

Fenômeno de reeleição em eleições presidenciais Brasileiras**Reelection phenomena in Brazilian presidential elections**

DOI:10.34117/bjdv6n12-257

Recebimento dos originais: 11/11/2020

Aceitação para publicação: 11/12/2020

Magda Cardoso

Programa de Pós-graduação em Inovações Tecnológicas, Universidade Tecnológica Federal do Paraná, 87301 - 899, Campo Mourão - Paraná, Brasil
E-mail: magdacm@utfpr.edu.br

Patricia Castol Cantiere

Programa de Pós-graduação em Inovações Tecnológicas, Universidade Tecnológica Federal do Paraná, 87301 - 899, Campo Mourão - Paraná, Brasil

Leandro Magno Correia Silva

Programa de Pós-graduação em Inovações Tecnológicas, Universidade Tecnológica Federal do Paraná, 87301 - 899, Campo Mourão - Paraná, Brasil

Wyrllen Everson Souza

Programa de Pós-graduação em Inovações Tecnológicas, Universidade Tecnológica Federal do Paraná, 87301 - 899, Campo Mourão - Paraná, Brasil

RESUMO

Analisar sistemas sociais em grande escala pode permitir observar regularidades importantes no comportamento humano. Os processos eleitorais estão entre os fenômenos sociais de grande importância para a sociedade, uma vez que os resultados destes influenciam em grande parte no futuro das pessoas. Neste trabalho, realizamos uma análise estatística da proporção de comparecimento versus proporção de votos para o candidato vencedor, por urna, nas últimas cinco eleições presidenciais brasileiras, mostrando a ausência de um mecanismo denominado fraude extrema por [22] e também indicou um padrão regular subjacente quando o candidato vencedor é do partido do governo, chamamos aqui de “fenômeno de reeleição”. Utilizando uma função adequada dessas variáveis, constatamos que sua distribuições apresentaram comportamento gaussiano para as eleições que mostraram tal padrão. Esse resultado indica que os processos de formação de opinião nas eleições presidenciais brasileiras ocorrem de forma padronizada quando os candidatos do partido do governo vencem.

Palavras-chave: Eleições, padrão normal, reeleição

ABSTRACT

Analyzing social systems at a large scale may allow to find important regularities in human behavior. Electoral processes are among the social phenomena of great importance for society, since the results of these largely influence in the future of people. In this work, we perform a statistical analysis of the turnout proportion versus winner vote proportion, per ballot box, in the last five Brazilian presidential elections, that showed the absence of a mechanism named extreme fraud by [22], and also indicated a underlying regular pattern when the winner candidate is from the government party, we called here “reelection phenomena”. By using a suitable function of these same variable, we found that their

distributions presented Gaussian behavior for elections that showed such pattern. This result indicates that the opinion formation processes in Brazilian presidential elections occur in a standard way when candidates from the government party win.

Keywords: Election, normal pattern, reelection.

1 INTRODUÇÃO

Muitos pesquisadores têm dedicado esforços na busca de regularidades em fenômenos sociais, pois esses por sua vez tendem a apresentar padrões quando observado em grande escala. Identificar os comportamentos coletivos que conduzem a tais padrões pode possibilitar prever e planejar o futuro. Processos eleitorais representam fenômenos sociais de muita importância para uma sociedade, em especial em sociedades democráticas onde todos os cidadãos elegíveis contribuem igualmente na escolha de seus representantes, dado que o futuro deles depende dos resultados desses processos. A importância dos fenômenos eleitorais e a grande disponibilidade de dados digitalizados nas últimas décadas, tem possibilitado várias análises nas diferentes fases desses processos, do ponto de vista dos sistemas complexos e utilizando ferramentas estatísticas. Como primeiras análises nesse contexto, os artigos [1,2] obtiveram para eleições proporcionais brasileiras, um comportamento tipo lei de potência invariante por escala com expoente aproximadamente 1 para a parte central da distribuição dos votos considerando o sucesso dos candidatos determinado por um processo multiplicativo, para as mesmas distribuições, [3] propõe um modelo Lei de Zipf Generalizada ajustando toda a extensão dos dados. Os trabalhos [4,5,6] propuseram modelos de dinâmica de opinião que reproduziram o comportamento das distribuições empíricas analisadas nos estudos acima. Processos de filiação partidária e candidaturas em eleições para prefeito e vereador no Brasil, também exibem comportamento lei de potência, sendo que os expoentes para cada posição apresentam uma hierarquia em que o maior expoente está associado a posição mais influente, estudos apresentados em [7, 8]. Comportamento que aparece na relação entre número votos e de candidatos em eleições municipais brasileira [9] possibilitando detectar uma destacada desvantagem para candidatura de mulheres para prefeitas. Conservação da probabilidade e relações lei de potência para eleições presidenciais nos Estados Unidos forneceram em [10] um modelo depende de um único parâmetro relacionando comparecimento e votos para o primeiro e segundo colocados em todos os anos analisados. E ainda, a relação votos e custo da campanha em um estudo de eleições proporcionais brasileiras [11] também é modelada por lei de potência, possibilitando observar que o custo do voto é maior para candidatos que receberam mais votos. Levado em conta o tamanho do partido em eleições proporcionais, [12] mostra que a distribuições de votos para três países são bem ajustadas pelo modelo log-normal, no entanto utilizando o mesmo procedimento, [13] mostra que eleições brasileiras apresenta distribuições exponenciais. Com a mesma abordagem dos trabalhos [12,

13], o estudo em [14] analisou eleições de 15 países, observando também, o comportamento log-normal para um grupo de 5 nações com regras eleitorais semelhantes. A formação de partidos políticos, também estão entre os processos eleitorais de interesse dos pesquisadores. Usando modelos de dinâmica de opinião, o estudo [15] analisa queda e ascensão de partidos político e em [16] são realizadas investigações das relações entre o número de membros de vários partidos e seus resultados nas eleições na Baviera e na Alemanha. Um fenômeno de destaque em dados eleitorais é o fenômeno de polarização dos votos entre dois candidatos em eleições com uma única vaga, [17] indica que eleições brasileiras para prefeito em 2004 tem a partição dos votos polarizada entre dois candidatos, os estudos [18, 19, 20] explicam e modelam o surgimento deste fenômeno usando diferentes mecanismos. Os estudos dos sistemas eleitorais vão além das dinâmicas de opinião, como [21] que investigou irregularidade em resultados de eleições detectando indícios de irregularidades em eleições russas através de uma análise de correlação entre comparecimento e votos. Através de um modelo paramétrico que quantifica mecanismos fraudulentos, [22] investigou eleições de 11 países encontrando indicativo de fraude em uma eleição da Uganda e confirmando para as eleições russas. Nesse contexto o artigo [23] apresentou um método para testar o quanto o resultado de uma eleição exibe indícios de fraude eleitoral, detectando indícios de irregularidade em eleições da Rússia, Venezuela e Uganda. Alguns trabalhos têm dedicado esforços para investigar o envolvimento do eleitor com o resultado de uma eleição. O estudo [24], mostra que a taxa de comparecimento através das cidades tem distribuição estável sobre o tempo e decai logarithmicamente com a distância entre as cidades em eleições francesas, [25] generaliza e reproduz esses resultados para 11 países utilizando um modelo de decisão.

Nem sempre a opinião de um eleitor está restrita as opções de candidatos, o eleitor descontente com a configuração de opções pode optar por se abster ou anular seu voto, nessa direção [26] analisa o envolvimento do eleitorado através do cálculo da entropia das proporções de votos brancos e nulos, válidos e abstenções, denominada entropia do envolvimento cívico pelos autores. O sistema eleitoral brasileiro, conta com praticamente 100% de urnas eletrônicas, o que torna os processos de votação e apuração muito ágil, no entanto eleitores e políticos, em especial na eleição de presidencial de 2018, manifestaram desconfiança em relação aos resultados de votação em urnas eletrônicas, apesar da ênfase que o Tribunal Eleitoral do Brasil – TSE [29], dá a confiabilidade do uso desses equipamentos. Diante dessa polêmica e motivado pelos trabalhos citados anteriormente, o estudo apresentado aqui propôs uma análise estatística utilizando o conceito de entropia para investigar irregularidades em eleições presidenciais brasileiras. Os resultados mostraram que o mecanismo de fraude extrema detectado por [21, 22, 23] para eleições da Rússia, Uganda e Venezuela, não é detectado para o Brasil o que reforça a confiabilidade nos resultados das eleições brasileiras. Além disso definimos uma variável v , proposta em [22] para analisar eleições de 11 países, que relaciona os votos do primeiro colocado e os demais

votos, que apresentou distribuição normal nos anos em que o candidato vencedor é do partido do governo, chamamos esse resultado de “fenômeno de reeleição”.

2 MATERIAL E MÉTODOS

Nossa base de dados foi obtida no site do Supremo Tribunal Eleitoral - TSE [29], disponível no repositório de dados eleitorais como uma compilação bruta dos dados referentes as eleições brasileiras. Os dados filtrados constam das variáveis: número de eleitores cadastrados (aptos), comparecimento, votos no primeiro colocado, votos no segundo colocado, contabilizados por urna, para os segundos turnos de eleições presidenciais brasileiras nos anos de 2002, 2006, 2010, 2014, 2018. Eleições para cargos políticos no Brasil ocorrerem em anos pares e a cada quatro anos. A base de dados se restringe a esses 5 anos devido a disponibilidade de dados completos ser apenas a partir de 2002. Na **Tabela 1** podemos ver os dados totais para cada ano analisado, usamos também estatísticas de população anual obtidas no site do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE [30]. Note que 2006 teve a maior participação dos eleitores, o comparecimento de 80,7 % foi o maior entre os cinco anos. No Brasil é eleito o candidato que conquistar **50%** mais **1** votos entre os votos válidos, no entanto se essa quantidade fosse exigida entre o total de votos, ou seja, entre o comparecimento, as duas últimas eleições não teria candidato eleito. Todos os procedimentos de nossas análises foram realizados no software R **4.0.2** [31].

Tabela 1 – Valores totais dos dados no Brasil: As colunas disponibilizam os valores totais, por ano das eleições que compõem nossa base de dados, das variáveis: População, quantidades de urnas - Qt urnas, quantidade de aptos (eleitores cadastrados na urna) - Qt Aptos, porcentagem de eleitores que compareceram para votar - %C, porcentagem de votos para o primeiro colocado em relação aos aptos - %VP_A e em relação ao comparecimento - %VP_C, porcentagem de votos para o segundo colocado em relação aos aptos - %VS_A e em relação ao comparecimento - %VS_C.

Ano	População	Qt urnas	Qt Aptos	% C	% VP_A	% VP_C	% VS_A	% VS_C
2002	178.499.255	320.122	115.174.456	78,8	56,4	57,6	37,4	36,4
2006	187.061.610	360.875	125.795.016	80,7	58,0	57,1	35,9	36,8
2010	194.890.682	398.986	135.493.224	78,4	53,3	52,3	40,1	40,1
2014	202.768.562	427.734	142.445.761	78,9	49,7	48,4	44,1	45,2
2018	208.494.900	453.372	146.754.108	78,8	48,8	49,8	41,8	40,6

Iniciamos nossas investigações realizando, para as 5 eleições presidenciais brasileiras na nossa base de dados, um procedimento análogo ao utilizado em [21,22] onde detectaram indício de fraude para eleições da Rússia e da Uganda. Foram construídos histogramas bidimensionais da variável $f_C = V/A$ fração de comparecimento (C é o número de eleitores que compareceram para votar e A o número de eleitores aptos a votar em uma dada urna), versus $f_p = V_p/A$, fração de votos do vencedor (V_p é o número de votos para o vencedor na urna), ou seja, para cada urna associamos o par ordenado

(f_c, f_p) , a intensidade da cor corresponde ao número de pares ordenados contidos num retângulo de tamanho 0.01×0.01 que compõem a malha dos histogramas. Nos estudos citados acima foram analisados dados de 11 países, no entanto os histogramas para duas eleições da Rússia e uma da Uganda apresentaram um aglomerado de urnas no canto superior direito, ou seja, um fenômeno pouco provável, um número considerável de urnas contendo aproximadamente 100% de comparecimento e 100% de votos para o vencedor. Esse fato direcionou os autores a construir um modelo paramétrico capaz de quantificar mecanismos de fraude presentes, considerando dois mecanismos de fraude: fraude incremental e extrema. Sendo que, fraude incremental significa que, com uma determinada taxa, votos para um partido são adicionados à urna e / ou votos para outros partidos são retirados. Fraude extrema corresponde a detectar uma participação completa e quase todos os votos para um único partido. No entanto, como pode ser observado na **Figura 1**, para as eleições presidenciais no Brasil a aglomeração dos dados ocorre apenas em torno de 0,80 para a fração de comparecimento e de 0,75 para a fração de votos do primeiro colocado, não apresentando aglomerado nos extremos das variáveis em todos os anos de eleição, ou seja, não apresenta o mecanismo de fraude extrema, o que sugere um comportamento esperado para as variáveis. Aqui não utilizamos o modelo de [22] para quantificar a proporção de indicativo de cada tipo de fraude, dado que o histograma mostra com clareza a ausência de fraude extrema e quantificar fraude incremental pode ser O que também pode ser observado na **Tabela 2**, que mostra o primeiro e o último percentis, os quartis e a média das proporções f_c , f_{V_p} e f_{V_s} . Observe que em 99% das urnas, em todos os anos, as variáveis f_c e f_{V_p} estão abaixo de 0,93 e 0,89, respectivamente. Um fato curioso a ser observado é que nas quatro primeiras eleições os percentis extremos são maiores para f_{V_p} do que para f_{V_s} , no entanto, para 2018 o resultado é invertido.

Figura 1 - Histograma bidimensional da taxa de comparecimento versus taxa de votos do vencedor: O eixo-x representa os valores da variável f_c , número de eleitores que compareceram para votar, e o eixo-y representa os valores da variável f_{v_p} , número de votos para o primeiro colocado, ambos em relação ao comparecimento C , por urna. Os histogramas são construídos sobre uma malha de retângulos de tamanho 0.01×0.01 , e a cor, indo do azul para o vermelho, dá o número de urnas com a configuração (f_c, f_{v_p}) contida no retângulo.

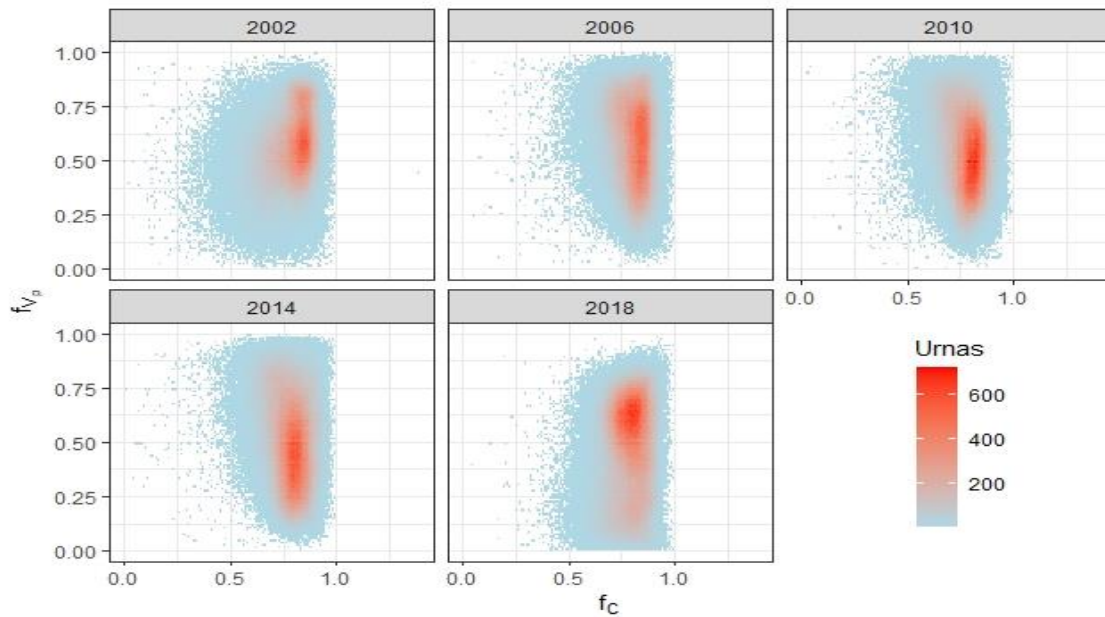


Tabela 3 – A tabela abaixo apresenta os dois percentis mais extremos, os quartis e as médias das variáveis f_c , f_{v_p} e f_{v_s} em cada ano de eleição da base de dados.

Variáveis	Ano	1º percentil	1º Quartil	2º Quartil=Mediana	Média	3º Quartil	99º percentil
f_c	2002	0.500	0.740	0.811	0.788	0.853	0.930
	2006	0.601	0.740	0.819	0.807	0.855	0.929
	2010	0.574	0.747	0.794	0.784	0.831	0.917
	2014	0.588	0.748	0.795	0.789	0.837	0.930
	2018	0.588	0.744	0.795	0.788	0.840	0.922
f_{v_p}	2002	0.184	0.462	0.564	0.564	0.671	0.866
	2006	0.192	0.449	0.593	0.580	0.717	0.904
	2010	0.188	0.408	0.528	0.533	0.653	0.895
	2014	0.138	0.350	0.487	0.496	0.635	0.903
	2018	0.048	0.345	0.528	0.488	0.643	0.817
f_{v_s}	2002	0.084	0.266	0.374	0.374	0.472	0.752
	2006	0.046	0.210	0.345	0.359	0.494	0.765
	2010	0.059	0.272	0.403	0.401	0.527	0.762
	2014	0.056	0.292	0.442	0.441	0.590	0.827
	2018	0.118	0.255	0.358	0.418	0.559	0.911

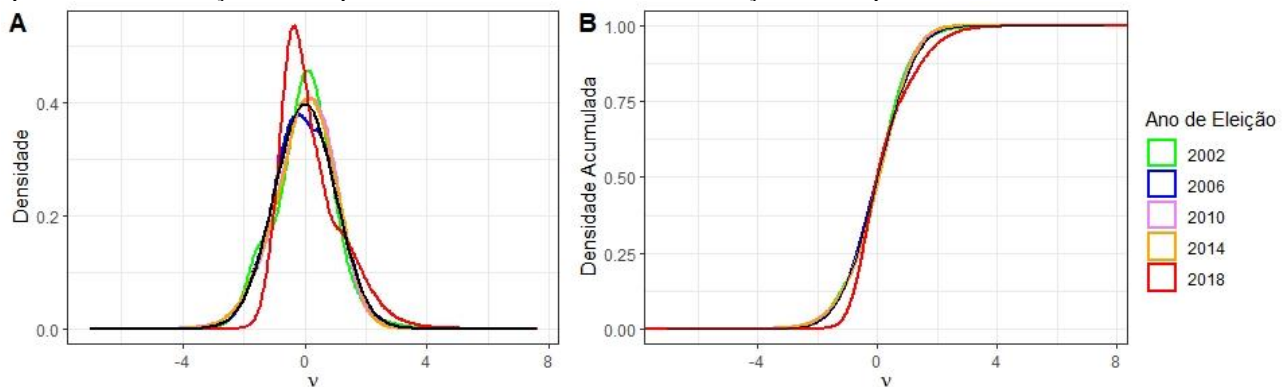
Não observamos indicativo do mecanismo de fraude extrema, mas o procedimento permitiu-nos observar uma dispersão dos pontos com uma configuração similar nos anos 2006, 2010 e 2014, enquanto os anos 2002 e 2018 apresentam configurações diferentes dessas e diferentes entre si. Parece

interessante investigar melhor a relação entre comparecimento e votos para o primeiro colocado nas urnas. Para isso definimos a variável

$$v = \log_{10} \left(\frac{C - V_p}{V_p} \right) \quad (1)$$

em que C é o comparecimento e V_p os votos para o primeiro colocado por urna. Construimos as densidades de probabilidade da variável normalizada, mostradas na **Figura 2 – A**, para todos os anos cinco anos de eleição, juntamente com a distribuição normal padrão. Usamos densidade, que é um ajuste suavizado do histograma, por ter uma quantidade muito grande de dados. Observe que a variável V tende a $-\infty$ quando V_p tende a C e tende a ∞ quando V_p tende a 0 , omitimos apenas os dados de 59 urnas, em todo o nosso conjunto dados, para as quais $C=V_p$ e $V_p=0$, em que V não está definida. Para os anos 2006, 2010 e 2014 as distribuições colapsam e são bem ajustadas pela distribuição normal [32], o que parece não ocorre para os anos de 2002 e 2018, sendo que o ano de 2018 é o que mais se afasta do padrão normal, o resultado também pode ser observado pelas distribuições acumuladas mostradas na **Figura 2 - B**. Para verificar os ajustes via distribuição normal usamos o teste de kolmogorov Smirnov [33]. No entanto não foi possível usar todos os dados, pois para cada ano temos mais de 300 mil dados (número total de urnas de urnas, veja **Tabela 1**), o que prejudica o cálculo das estáticas via função `ks.test` do software R. Optamos então por realizar o teste com 20 amostras de tamanho 1000, composta pela junção de amostras por estados, sendo que o tamanho dessas amostra é a mesma proporção para todos os estados, para que tivéssemos uma boa representatividade de todos eles, por fim tomamos as médias das estatísticas D e p – *valor* do teste, procedimento realizado para cada ano. Nessa configuração, pode-se considerar o ajuste aceitável com nível de significância $\alpha = 0,05$, se $D \leq 0,04$ e $p \geq 0,05$, o procedimento forneceu-nos as seguintes estatísticas para os respectivos anos: 2002 ($D = 0,03$ e $p = 0,17$), 2006 ($D = 0,03$ e $p = 0,21$), 2010 ($D = 0,04$ e $p = 0,19$), 2014 ($D = 0,01$ e $p = 0,90$) e 2018 ($D = 0,12$ e $p = 0,15 \times 10^{-12}$). O que nos permite concluir que devemos aceitar o ajuste pela distribuição normal para os 4 primeiros anos de eleição.

Figura 2 – Densidade de probabilidade da variável V normalizada para os 5 anos de eleições da base de dados: A - Distribuição da variável V definida pela Equação (1). B - Distribuição acumulada da variável V . A curva em preto representa a distribuição normal padrão em A e acumulada da distribuição normal padrão em B.



Usando uma variável similar a V , [22] mostrou que as distribuições de votos das eleições que apresentaram indícios de fraude possuem curtose que excede significativamente a curtose das eleições que não apresentaram mecanismos de fraude, o que deve ser um indicativo de fraude incremental. Com o objetivo de reforçar o ajuste normal para os 4 primeiros anos de eleição da nossa base de dados, visto que o procedimento usando o teste de Komolgorov Smirnov não foi para todos os dados e sim para uma amostra, e assim o resultado não é muito consistente, calculamos também para a nossa variável V suas curtoses e a assimetrias em cada ano, veja na **Figura 3**. Note que os anos 2002, 2006, 2010 e 2014 apresentaram assimetrias aproximadamente 0, enquanto 2018 tem uma assimetria positiva acentuada, perto de 1. As curtoses são aproximadamente 3 nos anos 2006, 2010 e 2014, enquanto 2002 tem curtose 3,8 e acima de 4 para 2018. E indica, que apenas os três anos intermediários são bem ajustados pela distribuição normal visto que a distribuição normal padrão tem assimetria nula e curtose igual a 3, valores muito próximos aos desses anos. Podemos observar também que 2002 tem a assimetria muito próxima a zero porém uma curtose consideravelmente alta o que mostra uma grande concentração de urnas com V próxima da média (aproximadamente 0), conseqüentemente com $V_p \approx 50\%$, no caso de 2018 que apresentou assimetria e curtose positivas indicando valores mais frequente abaixo da média o que mostra uma grande concentração de urnas com V_p acima de 50%. Com curtose consideravelmente acima da normal nos dois anos extremos, isso também poderia sugerir um indicativo de fraude incremental como em [22], no entanto a variável V utilizada nesse trabalho utiliza o número de aptos e a nossa o comparecimento, portanto não é possível concluir esse resultado. Os procedimentos mostrados até aqui apresentam um padrão de regularidade na distribuição de votos para às eleições dos anos 2006, 2010 e 2014 e comportamentos irregulares nos anos 2002 e 2018. As densidades de probabilidades de V normalizada são mostradas para cada ano, separadamente, ajustadas pela distribuição normal padrão, na **Figura 4**, possibilitando reforçar o aspecto visual dos ajustes.

Figura 3 – Assimetria e Curtose da distribuição da variável V : O gráfico superior mostra os valores da assimetria e o gráfico inferior os valores da curtose das distribuições da variável V para os 5 anos da base de dados.

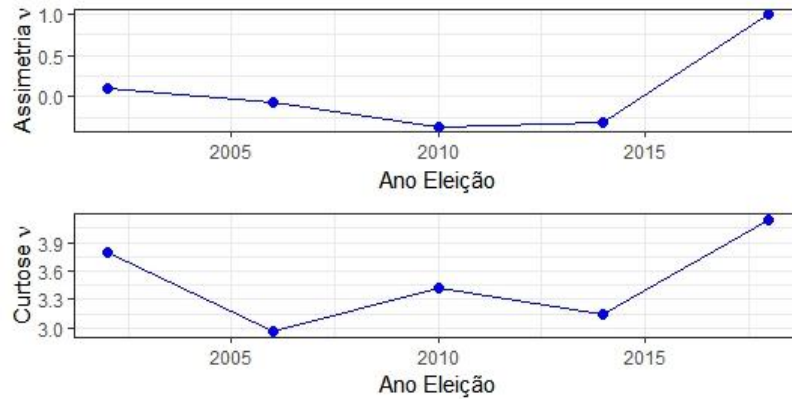
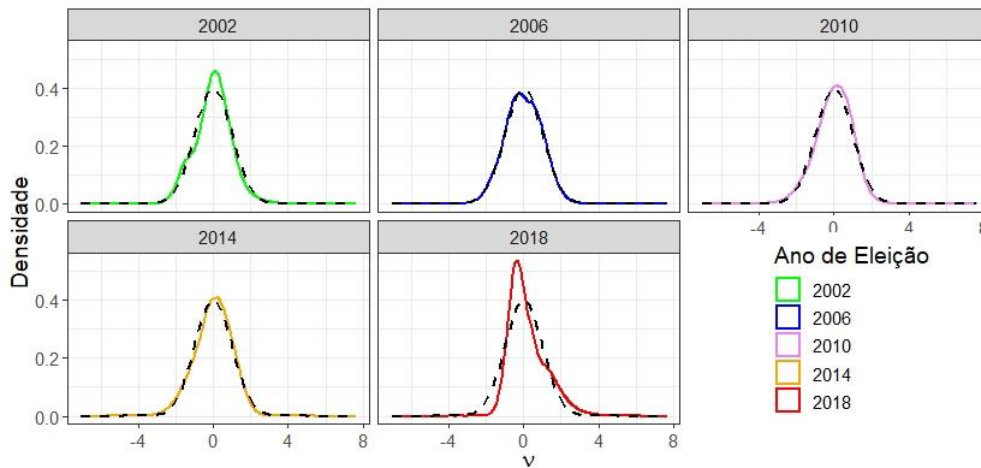


Figura 4 – Densidades da variável V normalizada ajustadas pela distribuição normal, curva em preto pontilhada, para cada ano de eleição da base de dados.



3 RESULTADOS E CONCLUSÕES

Com o intuito de verificar a possibilidade de indicativo de fraude em eleições brasileiras, e utilizando um procedimento análogo ao utilizado em [21, 22], que constatou a presença de dois mecanismos de fraude, incremental e extrema em eleições da Rússia e da Uganda, foram construídos os histogramas bidimensionais da variável f_c , taxa de comparecimento, versus a variável f_{V_p} , taxa de votos para o primeiro colocado, na urna, para 5 eleições presidenciais nos anos 2002, 2006, 2010, 2014 e 2018. O mecanismo de fraude extrema detectado nos trabalhos citados acima se manifesta através de um aglomerado de urnas com 100% de comparecimento e 100% de votos para o vencedor, a partir da **Figura 1** concluímos que para as eleições investigadas aqui esse fenômeno não ocorre. Esse resultado reforça a confiabilidade no sistema eleitoral brasileiro, o que é enfatizado pelo TSE.

Depois de analisar os histogramas bidimensionais e observar um espalhamento similar nos três anos intermediários, propomos analisar as distribuições probabilidade de uma variável que relaciona comparecimento e votos do primeiro colocado, a qual nomeamos de v , definida em (1), as densidades de probabilidade para v normalizada podem ser vistas na **Figura 2 - A**, os três anos intermediários

apresentam distribuições muito próximas da distribuição normal padrão, enquanto para os anos 2002 e 2018 não parecem seguir esse padrão. A **Figura 2 - B** mostra a distribuição acumulada e a curva em vermelho é a que mais se distancia da distribuição acumulada da normal. Devido à grande quantidade de dados em cada eleição da nossa base, o teste de Komolgorov Smirnov foi aplicado por amostras de tamanho 1000 compostas de amostras com a mesma proporção de urna de cada estado, sendo bem representativas, em cada ano de eleição, estabelece que para o nível de significância $\alpha = 0,05$ não temos evidências para rejeitar o ajuste pela distribuição normal para os quatro primeiros anos de eleições da base de dados, mas as estatísticas do teste para a eleição de 2018, não permite aceitar o ajuste pela normal. Calculamos também as assimetrias e curtoses para as distribuições nos cinco anos, mostradas na **Figura 3**, procedimento que reforça os ajuste pela distribuição normal para os três anos intermediários, pois apresentaram assimetrias próximas a 0 e curtoses próximas a 3, valores da distribuição normal padrão, no entanto 2002 apesar de também obtermos sua assimetria quase nula, sua curtose não é tão próxima de 3, já 2018 claramente não segue o padrão normal, possui assimetria e curtose consideravelmente acima das medidas da distribuição normal. Podemos concluir então que, os anos intermediários são muito bem ajustados pela distribuição normal, foram eleições em que o candidato que venceu as eleições era o candidato do atual governo da época e ainda do mesmo partido, o partido dos trabalhadores, esse resultado parece indicar um fenômeno de reeleição, um padrão bem comportado e estável entre comparecimento e votos para o vencedor. Se considerarmos, segundo o teste de Komolgorov Smirnov para as amostras, o ajuste normal para os quatro anos, então o comportamento de normalidade para os dados deve ser reconhecido como um fenômeno do partido, dado que nesses quatro anos o vencedor foi do partido trabalhista PT.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- [1] R.N. Costa Filho, M.P. Almeida, J.S. Andrade, J.E. Moreira, Scaling behavior in a proportional voting process, *Phys. Rev. E* 60 (1999) 1067–1068.
- [2] R.N. Costa Filho, M.P. Almeida, Brazilian elections: voting for a scaling democracy, *Physica A* 322 (2003) 698–700.
- [3] M.L. Lyra, U.M.S. Costa, R.N. Costa Filho, J.S. Andrade, Generalized Zipf's law in proportional voting processes, *Europhys. Lett.* 62 (2003) 131–137.
- [4] A.T. Bernardes, D. Stauffer, J. Kertész, Election results and the Sznajd model on Barabási network, *Eur. Phys. J. B* 25 (2002) 123–127.
- [5] M.C. González, A.O. Sousa, H.J. Herrmann, Opinion formation on a deterministic pseudo-fractal network, *Internat. J. Modern Phys. C* 16 (2004) 45–57.
- [6] G. Travieso, L.F. Costa, Spread of opinions and proportional voting, *Phys. Rev. E* 74 (2006) 036112.
- [7] M.C. Mantovani, H.V. Ribeiro, M.V. Moro, S. Picole, R.S. Mendes, Scaling laws and universality in the choice of election candidates, *Europhys. Lett.* 96 (2011) 48001.
- [8] M.C. Mantovani, H.V. Ribeiro, E.K. Lenzi, R.S. Mendes, Engagement in the electoral processes: scaling laws and the role of the politics position, *Phys. Rev. E* 88 (2013) 024802.
- [9] M. Cardoso, R.S. Mendes, J.T.S. Souza, H.V. Ribeiro, Gender Difference in candidature processes for Brazilian elections, *Physica A* 537 (2020) 122525.
- [10] E. Bokányi, Z. Szállázi, G. Vattay, Universal scaling laws in metro area election results, *PloS ONE* 13 (2018) e0192913.
- [11] H.P.M. Melo, S.D.S. Reis, A.A. Moreira, H.A. Makse, J.S. Andrade Jr, The price of a vote: Diseconomy in proportional elections, *PLoS One* 13 (2018) e0201654.
- [12] S. Fortunado, C. Castellano, Scaling and universality in proportional elections, *Phys. Rev. Lett.* 99 (2007) 138701.
- [13] L.E. Araripe, R.N. Costa Filho, Role of parties in the vote distribution of proportional elections, *Physica A* 388 (2009) 4167–4170.
- [14] A. Chatterjee, M. Mitrovic, S. Fortunato, Universality in voting behavior: an empirical analysis, *Sci. Rep.* 3 (2013) 1049.
- [15] E. Ben-Naim, Opinion dynamics: Rise and fall of political parties, *Europhys. Lett.* 69 (2005) 671–677.
- [16] J. J. Schneider, C. Hirtreiter, The Impact of Election Results on the Member Numbers of the Large Parties in Bavaria and Germany, *Internat. J. Modern Phys. C* 16 (2005) 1165-1215.

- [17] L.E. Araripe, R.N. Costa Filho, H.J. Herrmann, J.S. Andrade Jr, Plurality Voting: The Statistical Laws of Democracy in Brazil, *Internat. J. Modern Phys. C* 12 (2006) 1809–1813.
- [18] N.A.M. Araújo, J.S. Andrade Jr, H.J. Herrmann, Tactical voting in plurality elections, *PLoS One* 13 (2018) e0201654.
- [19] F. Vazquez, N. Saintier, J. P. Pinasco, Role of voting intention in public opinion, *Phys. Rev. E* 101 (2020) 012101(1–13).
- [20] A. F. Siegenfeld, Y. Bar-Yam, Negative representation and instability in democratic elections, *Nature Physics* 16 (2020) 186–190.
- [21] D. Kobak, S. Shpilkin, M.S. Pshenichnikov, Statistical anomalies in 2011–2012 Russian elections revealed by 2D correlation analysis, arXiv: 1205.0741v2 [physics.soc-ph].
- [22] P. Klimek, Y. Yegorov, R. Hanel, S. Thurner, Statistical detection of systematic election irregularities, *Proc. Natl. Acad. Sci. USA* 109 (2012) 16469–16473.
- [23] R. Jimenez, M. Hidalgo, P. Klimek, Testing for voter rigging in small polling stations, *Sci. Adv.* 3, (2017) e1602363.
- [24] C. Borghesi, J.P. Bouchaud, Spatial correlations in vote statistics: a diffusive field model for decision-making, *Eur. Phys. J. B* 75 (2010) 395–404.
- [25] C. Borghesi, J.-C. Raynal, J.-P. Bouchaud, Election turnout statistics in many countries: similarities, differences, and a diffusive field model for decision-making, *PLoS One* 7 (2012) e36289.
- [25] C. Borghesi, J. Chiche, J.-P. Nadal, Between order and disorder: a ‘weak law’ on recent electoral behavior among urban voters, *PLoS One* 7 (2012) e39916.
- [27] J.J. Schneider, C. Hirtreiter, The impact of election results on the member numbers of the large parties in Bavaria and Germany, *Internat. J. Modern Phys. C* 8 (2005) 1165–1215.
- [28] C.A. Andresen, H.F. Hansen, A. HANSEN, J.S. Vasconcelos, Correlations between politics party size and voter memory: a statistical analysis of opinion polls, *Internat. J. Modern Phys. C* 11 (2008) 1647–1657.
- [29] <http://www.tse.gov.br>.
- [30] <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/sociais/populacao>
- [31] R Development Core Team (2009). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. ISBN 3-900051-07-0, URL <http://www.R-project.org>
- [32] https://pt.wikipedia.org/wiki/Distribui%C3%A7%C3%A3o_normal
- [33] https://pt.wikipedia.org/wiki/Teste_Kolmogorov-Smirnov