

珠江三角洲城市短时强降水概率分布模型的对比分析*

陈子燊, 黄强, 李鸿皓, 项菁菁
(中山大学地理科学与规划学院, 广东 广州 510275)

摘要: 采用 GPD、GEV 和 Pearson-III 型 3 种概率分布模型, 对比分析珠江三角洲 18 个城市短时强降水的概率分布, 主要结论如下: ① 经 AD、PPCC、RMSE 和 Q 统计值拟合优度检验结果显示 GPD 模型普遍优于 GEV 和 P-III 型, 反映超限量阈值法更适用于观测年限较短站点的极端水文气象事件的设计分位值推算; ② 花都、广州、新会、恩平、顺德、中山、珠海、深圳 8 个城市 GPD 模型的形态参数表明短时强降水出现概率高, 且推算的设计降水大于 GEV 和 P-III 相应设计值; ③ 参考相关“短时临近降雨强度等级划分”标准, 珠江三角洲两年一遇短时强降水雨强即可达特大暴雨级别, 是导致城市内涝的主要影响因子。

关键词: 概率分布模型; 拟合优度检验; 短时强降水; 珠江三角洲城市

中图分类号: P333.6 文献标志码: A 文章编号: 0529-6579(2015)02-0127-07

Comparative Analysis on Probability Distribution Models of Short-time Strong Rainfall in the Cities of Pearl River Delta

CHEN Zishen, HUANG Qiang, LI Honghao, XIANG Jingjing

(School of Geography and Planning, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: The probability distribution applicability of short-time strong rainfall for 18 cities in the Pearl River Delta were contrastively analyzed by Using GPD, GEV and Pearson-III type probability distribution model, respectively. The main conclusions were reached in the following: ① The results of goodness of fit test using Anderson-Darling test, probability plot correlation coefficient (PPCC), Root Mean Square Error (RMSE) and Q statistic reflected that the GPD method is more suitable for the design quantile calculation of the extreme hydrological and meteorological events for the shorter fixed number of year of the observation sites; ② The shape parameters of the GDP models for the cities of Huadu, Guangzhou, Xinhui, Enping, Shunde, Zhongshan, Zhuhai and Shenzhen show that the occurrence probabilities of short-time strong rainfall are high, and the calculated the design precipitation intensity larger than that with GEV and P-III type models; ③ Referring to “near short-term rainfall intensity hierarchies” standard, in the Pearl River Delta, the rainfall intensity in a period of 2 years can reach the torrential rain level, which is the main influence factor for urban waterlogging events.

Key words: probability distribution models; goodness of fit test; short-time strong rainfall; the Pearl River Delta cities

短时强降水是指短时间内降水强度较大, 其降水量达到或超过某一量值的天气现象。除了新疆、

西藏、青海、甘肃、宁夏、内蒙古 6 省(区)以外, 《全国短时临近预报业务规定》和中央气象台

* 收稿日期: 2014-07-28

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(41371498)

作者简介: 陈子燊(1952年生), 男; 研究方向: 极端水文气象事件与风险研究; E-mail: eesczs@mail.sysu.edu.cn

将短时强降水定义为一小时降水量 ≥ 20 mm 的降水。在全球气候异常与不断加速的珠江三角洲城市化进程的共同努力下,珠江三角洲城市“雨岛效应”和“热岛效应”愈益显著,短时强降水事件发生频率和强度可能性趋于增大。近年来短时强降水导致城市积涝成灾屡见不鲜,涝渍问题愈演愈烈,对城市雨洪设施构成巨大的压力。城市内涝已成为珠江三角洲城市常见的洪涝灾害,对生命安全和经济社会发展造成重大威胁。城市环境变化需要构建新的城市暴雨强度公式,采用合适的概率分布模型有助于提高城市暴雨强度公式精度。

迄今我国城市多直接采用皮尔逊-III型分布模型或极值 I 型分布推算设计暴雨,但由于城市设计暴雨具有历时短、设计重现期较低的特点,与常用的频率计算方法不完全相同^[2]。加以不同城市区域环境条件差异显著,其适用性应通过多种概率模型进行对比分析研究以择优使用。近 10 年来,国内外研究人员尝试通过不同的概率分布模式拟合和检验短历时暴雨强度^[2-11]。其中,广义 Pareto 分布 (Generalized Pareto Distribution, GPD) 模型能充分利用样本数据所包含的极值信息,是一种基于超过某一阈值的极值分布理论建模的有效方法,克服了年极值 (Annual Maxima) 抽样方法的重大缺点,被认为是目前极端值建模实践中最有用的模型之一,从而得到广泛应用^[5-11]。本文应用广义 Pareto 分布、广义极值分布和 P-III 型分布三种概率分布模型对比分析珠江三角洲的短时强降水设计水平,拟为珠江三角洲城市排水系统的规划设计提供参考。

1 数据和选样方法

采用 1991-2006 年珠江三角洲国家基本气象站地面逐时降水观测资料,此年段基本上可反映珠江三角洲高速城市化背景下的短时极端降水情况,经剔除了缺测不连续的个别测站后采用资料年数为 11~16 a 的 18 个测站。其中,南海站和开平站资料年数为 11 a,其余测站资料年数为 15 或 16 a。由于短时降水观测资料年限长度有限,对广义 Pareto 分布采用超阈值抽样法,对广义极值分布和 P-III 型分布则采用年多个子样法,每年每 4 个月选取一个最大降水值,共抽取资料年数 3 倍的最大值作为统计的样本数据。珠江三角洲 18 个城市气象观测站位置见图 1。

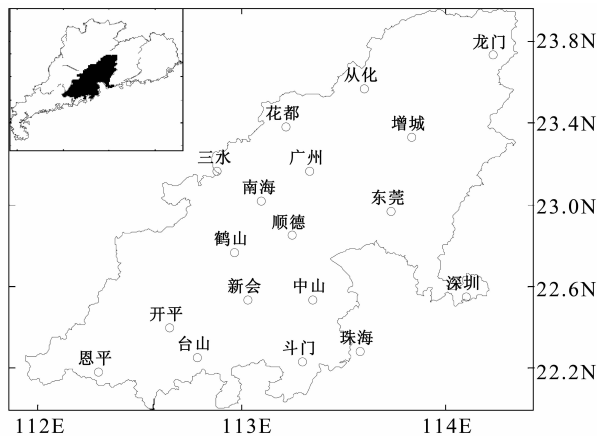


图 1 珠江三角洲与气象站点

Fig. 1 The meteorological stations in the Pearl River delta

2 概率分布模型

2.1 广义 Pareto 分布

设序列 $\{x_n\}$ 的分布函数为 $F(x)$, $F_u(y)$ 为随机变量 X 超过阈值 u 的条件分布函数:

$$F_u(y) = P(X - u \leq x | X > u) = \frac{F(u+y) - F(u)}{1 - F(u)} = \frac{F(x) - F(u)}{1 - F(u)} \Rightarrow F(x) = F_u(y)(1 - F(u)) + F(u) \quad (1)$$

当阈值 u 足够高时,条件超量分布函数 $F_u(y)$ 收敛于广义 Pareto 分布 (GPD)^[12], 累积分布函数为:

$$F_u(y) \approx G(x, \xi, \sigma, u) = \begin{cases} 1 - (1 - \xi \frac{x-u}{\sigma})^{1/\xi} & \xi \neq 0 \\ 1 - e^{-(x-u)/\sigma} & \xi = 0 \end{cases} \quad (2)$$

当 $\xi = 0$ 时, GPD 对应于指数分布; 当 $\xi < 0$ 时为常 Pareto 分布, $x \in [u, \infty)$; 当 $\xi > 0$, 为 Pareto II 型分布 (短尾)。

GPD 模型 T 年一遇的分位数 x_T 为:

$$x_T = \begin{cases} u + \frac{\sigma}{\xi} [1 - (\lambda T)^{-\xi}] & \xi \neq 0 \\ u + \sigma \ln(\lambda T) & \xi = 0 \end{cases} \quad (3)$$

式中, ξ 为形状参数, σ 为尺度参数, λ 为年平均发生超限的频次。

获得高精度的分位数是拟合 GPD 模型的主要目的, 而拟合 GPD 模型的重要前提是合理确定阈值 u 。如果阈值 u 选取的过高, 会导致超限数据量

太少,使估计出来的参数方差很大;如果阈值 u 选取的偏低,则不能保证超限量分布的收敛性,使估计产生大的偏差。本文采用以下步骤拟合 GPD:
 ① 以短时强降水量标准 20 mm/h 为 GPD 的初始阈值 u_0 , 组成阈值区间: $u_i = u_0 + (i - 1) \times \text{std}$, $i = 1, \dots, 16$, 其中 std 为样本标准差; ② 为满足超限样本的独立性, 以 240 h 为抽样分块时段, 构成 16 个超限短时强降水序列。在显著水平 0.05 下, 对不同阈值的超限数使用卡方假设检验其是否服从泊松分布: $P(x = k) = e^{-\lambda} \lambda^k / k!$, $k = 0, 1, 2, \dots$; ③ 各超量样本的参数估计。

2.2 广义极值分布模型

Jenkinson^[13]、Coles^[14]证明当极值的渐近分布存在且为非退化时, 可以将 3 种类型的经典极值分布发展为一种统一的具有 3 参数的极值分布函数, 作为经典极值渐近分布的广义形式, 称为广义极值分布 (GEV)。

设 $X_1 \dots X_m$ 是服从 GEV 分布的独立随机变量, 则广义极值分布的分布函数 F_X 为:

$$F_X(x) = \begin{cases} \exp\left\{-\left[1 - \xi\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)\right]^{1/\xi}\right\}, \xi \neq 0, x \geq 0 \\ \exp\left[-\exp\left(\frac{x - \mu}{\sigma}\right)\right], \xi = 0 \end{cases} \quad (4)$$

当 $\xi \rightarrow 0$ 为极值 I 型, 即 Gumbel 分布; $\xi < 0$ 为极值 II 型, 即 Fréchet 分布 (厚尾), $\xi > 0$, 为极值 III 型, 即 Weibull 分布 (短尾)。T 年一遇的分位数 x_T 为:

$$x_T = \begin{cases} \mu + \frac{\sigma}{\xi} \{1 - [-\ln(1 - 1/NT)]^\xi\} & \xi \neq 0 \\ \mu - \sigma \ln[-\ln(1 - 1/NT)] & \xi = 0 \end{cases} \quad (5)$$

式中, N 为抽取年样本数。

2.3 P-III 型分布模型

P-III 型累积分布函数为:

$$F_X(x) = P(X < x) = \frac{\beta^\xi}{\Gamma(\xi)} \int_{-\infty}^x (x - a_0)^{\xi-1} \exp[-\beta(x - a_0)] dx; \quad (\xi, \beta > 0, x > a_0) \quad (6)$$

式中, a_0 为 P-III 型分布的位置参数。

2.4 模型参数估计与拟合优度检验

采用具有良好的无偏性和较高精度的线性矩计算方法^[15]估计 GPD、GEV 和 P-III 分布的参数。拟合优度检验采用以下 3 种方法:

1) Anderson-Darling (AD) 检验

Anderson-Darling (AD) 检验属于平方根类经验分布函数统计检验, 相对 K-S 检验, AD 检验在尾部区域赋予了更多权重。K 个样本 AD 拟合优度检验方法是对单样本检验方法的扩展与通用化^[16]。原假设 $H_0: F_1 = F_2 = \dots = F_n$ 。样本 x_i 的个数和 CDF 分别用 n_i 和 F_{in_i} 表示, $N = \sum n_i$ 为样本的个数, $H_N(x)$ 为 N 个样本的 CDF。K 个样本的 AD 统计量 A_{kN}^2 为:

$$A_{kN}^2 = \sum_{i=1}^k n_i \int_{B_N} \left\{ [F(x) - H_N(x)]^2 / H_N(x) [1 - H_N(x)] \right\} dH_N(x) \quad (7)$$

其中, $B_N = \{x \in \mathbf{R}: H_N(x) < 1\}$; A_{kN}^2 经过归一化处理得到 T_{kN} : $T_{kN} = [A_{kN}^2 - (k - 1)] / \sigma_N$; σ_N 为 A_{kN}^2 的标准差。若 T_{kN} 小于高斯分布在置信度 α 下的临界值 $t_{k-1}(\alpha)$, 则接受原假设 H_0 。计算中通过插值外推得到 AD 统计量 A_{kN}^2 的 P_{AD} 值, 当 $P_{AD} > \alpha$, 接受原假设; 否则, 拒绝。计算中以逐个样本的经验分布和理论累积分布为两样本, 计算统计量 T_{2N} , 进而计算 P_{AD} 值。 P_{AD} 值越大表示拟合的模型越好。

2) 概率点据相关系数 (PPCC) 检验: 根据实测样本 x_i 和相应概率分布的分位数 \hat{x}_i 求二者相关系数 r 。

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - x_m)(\hat{x}_i - \hat{x}_m) / \left[\sum_{i=1}^n (x_i - x_m)^2 \sum_{i=1}^n (\hat{x}_i - \hat{x}_m)^2 \right]^{1/2}} \quad (8)$$

3) 均方根误差 (RMSE):

$$\text{RMSE} = \sqrt{\sum_{i=1}^n ((\hat{x}_i - x_i) / x_i)^2 / n} \quad (9)$$

4) Q 统计值: 经验频率和理论频率拟合误差平方和。

$$Q = \sum_{i=1}^n (P_i - P_{ei})^2 \quad (10)$$

式中, P_{ei} 为经验累积频率; P_i 为理论累积频率; x_m 、 \hat{x}_m 分别为实测样本均值和相应概率分布理论值的均值; n 为样本容量。RMSE 和 Q 值越小, PPCC 越大, 拟合的模型越优。

3 三种概率分布模型对比分析

3.1 参数估计与拟合优度检验结果

对每个测站 16 个超限短时强降水序列择优后构建的 GPD 模型、多个年最大值抽样的 GEV 模型和 P-III 型模型的参数估计结果和拟合优度检验指

标见表 1、2。尽管三参数的 P-III 型分布是列入我国工程规范与应用最为普遍的极端水文气象要素频率分析的线型, 但 P-III 型分布需要满足偏态系数 $C_s < 2$ 和 $C_s \geq 2C_v$ 的约束条件, 否则将出现位置参数为负值的情况。从表 2 可见, 除了增城和恩平以外, 其余测站样本的 P-III 型分布的偏态系数 C_s 不满足此约束条件, 由此可知这些样本实际上并不服从 P-III 型分布。GEV 模型参数中 5 个测站 (花

都、深圳) 样本的形态参数 ξ 小于 0, 属于厚尾分布 Heavy-tailed distribution 的极值 II 型。GPD 模型中有 8 个测站 (花都、广州、新会、恩平、顺德、中山、珠海、深圳) 的形态参数 ξ 为负值, 属于厚尾分布, 表明出现短时强降水的概率大。其余属于短尾分布, 表明短时强降水存在极值上限, 符合天然降水的物理属性。

表 1 GPD、GEV、P-III 分布参数估计结果¹⁾

Table 1 The estimated parameters of the optimal GPD, GEV and Pearson Type III models

项目	GPD			GEV			P-III		
	u/mm	ξ	σ	ξ	σ	μ/mm	C_v	C_s	\bar{q}/mm
三水	26.1	0.109	15.93	0.086	15.733	30.352	0.466	0.563	38.193
花都	35.1	-0.385	7.14	-0.232	11.849	28.146	0.573	2.416	38.464
从化	34.5	0.145	10.65	0.295	15.813	29.724	0.441	0.047	35.176
广州	34.8	-0.187	8.17	0.239	18.817	30.584	0.517	0.279	37.773
南海	25.1	0.066	14.74	0.009	13.647	29.043	0.458	0.765	36.806
东莞	23.3	0.296	20.82	0.243	17.001	32.555	0.436	0.133	38.996
龙门	34.9	0.268	17.00	0.022	14.283	27.771	0.477	0.582	35.711
增城	21.8	0.098	16.85	0.049	16.774	30.705	0.520	1.172	39.608
鹤山	23.2	0.308	16.59	0.184	13.596	30.967	0.386	0.191	36.687
开平	30.0	0.032	9.88	0.191	12.429	26.922	0.413	0.437	32.091
新会	39.5	-0.051	9.22	0.145	13.930	26.542	0.460	0.486	32.811
恩平	30.5	-0.069	16.92	0.012	18.657	35.704	0.513	1.141	46.249
台山	20.0	0.145	15.58	0.119	14.991	28.253	0.468	0.463	35.308
顺德	43.0	-0.115	10.21	0.096	15.181	29.972	0.468	0.865	37.402
中山	42.4	-0.204	7.26	0.173	16.062	33.313	0.434	0.656	40.207
斗门	50.7	0.119	16.18	0.162	20.965	37.799	0.478	0.324	46.969
珠海	34.0	-0.001	17.40	0.126	20.764	36.876	0.495	0.540	46.531
深圳	20.0	-0.097	15.68	-0.032	19.119	29.327	0.612	1.206	40.983

1) 表中 C_v : 样本变差系数, C_s : 样本偏态系数, \bar{q} : 样本均值。

由表 2 可知, 三类模型的 PPCC 值介于 0.979 ~ 0.997 之间, 表明拟合结果都非常好。其中, GPD 模型绝大多数 PPCC 和 P_{AD} 值大于其余两类模型, PPCC 和 P_{AD} 的均值最大, 是拟合更优的重要标志; P-III 型的 RMSE 的均值最小; GPD 模型和 GEV 模型 Q 的均值都为 0.008, 小于 P-III 分布的 Q 的均值 0.066。尽管三类模型拟合结果均属良好, 但实际应用中还需要根据参数估计结果评判模型的适用性与优度检验结果择优使用。以广州短时强降水模型拟合结果为例 (图 2-4), 可见 GPD 模型对样本的拟合结果优于 P-III 型和 GEV 分布。

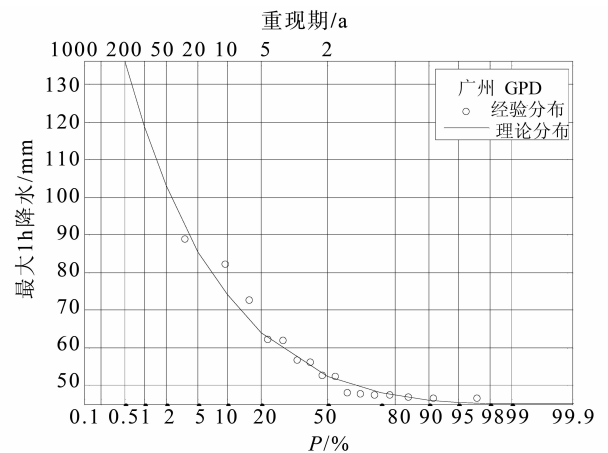


图 2 广州短时强降水 GPD 频率曲线

Fig. 2 POT based short-term strong rainfall frequency curves for Guangzhou station

表 2 GPD、GEV、P-III 分布模型的拟合优度检验指标

Table 2 The indicators of goodness-fit test among the optimal GPD, GEV and Pearson Type III models

项目	GPD				GEV				P-III			
	Q	PPCC	P_{AD}	RMSE	Q	PPCC	P_{AD}	RMSE	Q	PPCC	P_{AD}	RMSE
三水	0.660	0.014	0.995	0.837	0.555	0.000	0.992	0.803	0.614	0.045	0.993	0.803
花都	5.004	0.007	0.994	0.829	3.298	0.085	0.992	0.837	1.755	0.401	0.979	0.732
从化	0.434	0.011	0.997	0.840	0.117	0.001	0.993	0.801	0.028	0.061	0.993	0.798
广州	1.808	0.014	0.991	0.830	0.021	0.000	0.987	0.780	0.149	0.048	0.989	0.806
南海	0.872	0.006	0.993	0.797	0.985	0.021	0.993	0.823	0.910	0.030	0.992	0.817
东莞	0.304	0.010	0.996	0.822	0.006	0.000	0.990	0.779	0.120	0.072	0.988	0.782
龙门	0.453	0.009	0.991	0.820	0.827	0.003	0.984	0.774	0.784	0.060	0.987	0.774
增城	0.582	0.006	0.983	0.831	0.776	0.013	0.986	0.828	0.784	0.038	0.984	0.821
鹤山	0.209	0.000	0.995	0.803	0.150	0.000	0.992	0.811	0.246	0.043	0.991	0.805
开平	0.822	0.006	0.990	0.804	0.146	0.000	0.988	0.804	0.238	0.042	0.989	0.818
新会	1.447	0.014	0.996	0.845	0.270	0.001	0.995	0.818	0.361	0.025	0.995	0.821
恩平	1.735	0.006	0.991	0.821	1.157	0.010	0.988	0.776	1.073	0.088	0.986	0.762
台山	0.416	0.007	0.995	0.823	0.376	0.000	0.992	0.835	0.460	0.022	0.992	0.836
顺德	2.063	0.012	0.976	0.837	0.488	0.001	0.989	0.836	0.555	0.022	0.989	0.835
中山	1.970	0.016	0.992	0.806	0.215	0.002	0.979	0.737	0.327	0.104	0.980	0.737
斗门	0.947	0.010	0.994	0.841	0.329	0.005	0.994	0.800	0.473	0.046	0.994	0.800
珠海	1.338	0.007	0.993	0.813	0.499	0.005	0.995	0.834	0.622	0.020	0.995	0.833
深圳	1.679	0.002	0.994	0.825	1.557	0.003	0.993	0.826	1.306	0.016	0.992	0.838
均值	1.215	0.008	0.992	0.822	0.654	0.008	0.990	0.806	0.600	0.066	0.989	0.801

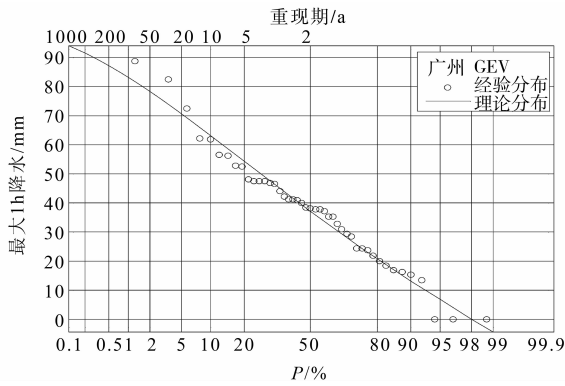


图 3 广州短时强降水 GEV 分布频率曲线

Fig. 3 GEV based short-term strong rainfall frequency curves for Guangzhou station

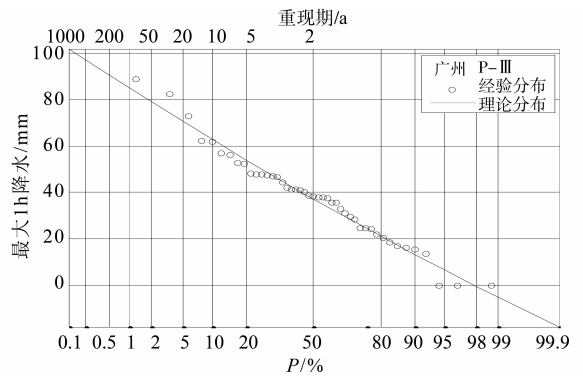


图 4 广州短时强降水 P-III 分布频率曲线

Fig. 4 Pearson Type III based Short-term Strong rainfall frequency frequency curves for Guangzhou station

3.2 珠江三角洲短时强降水设计重现水平值

利用 GPD、GEV 和 P-III 型三个模型推算了珠江三角洲 18 个测站的重现期为 2、5、10、20、50 和 100 a 的降水设计值 (图 5)。有以下结果:

1) 由 GPD 模型推算的珠江三角洲 18 个测站中花都、广州、增城、恩平、顺德、中山、斗门、珠海和深圳 9 个城市最大 1 h 强降水 100 年重现期的强度大于 100 mm。其中花都降水强度最大, 达 181 mm。恩平和深圳次之, 分别为 159 mm 和 160 mm;

2) 三种分布模型推算的重现期 5a 的短时强降水设计值均超过 50 mm。GPD 和 P-III 型模型推算的重现期 2 a 的短时强降水设计值除了开平和新会两城市以外, 其余城市已达 50 mm 以上。

由于现在施行的国家气象局颁布的降水强度等级只有 12 h 和 24 h 的降雨量级标准, 相对比较粗略。参考安徽省 2012 年颁布的“短时临近降雨强度等级划分”标准: 1 h 降雨量达 50 mm 以上为“特大暴雨”, 可认为珠江三角洲短时强降水强度非常大, 是导致城市内涝的最主要影响因子。

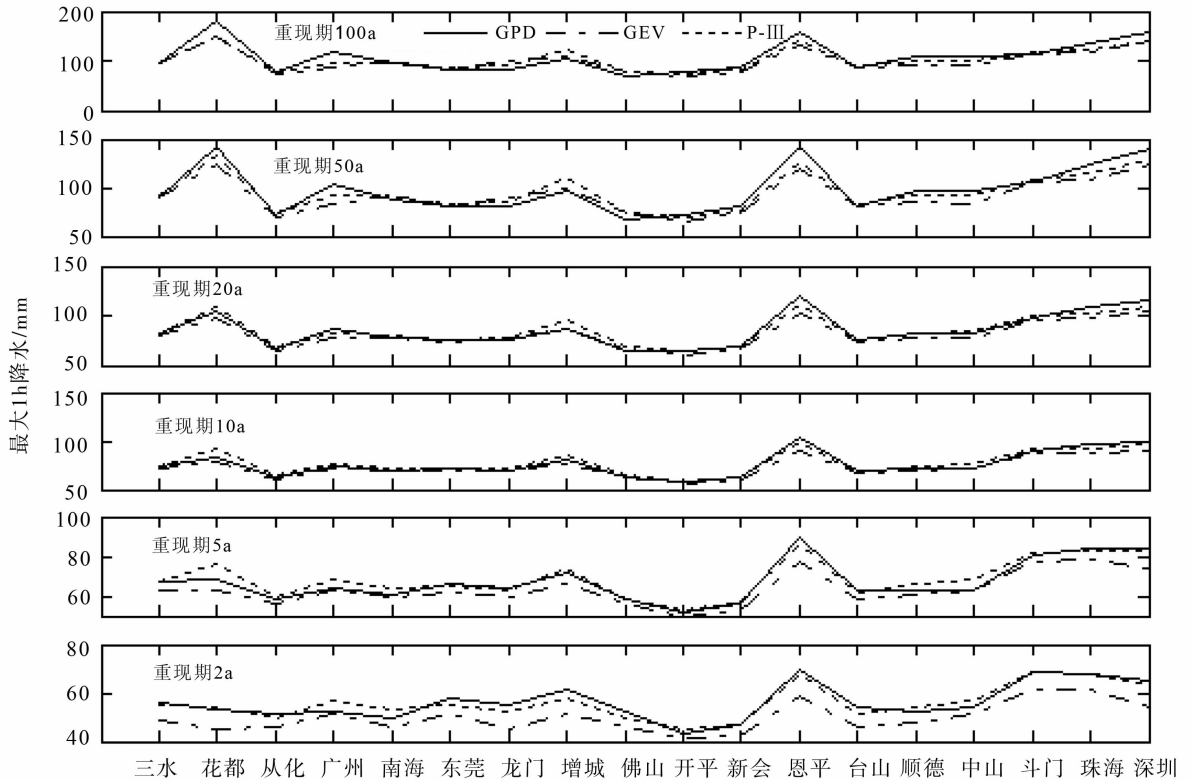


图5 三个概率分布模型推算的珠江三角洲18个测站短时强降水设计值

Fig. 5 One hour biggest rain design values calculated by three probability distribution models of 18 stations in the Pearl River Delta

4 结论

对珠江三角洲18个城市短时强降水三个概率分布模型的对比分析有以下主要结论:

1) 三个概率分布模型对比表明, GPD模型普遍优于GEV和P-III型, 由于超限量抽样能获取更多短时强降水信息, 超限量阈值法更适用于观测年限较短站点的极端水文气象事件分位值推算。

2) 花都、广州、新会、恩平、顺德、中山、珠海、深圳8个城市短时强降水GPD模型的形态参数为负表明短时强降水出现的出现概率高且推算的设计降水大于GEV和P-III相应设计值。

3) 依据相关“短时临近降雨强度等级划分”标准, 变化环境下的多数珠江三角洲城市2年一遇短时强降水即可达特大暴雨级别。

参考文献:

- [1] 金光炎. 城市设计暴雨频率计算问题[J]. 水文, 2000, 20(2): 14-18.
- [2] 毛慧琴, 杜尧东, 宋丽莉. 广州短历时降水极值概率分布模型研究[J]. 气象, 2004, 30(10): 3-6.
- [3] 王海军, 张峻, 王宏记, 等. 长江三峡地区宜昌、巴东短

历时极值降水特征分析[J]. 暴雨灾害, 2010, 29(1): 38-43.

- [4] 黄津辉, 向文艳, 户超. 天津市设计暴雨方法比较及公式修正[J]. 天津大学学报: 自然科学与工程技术版, 2013, 46(4): 354-360.
- [5] 程炳岩, 丁裕国, 张金铃, 等. 广义帕雷托分布在重庆暴雨强降水研究中的应用[J]. 高原气象, 2008, 27(5): 1004-1009.
- [6] 司波, 余锦华, 丁裕国. 四川盆地短历时强降水极值分布的研究[J]. 气象科学, 2012, 32(4): 403-410.
- [7] LEAHY P G, KIELY G. Short Duration Rainfall Extremes in Ireland: Influence of Climatic Variability[J]. Water Resour Manage, 2011, 25: 987-1003.
- [8] SVENSSON C, CLARKE R, JONES D. An experimental comparison of methods for estimating rainfall intensity-duration-frequency relations from fragmentary records[J]. J Hydrol, 2007, 341: 79-89.
- [9] NTEGEKAV, WILLEMS P. Trends and multidecadal oscillations in rainfall extremes, based on a more than 100-year time series of 10 min rainfall intensities at Uccle Belgium[J]. Water Resour Res, 44 (W07402), 2008, doi: 1029/2007 WR006471.

(下转第140页)

- Planning A, 2008, 40: 2510 – 2525.
- [5] CHOI K, SON K. LEED public transportation accessibility and its economic implications [J]. *Journal of Construction Engineering and Management*, 2012, 138(9): 1095 – 1102.
- [6] 刘俊, 陆玉麒. 江苏省公路交通网络可达性评价研究 [J]. *南京师范大学学报: 自然科学版*, 2008, 31(3): 129.
- [7] 李平华, 陆玉麒. 可达性研究的回顾与展望 [J]. *地理科学进展*, 2005, 24(3): 69 – 77.
- [8] 崔功豪, 魏清泉, 陈宗兴. 区域分析与规划 [M]. 北京: 高等教育出版社, 1999.
- [9] 曹小曙, 薛德升, 阎小培. 中国干线公路网络联结的城市通达性 [J]. *地理学报*, 2005, 60(6): 903 – 910.
- [10] GEURS K. Accessibility, land-use and transport: Accessibility evaluations of land-use and transport developments and policy strategies [D]. Netherlands: Utrecht University, 2006.
- [11] LINNEKER B, SPENCE N. Road transport infrastructure and regional economic development: the regional development effects of the M25 London orbital motorway [J]. *Journal of Transport Geography*, 1996, 4(2): 77 – 92.
- [12] GUTIÉRREZ J, GONZALEZ R, GOMEZ G. The European high speed train network: predicted effects on accessibility patterns [J]. *Journal of Transport Geography*, 1996, 4(4): 227 – 238.
- [13] 徐涛, 王黎明, 张大泉. 中国民用航空机场的可达性研究 [J]. *地理与地理信息科学*, 2008, 24(4): 88 – 91.
- [14] 张莉, 陆玉麒. 基于陆路交通网的区域可达性评价 [J]. *地理学报*, 2006, 61(12): 1235 – 1246.
- [15] 邓兴栋, 马小毅. 广州市交通发展年度报告 [R]. 广州市交通规划研究所, 2012.
- [16] MARSDEN G, LUCAS K, BROOKS M, et al. Assessment of capabilities for examining long-term social sustainability of transport and land use strategies [J]. *Transportation Research Record*, 2007, 2013: 30 – 37.
- [17] 宋佃星, 李强, 延军平. 陕西省公路交通可达性时空演变研究 [J]. *干旱区资源与环境*, 2012, 36(2): 36 – 41.
- [18] 熊鹰, 张清敏. 湖南省公路交通网络可达性研究 [J]. *测绘科学*, 2013, 38(3): 93 – 95.
- [19] 李涛, 曹小曙, 黄晓燕. 珠江三角洲交通通达性空间格局与人口变化关系 [J]. *地理学报*, 2012, 31(9): 1661 – 1672.
- [20] 金凤君, 王娇娥. 二十世纪中国铁路网扩展及其空间通达性 [J]. *地理学报*, 2004, 59(2): 293 – 302.

(上接第 132 页)

- [10] MULLER A, ARNAUD P, LANG M, et al. Uncertainties of extreme rainfall quantiles estimated by a stochastic rainfall model and by a generalized Pareto distribution [J]. *Hydrol Sci J*, 2009, 54(3): 417 – 429.
- [11] AGHAKOUCHAK A, NASROLLAHI N. Semi-parametric and parametric inference of extreme value models for rainfall data [J]. *Water Resour Manage*, 2010, 24(6): 1229 – 1249.
- [12] PICKANDS J. Statistical inference using extreme order statistics [J]. *Annals of Statistics*, 1975, 3: 119 – 131.
- [13] JENKINSON A F. The frequency distribution of the annual maximum (or minimum) values of meteorological elements [J]. *Q J R Meteorol Soc*, 1955, 81: 158 – 171.
- [14] COLES S. An introduction to statistical modeling of extreme values [M]. New York: Springer Verlag, 2001: 36 – 78.
- [15] HOSKING J R M. L-moments: Analysis and estimation of distributions using linear combinations of order statistics [J]. *J R Stat Soc, Ser B*, 1990, 52: 105 – 124.
- [16] SCHOLZ F W, STEPHENS M A. K-sample Anderson-Darling tests [J]. *J AM Stat Assoc*, 1987, 82: 918 – 924.