

Artigo

Ajuste e Validação de Equações IDF a Partir de Dados Pluviométricos para Cidades do Estado de Pernambuco, Brasil

Vicente de Sousa Lima Neto¹ , Paulo Roberto Lacerda Tavares² , Tatiane Lima Batista³ 

¹*Departamento de Engenharia Hidráulica e Ambiental, Universidade Federal do Ceará, Fortaleza, CE, Brasil.*

²*Centro de Ciências e Tecnologia, Universidade Federal do Cariri, Juazeiro do Norte, CE, Brasil.*

³*Universidade Federal do Ceará, Campus de Crateús, Crateús, CE, Brasil.*

Recebido em: 8 de Abril de 2021 - Aceito em: 12 de Agosto de 2021

Resumo

As equações IDF são essenciais no gerenciamento, projeto e operação de sistemas hídricos e podem ser obtidas por meio de dados pluviográficos e de dados pluviométricos. Neste trabalho, dados pluviométricos de precipitação máxima diária anual foram coletados da Agência Nacional de Águas (ANA) para 31 cidades da mesorregião Sertão Pernambucano. Inicialmente, testes de hipóteses não paramétricos foram aplicados aos dados ao nível de significância de 5%. Em seguida, os dados foram ajustados a distribuições de probabilidade e os parâmetros das equações IDF foram determinados pelo método de desagregação das isozonas e interpolação logarítmica. As intensidades calculadas pelo método das isozonas e as intensidades calculadas pela equação IDF ajustada foram comparadas pelos coeficientes de eficiência (NSE) e o erro padrão de estimativa (EPE) percentual para avaliar o ajuste dos parâmetros. Por fim, as intensidades de equações IDF de dados pluviométricos e de dados pluviográficos foram comparadas a partir de índices estatísticos para algumas cidades. Os resultados revelaram que EPE variou de 2% a 7%, NSE foi acima de 0,98 e os índices estatísticos apresentaram um ótimo desempenho. Portanto, a metodologia de desagregação empregada é uma alternativa viável no ajuste de equações IDF na região estudada.

Palavras-chave: equações IDF, desagregação de chuva, hidroinformática.

Adjustment and Validation of IDF Equations From Pluviometric Data for Cities in the State of Pernambuco, Brazil

Abstract

IDF equations are essential in the management, design, and operation of water systems and can be obtained through pluviograph data and pluviometric data. In this work, annual daily maximum precipitation data were collected from the National Water Agency (ANA) for 31 cities in the Sertão Pernambucano mesoregion. Initially, non-parametric hypothesis tests were applied to the data at a significance level of 5%. Then, the data were fitted to probability distributions, and the parameters of the IDF equations were determined by the isozone disaggregation method and logarithmic interpolation. The intensities calculated by the isozone method and the intensities calculated by the adjusted IDF equation were compared by the efficiency coefficients (NSE) and the percentage standard error (EPE) to evaluate the adjustment of the parameters. Finally, the intensities of IDF equations for pluviometric and pluviographic data were compared using statistical indices for some cities. The results revealed that EPE ranged from 2% to 7%, NSE was above 0.98, and the statistical indices showed a great performance. Therefore, the disaggregation methodology used is a viable alternative for fitting IDF equations in the studied region.

Keywords: IDF equations, rainfall disaggregation, hydroinformatics.

1. Introdução

O estudo das chuvas intensas é essencial no gerenciamento de recursos hídricos (Batista *et al.*, 2018), esti-

mativa de áreas de inundação, avaliações ambientais (Mamoon *et al.*, 2014), operação de sistemas hídricos (Elsebaie, 2012) e útil no dimensionamento de estruturas de drenagem (Aragão *et al.*, 2013).

As chuvas intensas são representadas pela intensidade, duração e frequência, e são expressas pelas equações IDF (Back, 2020). Estas são uma representação de probabilidade de excedência de chuvas, dado um período de retorno e duração estabelecida (Chang *et al.*, 2016; Basumatary e Sil, 2017).

As equações IDF podem ser obtidas através de análise estatística de séries históricas de precipitação (Mamon *et al.*, 2014), por meio de dados pluviográficos ou pluviométricos (Dorneles *et al.*, 2019). Devido à escassez de dados pluviográficos e falhas em seus curtos registros no Brasil, métodos de desagregação de chuva diária são utilizados para determinar essas equações (Bielienki Júnior *et al.*, 2016; Batista *et al.*, 2018; Back, 2020).

Koutsoyiannis *et al.* (1998) propôs uma fórmula geral para as relações IDF com base em análises probabilísticas de chuvas máximas. Os parâmetros são ajustados por processo geral com aplicação de funções de distribuição de probabilidades e método dos mínimos quadrados, como também uma estimativa robusta e minimização do erro quadrático total.

Blodgett (1996) calibrou e verificou modelos chuvavazão de 9 bacias em Antelope Valley, Califórnia, com condições hidrológicas representativas. Os dados de precipitação pluviométrica de longo prazo foram coletados da Agência Oceânica e Atmosférica Nacional (NOAA) e do Departamento de Obras Públicas do Condado de Los Angeles (LACDPW), desagregados em precipitações inferiores e ajustados a distribuição de probabilidade Pearson Tipo III. Por fim, os dados de longo prazo foram comparados a dados de 1990 a 1993 do Serviço Geológico dos Estados Unidos (USGS).

Os métodos de desagregação de chuva de 24 horas proposto por DAEE-CETESB (1980), Bell (1969), isozonas de Torrico (1974) e Chen (1983) podem ser utilizados no ajuste de equações IDF a partir de dados pluviométricos. Back (2020) propôs um modelo alternativo para a obtenção de equações IDF com base na desagregação de chuva diária. O modelo proposto tem a vantagem de atualização rápida da intensidade, pois necessita apenas da precipitação diária e duração da chuva.

Batista *et al.* (2018) e Fehine Sobrinho *et al.* (2014) geraram equações IDF para municípios localizados na região metropolitana de Fortaleza e do Cariri cearense, respectivamente, utilizando o método das isozonas por meio de dados pluviométricos.

Este trabalho teve por objetivo gerar e validar equações IDF através de dados pluviométricos e utilizando o método de desagregação das isozonas para cidades localizadas na mesorregião Sertão Pernambucano, estado de Pernambuco, Brasil. O processo de geração das equações foi facilitado pelo manuseio de uma ferramenta de hidroinformática. Por fim, intensidades de equações IDF de dados de pluviógrafos foram comparadas com intensidades de equações IDF de dados de pluviômetros por meio de

índices estatísticos, para avaliar o desempenho da metodologia utilizada no ajuste das equações IDF.

2. Material e Métodos

2.1. Área de estudo

O estado de Pernambuco abrange uma área de 98938 km². A mesorregião Sertão Pernambucano (Fig. 1) ocupa uma área de 38575,90 km², que corresponde a 38,99% do território estadual (SECTMA, 1998) e apresenta uma pluviosidade média anual em torno de 500 a 800 mm, caracterizando o polígono das secas, com exceções em algumas áreas montanhosas que apresentam uma precipitação total anual acima desse valor (PERH, 1998).

2.2. Processamento de dados

Os dados pluviométricos foram coletados do portal HidroWeb, pertencente a Agência Nacional de Águas (ANA, 2018), para 31 cidades da mesorregião Sertão Pernambucano, apenas para os municípios que apresentaram uma série histórica de precipitação superior a 20 anos. Para os municípios que continham mais de um posto pluviométrico, foi escolhido aquele de maior série histórica. As cidades com maior e menor quantidade de dados foram Flores e Tabira (Tabela 1), respectivamente. Depois, uma série de precipitações máximas diárias anuais foi formada para cada posto analisado.

Em seguida, testes de hipóteses não paramétricos de aleatoriedade, independência, homogeneidade e estacionariedade (Naguettini e Pinto, 2007) foram aplicados a série de precipitações máximas diárias anuais dos 31 municípios sob a hipótese nula de que a amostra é aleatória, independente, homogênea e/ou estacionária e hipótese alternativa de que a amostra não é aleatória, independente, homogênea e/ou estacionária ao nível de significância de 5%. Caso, o município obtivesse a conclusão de rejeitar a hipótese nula em pelo menos um dos quatro testes não paramétricos, optou-se por excluir tal município para o prosseguimento das etapas posteriores.

2.2.1. Teste de hipótese de aleatoriedade

No teste de hipótese de aleatoriedade são determinados o valor esperado, $E[p]$, e a variância, $Var[p]$, do número de inflexões (p) por meio do tamanho da amostra, denotado por N . A estatística de teste T é formulada pela Eq. (3) e a variável p segue aproximadamente uma distribuição normal. Trata-se de um teste bilateral, que a partir de um nível de significância α , é verificado se $|T| > z_{1-\alpha/2}$. Em caso afirmativo, a decisão é de rejeitar a hipótese nula de que a amostra é aleatória (NERC, 1975).

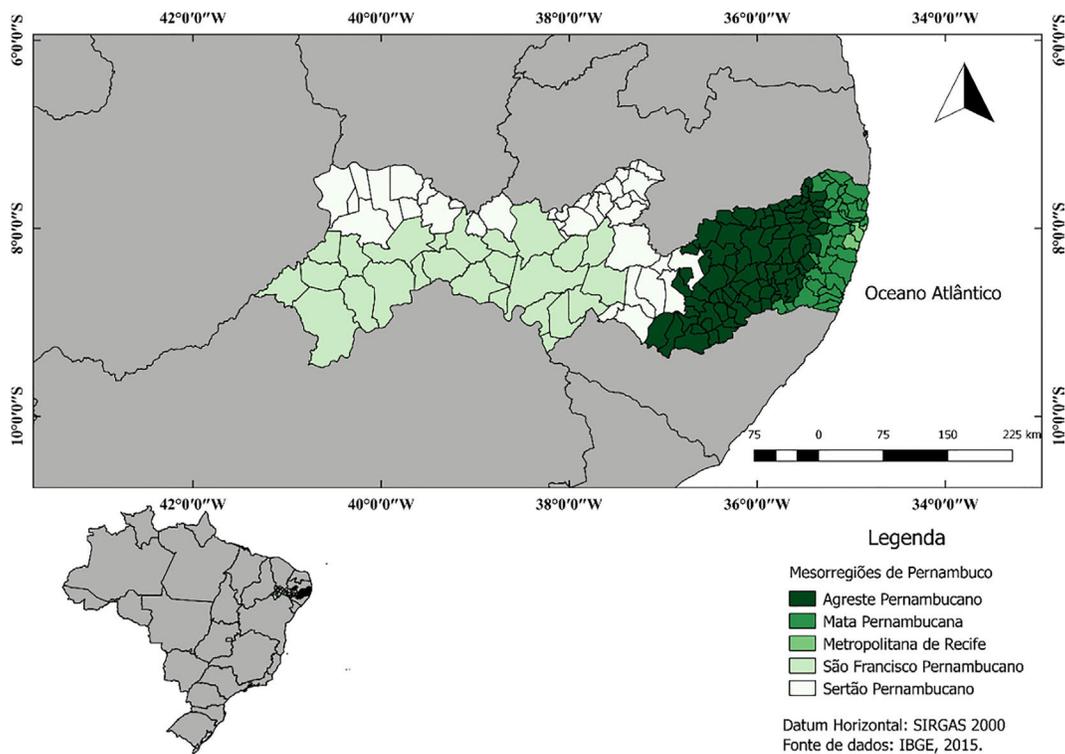


Figura 1 - Localização do Estado de Pernambuco, Brasil. Fonte: Adaptado de [IBGE \(2015\)](#).

Tabela 1 - Ajuste das equações IDF.

Município	Latitude	Longitude	Número de anos da série	a	b	c	S	n	Distribuição de probabilidade	Isozona
Afogados da Ingazeira	-7,74	-37,65	99	16,102	0,109	13,396	-2,14	0,763	Gamma II	D
Araripina	-7,55	-40,57	54	20,812	0,088	11,007	-2,16	0,786	Gamma III	F
Arcoverde	-8,43	-37,07	56	15,242	0,188	15,945	-2,09	0,76	Gamma III	C
Belo Jardim	-8,33	-36,45	25	16,239	0,158	15,945	-2,04	0,76	Log Normal II	C
Bodocó	-7,53	-40,10	47	21,575	0,069	11,065	-2,22	0,787	Gamma III	F
Buíque	-8,62	-37,17	64	11,253	0,218	15,945	-2,09	0,76	Log Normal III	C
Cedro	-7,72	-39,21	30	20,784	0,142	11,141	-2,09	0,788	Gumbel	F
Custódia	-8,10	-37,65	51	16,804	0,133	13,705	-2,06	0,767	Gumbel	D
Exu	-7,52	-39,72	58	19,949	0,141	10,988	-2,09	0,786	Gumbel	F
Flores	-7,87	-37,97	106	18,363	0,082	11,684	-2,18	0,77	Gamma III	E
Granito	-7,72	-39,62	28	20,439	0,117	11,141	-2,15	0,788	Gamma II	F
Iguaracy	-7,83	-37,38	33	17,539	0,134	13,801	-2,06	0,768	Log Normal II	D
Ipubi	-7,42	-40,18	23	20,509	0,098	11,17	-2,16	0,788	Gamma III	F
Itapetim	-7,37	-37,18	27	18,08	0,138	13,866	-2,06	0,769	Gumbel	D
Moreilândia	-7,73	-39,55	55	18,429	0,127	11,007	-2,07	0,786	Gumbel	F
Ouricuri	-7,88	-40,07	74	18,033	0,102	10,903	-2,14	0,784	Gamma III	F
Salgueiro	-8,07	-39,12	77	20,28	0,13	10,903	-2,07	0,784	Log Normal III	F
Serra Talhada	-7,98	-38,30	78	16,613	0,126	11,822	-2,07	0,772	Gumbel	E
Serrita	-7,93	-39,32	58	20,702	0,128	10,988	-2,15	0,786	Gamma II	F
Tabira	-7,58	-37,55	23	17,484	0,123	12,13	-2,06	0,777	Gumbel	E
Trindade	-7,75	-40,25	27	21,333	0,1	11,17	-2,08	0,788	Log Normal II	F
Tupanatinga	-8,75	-37,35	31	15,249	0,115	15,945	-2,03	0,76	Log Normal II	C

$$E[p] = \frac{2 \cdot (N - 2)}{3} \quad (1)$$

$$Var[p] = \frac{16N - 29}{90} \quad (2)$$

$$T = \frac{p - E[p]}{\sqrt{Var[p]}} \quad (3)$$

2.2.2. Teste de hipótese de independência

Dada uma amostra $\{X_1, X_2, \dots, X_N\}$ de tamanho N , e as diferenças $\{X'_1, X'_2, \dots, X'_N\}$ entre as observações X_i e a média amostral \bar{X} , a estatística de teste T é dada pela Eq. (9), em que $E[R]$ e $Var[R]$ são o valor esperado e a variância da variável R , respectivamente, e que esta segue uma distribuição normal. Esse teste é bilateral, e que a partir de um nível de significância α , é verificado se $|T| > z_{1-\alpha/2}$. Em caso afirmativo, a decisão é de rejeitar a hipótese nula de que a amostra é independente (Wald e Wolfowitz, 1943).

$$R = \sum_{i=1}^{N-1} X'_i \cdot X'_{i+1} + X'_1 \cdot X'_N \quad (4)$$

$$E[R] = -\frac{s_2}{N-1} \quad (5)$$

$$Var[R] = \frac{s_2^2 - s_4}{N-1} + \frac{s_2^2 - 2 \cdot s_4}{(N-1) \cdot (N-2)} - \frac{s_2^2}{(N-1)^2} \quad (6)$$

$$s_r = N \cdot m'_r \quad (7)$$

$$m'_r = \frac{\sum_{i=1}^N (X'_i)^r}{N} \quad (8)$$

$$T = \frac{R - E[R]}{\sqrt{Var[R]}} \quad (9)$$

2.2.3. Teste de hipótese de homogeneidade

No teste de hipótese de homogeneidade, uma amostra $\{X_1, X_2, \dots, X_N\}$ de tamanho N é dividida em duas amostras $\{X_1, X_2, \dots, X_{N_1}\}$, de tamanho N_1 , e $\{X_{N_1+1}, X_{N_1+2}, \dots, X_N\}$, de tamanho N_2 , sendo $N_1 \leq N_2$ e $(N_1 + N_2) = N$. Em seguida, a amostra completa é classificada em ordem crescente. Então, a ordem de classificação, m , é determinada para cada observação e em qual sub-amostra a mesma pertence. V é dado pelo menor valor das Eqs. (10)–(11) e segue uma distribuição normal. R_1 é a soma das ordens de classificação dos elementos da primeira sub-amostra (Mann e Whitney, 1947).

O valor esperado e a variância de V são calculados pelas Eqs. (12)–(13), respectivamente, e a estatística de teste T pela Eq. (14). Trata-se de um teste bilateral, que a partir de um nível de significância α , é verificado se $|T| > z_{1-\alpha/2}$. Em caso afirmativo, a decisão é de rejeitar a hipótese nula de que a amostra é homogênea.

$$V_1 = N_1 \cdot N_2 + \frac{N_1 \cdot (N_1 + 1)}{2} - R_1 \quad (10)$$

$$V_2 = N_1 \cdot N_2 - V_1 \quad (11)$$

$$E[V] = \frac{N_1 \cdot N_2}{2} \quad (12)$$

$$Var[V] = \frac{N_1 \cdot N_2 \cdot (N_1 + N_2 + 1)}{12} \quad (13)$$

$$T = \frac{V - E[V]}{\sqrt{Var[V]}} \quad (14)$$

2.2.4. Teste de hipótese de estacionariedade

Dada uma série hidrológica X_t , ao longo do tempo t , a tendência temporal é determinada pelos coeficientes, r_s , ordem de classificação, m_t , e os índices de tempo, T_t , estes iguais a 1, 2, ..., N . O valor esperado e a variância do coeficiente r_s é dado pelas Eqs. (16)–(17) e segue uma distribuição normal padrão. A estatística de teste T é determinada pela Eq. (18) e por se tratar de um teste bilateral, com nível de significância α , é verificado se $|T| > z_{1-\alpha/2}$. Em caso afirmativo, a decisão é de rejeitar a hipótese nula de que a amostra é estacionária (NERC, 1975).

$$r_s = 1 - \frac{6 \cdot \sum_{t=1}^N (m_t - T_t)^2}{N^3 - N} \quad (15)$$

$$E[r_s] = 0 \quad (16)$$

$$Var[r_s] = \frac{1}{N-1} \quad (17)$$

$$T = \frac{r_s}{\sqrt{Var[r_s]}} \quad (18)$$

2.3. Ajuste dos parâmetros da equação IDF

Posteriormente, o Gerador IDF (Fig. 2) ajustou a série de precipitações máximas diárias anuais às distribuições de probabilidade Log-Normal com dois e três parâmetros, Gamma com dois e três parâmetros e Gumbel para os municípios com decisão de não rejeitar a hipótese nula dos testes não paramétricos descritos anteriormente.

Figura 2 - Última janela do software Gerador IDF. Fonte: Batista (2018).

Essas mesmas distribuições de probabilidade foram utilizadas por [Fechine Sobrinho et al. \(2014\)](#), [Alves \(2015\)](#), [Campos et al. \(2017\)](#) e [Batista et al. \(2018\)](#) no ajuste de precipitações máximas para o estudo de chuvas intensas no estado do Ceará e Paraíba. O teste de aderência do Qui-Quadrado, ao nível de significância de 5%, e índices estatísticos de comparação foram avaliados para cada distribuição de probabilidade.

A precipitação intensa de 24 horas, associada aos períodos de retorno de 5, 10, 15, 20, 25, 30, 50 e 100 anos, de cada posto pluviométrico foi desagregada em precipitações correspondentes as durações 6, 12, 18, 24, 30, 36, 48, 60, 90, 120, 180 e 240 minutos pelo método das isozonas e interpolação logarítmica. Por fim, os parâmetros da equação IDF, [Eq. \(19\)](#) foram ajustados pelo método dos Mínimos Quadrados, metodologia de [Fechine Sobrinho et al. \(2014\)](#) e de [Wilken \(1978\)](#).

$$i = \frac{a(Tr + S)^b}{(t + c)^n} \quad (19)$$

em que a , b , n , c e S são parâmetros ajustados, i é a intensidade da chuva em mm/h, Tr é o período de retorno em anos e t é a duração da chuva em minutos.

2.4. Comparação entre intensidades calculadas pelo método das isozonas e as intensidades calculadas pela equação IDF

As intensidades calculadas pelo método das isozonas e as intensidades calculadas pela equação IDF foram com-

paradas pelo coeficiente de eficiência (NSE) de [Nash e Sutcliffe \(1970\)](#), [Eq. \(20\)](#), e o erro padrão de estimativa (EPE) percentual, [Eq. \(21\)](#), para avaliar o ajuste dos parâmetros da equação IDF.

$$NSE = 1 - \frac{\sum_{i=1}^N (O_i - E_i)^2}{\sum_{i=1}^N (O_i - O)^2} \quad (20)$$

$$EPE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \left(\frac{E_i - O_i}{O_i}\right)^2}{N}} \quad (21)$$

em que O_i é o i -ésimo valor observado (intensidade obtida pelo método das isozonas); E_i é o i -ésimo valor estimado (intensidade obtida pela equação IDF ajustada); O é a média dos valores observados; e N é o número total de observações. De acordo com [Silva et al. \(2012\)](#) valores de NSE maiores do que 0,75 são tidos como bons, entre 0,36 e 0,75 é considerado aceitável e menores do que 0,36 o modelo é inaceitável e valores de EPE iguais a zero indicam um perfeito ajuste dos dados.

2.5. Comparação entre equações IDF geradas por dados pluviométricos e pluviográficos

As intensidades das equações IDF de dados pluviométricos (geradas neste trabalho) e de dados pluviográficos (geradas por [Silva et al. \(2012\)](#)) de algumas cidades

foram comparadas a partir de índices estatísticos, dentre eles o índice de concordância (d) de Willmott (1982), Eq. (22), o coeficiente de eficiência (NSE) de Nash e Sutcliffe (1970), Eq. (20), o erro médio percentual ($PBIAS$), Eq. (23), e o erro absoluto médio (MAE), Eq. (24), para avaliar o desempenho da metodologia utilizada no ajuste das equações IDF com dados pluviométricos.

$$d = 1 - \left[\frac{\sum_{i=1}^N (E_i - O_i)^2}{\sum_{i=1}^N (|E_i - O| + |O_i - O|)^2} \right] \quad (22)$$

$$PBIAS (\%) = \sum_{i=1}^N \frac{(O_i - E_i)}{\sum_{i=1}^N O_i} \cdot 100 \quad (23)$$

$$MAE = \frac{\sum_{i=1}^N |E_i - O_i|}{N} \quad (24)$$

em que E_i é o i -ésimo valor estimado (intensidade obtida de pluviômetro); O_i é o i -ésimo valor observado (intensidade obtida de pluviógrafo); O é a média dos valores observados; e N é o número total de observações. O índice d varia de 0 (nenhuma concordância) a 1 (concordância perfeita). $PBIAS$ mede, em porcentagem, a tendência de os dados estimados pelo modelo serem maiores ou menores do que os dados observados. A simulação é tida como perfeita quando $PBIAS$ é igual a 0; valores maiores que 0, indicam viés de subestimação do modelo e valores menores que 0, indicam viés de superestimação do modelo. MAE indica o erro nas unidades da variável de estudo, e, portanto, é útil na avaliação dos resultados. O modelo é considerado perfeito quando MAE for igual a 0 (Moriasi *et al.*, 2007).

3. Resultados e Discussões

A Tabela 1 apresenta o nome do município, as coordenadas geográficas do posto pluviométrico, a quantidade de anos da série histórica de precipitação, os parâmetros ajustados da equação IDF, a distribuição de probabilidade

escolhida e a isozona. O parâmetro a teve valor máximo e mínimo em Bodocó e Buíque, respectivamente. O parâmetro b teve valor máximo e mínimo em Buíque e Bodocó, respectivamente. O parâmetro c teve valor máximo em Arcoverde, Belo Jardim, Buíque e Tupanatinga, já o valor mínimo foi encontrado em Ouricuri e Salgueiro. Os valores de S e n apresentaram pequenas variações.

Os resultados da comparação entre as intensidades obtidas pelo método das isozonas e as obtidas pela equação IDF ajustada identificaram que o erro padrão de estimativa (EPE) variou de 2% a 7% e os valores do coeficiente de eficiência NSE foram acima de 0,98. Portanto, o ajuste dos parâmetros da equação IDF pelos métodos dos Mínimos Quadrados, Fechine Sobrinho *et al.* (2014) e de Wilken (1978) foi significativo.

Na comparação entre intensidades de equações IDF geradas de dados pluviométricos e pluviográficos (estas geradas por Silva *et al.* (2012)), o índice de concordância (d) de Willmott foi igual ou superior a 0,95 em 100% das amostras. O mesmo aumentou à medida que o período de retorno foi aumentando dentro da faixa estudada (5, 10, 15, 20, 25, 30, 50 e 100 anos) no município de Araripina. O oposto ocorreu em Serra Talhada, onde d cresceu até $Tr = 10$ anos, com valor igual 0,994, e decresceu nos períodos de retorno maiores, com mínimo em $Tr = 100$ anos, com valor igual a 0,974. Os valores de d em Ipubi e Tabira foram, praticamente, constantes ao variar o período de retorno.

Portanto, a comparação entre as intensidades obtidas de dados pluviométricos e de dados pluviográficos apresentaram um ótimo desempenho de adequação da metodologia, considerando o índice d (Tabela 2).

O coeficiente de eficiência (NSE) de Nash e Sutcliffe (1970) foi igual ou superior a 0,95 em 78% das amostras. Os valores de NSE abaixo de 0,95 foram encontrados nos municípios de Araripina, com valores iguais a 0,932, 0,939 e 0,948 para os períodos de retorno iguais a 5, 10 e 15 anos, respectivamente; e Serra Talhada, com valores iguais a 0,940, 0,945, 0,915 e 0,859 para os períodos de retorno iguais a 5, 30, 50 e 100 anos, respectivamente.

Logo, a comparação entre as intensidades obtidas de dados pluviométricos e de dados pluviográficos apresentaram um ótimo desempenho de adequação da metodologia, considerando o índice NSE (Tabela 3).

Tabela 2 - Resultados do índice de concordância de Willmott (d).

Município	Período de retorno (anos)							
	5	10	15	20	25	30	50	100
Araripina	0,983	0,985	0,987	0,988	0,989	0,990	0,991	0,990
Ipubi	0,996	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	1,000	0,999
Serra Talhada	0,986	0,994	0,993	0,992	0,990	0,989	0,983	0,974
Tabira	0,990	0,997	0,998	0,999	0,999	0,999	0,998	0,997

Tabela 3 - Resultados do coeficiente de eficiência de Nash e Sutcliffe (*NSE*).

Município	Período de retorno (anos)							
	5	10	15	20	25	30	50	100
Araripina	0,932	0,939	0,948	0,954	0,958	0,961	0,966	0,966
Ipubi	0,985	0,998	0,999	0,999	0,999	0,999	0,998	0,996
Serra Talhada	0,940	0,972	0,969	0,962	0,953	0,945	0,915	0,859
Tabira	0,961	0,988	0,993	0,994	0,994	0,994	0,992	0,988

Em relação ao erro médio percentual (*PBIAS*), este índice decresceu de -14% ($Tr = 5$ anos) a -2% ($Tr = 100$ anos) à medida que Tr cresceu em Araripina, indicando uma superestimação média do modelo igual a -9% . Nos municípios de Tabira, Serra Talhada (exceto para $Tr = 50$ e 100 anos) e Ipubi (exceto para $Tr = 100$ anos), as intensidades geradas pelas equações IDF foram menores do que as intensidades obtidas de dados pluviográficos, em média, com valores de *PBIAS* iguais a 6% , 6% e 2% . O maior e menor valor de *PBIAS* foram de 15% e -14% nos municípios de Serra Talhada e Araripina, respectivamente, para $Tr = 5$ anos. De modo geral, 81% das amostras obtiveram *PBIAS* menores ou iguais a 10% em módulo (Tabela 4).

O erro absoluto médio (*MAE*) teve valores máximo e mínimo nos municípios de Serra Talhada ($MAE = 9,785$ mm/h para $Tr = 100$ anos) e Ipubi ($MAE = 0,803$ mm/h para $Tr = 20$ anos), respectivamente. O índice *MAE* revelou que as discrepâncias foram menores ou iguais a 10 mm/h em 100% das amostras na comparação entre as intensidades obtidas de dados pluvio-

métricos e as intensidades obtidas por Silva *et al.* (2012) de dados pluviográficos (Tabela 5).

4. Conclusões

Na comparação entre as intensidades calculadas pelo método das isozonas e as intensidades calculadas pela equação IDF, o erro padrão de estimativa (*EPE*) variou de 2% a 7% e o coeficiente de eficiência (*NSE*) foi acima de $0,98$, evidenciando que o ajuste dos parâmetros da equação IDF pelos métodos dos Mínimos Quadrados, Fehine Sobrinho *et al.* (2014) e de Wilken (1978) foi significativo.

O índice de concordância (*d*) de Willmott (1982) e o coeficiente de eficiência (*NSE*) de Nash e Sutcliffe (1970) foram iguais ou superiores a $0,95$ em 100% e 78% das amostras, respectivamente. O erro médio percentual (*PBIAS*) foi menor ou igual a 10% em 81% das amostras e o erro absoluto médio (*MAE*) foi menor ou igual a 10 mm/h em 100% das amostras. Portanto, a comparação entre as intensidades das equações IDF de dados pluviométricos e de dados pluviográficos, geradas por Silva *et al.*

Tabela 4 - Resultados do erro médio percentual (*PBIAS*).

Município	Período de retorno (anos)							
	5	10	15	20	25	30	50	100
Araripina	-14%	-13%	-12%	-10%	-9%	-8%	-6%	-2%
Ipubi	7%	3%	2%	1%	1%	0%	0%	-1%
Serra Talhada	15%	8%	6%	4%	2%	1%	-2%	-5%
Tabira	13%	8%	6%	5%	5%	4%	3%	1%

Tabela 5 - Resultados do erro absoluto médio (*MAE* (mm/h)).

Município	Período de retorno (anos)							
	5	10	15	20	25	30	50	100
Araripina	8,446	8,880	8,713	8,505	8,306	8,115	7,511	6,537
Ipubi	3,843	1,469	0,837	0,803	0,895	1,019	1,411	2,013
Serra Talhada	7,048	4,873	4,723	4,971	5,355	5,773	7,180	9,785
Tabira	6,427	3,640	2,579	2,416	2,528	2,679	3,262	4,241

(2012), para as cidades analisadas na mesorregião Sertão Pernambucano, apresentaram um ótimo desempenho e indicando que a metodologia de desagregação empregada é uma alternativa viável no ajuste de equações IDF para a região estudada.

Agradecimentos

Os autores agradecem o apoio financeiro oferecido pela Fundação Cearense de Apoio ao Desenvolvimento Científico e Tecnológico (FUNCAP).

Referências

- ALVES, F.M. **Aplicação do Método das Isozonas Através de Desenvolvimento de Um Programa Computacional Para Obtenção de Equações IDF na Região do Cariri Cearense**. Dissertação de Mestrado em Engenharia Civil, Universidade Federal do Ceará, p. 87, 2015.
- ANA - Agência Nacional de Águas. **Portal HidroWEB**. Disponível em http://www.snirh.gov.br/hidroweb/publico/medicoes_historicas_abas.jsf, acesso em 18 de Agosto de 2018.
- ARAGÃO, R.; SANTANA, G.R.; COSTA, C.E.F.F.; CRUZ, M.A.S.; FIGUEIREDO, E.E.; SRINIVASAN, V.S. Chuvas intensas para o estado de Sergipe com base em dados desagregados de chuva diária. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 17, n. 3, p. 243-252, 2013.
- BACK, Á.J. Alternative model of intense rainfall equation obtained from daily rainfall disaggregation. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 25, p. 1-11, 2020.
- BASUMATARY, V.; SIL, B.S. Generation of rainfall intensity-duration-frequency curves for the Barak River basin. **Meteorology Hydrology and Water Management**, v. 6, p. 1-11, 2017.
- BATISTA, T.L.; ALVES, F.DE M.; TAVARES, P.R.L. Utilização de dados pluviométricos para o desenvolvimento de equações IDF da região metropolitana de Fortaleza-CE, Brasil. **Revista DAE**, v. 66, n. 211, p. 118-129, 2018.
- BELL, F.C. Generalized rainfall duration frequency relationships. **Journal of Hydraulic Division**, v. 95, n. 1, p. 311-328, 1969.
- BIELENKI JÚNIOR, C.; BARBASSA, A.P.; MIRANDA, R.B.; MAUAD, F.F. Determinação de curva intensidade-duração-frequência por meio do emprego do método paramétrico de ajustamento de observações. **Revista Brasileira de Climatologia**, v. 19, p. 146-167, 2016.
- BLODGETT, J.C. Precipitation depth-duration and frequency characteristics for Antelope Valley, Mojave Desert, California. **Water-Resources Investigations Report, U.S. Geological Survey**. Los Angeles County, California, p. 1-33, 1996.
- CAMPOS, A.R.; SILVA, J.B.L.; SANTOS, G.G.; RATKE, R.F.; AQUINO, I.O.. Estimate of intense rainfall equation parameters for rainfall stations of the Paraíba State, Brazil. **Pesquisa Agropecuária Tropical**, v. 47, n. 1, p. 15-21, 2017.
- CHANG, K.B.; LAI, S.H.; OTHMAN, F. Comparison of annual maximum and partial duration series for derivation of rainfall intensity-duration-frequency relationships in Peninsular Malaysia. **Journal of Hydrologic Engineering**, v. 21, n. 1, p. 1-11, 2016.
- CHEN. C.L. Rainfall intensity-duration-frequency formulas. **Journal of Hydraulic Engineering**, v. 109, n. 12, p. 1603-1621, 1983.
- DAEE-CETESB - Departamento de Água e Energia Elétrica/ Companhia de Tecnologia de Saneamento Ambiental. **Drenagem Urbana: Manual de Projeto**. São Paulo: DAEE-CETESB, p. 466, 1980.
- DORNELES, V.R.; DAMÉ, R.C.F.; TEIXEIRA-GANDRA, C.F.A.; MÉLLO, L.B.; RAMIREZ, M.A.A.; MANKE, E.B. Intensity-duration-frequency relationships of rainfall through the technique of disaggregation of daily rainfall. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 23, n. 7, p. 506-510, 2019.
- ELSEBAIE, I.H. Developing rainfall intensity-duration-frequency relationship for two regions in Saudi Arabia. **Journal of King Saud University - Engineering Sciences**, v. 24, n. 2, p. 131-140, 2012.
- FECHINE SOBRINHO, V.; RODRIGUES, J.O.; MENDONÇA, L.A.R.; ANDRADE, E.M.; TAVARES, P.R.L. Desenvolvimento de equações intensidade-duração-frequência sem dados pluviográficos em regiões semiáridas. **Revista Brasileira de Engenharia Agrícola e Ambiental**, v. 18, n. 7, p. 727-734, 2014.
- IBGE - Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. **Organização de Malhas**. Disponível em ftp://geofp.ibge.gov.br/organizacao_do_territorio/malhas_territoriais/malhas_municipais/municipio_2015/UFs/PE/, acesso em 15 de junho de 2018.
- KOUTSOYIANNIS, D.; KOZONIS, D.; MANETAS, A. A mathematical framework for studying rainfall intensity-duration-frequency relationships. **Journal of Hydrology**, v. 206, n. 1, p. 118-135, 1998.
- MAMOON, A.AL; JOERGENSEN, N.E.; RAHMAN, A.; QASEM, H. Derivation of new design rainfall in Qatar using L-moment based index frequency approach. **International Journal of Sustainable Built Environment**, v. 3, n. 1, p. 111-118, 2014.
- MANN, H.B.; WHITNEY, D.R. On the test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 18, n. 1, p. 50-60, 1947.
- MORIASI, D.N.; ARNOLD, J.G.; VAN LIEW, M.W.; BINGNER, R.L.; HARMEL, R.D.; VEITH, T.L. Model evaluation guidelines for systematic quantification of accuracy in watershed simulations. **Trans. ASABE**, v. 50, n. 3, p. 885-900, 2007.
- NAGUETTINI, M.; PINTO, E.J.A. **Hidrologia Estatística**. Belo Horizonte: CPRM, p. 552, 2007.
- NASH, J.E.; SUTCLIFFE, J.V. River flow forecasting through conceptual models, Part I - A discussion of principles. **Journal of Hydrology**, v. 10, n. 3, p. 282-290, 1970.
- NERC. **Flood Studies Report**. London: National Environmental Research Council, v. 1, 1975.
- PERH. **Plano Estadual de Recursos Hídricos**. Recife, Secretaria de Infraestrutura de Pernambuco, 1998. Disponível em <https://drive.google.com/drive/folders/1A9ljdY5TNDjtxJvdE1mxABgwPiSqFsGK>, acesso em 5 março 2018.

- SECTMA. **Plano Estadual de Recursos Hídricos do Estado de Pernambuco**. Recife: Secretaria de Ciências, Tecnologia e Meio Ambiente, v. 1, p. 31-36, 1998.
- SECTMA. **Plano Estadual de Recursos Hídricos do Estado de Pernambuco**. Recife: Secretaria de Ciências, Tecnologia e Meio Ambiente, v. 1, p. 239-243, 1998.
- SILVA, B.M.; MONTENEGRO, S.M.G.L.; SILVA, F.B.DA; ARAÚJO FILHO, P.F. Chuvas intensas em localidades do estado de Pernambuco. **Revista Brasileira de Recursos Hídricos**, v. 17, n. 3, p. 135-147, 2012.
- TORRICO, J.J.T. **Práticas Hidrológicas**. Rio de Janeiro, Transcon, 1974.
- WALD, A.; WOLFOWITZ, J. An exact test for randomness in the non-parametric case based on serial correlation. **Annals of Mathematical Statistics**, v. 14, n. 4, p. 378-388, 1943.
- WILKEN, P.S. **Engenharia de Drenagem Superficial**. São Paulo: Companhia de Tecnologia de Saneamento Ambiental (CETESB), p. 478, 1978.
- WILLMOTT, C.J. Some comments on the evaluation of model performance. **Bulletin American Meteorological Society**, v. 63, n. 11, p. 1309-1313, 1982.

License information: This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (type CC-BY), which permits unrestricted use, distribution and reproduction in any medium, provided the original article is properly cited.