lei – fenômeno denominado "problema do excesso de poder" na literatura estatística (Nigrini, 2012; Durtschi; Hillison; Pacini, 2004). Por sua vez, o Z-score por dígito pode ser expresso pela seguinte fórmula:

$$Z(d) = |\hat{p}(d) - P(d)| \,/\, \sqrt{[P(d)\cdot(1-P(d))/N]}$$

Destaque-se que o valor crítico 2,576 para α = 1% (bicaudal) identifica dígitos individualmente anômalos, enquanto o MAD — terceira métrica e critério primário para grandes amostras (k = 9 para o primeiro dígito) — é insensível ao tamanho amostral (Nigrini, 2012):

$$MAD = (1/k) \cdot \Sigma\ |\hat{p}(d) - P(d)|$$

Para Nigrini (2012), os limiares para o primeiro dígito são apresentados no quadro 2:

Quadro 2. Limiares de conformidade pelo MAD para o primeiro dígito

MAD	Classificação	Interpretação	Recomendação
0,000–0,006	Conforme	Aderência satisfatória à lei	Monitoramento periódico
0,006–0,012	Aceitável	Desvios menores presentes	Investigação focalizada
0,012–0,015	Marginal	Desvios relevantes	Ampliar escopo de auditoria
> 0,015	Não conforme	Desvios expressivos	Auditoria imediata

Fonte: adaptado de Nigrini (2012, p. 160).

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

1.3. Condições de aplicabilidade e limitações

Nigrini e Mittermaier (1997) estabelecem as seguintes condições: N > 1.000; valores distribuídos por ao menos duas ordens de grandeza; ausência de valores mínimos ou máximos artificialmente fixados; e dados provenientes de processos naturais – não de tabelas salariais ou benefícios com denominações fixas. Na mesma toada, Durtschi, Hillison e Pacini (2004) identificaram que despesas com fornecedores e liquidações de empenho de natureza diversa são adequadas ao teste, mas folhas de pagamento com tabelas fixas, amortizações de dívida e transferências constitucionais com fórmulas legais podem produzir desvios estruturais não fraudulentos.

Tendo em vista que a Lei de Benford se caracteriza como uma ferramenta de triagem estatística, os resultados devem ser combinados com análise documental dos processos selecionados (Nigrini, 2012). Além disso, a ausência de metadados sobre o tipo de despesa em bases de larga escala dificulta o controle de vieses estruturais**,** o que constitui limitação deste estudo e orienta a análise segmentada por natureza de despesa.

1.4. Padrões de anomalia documentados na literatura

Como forma de melhor elucidar os quatro padrões mais recorrentes produzidos pela aplicação da Lei de Benford, podem-se relacionar os seguintes pontos:

a. Arredondamento sistemático: excesso do segundo dígito zero e alta frequência de múltiplos de potências de dez. Pelo fato de indicar estimativas imprecisas sem medição efetiva ou acordos informais de preços em patamares redondos, é o desvio mais
b. frequente em despesas governamentais (Nigrini, 2012, p. 122) e o mais importante achado desta pesquisa.
c. Indícios de fracionamento de despesas: concentração de valores logo abaixo de limites normativos de dispensa de licitação. Sob o Decreto 9.412/2018, os limites eram R$ 33.000 para obras e R$ 17.600 para serviços. Já sob a tutela da Lei 14.133/2021 (e do Decreto 12.343/2024), os limites vigentes a partir de 2025 são R$ 125.451,15 e R$ 62.725,59, respectivamente.
d. Concentração em faixa específica: excesso expressivo de um único dígito ou par, associado a limites de suprimento de fundos, tetos de adiantamento ou tabelas informalmente acordadas.
e. Anomalia de Duplicação: o mesmo valor exato repetido diversas vezes no mesmo processo, padrão denominado por Nigrini (2012, p. 189) como indicativo de pagamentos duplicados ou fracionamento intencional.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Carslaw (1988) demonstrou, em resultados corporativos, padrão análogo de arredondamento intencional, com excesso de dígitos intermediários (4–7) e déficit dos extremos em dados fabricados.

1.5. Aplicações à auditoria governamental brasileira

Santos, Diniz e Corrar (2005) realizaram o primeiro estudo sistemático da aplicação ao setor público brasileiro, testando notas de empenho de municípios paraibanos e estabelecendo o modelo contabilométrico que integra Z-score e qui-quadrado para fins de auditoria digital.

Nesse sentido, Costa, Santos e Travassos (2012) puderam aplicar a referida Lei tanto ao primeiro quanto ao segundo dígito em gastos estaduais, analisando, em dois estados brasileiros, 109.888 notas de empenho emitidas por 20 unidades, sendo 10 delas em cada estado. Os autores identificaram desvios significativos e demonstraram que o teste de segundo dígito revela anomalias estruturalmente distintas das do primeiro dígito, resultado que fundamenta a abordagem multidimensional adotada neste estudo.

Cunha e Bugarin (2014) aplicaram a Lei de Benford às planilhas orçamentárias da reforma do Estádio Maracanã (Copa do Mundo de 2014), identificando concentração de itens em faixas de preço incompatíveis com a distribuição esperada como indício de sobrepreço. Nesse estudo, os autores analisaram a metodologia empregada em obras de grande porte, apresentando sua versatilidade na fiscalização de contratos de engenharia. Noutro estudo, Cella e Zanolla (2018) confirmaram a correlação entre o menor nível de transparência municipal (conforme o Ranking Nacional de Transparência do Ministério Público Federal – MPF) e as maiores discrepâncias em relação à distribuição esperada, sugerindo que a Lei detecta também disfunções administrativas associadas a controles internos precários.

A proposta de uso da Lei de Newcomb-Benford em ambientes de auditoria contínua, com modelo de identificação de desvios no tempo, tornou-se um avanço que amplia o potencial da Lei para além da análise estática de bases históricas (Silva; Travassos; Costa, 2017). Em exame aplicado às despesas orçamentárias de municípios paranaenses, Rodrigues *et al.* (2018) aplicaram os testes Z, chi-quadrado e o MAD, destacando a importância da análise segmentada para distinguir desvios estruturais de desvios com relevância para a auditoria.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

2. METODOLOGIA

2.1. Fonte e caracterização da base de dados

Os dados analisados nesta pesquisa foram extraídos do sítio "Compras Públicas – SIGA[3]", mantido pelo Poder Executivo do Estado do Rio de Janeiro, e tratados em duas planilhas eletrônicas (uma usando o "Teste de Segunda Ordem" e outra o "Teste de Somatório"). Com o teste de segunda ordem pré-calculado em perspectiva de valor monetário, esses registros individuais foram transformados em variáveis passíveis de mensuração (favorecido, número de processo, valor, frequência acumulada, percentual acumulado e classificação ABC).

Dessa forma, a base de dados tratada compreendeu 51.185 registros, dos quais 51.171 com valor positivo, em que os 14 registros com valor zero encontrados foram excluídos dos testes de dígito. Esses dados foram extraídos do Portal da Transparência do Estado do Rio de Janeiro e, em seguida, tratados conforme os objetivos pretendidos neste estudo.

As despesas contratuais totalizam R$ 170,7 bilhões, distribuídos por 107 órgãos e entidades da estrutura do governo do Rio de Janeiro, com 40.130 processos. A Curva ABC apresentou: Classe A (12.701 registros, R$ 26,45 bi, média R$ 2,08 mi); Classe B (9.475 registros, R$ 17,01 bi, média R$ 1,80 mi); Classe C (29.008 registros, R$ 41,88 bi, média R$ 1,44 mi). Em função disso, a base examinada satisfaz as condições de Nigrini e Mittermaier (1997): N muito superior a 1.000; valores distribuídos por ao menos seis ordens de grandeza; e natureza mista das despesas, incompatível com tabelas de valores fixos em sua totalidade.

2.2. Procedimentos de análise

O processamento foi realizado com o *software* JASP e com linguagem Python 3 (bibliotecas pandas e *numpy*). Já a extração de dígitos foi implementada por função customizada que, para cada valor positivo, retorna o algarismo na posição desejada após conversão para valor inteiro absoluto e eliminação de zeros à esquerda. Para tanto, aplicaram-se os seguintes testes:

2.2.1 Teste de primeiro dígito

Este teste confronta a distribuição observada com a esperada, tendo por métricas: Z-score por dígito (limiar 2,576, $\alpha = 1\%$); qui-quadrado global (χ^2, 8 g.l., limiar 20,09, $\alpha = 1\%$); e MAD (classificado conforme o Quadro 2).

[3] Disponível em: https://tfe.fazenda.rj.gov.br/tfe/web/despesa. Acesso em: 27 jun. 2026.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

2.2.2. Teste de segundo dígito

Aplica metodologia análoga ao segundo algarismo, com distribuição esperada $P_2(d)$, porém, registros com valor de um único dígito são excluídos (N = 47.584 observações válidas).

2.2.3. Teste de segunda ordem (análise dual)

a) Análise por frequência: calculada sobre os registros individuais, identifica pares com mais transações do que o esperado; b) análise por valor: proporção monetária por par obtida do Teste de Somatório, identifica pares que concentram maior fração do total financeiro. Pares com desvio superior a 2 pontos percentuais (p.p.) são considerados relevantes (Nigrini, 2012), porquanto a comparação dos resultados nas duas perspectivas distingue concentração de montante de concentração transacional.

2.2.4. Análise segmentada por órgão

Para cada órgão/entidade com N ≥ 30 registros válidos (89 dos 107 órgãos), o Z-score máximo observado em qualquer dos nove dígitos do teste de primeiro dígito foi calculado individualmente, permitindo ranquear os órgãos por desvio extremo independentemente do comportamento global.

2.2.5. Curva ABC e padrões de repetição

Foram analisadas a distribuição ABC pré-calculada (para estratificação financeira dos achados), a frequência de múltiplos de R$ 1.000, R$ 10.000, R$ 100.000 e R$ 1.000.000 (para confirmação independente do arredondamento sistemático identificado pelo segundo dígito) e os pares por processo e valor com múltiplas ocorrências idênticas (anomalia de duplicação).

3. RESULTADOS E DISCUSSÃO

3.1. Conformidade global e estrutura da base

Os indicadores globais do teste de primeiro dígito sobre os 51.152 registros válidos foram: $\chi^2 = 39{,}80$ (limiar 20,09, $\alpha = 1\%$), rejeitando formalmente a hipótese de conformidade; e MAD = 0,0024, classificado como “conforme” (< 0,006) pelo critério de Nigrini (2012). Este valor do MAD indica que, globalmente, a distribuição das despesas do Estado do Rio de Janeiro segue padrão próximo ao esperado pela Lei de Newcomb-Benford, resultado que demonstra maturidade relativa do sistema de despesas estadual em comparação com municípios

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

analisados pela literatura nacional, que frequentemente apresentam MADs superiores a 0,010 (Santos; Diniz; Corrar, 2005; Rodrigues *et al.*, 2018).

Contudo, conforme advertência metodológica de Nigrini (2012) e Cella e Zanolla (2018), o MAD global pode disfarçar anomalias localizadas em subconjuntos específicos, que a análise segmentada revela.

O quadro 3 apresenta a distribuição ABC da base:

Quadro 3. Distribuição da base por Curva ABC

Classe	N Reg.	% Base	Total (R$)	Média por Reg.	Perfil
A	12.701	24,8%	R$ 26,45 bi	R$ 2,08 mi	Maior impacto financeiro unitário
B	9.475	18,5%	R$ 17,01 bi	R$ 1,80 mi	Relevância intermediária
C	29.008	56,7%	R$ 41,88 bi	R$ 1,44 mi	Maior volume de transações

Fonte: elaboração própria, a partir dos dados do Portal da Transparência do Estado do Rio de Janeiro.

A Classe C, com 56,7% dos registros, concentra R$ 41,88 bilhões, o maior montante entre as três classes. Para fins de auditoria orientada por risco, os achados dos testes de Benford devem ser ponderados pela classe ABC, por exemplo, uma anomalia de duplicação em processo de Classe A tem impacto financeiro unitário substancialmente superior à mesma anomalia em Classe C.

3.2. Teste de primeiro dígito

Quadro 4. Distribuição do primeiro dígito: observado *vs*. esperado (N = 51.171)

Díg.	Freq. Observ.	% Obs.	% Esp.	Desvio	Z-score	Signif. 99%	Avaliação
1	15.476	30,24%	30,10%	0,14 p.p.	0,67	Não	Normal
2	8.630	16,87%	17,61%	−0,74 p.p.	4,40	Sim	Déficit significativo
3	6.556	12,82%	12,49%	0,33 p.p.	2,24	Não	Normal
4	5.009	9,78%	9,69%	0,09 p.p.	0,72	Não	Normal
5	4.182	8,18%	7,92%	0,26 p.p.	2,16	Não	Normal
6	3.523	6,89%	6,69%	0,20 p.p.	1,77	Não	Normal
7	2.983	5,82%	5,80%	0,02 p.p.	0,24	Não	Normal
8	2.444	4,78%	5,12%	−0,34 p.p.	3,46	Sim	Déficit significativo

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

9	2.349	4,59%	4,58%	0,01 p.p.	0,16	Não	Normal
Total	51.171	100%	100%	-	-	-	-

Fonte: elaboração própria. Sim = desvio significativo ao nível de 1% (Z > 2,576).
Nota: A base possui 51.185 registros, dos quais 51.171 são positivos e 14 zerados.

Apenas os dígitos 2 (Z = 4,40, déficit –0,74 p.p.) e 8 (Z = 3,46, déficit –0,34 p.p.) apresentaram desvios significativos ao nível de 1%, encontrando-se os demais sete dígitos dentro dos limites de variação aleatória. O dígito 1, usualmente o mais vulnerável a manipulações intuitivas (Nigrini, 2012), exibe desvio mínimo (+0,14 p.p., Z = 0,67), consistente com distribuição orgânica natural.

A simultaneidade de déficits nos dígitos 2 e 8 sugere redistribuição de valores para faixas específicas. Por exemplo, a UERJ (3.451 registros, R$ 3,98 bilhões) é a principal contribuidora do déficit no dígito 2 (Z = 4,86 isolado), conforme aprofundado na Seção 4.5. A natureza heterogênea de despesas universitárias pode ter distribuição estruturalmente diferente da orgânica esperada, o que torna necessária a análise por tipo de despesa para confirmar ou refutar a anomalia (Durtschi; Hillison; Pacini, 2004).

3.3. Teste de segundo dígito — achado mais expressivo

O teste de segundo dígito é o achado estatisticamente mais expressivo de toda a análise: seis dos dez dígitos apresentam Z-score significativo ao nível de 1%, com destaque para o dígito zero (Z = 18,91) e o dígito 3 (Z = 8,04).

Quadro 5. Distribuição do segundo dígito: observado *vs.* esperado

Díg.	% Obs.	% Esp.	Desvio	Z-score	Signif. 99%	Avaliação
0	14,68%	11,97%	2,71 p.p.	18,91	Sim	Maior desvio da análise (arredondamento sistemático)
1	10,69%	11,39%	−0,70 p.p.	4,99	Sim	Déficit leve
2	10,71%	10,88%	−0,17 p.p.	1,24	Não	Normal
3	9,35%	10,43%	−1,08 p.p.	8,04	Sim	Déficit expressivo (redistribuição para dígito 0)
4	9,80%	10,03%	−0,23 p.p.	1,74	Não	Normal
5	10,18%	9,67%	0,51 p.p.	3,90	Sim	Excesso leve
6	8,82%	9,34%	−0,52 p.p.	3,99	Sim	Déficit
7	8,81%	9,04%	−0,23 p.p.	1,77	Não	Normal

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

8	8,32%	8,76%	−0,44 p.p.	3,51	Sim	Déficit
9	8,64%	8,50%	0,14 p.p.	1,16	Não	Normal

Fonte: elaboração própria

O excesso do segundo dígito zero (14,68% observado contra 11,97% esperado, 2,71 p.p., Z = 18,91) é o maior desvio individual de toda a análise e o padrão de anomalia mais robusto deste estudo. Ele é confirmado de forma independente por três testes distintos: o próprio teste de segundo dígito, a contagem direta de 6.265 registros (12,2% da base) que são múltiplos exatos de R$ 1.000, e a concentração dos pares 30, 60 e 50 com os maiores desvios positivos de frequência no teste de segunda ordem. Com isso, a convergência de três testes independentes configura evidência robusta de arredondamento sistemático.

Nigrini (2012) e Durtschi, Hillison e Pacini (2004) associam o excesso do segundo dígito zero às estimativas imprecisas lançadas sem medição efetiva do serviço ou produto e aos acordos informais de preços em patamares redondos. Costa, Santos e Travassos (2012) identificaram padrão similar em despesas estaduais brasileiras, atribuindo-o à imprecisão nos processos de liquidação, enquanto Cella e Zanolla (2018) verificaram que municípios com menor transparência apresentam maior incidência de valores redondos.

Cabe destacar que o déficit do dígito 3 (Z = 8,04) é matematicamente coerente com o excesso do dígito zero: transações que naturalmente teriam segundo dígito 3 (ex.: R$ 13.500, R$ 230.000) estão concentradas nos valores de referência terminados em zero (R$ 13.000 e R$ 230.000, frise-se), retirando frequência dos dígitos intermediários.

3.4. Teste de segunda ordem — análise dual

O quadro 6 consolida a análise dual, qual seja, os cinco pares mais desviantes por valor (Teste do Somatório) e os quatro mais desviantes por frequência (registros individuais), tendo como proporção esperada por Newcomb-Benford 1,10% para cada um dos 90 pares.

Quadro 6. Pares de dois primeiros dígitos – maiores desvios (análise dual)

Par	% Obs.	% Esp.	Desvio	N	Observação
12	5,24%	1,10%	4,14 p.p.	-	Concentra valor desproporcional (faixa R$ 12k–R$ 129k e múltiplos)
10	2,94%	1,10%	1,84 p.p.	2.157	Múltiplos de R$10.000 e R$100.000
28	2,57%	1,10%	1,47 p.p.	-	Verificar limites de delegação de competência

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

79	2,53%	1,10%	1,43 p.p.	-	Par atípico (identificar órgãos concentradores)
15	2,52%	1,10%	1,42 p.p.	1.570	Próximo ao limite histórico de dispensa (serviços R$17.600)
30	1,95%	1,42%	0,53 p.p.	999	Arredondamento (valores R$ 30k, R$ 300k, R$ 3M)
60	1,59%	1,10%	0,49 p.p.	619	Arredondamento (valores R$ 60k, R$ 600k)
50	1,53%	1,10%	0,43 p.p.	659	Arredondamento (valores R$ 50k, R$ 500k)
40	1,46%	1,10%	0,36 p.p.	735	Arredondamento (valores R$ 40k, R$ 400k)

Fonte: elaboração própria.

Na análise por valor, o par 12 apresenta a anomalia mais expressiva: 5,24% do total de despesas corresponde a transações iniciadas pelo par 12, contra 1,10% esperado – desvio de 4,14 p.p., proporção 4,76 vezes superior. Isso indica que contratos ou transferências nessas faixas (R$ 12.000–12.999, R$ 120.000–129.999, R$ 1.200.000– 1.299.999 etc.) concentram parcela desproporcional do montante total.

Na análise por frequência, os quatro pares mais desviantes são todos terminados em zero: par 30 (0,53 p.p., N = 999), par 60 (0,49 p.p., N = 619), par 50 (0,43 p.p., N = 659) e par 40 (0,36 p.p., N = 735). Esses pares são matematicamente consistentes com o excesso do segundo dígito zero, confirmando que o arredondamento sistemático não é concentrado em um único par, mas distribuído pela família de pares X0, sendo coerente com estimativa imprecisa generalizada, e não com fracionamento pontual em torno de um limite específico.

A comparação entre as duas perspectivas demonstra o valor metodológico da análise dual: os pares mais anômalos por valor (12, 10, 28, 79, 15) são completamente diferentes dos mais anômalos por frequência (30, 60, 50, 40), revelando naturezas distintas de anomalia na mesma base. Uma análise exclusivamente de frequência poderia descartar o achado do par 12 (concentração de grandes contratos).

A concentração nos pares 12-16 é compatível com a hipótese de fracionamento abaixo do limite de R$ 17.600 para serviços sob a Lei 8.666/1993 (Decreto 9.412/2018, vigente até a revogação desta lei ao final de 2023). Com isso, o par 28-30 pode relacionar-se ao limite de R$ 33.000 para obras sob o mesmo decreto. Sob a Lei 14.133/2021, os limites originais eram R$ 50.000 (serviços) e R$ 100.000 (obras), atualizados pelo Decreto 12.343/2024 para R$

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

62.725,59 e R$ 125.451,15, a partir de 2025. Frise-se que o fracionamento para enquadramento nesses limites é expressamente vedado pelo art. 75, § 1º, da Lei 14.133/2021.

3.5. Análise segmentada por órgão

Quadro 7. Órgãos com maior Z-score máximo no teste de primeiro dígito

Órgão / Entidade	N	Díg.	% Obs.	% Esp.	Z-max	Risco	Volume
SETUR – Secretaria de Estado de Turismo	570	5	14,9%	7,9%	6,18	Alto	R$ 320 mi
IASERJ – Inst. de Assist. dos Serv. do Estado	382	5	15,7%	7,9%	5,64	Alto	R$ 15 mi
SEHIS – Sec. de Estado de Habitação	114	3	29,8%	12,5%	5,60	Alto	R$ 963 mi
SEDCON – Sec. de Defesa do Consumidor	38	5	31,6%	7,9%	5,40	Alto	R$ 23 mi
UERJ – Universidade do Estado do RJ	3.451	2	14,5%	17,6%	4,86	Médio	R$ 3,98 bi
FUNARJ – Fund. Anita Mantuano de Artes	2.134	6	9,3%	6,7%	4,78	Médio	R$ 416 mi
EMATER-RIO – Emp. de Assist. Técnica Rural	338	3	19,8%	12,5%	4,07	Médio	R$ 318 mi
DEGASE – Dep. Geral de Ações Socioeducativas	512	1	38,3%	30,1%	4,03	Médio	R$ 273 mi
DETRAN-RJ – Dep. de Trânsito do Estado	239	1	40,2%	30,1%	3,39	Médio	R$ 1,77 bi
CEHAB – Cia. Estadual de Habitação	197	4	16,8%	9,7%	3,35	Médio	R$ 1,20 bi
DETRO-RJ – Dep. de Transportes Rodoviários	90	4	20,0%	9,7%	3,31	Médio	R$ 71 mi
IVB – Instituto Vital Brazil S.A.	481	9	7,7%	4,6%	3,27	Médio	R$ 313 mi

Fonte: elaboração própria, calculado para os 89 órgãos com N ≥ 30 registros válidos.

3.5.1 SETUR (Z = 6,18, dígito 5)

O dígito 5 aparece em 14,9% das despesas contra 7,9% esperado (7,0 p.p., Z = 6,18), com desvios adicionais significativos nos dígitos 2 (Z = 3,70), 4 (Z = 2,72), 7 (Z = 2,88) e 9 (Z = 3,62). Dessa forma, a distribuição atípica (excesso em 2 e 5, déficits em 4, 7 e 9) é coerente com enquadramento sistemático de despesas em faixas específicas de valor, cujo volume de R$ 320 milhões justifica um exame mais detido.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

3.5.2. IASERJ (Z = 5,64), SEHIS (Z = 5,60) e SEDCON (Z = 5,40)

O IASERJ apresenta excesso do dígito 5 (7,8 p.p., Z = 5,64), com concentração na faixa R$ 50.000-59.999, possivelmente associada a reembolsos de assistência médica. A SEHIS, por sua vez, com apenas 114 registros, exibe 29,8% de ocorrências do dígito 3 (esperado: 12,5%, desvio 17,3 p.p., Z = 5,60), coincidindo com o limite histórico de R$ 33.000 para obras (Decreto 9.412/2018) – indício de fracionamento com R$ 963 mi de volume. Já a SEDCON, com 38 registros, apresenta 31,6% no dígito 5 (+23,7 p.p., Z = 5,40), com probabilidade de ocorrência aleatória inferior a 10^{-7}.

3.5.3. UERJ (Z = 4,86, dígito 2)

A UERJ (3.451 registros, R$ 3,98 bilhões) destacou-se como o órgão/entidade de maior relevância financeira entre os anômalos, demonstrando que o déficit do dígito 2 (-3,1 p.p., Z = 4,86) é o principal responsável pelo desvio global desse dígito. Conforme alertam Durtschi, Hillison e Pacini (2004), despesas de natureza heterogênea, como as universitárias (pessoal, laboratórios, tecnologia da informação e bolsas), podem ter distribuição estruturalmente diferente da orgânica esperada para despesas diversas. Consequentemente, faz-se necessária a análise segmentada por tipo de despesa para confirmar ou refutar a anomalia.

3.5.4. Demais órgãos

A FUNARJ (Z = 4,78, dígito 6, R$ 416 mi), a EMATER-RIO (Z = 4,07, dígito 3, R$ 318 mi) e o DEGASE (Z = 4,03, dígito 1, R$ 273 mi) completam o grupo de risco médio/alto. O DETRAN-RJ (Z = 3,39, R$ 1,77 bi) e a CEHAB (Z = 3,35, R$ 1,20 bi), embora com Z-score moderado, evidenciaram volume financeiro que os torna prioritários para investigação.

3.6. Processos e padrões prioritários para auditoria

Sendo este tópico o cerne desta pesquisa, passa-se ao quadro seguinte, com o intuito de especificar, em uma breve amostra, os processos mais importantes que compuseram os testes descritos anteriormente.

Quadro 8. Processos e grupos de transações prioritários para auditoria

Processo	Órgão	Valor	N	Prioridade	Anomalia Identificada
E-12/207/694/001–004/2019	SEEDUC / FES	R$ 125 mi	4	Máxima	R$ 31.250.000,00 lançado 4× (anomalia de duplicação)

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

SEI-080001/003308/2026	FES – Fundo Estadual de Saúde	R$ 2,54 bi	1	Alta	Maior lançamento único da base (verificar tipo de despesa, contrato e atestado)
SEI-350192/002142/2021	-	R$ 347,7 mi	3	Alta	R$ 115.891,05 lançado 3× (anomalia de duplicação; verificar notas fiscais)
350005/011468/2025	Polícia Militar / DER-RJ	R$ 3,0 mi	2	Alta	R$ 1.500.000,00 exato lançado 2× (valor redondo repetido)
SEI-080003/000142/2024	FES – Fundo Estadual de Saúde	R$ 13,9 mi	3	Média	R$ 4.634,97 lançado 3× (verificar empenho triplicado)
Pares 30, 50, 60 (frequência)	Vários	-	N > 600 cada	Média	12,2% da base são múltiplos de R$1.000 (arredondamento sistêmico)

Fonte: elaboração própria.

3.6.1 Processo 350005/011468/2025

A análise empreendida no processo em epígrafe (destacado no quadro 8 acima) ratifica que a Lei de Benford é uma ferramenta essencial à auditoria governamental, como forma de auxiliá-la na detecção de inconsistências relevantes em contratações públicas. Como resultado da referida análise, puderam ser identificadas 4 inconsistências mais significativas, as quais foram arroladas da seguinte maneira:

a. Memória de cálculo aritmeticamente incorreta e incoerente: o termo de referência[4] declara que 6.584 veículos multiplicados por 4 manutenções anuais resultariam em 15.801.600 manutenções preventivas por ano, quando o produto correto da operação descrita seria 26.336;

b. Exigência de prova prévia de instalações e de vínculo do pessoal técnico: obrigou-se o licitante a fornecer relatório fotográfico dos equipamentos e instalações e comprovação formal do vínculo entre o pessoal técnico e a interessada, ainda na fase de habilitação. Isso obriga o interessado a manter estrutura completa e quadro de pessoal contratado antes de qualquer contratação, contrariando a Súmula TCU nº 272 – que veda

[4] Art. 6º, XXIII da Lei nº 14.133/2021: termo de referência: documento necessário para a contratação de bens e serviços, que deve conter os seguintes parâmetros e elementos descritivos.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

exigências de habilitação que imponham custos não necessários antes da celebração do contrato;

c. **Canal oficial do processo conduzido por e-mail comercial gratuito**: o edital definiu o credenciamento como eletrônico, mas conduziu todos os atos essenciais (documentos de habilitação, impugnações, recursos, esclarecimentos) por meio de endereço com domínio “@gmail.com”, serviço privado de e-mail comercial;

d. **Indícios de direcionamento da contratação:** utilização de plataforma privada como referência exclusiva de preços de peças; distribuição da demanda por proximidade, combinada com a avaliação local; e barreiras de porte que contrariam a lógica de pluralidade do credenciamento (24 horas para manutenção preventiva e 72 horas para corretiva).

3.6.2. Grandes lançamentos únicos – FES (R$ 2,54 bi) e SETRANS (R$ 1,95 bi)

O Fundo Estadual de Saúde (FES) concentrou os cinco maiores lançamentos únicos da amostra, sendo o maior de R$ 2,54 bilhões (SEI-080001/003308B/2026). Vale destacar que a impossibilidade de análise de Benford por processo individual (N = 1) não elimina a relevância para a auditoria.

3.6.3. Arredondamento sistemático — padrão abrangente e confirmado

O arredondamento sistemático (6.265 registros, 12,2% da base, confirmado por três testes independentes) é o padrão mais abrangente desta análise. Conforme a doutrina de Durtschi, Hillison e Pacini (2004), podem ser indicados: estimativas sem medição efetiva, preços negociados informalmente em múltiplos redondos ou lançamentos por conveniência operacional sem correspondência com valores efetivamente realizados.

4. CONSIDERAÇÕES FINAIS

Diante dos fatos demonstrados nesta pesquisa, pôde-se comprovar que os achados são consistentes com a literatura nacional e internacional sobre Benford aplicado à despesa pública. O padrão de arredondamento sistemático (Z = 18,91 no segundo dígito 0; 12,2% de múltiplos de R$ 1.000) é o mais prevalente e o mais robusto, que se encontra alinhado com a pesquisa de Costa, Santos e Travassos (2012), os quais identificaram padrão similar em estados brasileiros, e com Cella e Zanolla (2018), que associaram menor transparência municipal a maior frequência de valores redondos.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Também é válido expor que o MAD global 0,0024 indicou que o sistema de despesas estadual do Rio de Janeiro apresenta aderência satisfatória à Lei de Benford no plano global, resultado superior ao observado nos municípios estudados por Santos, Diniz e Corrar (2005) e Rodrigues *et al* (2018). Essa conformidade global coexiste, contudo, com anomalias localizadas que a análise multidimensional revela com precisão, exatamente o fenômeno descrito por Nigrini (2012) e pelo qual o autor recomenda a análise segmentada como complemento indispensável ao MAD global.

A análise dual de segunda ordem constituiu a principal contribuição metodológica deste trabalho, porquanto os pares mais anômalos por valor (12, 10, 28) são radicalmente diferentes dos mais anômalos por frequência (30, 60, 50), demonstrando que arredondamento e concentração de grandes contratos são anomalias coexistentes, porém distintas. A literatura nacional disponível não apresenta estudos com essa abordagem dual, tornando este resultado original no contexto da auditoria governamental brasileira.

REFERÊNCIAS

BENFORD, Frank. **The law of anomalous numbers**. Proceedings of the American Philosophical Society, Philadelphia, v. 78, n. 4, p. 551-572, 1938.

BRASIL. **Lei n. 14.129, de 29 de março de 2021**. Dispõe sobre princípios, regras e instrumentos para o Governo Digital e para o aumento da eficiência pública e altera a Lei nº 7.116, de 29 de agosto de 1983, a Lei nº 12.527, de 18 de novembro de 2011 (Lei de Acesso à Informação), a Lei nº 12.682, de 9 de julho de 2012, e a Lei nº 13.460, de 26 de junho de 2017. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2019-2022/2021/lei/l14129.htm. Acesso em: 2 jul. 2026.

_____. **Lei n. 14.133, de 1° de abril de 2021**. Lei de Licitações e Contratos Administrativos. Disponível em: http://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2019-2022/2021/lei/L14133.htm. Acesso em: 6 abr. 2026.

_____. **Decreto n. 9.412, de 18 de junho de 2018**. Atualiza os valores das modalidades de licitação da Lei n. 8.666/1993. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2015-2018/2018/decreto/d9412.htm. Acesso em: 6 abr. 2026.

_____. **Decreto n. 12.343, de 30 de dezembro de 2024**. Atualiza os valores da Lei n. 14.133/2021 para o exercício de 2025. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/_ato2023-2026/2024/decreto/d12343.htm. Acesso em: 6 abr. 2026.

CARSLAW, Charles A. P. N. Anomalies in income numbers: evidence of goal-oriented behavior. **The Accounting Review**, Sarasota, v. 63, n. 2, p. 321-327, 1988.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

CELLA, Ricardo Sartori; ZANOLLA, Ercilio. A Lei de Benford e a transparência: uma análise das despesas públicas municipais. **Brazilian Business Review**, Vitória, v. 15, n. 4, p. 331-347, 2018. DOI: https://doi.org/10.15728/bbr.2018.15.4.2.

COELHO, Tomaz; VILLARROEL, Rafael. **Justiça concede liberdade a sócios de laboratório que errou testes de HIV no RJ.** CNN, São Paulo, 10 dez 2024. Disponível em: https://www.cnnbrasil.com.br/nacional/justica-concede-liberdade-a-socios-de-laboratorio-que-errou-testes-de-hiv/. Acesso em: 3 maio 2026.

COSTA, José Isidio de Freitas; SANTOS, Josenildo dos; TRAVASSOS, Silvana Karina de Melo. 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. DOI: https://doi.org/10.1590/S1519-70772012000300004.

CUNHA, Flávia Ceccato Rodrigues da; BUGARIN, Maurício Soares. Lei de Benford e auditoria de obras públicas: uma análise de sobrepreço na reforma do Maracanã. **Revista do TCU**, Brasília, n. 131, p. 46-53, set./dez. 2014.

DURTSCHI, Cindy; HILLISON, William; PACINI, Carl. **The effective use of Benford's Law to assist in detecting fraud in accounting data.** Journal of Forensic Accounting, Villanova, v. 5, n. 1, p. 17-34, 2004.

GOMES, Marcelo. **PCS Saleme atuava desde 2020 em unidades básicas e UPAs da Prefeitura de Nova Iguaçu; contratos e aditivos somam R$ 3,6 milhões**. G1, Rio de Janeiro, 16 out. 2024. Disponível em: https://g1.globo.com/rj/rio-de-janeiro/noticia/2024/10/16/pcs-saleme-prefeitura-de-nova-iguacu.ghtml. Acesso em: 3 maio 2026.

HILL, Theodore P. Base-invariance implies Benford's Law. **Proceedings of the American Mathematical Society, Providence**, v. 123, n. 3, p. 887-895, mar. 1995a. DOI: https://doi.org/10.1090/S0002-9939-1995-1233974-8.

HILL, Theodore P. A statistical derivation of the significant-digit law. **Statistical Science, Beachwood**, v. 10, n. 4, p. 354-363, 1995b.

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

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

NIGRINI, Mark J.; MITTERMAIER, Linda J. **The use of Benford's Law as an aid in analytical procedures.** Auditing: A Journal of Practice & Theory, Sarasota, v. 16, n. 2, p. 52-67, 1997.

RODRIGUES, Lenílson Machado et al. Benford como ferramenta de auditoria: uma análise das despesas orçamentárias nos municípios paranaenses. **Revista do TCU**, Brasília, n. 141, p. 145-169, 2018.

SANTOS, Josenildo dos; DINIZ, Josedilton Alves; CORRAR, Luiz João. O foco é a teoria amostral nos campos da auditoria contábil tradicional e da auditoria digital: testando a Lei de

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.

Newcomb-Benford para o primeiro dígito nas contas públicas. **Brazilian Business Review**, Vitória, v. 2, n. 1, p. 71-89, 2005. DOI: https://doi.org/10.15728/bbr.2005.2.1.5.

SILVA, Wilton Bernardino da; TRAVASSOS, Silvana Karina de Melo; COSTA, José 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**, São Paulo, v. 28, n. 73, p. 11-26, jan./abr. 2017. DOI: https://doi.org/10.1590/1808-057x201702690.

ZANCHETTIN, Fábio; CHAEBO, Gemael. Seleção de Amostras de Auditoria: complementariedade entre curva abc e lei de benford. **Revista Evidenciação Contábil & Finanças**, v. 8, n. 2, p. 111-132, 2020.

Este artigo é publicado em acesso aberto (Open Access) sob a licença Creative Commons Atribuição 4.0 Internacional (CC-BY), que permite uso, distribuição e reprodução irrestritos em qualquer meio, desde que o autor original e a fonte sejam creditados.