Revista Brasileira de Climatologia
Brazilian Journal of Climatology

OPEN ACCESS

DOI: 10.5380/abclima

ANÁLISE DA DURAÇÃO DAS SEQUÊNCIAS DE DIAS CHUVOSOS DAS CAPITAIS BRASILEIRAS VIA DISTRIBUIÇÃO GAMA GENERALIZADA DISCRETA TRUNCADA EM ZERO

ANALYSIS OF THE LENGTH OF WET SPELLS OF BRAZILIAN CAPITALS THROUGH ZERO TRUNCATED DISCRETE GENERALIZED GAMMA DISTRIBUTION

ANÁLISIS DE LA DURACIÓN DE SECUENCIAS DE DÍAS LLUVIOSOS DE CAPITALES BRASILEÑAS TRAVÉS DISTRIBUCIÓN GAMMA GENERALIZADO DISCRETO TRUNCADO EN CERO

Marta Eliane Echeverria Borges
Programa de Pós-Graduação em Bioestatística/Universidade Estadual de Maringá
marta_est@yahoo.com.br

Josmar Mazucheli
Universidade Estadual de Maringá
jmazucheli@gmail.com

Resumo: O conhecimento dos fatores climáticos é primordial para o direcionamento das decisões socioeconômicas de uma determinada região, especialmente, as informações referentes às características e dinâmicas da precipitação pluviométrica. Assim, este trabalho objetivou descrição da duração das sequências de dias chuvosos das séries históricas anuais das estações meteorológicas das capitais brasileiras, bem como avaliar o desempenho do ajuste dos dados à distribuição gama generalizada discreta truncada em zero e dos casos particulares. Todas as análises estatísticas foram realizadas no software R. Para o estudo foi utilizado a série histórica do período de 1 de janeiro de 1961 a 31 de dezembro de 2018. O limiar para considerar um período chuvoso foi acima de 5 mm de precipitação por dia. Sendo assim, com limiar estabelecido, constatou-se que ao longo das séries históricas avaliadas o maior número de dias chuvosos ocorreu na estação de Belém, enquanto a maior sequência de dias consecutivos chuvosos foi de 22 dias ocorrido em Fortaleza e a menor foi de 6 dias em Campo Grande. Ressalta-se que a distribuição gama generalizada discreta truncada em zero foi eficiente para ajustar todas as séries históricas das capitais brasileiras.

Palavras-chave: Sequências de dias chuvosos. Capitais brasileiras. Distribuição de probabilidade. Ajuste da distribuição.

Abstract: The knowledge of climatic factors is essential to direct socioeconomic decisions in a given region, especially the information regarding the characteristics and dynamics of rainfall. Thus, this paper aimed to describe the length of wet spells in the annual historical series of meteorological stations of the Brazilian capitals, as well as to evaluate the performance of the fit of the data to the zero truncated discrete generalized gamma distribution and of the particular cases. All statistical analyzes were performed using software R. For the study, the historical series from the period from January 1, 1961 to December 31, 2018 was used. The threshold for considering a rainy period was above 5 mm of precipitation per day. Thus, with an established threshold, it was found that throughout the historical series evaluated, the largest number of rainy days occurred at the Belém station, while the longest sequence of consecutive wet days was 22 days in Fortaleza and the shorter was 6 days in Campo Grande. The results indicated that the zero truncated discrete generalized gamma distribution was efficient to fit all the historical series of the Brazilian capitals.

Keywords: Length of wet spells. Brazilian capitals. Probability distribution. Distribution fit.

Resumen: El conocimiento de los factores climáticos es fundamental para orientar las decisiones socioeconómicas en una región determinada, especialmente la información sobre las características y dinámica de las precipitaciones. Así, este trabajo tuvo como objetivo describir de la duración de las secuencias de días lluviosos de la serie histórica anual de estaciones meteorológicas en las capitales brasileñas, bien como evaluar el desempeño del ajuste de los datos a la distribución gamma generalizada discreta truncada a cero y de los casos particulares. Todos los análisis estadísticos se realizaron mediante el software R. Para el estudio se utilizó la serie histórica del período comprendido entre el 1 de enero de 1961 y el 31 de diciembre de 2018. El umbral para considerar un período lluvioso fue superior a 5 mm de precipitación por día. Entonces, se puede observar que, a lo largo de la serie histórica evaluada, el mayor número de días lluviosos ocurrió en la estación de Belém, mientras que la mayor secuencia de días lluviosos consecutivos fue de 22 días en Fortaleza y el menor fue de 6 días en Campo Grande. Los resultados indicaron que la distribución gamma generalizada discreta truncada cero fue eficiente para ajustarse a todas las series históricas de las capitales brasileñas.

Palabras-clave: Secuencias de días lluviosos. Capitales brasileñas. Distribución de probabilidad. Ajuste de distribución.

Submetido em: 31/08/2020

Aceito para publicação em: 16/08/2021

Publicado em: 22/09/2021

INTRODUÇÃO

O conhecimento dos fatores climáticos é primordial para o direcionamento das decisões socioeconômicas de uma determinada região, especialmente, sobre a precipitação pluviométrica, um atributo determinante para estabelecer o planejamento e abastecimento de água de uso doméstico, industrial, agropecuário e na geração de energia.

Desta forma, a previsão do número de ocorrências de dias sucessivos de chuvas pode ser um subsídio para os gestores públicos adotarem medidas preventivas para reduzir possíveis danos causados pela chuva e alertarem as comunidades para evitarem áreas de risco de deslizamentos e alagamentos. Şen (2015), Caloiero et al. (2015), Sukla et al. (2012) e Deni et al. (2010) ressaltaram sobre a relevância de obter informações sobre o número de períodos de chuva e seca para as áreas de gestão de recursos hídricos, planejamento e gerenciamento urbano, agrícola, industrial e ambiental.

Segundo Bazzano et al. (2007), o conhecimento das características da chuva permite a planificação mais segura de estruturas de conservação de solo (terraços, curvas de nível) e de práticas agrícolas que visem à conservação do solo por meio de manutenção de sua cobertura, assim como outras obras (barragens, canais escoadouros), e de estruturas hidráulicas de fluxo para águas pluviais, o que justifica sua determinação.

Na literatura tem-se pesquisadores como Deni et al. (2010), Deni e Jemain (2009) e Deni et al. (2008), que utilizaram em seus estudos algumas distribuições discretas de probabilidade para descreverem as características dos períodos chuvosos e secos das estações pluviométricas na Península da Malásia. Na Europa, Zolina et al. (2013) utilizaram as distribuições geométrica truncada e geométrica truncada fracionada para avaliar os períodos secos e chuvosos durante o período de 1950 a 2009.

Nas últimas décadas nota-se um grande número de distribuições discretas publicadas e muitas das distribuições contínuas desenvolvidas no passado foram discretizadas, como por exemplo as distribuições log-logística (PARA e JAN, 2016; KHORASHADIZADEH et al., 2013), Gama Generalizada (CHAKRABORTY, 2015), Gumbel (CHAKRABORTY e CHAKRAVARTY, 2014), Gama (CHAKRABORTY e CHAKRAVARTY, 2012), Lindley (GÓMEZ-DÉNIZ e CALDERIN-OJEDA, 2011), Burr (KRISHNA e PUNDIR, 2009), Maxwell (KRISHNA e PUNDIR, 2007), Rayleigh (ROY, 2004). No entanto, dentre as variedades de distribuições discretas propostas na literatura a distribuição Gama generalizada discreta se faz notório por dispor de dez casos

particulares que inclui algumas das distribuições discretizadas, como as distribuições discretas Gama, Maxwell e Rayleigh.

Também devido ao fato de a distribuição gama generalizada ser empregada em estudos climáticos, como por exemplo, Thurai e Bringi (2018) aplicaram tal distribuição em busca de ajuste melhores para o diâmetro de gotas de chuva. Assim como, Nadarajah e Gupta (2007) que usaram a mesma distribuição para ajustar os dados do Índice de Gravidade da Seca do estado de Nebraska. Por sua vez, Papalexiou e Koutsoyiannis (2016) constaram que essa distribuição contínua apresentou um desempenho muito bom para descrever a precipitação diária e mensal em estações dispostas por todos os continentes.

Diante do exposto, este trabalho teve como objetivo descrever a duração das sequências de dias chuvosos das séries históricas anuais das estações meteorológicas das capitais brasileiras, assim como avaliar o desempenho do ajuste dos dados à distribuição gama generalizada discreta truncada em zero e dos casos particulares.

PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS

Análises dos dados

Determinação dos dados de estudo

O banco de dados utilizado no estudo foi levantado nos registros do portal do Instituto Nacional de Meteorologia (INMET) para maioria das estações das capitais, exceto para Campo Grande que foi obtido no portal da Agência Nacional das Águas (ANA). Ressalta-se que estação de Porto Velho não foi avaliada por falta de uma série histórica completa com no mínimo 25 anos. Quanto aos dados faltantes não houve preenchimento de falhas e foi estabelecido que a série anual devesse compor no mínimo com três meses de dados completos e consecutivos, caso contrário era descartado o ano.

O critério principal de seleção das estações meteorológicas das capitais brasileiras ocorreu devido elas serem classificadas em sete dos nove tipos de clima existentes no Brasil segundo Dubreuil et al. (2018). E por apresentarem uma abrangência temporal maior de registros de dados nessas estações.

Assim, para o estudo o período utilizado das séries históricas foi 1 de janeiro de 1961 a 31 de dezembro de 2018 para a maioria das estações meteorológicas como segue na

Tabela 1, na qual também constam as informações de latitude (lat.), longitude (lon.) e altitude (alt.).

Tabela 1 - Descrição das séries históricas das estações meteorológicas.

OMM	Estação	Séries históricas		lat.(º)	lon.(º)	alt.(m)
		início	final			
83096	Aracaju	01/01/61	31/12/18	-10,95	-37,04	4,72
82397	Fortaleza	01/01/61	31/12/18	-3,81	-38,53	26,45
82798	João Pessoa	01/01/61	31/12/18	-7,10	-34,86	7,43
82994	Maceió	01/01/61	31/12/18	-9,66	-35,70	64,5
82598	Natal	01/01/61	31/12/18	-5,91	-35,20	48,6
82994	Recife	01/03/61	31/12/18	-8,05	-34,95	10,00
83229	Salvador	01/01/61	31/12/18	-13,01	-38,53	51,41
82280	São Luís	01/01/71	31/12/18	-2,53	-44,21	50,86
82578	Teresina	01/01/71	31/12/18	-5,08	-42,81	74,36
82191	Belém	01/01/61	31/12/18	-1,43	-48,43	10,00
82024	Boa Vista	01/01/72	31/12/18	2,82	-60,66	83,00
82098	Macapá	01/01/68	31/12/18	-0,05	-51,11	14,46
82331	Manaus	01/01/61	31/12/18	-3,10	-60,01	61,25
83033	Palmas	01/01/94	31/12/18	-10,19	-48,30	280,00
82915	Rio Branco	01/06/69	31/12/18	-9,96	-67,8	160,00
83377	Brasília	01/05/62	31/12/18	-15,78	-47,92	1159,54
205401	Campo Grande	01/01/76	31/12/18	-20,45	-54,62	562,00
83361	Cuiabá	01/01/61	31/12/18	-15,61	-56,10	145,00
83423	Goiânia	01/01/61	31/12/18	-16,66	-49,25	741,48
83587	Belo Horizonte	01/01/61	31/12/18	-19,93	-43,93	915,00
83743	Rio de Janeiro	01/01/61	31/12/16	-22,89	-43,18	11,10
83781	São Paulo	01/01/61	31/12/18	-23,50	-46,61	792,06
83648	Vitória	01/01/61	31/12/18	-20,31	-40,31	36,20
83842	Curitiba	01/01/61	31/12/18	-25,43	-49,26	923,50
83897	Florianópolis	01/01/61	31/12/18	-27,58	-48,56	1,84
83967	Porto Alegre	01/01/61	31/12/18	-30,05	-51,16	46,97

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Análise Exploratória

Inicialmente foi estabelecido o limiar para fazer a contagem das sequências com lâminas superior a 5 mm de chuva por dia, pois a intensidade da precipitação acumulada em 24 horas inferior a 5 mm é considerada chuva muito fraca ou chuvisco na literatura, então decidiu-se trabalhar com no mínimo chuva fraca (GOUVEA et al., 2018; SOUZA et al., 2012; LEITE et al., 2011).

De acordo com Mandapaka et al. (2016), o período chuvoso é caracterizado como o número de dias consecutivos com precipitação maior a um limite específico, em seus estudos esses pesquisadores utilizaram os limiares 0,1 e 1 mm/dia. Enquanto Sukla et al. (2012) definiram um dia chuvoso com pelo menos 2,5 mm de chuva, caso contrário era considerado um dia seco (< 2,5 mm). Ao passo que Zolina et al. (2013) utilizaram o limiar acima de 1 mm/dia para o período chuvoso. Moreira et al. (2010) também consideram dias chuvosos com limiar superior a 5 mm/dia.

Assim, a contagem das sequências de dias chuvosos foi realizada por meio da função *rle* pertencente à biblioteca base do software R, então foi realizada a análise exploratória dos dados.

Estimação de máxima verossimilhança

Para estimar os parâmetros via método da máxima verossimilhança, primeiramente, foi averiguado se as observações são independentes e identicamente distribuídas. Com o teste Wald-Wolfowitz verificou-se a aleatoriedade das séries, em que tal teste foi realizado no software R por meio da função *ww.test*. Também utilizou o teste Mann-Kendall sob a hipótese H_0 de verificar se observações são independentes e identicamente distribuídas pela função *mk.test*. Ambos os testes foram realizados via biblioteca *trend* (POHLERT, 2018).

Diante disso, a estimação foi executada pela função *fitdist* da biblioteca *fitdistplus* do software R (DELIGNETTE-MULLER e DUTANG, 2015). Ressalta-se que as estimativas intervalares dos parâmetros foram determinadas pelo método Delta (DAVISON, 2003).

Teste de Aderência

O teste de aderência qui-quadrado foi utilizado para verificar se a distribuição de probabilidade utilizada se ajusta a série de dados avaliados. Tal teste foi realizado pela função *gofstat* do pacote *fitdistplus* do software estatístico R (DELIGNETTE-MULLER e DUTANG, 2015). Para discriminar a melhor distribuição entre os casos particulares da distribuição Gama generalizada discreta truncada em zero, os critérios de informação de Akaike (AIC) e bayesiano (BIC) foram determinados também pela função *gofstat*.

Distribuição de probabilidade

Distribuição gama generalizada discreta

Por meio do método de discretização Chakraborty (2015) utilizou a função de sobrevivência da distribuição gama generalizada (STACY, 1962) para obter uma distribuição discreta. Os pioneiros desse método de discretização foram Toshio Nakagawa e Shunji Osaki em 1975, vale ressaltar que é um dos métodos mais utilizados na literatura. Assim, uma variável aleatória discreta X tem distribuição gama generalizada discreta se sua função massa de probabilidade é dada por:

$$P(X = x \mid k, \theta, c) = \frac{1}{\Gamma(k)}\left[\Gamma\left(k, \left(\frac{x}{\theta}\right)^{c}\right) - \Gamma\left(k, \left(\frac{x+1}{\theta}\right)^{c}\right)\right] \qquad (1)$$

em que $x=0,1,2,\ldots$; $\theta>0$ o parâmetro escala, $k>0$ e $c>0$ são os parâmetros de forma. Denotada por $GaGD(k,\theta,c)$, essa distribuição reduz em *10* casos particulares, tais como: a distribuição gama discreta quando tem-se o parâmetro $c=1$; já com os parâmetros $c=1$ e $\theta=1$ tem-se a distribuição gama discreta com um parâmetro; obtém-se a Geométrica quando têm-se $c=1$ e $k=1$; se os parâmetros forem $c=1$ e $\theta=1$ tem-se a Weibull discreta; com $c=2$ e $k=1$ obtêm-se a distribuição Rayleigh discreta; entre outras distribuições.

Distribuição truncada em zero

Em diversas situações existem análises que a exclusão da não ocorrência do fenômeno probabilístico pode originar melhores resultados, como por exemplo, no estudo sobre número de dias que o paciente ficou internado numa clínica de reabilitação, ou o número de itens na cesta dos clientes na fila do caixa rápido do supermercado, ou o número de ocorrências de dias sucessivos de chuvas no ano num ambiente de clima tropical. Esses exemplos têm algo em comum, pois eles não têm incluso o valor zero, ou seja, o paciente ficou internado pelo menos um dia na clínica, o cliente ficará na fila do pagamento se tiver no mínimo um item para comprar e ao menos terá um dia chuvoso.

Assim, ao retirar da distribuição em estudo à ocorrência de zero ou algum limiar máximo ou mínimo que não pertence ao objetivo do estudo tem-se a distribuição truncada, ou seja, o truncamento é uma característica da distribuição de probabilidade da qual as

observações provêm da não ocorrência de eventos que não sejam adequadamente modelados pela distribuição, então se restringir o domínio original da variável tem-se o modelo truncado (GREENE, 2012).

Segundo Zuur et al. (2009), a forma mais comum de truncamento é a omissão do valor zero. A solução de modificar a distribuição excluindo as observações com zero é chamado de distribuição truncada em zero. Assim, de acordo com Boswell et al. (1979), quando a=1, $b\to\infty$ e X uma variável aleatória discreta tem-se que a função massa de probabilidade da distribuição truncada em zero é dada por:

$$P(X=x)=\frac{P(X=x)}{\sum_a^b P(X=a)}=\frac{P(X=x)}{\sum_1^\infty P(X=1)}=\frac{P(X=x)}{1-P(X=0)}\;; \qquad x=1,2,3,\ldots \tag{2}$$

Distribuição gama generalizada discreta truncada em zero

Considerando que o fato de não chover é a ocorrência que pertence ao período de dias secos, assim para estudar o número de ocorrências de dias sucessivos de chuvas, o zero (0 mm) ou um limiar máximo determinado não faz parte da amostragem, então foi proposto truncar em zero a distribuição gama generalizada discreta. Deste modo, tomando a função massa de probabilidade (1) e truncando em zero essa distribuição conforme a função (2) tem-se que:

$$P(X=x\mid k,\theta,c)=\frac{\left[\Gamma\left(k,\left(\frac{x}{\theta}\right)^c\right)-\Gamma\left(k,\left(\frac{x+1}{\theta}\right)^c\right)\right]}{\Gamma\left(k,\left(\frac{1}{\theta}\right)^c\right)} \tag{3}$$

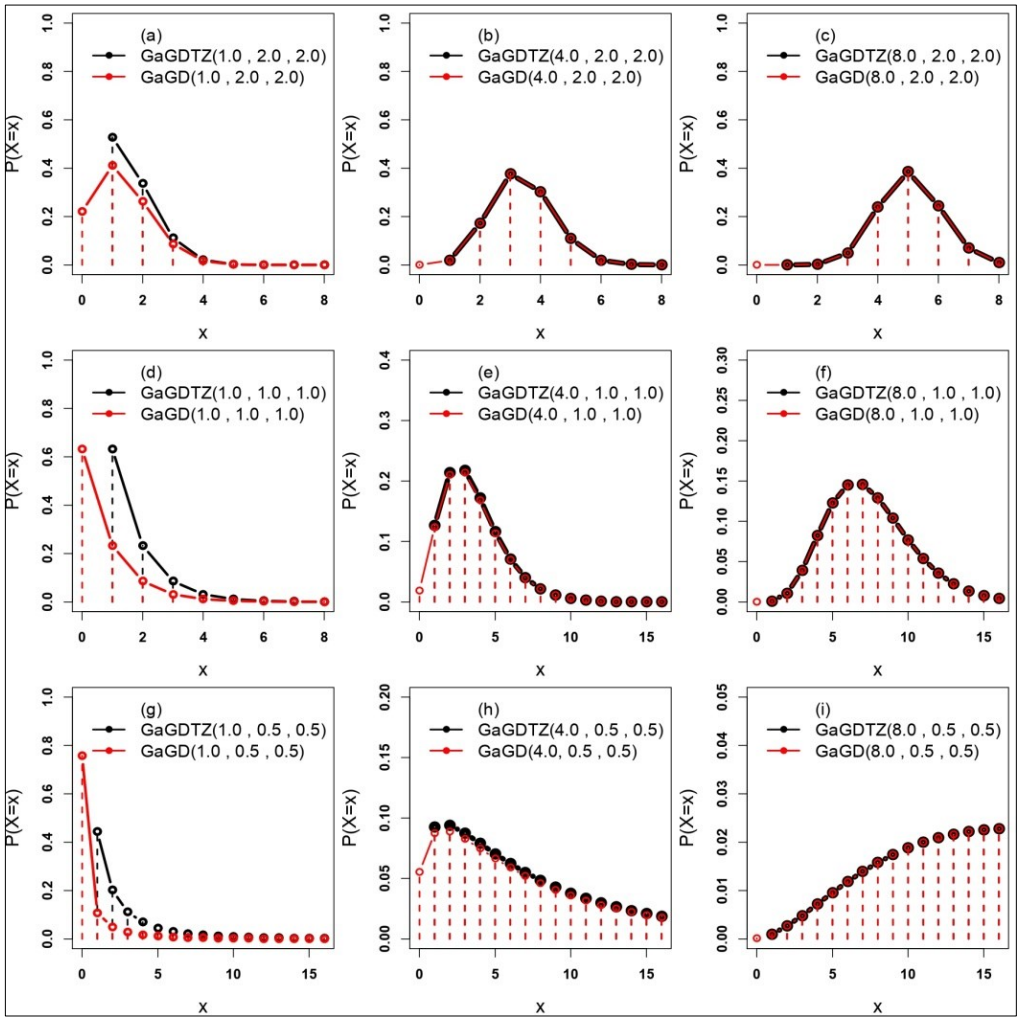
em que x=1,2,3,...; θ>0, k>0 e c>0. A distribuição gama generalizada discreta truncada em zero é denotada por *GaGDTZ*(k,θ,c).

Observando a Figura 1, pode-se notar que a forma do alinhamento da função massa de probabilidade da distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c) é unimodal. Salientando que para os valores dos parâmetros estabelecidos nas Figuras (1a), (1d) e (1g) a distribuição da curva é decrescente com a moda centrada em um, enquanto que nas outras figuras observou-se curva assimétrica apresentando o mesmo contorno da distribuição GaGD(k,θ,c), porém iniciando no valor 1.

Ressalta-se também a flexibilidade da distribuição, por exemplo, para os parâmetros estabelecidos na Figura (1a), exatamente, no ponto *5* a probabilidade está próxima de zero,

isto é, P(X=5 | $k=1$, $\theta=2$, $c=2$) ≅ 0, enquanto que no ponto *5* da Figura (1d) tem-se P(X=5 | $k=1$, $\theta=1$, $c=1$) > 1%, já na Figura (1g) tem-se no ponto *5* a P(X=5 | $k=1$, θ=0,5, c=0,5) > 4%, tais fatos são importantes na descrição do número de ocorrências de dias sucessivos de chuvas devido a diversidade climática e consequentemente a amplitude das ocorrências dessas sequências diferem entre as estações meteorológicas.

Figura 1 - Representação gráfica das funções massa de probabilidade *GaGDTZ*(k,θ,c) e *GaGD*(k,θ,c) para algumas configurações .



Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Para a obtenção das estimativas dos parâmetros da distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c), uns dos métodos utilizados é da máxima verossimilhança, em que os estimadores são obtidos por meio da maximização da função de verossimilhança. Assim se a amostra aleatória x_1,x_2,...,x_n for independente e identicamente distribuída, tem-se a função de verossimilhança dada por:

$$L(k,\theta,c \mid \boldsymbol{x}) = \prod_{i=1}^{n} \frac{\left[\Gamma\left(k,\left(\frac{x}{\theta}\right)^{c},\left(\frac{x+1}{\theta}\right)^{c}\right)\right]}{\Gamma\left(k,\left(\frac{1}{\theta}\right)^{c}\right)} \qquad (4)$$

aplicando o logaritmo natural em (4) tem-se a função de log verossimilhança:

$$l(k,\theta,c \mid \boldsymbol{x}) = \sum_{1}^{n} log\left[\Gamma\left(k,\left(\frac{x}{\theta}\right)^{c},\left(\frac{x+1}{\theta}\right)^{c}\right)\right] - \sum_{i=1}^{n} log\left[\Gamma\left(k,\left(\frac{1}{\theta}\right)^{c}\right)\right] \quad . \qquad (5)$$

Deste modo, as estimativas de *k*, θ e *c* são as raízes do sistema formado pelas derivadas parciais de (5), isto é, $\frac{\partial}{\partial k} l(k,\theta,c \mid \boldsymbol{x}) = 0$, $\frac{\partial}{\partial \theta} l(k,\theta,c \mid \boldsymbol{x}) = 0$ e $\frac{\partial}{\partial c} l(k,\theta,c \mid \boldsymbol{x}) = 0$, no entanto as equações de verossimilhança não têm solução de forma fechada, havendo necessidade de um método numérico para encontrar a solução deste sistema não linear.

Saliente-se ainda que distribuições relevantes podem ser obtidas a partir da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), denominados de casos particulares ou especiais, que seguem apresentados no Quadro 1.

Quadro 1 - Casos particulares da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*).

Parâmetro	Distribuição
c=1	gama discreta truncada em zero $P(X = x \mid k,\theta) = \left[\Gamma\left(k,\left(\frac{x}{\theta}\right)\right) - \Gamma\left(k,\left(\frac{x+1}{\theta}\right)\right)\right] \Big/ \Gamma\left(k,\left(\frac{1}{\theta}\right)\right)$ em que $x = 1,2,3,\ldots; k > 0;\ \theta > 0$
c=1 θ=1	gama discreta truncada em zero com um parâmetro $P(X = x \mid k) = [\Gamma(k,x) - \Gamma(k,x+1)]/\Gamma(k)$ em que $x = 1,2,3,\ldots; k > 0$
k=1	Weibull discreta truncada em zero $P(X = x \mid q,c) = \left[q^{x^c} - q^{(x+1)^c}\right]/q^c$ em que $q = e^{-(1/\theta)^c}; x = 1,2,3,\ldots; 0 < q < 1;\ c > 0$
c=1 *k*=1	geométrica truncada em zero (Klugman et al., 2012) $P(X = x \mid q) = \left[q^x - q^{(x+1)}\right]/q = (1-q)q^{x-1}$ em que $q = e^{-(1/\theta)}; x = 1,2,3,\ldots; 0 < q < 1$
c=2 *k*=1	Rayleigh discreta truncada em zero $P(X = x \mid q) = \left[q^{x^2} - q^{(x+1)^2}\right]/q^2$ em que $q = e^{-(1/\theta)^2}; x = 1,2,3,\ldots; 0 < q < 1$

Quadro 1 - Casos particulares da distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c). (*Continuação)*...

Parâmetro	Distribuição
$c=2$ $k \to k/2$	Rayleigh generalizada discreta truncada em zero $P(X = x \mid k, \theta) = \left[\Gamma\left(\frac{k}{2}, \left(\frac{x}{\theta}\right)^2\right) - \Gamma\left(\frac{k}{2}, \left(\frac{x+1}{\theta}\right)^2\right)\right] \Big/ \Gamma\left(\frac{k}{2}, \left(\frac{1}{\theta}\right)^2\right)$ em que $x = 1,2,3, \ldots; k > 0;\ \theta > 0$
$c=2$ $k \to 3/2$ $\theta \to \sqrt{\theta}$	Maxwell-Boltzmann discreta truncada em zero $P(X = x \mid \theta) = \left[\Gamma\left(\frac{3}{2}, \left(\frac{x}{\theta}\right)^2\right) - \Gamma\left(\frac{3}{2}, \left(\frac{x+1}{\theta}\right)^2\right)\right] \Big/ \Gamma\left(\frac{3}{2}, \left(\frac{1}{\theta}\right)^2\right)$ em que $x = 1,2,3, \ldots;\ \theta > 0$
$c=2$ $k \to 1/2$	half-normal discreta truncada em zero $P(X = x \mid a, b) = \left[\Phi\left(b\sqrt{2}\right) - \Phi\left(a\sqrt{2}\right)\right] / \Phi\left((b-a)\sqrt{2}\right)$ em que $a = x/\theta; b = (x+1)/\theta;\ x = 1,2,3, \ldots; b > a > 0;\ \theta > 0$
$k \to \infty$ $\mu = log\ \theta + 1/c\ \ log\ k$ $\sigma = 1/c\sqrt{k}$	log-normal discreta truncada em zero $P(X = x \mid \mu, \sigma) = \left[\Phi\left(\frac{log(x+1) - \mu}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{log(x) - \mu}{\sigma}\right)\right] \Big/ \Phi\left(\frac{-\mu}{\sigma}\right)$ em que $x = 1,2,3, \ldots; \mu > 0;\ \sigma > 0$
$c=2$	hidrografic discreta truncada em zero $P(X = x \mid k, \theta) = \int_x^{x+1} u^{(2k-1)} e^{-(u/\theta)^2} du \Big/ \int_1^{\infty} u^{(2k-1)} e^{-(u/\theta)^2} du$ em que $x = 1,2,3, \ldots; k > 0;\ \theta > 0$

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

RESULTADOS E DISCUSSÕES

Análise Exploratória

A análise exploratória da duração das sequências de dias chuvosos para as séries históricas das capitais brasileiras indicou por meio do coeficiente de variação que variabilidade dos dias sucessivos de chuvas apresentou-se grande, uma vez que o menor coeficiente de variação foi superior a 47% (Tabela 2). Deste modo, destaca-se que a moda e a mediana foram de 1 dia para todas as capitais, isto é, sem dias consecutivos de chuvas, evidenciando as estações de Campo Grande e Cuiabá que também foram de 1 dia no terceiro quartil, significando que 75% dos dias chuvosos das séries avaliadas não tiveram chuvas no dia seguinte. Ressalta-se ainda que o máximo do tamanho das sequências de dias

chuvosos em Campo Grande foi de 6 dias e em Cuiabá foi de 7 dias, as menores sequências máximas entre as capitais e o maior ocorreu em Fortaleza (Tabela 2).

Tabela 2 - Análise descritiva da duração das sequências de dias chuvosos das séries históricas de 1961 a 2018 das estações meteorológicas.

Estação	n	mo	md	Q_3	$\bar{x}$	max	A	sd	cv (%)
Aracaju	3101	1	1	2	1,69	15	14	1,20	71,17
Fortaleza	3237	1	1	2	1,90	22	21	1,56	81,91
João Pessoa	4059	1	1	2	1,80	12	11	1,26	70,30
Maceió	3818	1	1	2	1,98	16	15	1,60	80,78
Natal	2916	1	1	2	1,69	12	11	1,18	69,76
Recife	5560	1	1	2	1,92	16	15	1,50	78,52
Salvador	4080	1	1	2	1,79	13	12	1,29	71,97
São Luís	4086	1	1	2	1,95	15	14	1,51	77,51
Teresina	2164	1	1	2	1,53	10	9	1,01	65,82
Belém	8273	1	1	2	2,03	15	14	1,72	84,79
Boa Vista	2830	1	1	2	1,73	14	13	1,26	72,67
Macapá	5565	1	1	2	1,96	11	10	1,47	75,09
Manaus	5444	1	1	2	1,61	16	15	1,06	65,73
Palmas	1895	1	1	2	1,60	10	9	1,02	64,02
Rio Branco	3867	1	1	2	1,47	10	9	0,89	60,14
Brasília	3937	1	1	2	1,68	12	11	1,19	70,99
Campo Grande	2106	1	1	1	1,29	6	5	0,61	47,56
Cuiabá	2995	1	1	1	1,44	7	6	0,85	59,04
Goiânia	4210	1	1	2	1,65	10	9	1,12	67,94
Belo Horizonte	3413	1	1	2	1,82	15	14	1,42	77,73
Rio de Janeiro	1795	1	1	2	1,48	8	7	0,82	55,25
São Paulo	3984	1	1	2	1,58	10	9	0,99	63,30
Vitória	2628	1	1	2	1,56	10	9	0,99	63,78
Curitiba	3845	1	1	2	1,54	10	9	0,91	59,01
Florianópolis	3268	1	1	2	1,57	9	8	0,94	59,83
Porto Alegre	3835	1	1	2	1,48	9	8	0,82	55,71

Legenda: moda (mo); mediana (md); 3º quartil (Q_3); média ($\bar{x}$); amplitude (A); valor máximo (max); desvio padrão (sd); coeficiente de variação (cv).

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

No estudo de Li et al. (2017), caracterizando os períodos úmidos e secos da China, tais pesquisadores declararam que o período de 1 dia de chuva dominava sobre todos os climas (>0,1mm/dia), o mesmo foi observado para o 1 dia sem chuva consecutiva. Nas quatro estações meteorológicas da região do delta de Mahanadi na Índia (Bhubaneswar, Cuttack, Paradip e Puri) avaliadas por Sukla et al. (2012), também apresentaram variabilidade alta e moda de 1 dia chuvoso (≥2,5mm/dia). O mesmo resultado foi constatado por Deni et al. (2010) (≥1,0mm/dia), Deni e Jemain (2009) (>0,1mm/dia), Deni et al. (2008)

(>0,1mm/dia) em que as estações pluviométricas avaliadas apresentaram moda 1 e variabilidade alta no tamanho de dias chuvosos. No trabalho de Zolina et al. (2013) estações europeias também apresentaram moda 1 dia chuvoso (>1,0mm/dia).

Salienta-se que a validade das suposições de que as séries históricas na duração das sequências de dias chuvosos das capitais, com nível de significância de 5%, mostraram-se independentes e identicamente distribuídas, segundo os testes Mann-Kendall e Wald-Wolfowitz.

O teste de qualidade de ajuste indicou que a distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c) apresenta um bom ajuste à duração das sequências de dias chuvosos das estações meteorológicas das capitais brasileiras, isto é, com nível de significância de 1% o teste qui-quadrado (χ^2) de aderência apontou que todas as estações apresentaram ajustes adequados. Tal ajuste mostrou-se também adequado com nível de significância de 10% exceto para estação de São Paulo (Tabela 3).

Tabela 3 - Teste de aderência qui-quadrado da distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c) ajustada à duração das sequências de dias chuvosos das capitais brasileiras de 1961 a 2018.

Estatística do teste	**Estação**					
Nordeste	Aracaju	Fortaleza	João Pessoa	Maceió		Natal
χ^2	5,005	10,215	0,4033	9,030		5,173
p valor	0,543	0,422	0,999	0,250		0,522
Nordeste	Recife		Salvador	São Luís		Teresina
χ^2	11,073		1,223	7,008		2,815
p valor	0,271		0,543	0,428		0,589
Norte	Belém	Boa Vista	Macapá	Manaus	Palmas	Rio Branco
χ^2	7,816	5,114	5,751	1,876	2,896	5,079
p valor	0,647	0,529	0,569	0,759	0,575	0,166
Centro-Oeste	Brasília		Campo Grande	Cuiabá		Goiânia
χ^2	6,315		1,662	4,823		4,050
p valor	0,277		0,197	0,185		0,399
Sudeste	Belo Horizonte		Rio de Janeiro	São Paulo		Vitória
χ^2	3,209		1,020	6,802		3,910
p valor	0,201		0,600	0,033		0,418
Sul	Curitiba		Florianópolis		Porto Alegre	
χ^2	2,170		3,159		5,501	
p valor	0,141		0,368		0,139	

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Análise dos casos particulares

Para análise dos casos particulares da distribuição *GaGDTZ*(k,θ,c) os resultados foram apresentados por regiões.

Região Nordeste

A Tabela 4 apresenta as estimativas intervalares dos parâmetros da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), juntamente com as análises das distribuições dos casos particulares, porém, consta apenas os testes de aderência para pelo menos duas estações com ajuste adequado, consequentemente, também para os critérios informações AIC e BIC.

Assim, descrevendo a estação de Aracaju (Tabela 4), tem-se que o intervalo de confiança (IC) de *95%* do parâmetro *c* não contém o valor 2, sugerindo que a distribuição estudada não reduzirá nas distribuições discretas truncadas em zero: Rayleigh, Rayleigh generalizada, hidrografic, Maxwell e half-normal. Mas contém o valor 1 nas estimativas intervalares dos parâmetros *c*, θ, *k*, indicando que a distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) pode reduzir nas distribuições discretas truncadas em zero: Gama (*GaDTZ*(*k*,θ)), Gama com 1 parâmetro (*GaDTZ*(*k*)), Geométrica (*GeoTZ*(*q*)), Weibull (*WeDTZ*(*q*,*c*)). No entanto, as distribuições *GaDTZ*(*k*) e *GeoTZ*(*q*) não tiveram ajustes adequados, possivelmente, pela amplitude da duração das sequências de chuvas ser extensa e pelas frequências dos valores esperados dessas duas distribuições divergirem dos valores observados. Acrescenta-se ainda que a estimativa intervalar do parâmetro *k* parece ser longa, um indicativo que a distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) pode reduzir na distribuição log-normal discreta truncada em zero (*LNDTZ*(*μ*,*σ*)), como confirmado pelo teste de aderência.

Tabela 4 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas à duração das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Nordeste de 1961 a 2018.

Estação / Par		IC (95%) LI	IC (95%) LS	Teste / Critérios	Distribuição GaDTZ	Distribuição WeDTZ	Distribuição LNDTZ
Aracaju				χ^2	3,639	2,634	1,814
	k	0,210	8,799	p valor	0,725	0,853	0,874
	θ	0,049	4,637	AIC	4181,0	**4179,9**	4181,2
	c	0,443	1,152	BIC	4192,1	**4190,9**	4197,7
Fortaleza				χ^2	11,822	8,338	3,695
	k	1,348	8,689	p valor	0,159	0,401	0,814
	θ	0,009	1,003	AIC	4457,9	4453,8	**4449,9**
	c	0,382	0,716	BIC	4468,8	**4464,6**	4466,2
João Pessoa				χ^2	1,701	1,057	1,565
	k	0,305	9,345	p valor	0,974	0,994	0,955
	θ	0,051	5,612	AIC	**5573,6**	**5573,2**	5577,2
	c	0,449	1,266	BIC	**5585,0**	**5584,6**	5594,3

Tabela 4 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas à duração das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Nordeste de 1961 a 2018. (*Continuação)...*

Estação / Par		IC (95%) LI	IC (95%) LS	Teste / Critérios	Distribuição GaDTZ	Distribuição WeDTZ	Distribuição LNDTZ
Maceió				χ^2	10,775	9,213	11,226
	k	0,204	7,332	p valor	0,215	0,325	0,129
	θ	0,067	5,830	AIC	**5264,9**	**5264,0**	5269,0
	c	0,433	1,120	BIC	**5276,0**	**5275,1**	5285,7
Natal				χ^2	7,113	5,726	3,529
	k	0,173	5,504	p valor	0,311	0,455	0,619
	θ	0,169	3,865	AIC	3937,1	**3936,0**	**3936,1**
	c	0,555	1,258	BIC	3948,1	**3946,9**	3952,4
Recife				χ^2	4,163	3,061	6,817
	k	0,320	6,760	p valor	0,900	0,962	0,556
	θ	0,058	4,105	AIC	7661,0	**7659,6**	7665,1
	c	0,441	1,032	BIC	7673,0	**7671,6**	7683,0
Salvador				χ^2	2,668	2,019	2,977
	k	0,186	9,593	p valor	0,849	0,918	0,704
	θ	0,061	6,655	AIC	**5588,2**	**5587,5**	5590,9
	c	0,446	1,321	BIC	**5599,7**	**5598,9**	5608,1
São Luís				χ^2	7,806	7,096	9,556
	k	0,257	7,421	p valor	0,453	0,526	0,215
	θ	0,070	5,538	AIC	**5644,6**	**5644,0**	5649,3
	c	0,447	1,161	BIC	**5655,3**	**5654,8**	5666,2
Teresina				χ^2	18,860	1,799	3,386
	k	< 0,000	6,498	p valor	0,0008	0,773	0,336
	θ	0,750	2,119	AIC		**2776,7**	2780,9
	c	0,702	1,189	BIC		**2787,2**	2796,6

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Em todas as estações das capitais da Região Nordeste pode-se notar uma amplitude longa e o valor 1 contido nas estimativas intervalares dos parâmetros *k* e θ, contudo constatou-se pelo teste qui-quadrado que as distribuições *WeDTZ*(*q*,*c*) e *LNDTZ*(*μ*,*σ*) foram adequadas para todas as capitais. Com ajuda dos critérios de informações AIC e BIC verificou-se que a distribuição *WeDTZ*(*q*,*c*) apresentou o melhor desempenho nos ajustes ao número de ocorrências de dias sucessivos de chuvas para todas as estações, exceto em Fortaleza que AIC foi menor para a distribuição *LNDTZ(μ,σ)* (Tab. 4).

Região Norte

Avaliando as estimativas intervalares dos parâmetros apresentadas na Tabela 5, constatou-se que o valor 2 não está contido nos intervalos dos parâmetros *c,* mas o valor 1 está contido nos intervalos dos parâmetros *k,* θ*, c* das estações avaliadas, exceto a de Manaus, dessa forma sugerindo que a distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) pode reduzir em alguns dos seus casos particulares.

Tabela 5 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição GaGDTZ(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas ao tamanho das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Norte de 1961 a 2018.

Estação / Par	IC (95%) LI	IC (95%) LS	Teste / Critérios	Distribuição GaDTZ	Distribuição GaD1TZ	Distribuição WeDTZ	Distribuição LNDTZ
Belém			χ^2	10,404	2029,02	7,785	13,528
k	0,016	5,780	p valor	0,494	< 0,000	0,732	0,196
θ	0,391	5,442	AIC	**11343,2**		**11342,4**	11352,9
c	0,549	1,154	BIC	**11355,8**		**11355,0**	11371,8
Boa Vista			χ^2	4,343	59,344	4,160	5,816
k	0,021	8,856	p valor	0,630	< 0,000	0,655	0,325
θ	0,254	5,706	AIC	**3841,4**		**3841,3**	3845,5
c	0,547	1,394	BIC	3879,3		**3861,7**	3869,3
Macapá			χ^2	6,612	1934,15	5,513	7,586
k	0,177	7,010	p valor	0,579	< 0,000	0,702	0,371
θ	0,134	6,737	AIC	**7702,0**		**7701,7**	7709,9
c	0,492	1,372	BIC	**7713,9**		**7713,6**	7727,7
Manaus			χ^2	3,516	11,877	2,960	2,361
k	1,446	11,773	p valor	0,621	0,065	0,706	0,670
θ	0,007	1,184	AIC	7215,2	7222,4	7213,6	**7212,0**
c	0,398	0,831	BIC	7227,4	7228,6	**7225,8**	7230,4
Palmas			χ^2	4,371	5,724	4,058	1,850
k	0,855	9,556	p valor	0,358	0,334	0,398	0,604
θ	0,027	2,085	AIC	**2510,9**	**2510,0**	**2510,5**	**2510,1**
c	0,462	1,028	BIC	2521,0	**2515,0**	2520,6	2525,3
Rio Branco			χ^2	5,216	8,444	5,094	6,186
k	0,006	8,718	p valor	0,266	0,133	0,278	0,103
θ	0,493	3,270	AIC	**4853,5**	**4853,7**	**4853,3**	4857,0
c	0,727	1,448	BIC	4865,2	**4859,6**	4865,1	4874,6

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Assim sendo, o teste qui-quadrado mostrou que as distribuições *GaDTZ*(*k*,θ), *WeDTZ*(*q*,*c*) e *LNDTZ(μ,σ)* apresentaram-se bem ajustadas ao tamanho das sequências de dias chuvosos para todas as estações, enquanto que as distribuições *GaDTZ*(*k*) e *GeoTZ*(*q*) não foram adequadas em todas as capitais da Região Norte (Tabela 5).

Deste modo, com auxílio dos critérios de informação exposta na Tabela 5 pode-se constatar que as distribuições *WeDTZ*(*q*,*c*) e *GaDTZ*(*k*,θ) apresentaram os melhores ajustes para maioria das estações, exceto para estação de Manaus em que o critério AIC para distribuição *LNDTZ(μ,σ)* apresentou o menor valor, mas o critério BIC foi menor para *WeDTZ*(*q*,*c*).

Região Centro-Oeste

Analisando as estimativas intervalares dos parâmetros *k,* θ*, c*, apresentadas na Tabela 6, pode-se observar que o valor 1 está contido nos intervalos, mas amplitude do intervalo de confiança do parâmetro *k* foi longa apenas para estação de Cuiabá, isso refletiu na redução

da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) em *LNDTZ*(*μ*,*σ*), observou-se também que as distribuições *GaDTZ*(*k*,θ) e *WeDTZ*(*q*,*c*) apresentaram ajustes adequados à duração das sequências de dias chuvosos para todas as capitais da Região Centro-Oeste.

Tabela 6 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas à duração das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Centro-Oeste de 1961 a 2018.

Estação	IC (95%)		Teste	Distribuição	
/ Par	LI	LS	/Critérios	GaDTZ	WeDTZ
Brasília			χ^2	5,531	7,114
k	0,555	1,835	p valor	0,355	0,212
θ	0,647	1,931	AIC	**5279,5**	5281,4
c	0,830	1,229	BIC	**5291,0**	5293,0
Campo Grande			χ^2	1,480	1,533
k	0,598	1,705	p valor	0,477	0,465
θ	0,723	1,411	AIC	**2247,4**	**2247,5**
c	1,095	1,499	BIC	2258,2	2258,3
Cuiabá			χ^2	5,179	4,678
k	0,029	5,466	p valor	0,269	0,322
θ	0,312	2,812	AIC	**3681,8**	**3681,6**
c	0,658	1,319	BIC	3693,1	3692,9
Goiânia			χ^2	4,356	5,377
k	< 0,000	1,927	p valor	0,499	0,372
θ	1,620	2,592	AIC	**5625,5**	**5626,5**
c	0,939	1,314	BIC	**5637,2**	**5638,2**

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Assim, com auxílio dos critérios de informações AIC e BIC para discriminar o melhor desempenho do ajuste entre as distribuições particulares, constatou-se que *GaDTZ*(*k*,θ) e *WeDTZ*(*q*,*c*) apresentaram valores muito próximos, exceto para estação de Campo Grande que a distribuição mais adequada para o ajuste foi a *GeoTZ*(*q*) (χ^2=1,640; p valor=0,650; AIC=2245,6; BIC=2250,9).

Região Sudeste

Avaliando as estimativas intervalares da Região Sudeste apresentadas na Tabela 7, notou-se em comum que os intervalos de confiança do parâmetro *c* contém o valor 1 para a maioria das estações, com exceção da estação de São Paulo. Assim, pode-se constatar que a

distribuição *GaDTZ*(*k*,θ) e *WeDTZ*(*q*,*c*) apresentaram um bom desempenho no ajuste do tamanho das sequências de chuvas das estações de Belo Horizonte, Rio de Janeiro e Vitória. Contudo, a estação de São Paulo não seguiu o mesmo resultado, pois apenas a distribuição *LNDTZ(μ,σ)* não foi rejeitada, com nível de 1% de significância, no teste de aderência, como já sinalizado na estimação intervalar.

Tabela 7 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas à duração das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Sudeste de 1961 a 2018.

Estação	IC (95%)		Teste	Distribuição			
/ Par	LI	LS	/Critérios	GaDTZ	WeDTZ	LNDTZ	GeoTZ
Belo Horizonte			χ^2	10,752	10,022	13,598	56,202
k	<0,000	7,875	p valor	0,096	0,124	0,035	< 0,000
θ	1,419	2,764	AIC	4662,8	**4661,9**	4668,1	
c	0,777	1,150	BIC	**4673,9**	**4673,0**	4677,2	
Rio de Janeiro			χ^2	0,862	0,818	2,791	3,078
k	0,141	6,678	p valor	0,835	0,845	0,248	0,545
θ	0,276	4,197	AIC	**2268,3**	**2268,4**	2271,4	**2268,2**
c	0,686	1,822	BIC	2278,5	2278,6	2286,7	**2273,3**
São Paulo			χ^2	20,031	18,425	6,421	22,062
k	3,141	8,661	p valor	0,001	0,002	0,267	0,001
θ	0,017	0,241	AIC			**5225,1**	
c	0,474	0,682	BIC			**5236,7**	
Vitória			χ^2	4,984	4,166	1,804	10,772
k	0,475	8,942	p valor	0,418	0,526	0,772	0,096
θ	0,037	2,862	AIC	**3437,0**	**3436,3**	**3436,4**	3438,6
c	0,467	1,106	BIC	3447,8	3447,1	3452,7	**3444,0**

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

Para discriminar a melhor distribuição dos casos particulares da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), os critérios de informações AIC e BIC apresentaram valores muito próximos entre as distribuições, indicando que *GaDTZ*(*k*,θ) e *WeDTZ*(*q*,*c*) forneceram os melhores ajustes à duração das sequências de dias chuvosos para todas as capitais da Região Sudeste, exceto em São Paulo que a distribuição *LNDTZ*(*μ*,*σ*) apresentou melhor desempenho (Tabela 7).

Região Sul

Observa-se que o intervalo de confiança do parâmetro *c* contém o valor 1 nas estações de Curitiba e Florianópolis, enquanto que na estação de Porto Alegre não contém, mas nota-se uma amplitude longa da estimativa intervalar do parâmetro *k*, podendo constatar que isso reflete nos ajustes adequados indicados pelo teste qui-quadrado, ou seja, houve bons ajustes com distribuições *GaDTZ*(*k*,θ), *GeoTZ*(*q*), *GaDTZ*(*k*). Assim como para a distribuição *LNDTZ*(*μ*,*σ*) que a amplitude intervalar do parâmetro *k* mostrou-se ser longa, bem como a distribuição *WeDTZ*(*q*,*c*) que contém valor 1 na estimativa intervalar do parâmetro θ nas estações de Curitiba (χ^2=3,038; p valor=0,551; AIC=4977,0; BIC=4988,6) e Florianópolis (χ^2=2,037; p valor=0,729; AIC=4286,6; BIC=4297,9) (Tabela 8).

Tabela 8 - Estimativas intervalares (IC) dos parâmetros (Par) da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*), teste de aderência qui-quadrado e critérios de informação para as distribuições ajustadas à duração das sequências de dias chuvosos das capitais da Região Sul - 1961 a 2018.

Estação	IC(95%)		Teste	Distribuição			
/ Par	LI	LS	/ Critérios	GaDTZ	GaD1TZ	LNDTZ	GeoTZ
Curitiba			χ^2	3,041	3,304	6,216	3,037
k	0,106	8,415	p valor	0,551	0,653	0,102	0,694
θ	0,189	5,289	AIC	4977,0	**4975,3**	4982,3	**4975,0**
c	0,593	1,751	BIC	4988,6	**4981,2**	4999,8	**4980,8**
Florianópolis			χ^2	2,044	2,059	6,162	2,038
k	0,081	8,610	p valor	0,728	0,841	0,104	0,844
θ	0,227	5,923	AIC	4286,7	**4284,8**	4293,7	**4284,7**
c	0,599	1,880	BIC	4297,9	**4290,4**	4310,7	**4290,3**
Porto Alegre			χ^2	10,026	21,778	3,060	15,255
k	2,712	9,766	p valor	0,040	0,001	0,548	0,009
θ	0,025	0,477	AIC	4832,4		**4826,6**	
c	0,526	0,844	BIC	4844,2		**4844,2**	

Fonte: Elaborado pelos autores (2020)

É importante ressaltar que as estações com amplitudes da duração das sequências superiores a 12 dias sucessivos de chuvas não tiveram ajustes adequados para as distribuições *GaDTZ*(*k*) e a *GeoTZ*(*q*). Mas pode-se constatar que essas duas distribuições mencionadas apresentaram melhores ajustes em estações com amplitudes das sequências inferiores a 13 dias sucessivos de chuvas, salvo por exemplo as estações de Porto Alegre, São Paulo e Teresina, em razão das frequências dos valores observados diferirem dos valores

esperados dessas duas distribuições, logo a adequação dos ajustes das distribuições *GaDTZ*(*k*) e *GeoTZ*(*q*) dependem da amplitude curta da duração das sequências dias chuvosos e dos valores esperados próximos dos valores observados.

No trabalho de Deni et al. (2008) o ajuste da distribuição geométrica não foi adequado para a duração das sequências de dias chuvosos nas 10 estações pluviométricas da Península da Malásia avaliadas, ressaltando que as amplitudes da duração das sequências foram acima de 17 dias sucessivos de chuvas com moda centrado em 1 para todas as estações. Enquanto as estações pluviométricas avaliadas por Zolina et al. (2013) (Escandinava, Suécia, Holanda, norte da Rússia, sudeste da Europa) apresentaram ajustes adequados com a distribuição *GeoTZ*(*q*) e a amplitude da duração das sequências de dias chuvosos das estações foram inferiores a 15 dias e moda 1.

CONCLUSÕES

Diante dos resultados obtidos, constatou-se que o maior número de dias chuvosos ao longo da série histórica avaliada foi registrado na estação de Belém, enquanto a maior sequência de dias consecutivos chuvosos foi de 22 dias ocorrido em Fortaleza e a menor foi de 6 dias em Campo Grande.

Acrescenta-se também que a flexibilidade da função massa de probabilidade da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) foi eficiente para ajustar todas as séries históricas anuais da duração das sequências de dias chuvosos das capitais brasileiras, uma vez que a distribuição mostrou um bom desempenho nos ajustes dos dados, sendo que o Brasil apresenta uma grande variabilidade climática e sete dos nove tipos de clima, classificados por Dubreuil et al. (2018), que existem no Brasil estão presentes nas capitais.

Ressalta-se que as estimativas intervalares dos parâmetros da distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) foram bons indicadores para apontar quais das distribuições dos casos especiais fornecem ajustes adequados para o tamanho das sequências de dias chuvosos das capitais. Deste modo, os resultados mostraram que utilizar distribuição *GaGDTZ*(*k*,θ,*c*) é vantajosa, visto que ela ainda pode indicar se algumas das 10 distribuições dos casos particulares fornecem ajustes adequados.

REFERÊNCIAS

BAZZANO, Marcos Gabriel Peñalva; ELTZ, Flávio Luiz Foletto; CASSOL, Elemar Antonino. Erosividade, coeficiente de chuva, padrões e período de retorno das chuvas de Quaraí, RS. **Revista Brasileira de Ciência do Solo**, Viçosa, v.31, n.5, p.1205-1217, 2007.

BOSWELl, Marllyn; ORD, Keith; PATIL, Ganapati Parashuram. Chance mechanisms underlying univariate distributions. **Statistical distributions in ecological work**, Fairland, v.3, p.1-156, 1979.

CALOIERO, Tommaso; COSCARELLI, Roberto; FERRARI, Ennio SIRANGELO, Beniamino. Analysis of Dry Spells in Southern Italy (Calabria). **Water**, Basel, v.12, n.7, p.3009-3023, 2015.

CHAKRABORTY, Subrata. A new discrete distribution related to generalized gamma distribution and its properties. **Communications in Statistics - Theory and Methods**, London, v.44, n.8, p.1691-1705, 2015.

CHAKRABORTY, Subrata; CHAKRAVARTY, Dhrubajyoti. Discrete gamma distributions: properties and parameter estimation. **Communications in Statistics - Theory and Methods**, London, v.41, n.18, p.3301-3324, 2012.

CHAKRABORTY, Subrata; CHAKRAVARTY, Dhrubajyoti. A discrete Gumbel distribution. **arXiv**, Ithaca, *1410.7568 [math.ST]*, Outubro, 2014.

DAVISON, Anthony. **Statistical Models**. Cambridge: Cambridge University Press, 2011.

DELIGNETTE-MULLER, Marie Laure; DUTANG, Christophe. fitdistrplus: An R Package for Fitting Distributions. **Journal of Statistical Software**, Innsbruck, v.64, n.4, p.1-34, 2015.

DENI, Sayang Mohd; JEMAIN, Abdul Aziz. Fitting the distribution of dry and wet spells with alternative probability models. **Meteorology and Atmospheric Physics**, Malden, v.104, p.13-27, 2009.

DENI, Sayang Mohd; JEMAIN, Abdul Aziz; IBRAHIM, Kamarulzaman. The best probability models for dry and wet spells in Peninsular Malaysia during monsoon seasons. **International Journal of Climatology**, Malden, v.30, n.8, p.1194-1205, 2010.

DENI, Sayang Mohd; JEMAIN, Abdul Aziz; IBRAHIM, Kamarulzaman. The spatial distribution of wet and dry spells over Peninsular Malaysia. **Theoretical and Applied Climatology**, Malden, v.94, p.163-173, 2008.

DUBREUIL, Vincent; FANTE, Karime Pechutti**,** Olivier Planchon; SANT'ANNA NETO, João Lima. Os tipos de climas anuais no Brasil: uma aplicação da classificação de Köppen de 1961 a 2015. **Revista franco-brasileira de geografia**, São Paulo, v.37, n.37, 2018.

GÓMEZ-DÉNIZ, Emilio; CALDERIN-OJEDA, Enrique. The discrete Lindley distribution: properties and applications. **Journal of Statistical Computation and Simulation**, London, v.81, n.11, p.1405-1416, 2011.

GOUVEA, Regina Luiza; CAMPOS, Cláudia Camargo; MENEZES, João Thadeu; MOREIRA, Genésio Freitas. Análise de frequência de precipitação e caracterização de anos secos e chuvosos para a bacia do rio Itajaí. **Revista Brasileira de Climatologia**, Curitiba, v. 22, p.309-323, 2018.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 7. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2012.

KHORASHADIZADEH, Mohammad; REZAEI ROKNABADI, Abdol Hamid; MOHTASHAMI BORZADARAN, Gholam Reza. Characterization of Life Distributions Using Log-odds Rate in Discrete Aging. **Communications in Statistics - Theory and Methods**, London, v.42, n.1, p.76-87, 2013.

KLUGMAN, Stuart; PANJER, Harry; WILLMOT, Gordon. **Loss Models: From Data to Decisions**. 4. ed. New Jersey: John Wiley, 2012.

KRISHNA, Hare; PUNDIR, Pramendra Singh. Discrete Burr and discrete Pareto distributions. **Statistical Methodology**, Elsevier, v.6, p.177-188, 2009.

KRISHNA, Hare; PUNDIR, Pramendra Singh. Discrete Maxwell distribution. **InterStat**, Montague Gardens, v.3, n.11, 2007.

LEITE, Maysa de Lima; ADACHESKI, Patrícia Alves; VIRGENS FILHO, Jorim Sousa. Análise da frequência e da intensidade das chuvas em Ponta Grossa (PR), no período entre 1954 e 2001. **Acta Scientiarum. Technology**, Maringá, v. 33, p.57-64, 2011.

LI, Zhi; LI, Yanping; SHI, Xiaoping; LI, Jingjing. *The characteristics of wet and dry spells for the diverse climate in China.* **Global and Planetary Change**, Elsevier, v.149, p.14-19, 2017.

MANDAPAKA, Pradeep; QIN, Xiaosheng; YAT-MAN LO, Edmond. Seasonal and Interannual Variability of Wet and Dry Spells over Two Urban Regions in the Western Maritime Continent. **Journal of Hydrometeorology**, United States, v.17, n.5, p.1579-1600, 2016.

MOREIRA, Patrícia Simone Palhana; DALLACORT, Rivanildo; MAGALHÃES, Raphaella Abreu; INOUE, Miriam Hiroko; STIELER, Marinêz Cargnin; DA SILVA, Dionei José; MARTINS, Juliano Araújo. Distribuição e probabilidade de ocorrência de chuvas no município de Nova Maringá-MT. **Revista de Ciências Agro-Ambientais**, Alta Floresta, v.8, n.1, p.9-20, 2010.

NADARAJAH, Saralees; GUPTA, Arjun Kumar. A generalized gamma distribution with application to drought data. **Mathematics and Computers in Simulation,** Elsevier, v.74, n.1, p.1-7, 2007.

NAKAGAWA Toshio.; OSAKI Shunji. The Discrete Weibull Distribution. **IEEE. Transactions on Reliability**, Dallas, v.R-24, n.5, p.300-301, 1975.

PAPALEXIOU, Simon Michael; KOUTSOYIANNIS, Demetris. A global survey on the seasonal variation of the marginal distribution of daily precipitation. **Advances in Water Resources**, Elsevier, *n.* 94, p. 131-145, 2016.

PARA, Bilal Ahmad; JAN, Tariq Rashid. Discrete Version of Log-Logistic Distribution and Its Applications in Genetics. **International Journal of Modern Mathematical Sciences**, Florida, v.14, n.4, p.407-422, 2016.

POHLERT, Thorsten. trend: Non-Parametric Trend Tests and Change-Point Detection. R package version 1.1.1. 2018.

ROY, Dilip. Discrete Rayleigh distribution. **IEEE Transactions on Reliability**, Dallas, v.53, n.2, p.255-260, 2004.

ŞEN, Zekâi. **Applied Drought Modeling, Prediction, and Mitigation**. Amsterdam: Elsevier. 2015.

SOUZA, Werônica Meira; AZEVEDO, Pedro Vieira; ARAÚJO, Lincoln Eloi. Classificação da Precipitação Diária e Impactos Decorrentes dos Desastres Associados às Chuvas na Cidade do Recife-PE. **Revista Brasileira de Geografia Física**, Recife, v.2, p. 250-268, 2012.

STACY, E. W. A generalization of the gamma distribution. **Annals Mathematical Statistics**, Ann Arbor, v.33, p.1187-1192, 1962.

SUKLA, Mukti Kant; MANGARAJ, Alok Ku; SAHOO, L. N.; SETHY, Kabir Mohan. A comparative study of three models for the distribution of wet and dry spells in the Mahanadi delta. **New York Science Journal**, New York, n.5, v. 11, p.54-61, 2012.

THURAI, Merhala; BRINGI, Viswanathan. Application of the Generalized Gamma Model to Represent the Full Rain Drop Size Distribution Spectra. **Journal of Applied Meteorology and Climatology**, United States, v.57, n.5, p.1197-1210, 2018.

ZOLINA, Olga; SIMMER, Clemens; BELYAEV, Konstantin; GULEV, Sergey; KOLTERMANN, Peter. Changes in the Duration of European Wet and Dry Spells during the Last 60 Years. **Journal of Climate**, United States, v.26, n.6, p. 2022-2047, 2013.

ZUUR, Alain; IENO, Elena; WALKER, Neil; SAVELIEV, Anatoly; Smith, Graham. **Mixed effects models and extensions in ecology**. New York: Springer, 2009.