

降水量 Γ 分布模式的普适性研究*

丁裕国

(南京气象学院, 南京 210044)

提 要

本文应用概率论中著名的多项分布结合统计物理学观点证明降水量频数的最可几分布必然为 Γ 分布, 又据实测资料验证降水量频数分布的最佳模式为 Γ 分布, 从而提出适用于各地任意时段和任意月份的降水量 Γ 分布通用模式, 文中还就有关问题作了有益的讨论。

关键词: 降水量; Γ 分布; 统计物理学; 最可几分布。

一、引 言

降水观测记录和降水资料的统计分析对于经济、国防和人民生活极为重要。关于降水理论(概率)分布模式, 历来为许多气候学家和统计学家所重视。国外学者很早就研究过一些地区的降水量概率分布型, 特别对 Γ 分布拟合降水量已取得不少成果, 文献[1]、[2]和[3]曾作详细总结。文献[4-9]是国内近十年来部分工作成果的代表。目前有关降水概率分布的研究国际上仍很活跃, 在近十年内所举行的四次国际统计气候会议上, 分布模式的研究论文占有重要地位。直到近年, Wilks 又将 Weibull 分布用于推算土壤水分和降水, 径流之间的关系^[10]。可见, 关于降水的统计分布模式还有许多研究内容。

降水的时空分布极为复杂, 从成因来看, 虽然已有一些物理、动力过程的解释, 但要很好地描述降水的时空分布却较为困难。在某种意义上说, 目前采用某些统计数值模式研究降水的气候特征和演变规律仍具有一定的可信度, 它在一定程度上可弥补物理、动力学方法的不足。由于许多学者都曾采用 Gamma 分布拟合降水量, 虽然其参数估计方法已作了多方面探讨, 但从理论上论证何种概率分布模式拟合降水量最佳, 其普适性如何, 还有待深入。本文试图在作者以往工作的基础上, 进一步论证这些问题。

二、降水量频数的最可几分布

Gamma 分布, 记为 $\Gamma(\alpha, \beta)$, 通常是指具有两个参数 α 和 β 的形如

$$f(x) = \frac{\beta^\alpha}{\Gamma(\alpha)} x^{\alpha-1} e^{-\beta x} \quad x > 0 \quad (1)$$

1991年10月10日收到, 1992年7月11日收到再改稿。

* 本文得到国家自然科学基金资助。

为其分布密度的偏斜分布, 其中 α 为形状参数, β 为尺度参数, Γ 分布的密度函数也有另一些写法^[1]。许多研究业已表明, Γ 分布是描述降水量频数分布的适宜模式, 因而在气候统计学中占有重要地位。

张学文(1985)曾从统计力学观点, 证明降水场的时面深基本分布为指数型, 并加以推广, 这对于从理论高度来研究降水量统计分布是一个重要贡献^[1]。本文从降水的气候统计问题出发, 应用概率论和统计物理相结合的观点, 推导和论证降水量的最可几分布必然是 Γ 分布, 其理论依据更加充分。

设任一地点的一次降水过程所产生的降水量必落入数值区间 $[x_0, x_1)$, $[x_1, x_2)$, $\dots$, $[x_k, x_{k+1})$ 中的某一个, 这里 $x_0 \geq 0.0\text{mm}$ 。为叙述方便, 顺次将区间记为 $A_0, A_1, \dots, A_k$ 。若给定降水落入区间 A_i ($i = 0, 1, 2, \dots, k$) 的概率为 $p_i = p(A_i)$, 则由于每次观测中落入区间 $A_0, A_1, \dots, A_k$ 的为互斥事件, 必有

$$A_0 + A_1 + \dots + A_k = U, \quad \text{且} \quad A_i A_j = 0, \quad (i \neq j) \quad (2)$$

U 为必然事件, 相应地, 则有

$$p_0 + p_1 + \dots + p_k = 1. \quad (3)$$

对上述事件作 N 次独立观测, 其中 A_0 出现 n_0 次, A_1 出现 n_1 次, $\dots$, A_k 出现 n_k 次, 且有

$$n_0 + n_1 + \dots + n_k = N \quad (4)$$

显然, 上述 $n_0, n_1, \dots, n_k$ 实质上是随机变量 $\tilde{n}_0, \tilde{n}_1, \dots, \tilde{n}_k$ 的一次取值。因此, 可以认为, 任一地点的一次降水过程所产生的降水量落入各种数值区间的频数是一组随机变量 $(\tilde{n}_0, \tilde{n}_1, \dots, \tilde{n}_k)$, 其联合概率为^[1]

$$\begin{aligned} P(n_0, n_1, \dots, n_k) &= P(\tilde{n}_0 = n_0, \tilde{n}_1 = n_1, \dots, \tilde{n}_k = n_k) \\ &= \frac{N!}{n_0! n_1! \dots n_k!} p_0^{n_0} p_1^{n_1} \dots p_k^{n_k} = \frac{N!}{\prod_{i=0}^k n_i!} \prod_{i=0}^k p_i^{n_i} \end{aligned} \quad (5)$$

上式即为概率论中著名的多项分布, 它是二项分布的推广。对于给定的 $p_0, p_1, \dots, p_k$ 来说, (5) 式中 $P(n_0, n_1, \dots, n_k)$ 是落入降水量各种数值区间的频数 $n_0, n_1, \dots, n_k$ 的函数。我们希望寻求一组频数 $(n'_0, n'_1, \dots, n'_k)$, 对于雨量分配来说是最可能出现的数值, 即寻求具有最大似然性的频数分配。这就等价于给定 $p_0, p_1, \dots, p_k$, 在某些条件下求解函数 $P(n_0, n_1, \dots, n_k)$ 的极大值。

显然, 对于(5)式所描述的问题, 有两个约束条件: 其一是, $\sum_{i=0}^k n_i = N$, 已如(4)式给出; 其二是, $\sum_{i=0}^k n_i x_i = N\bar{x}$, 这里 x_i 是各相应数值区间的中值 (亦可以区间均值代之), 当区间 $[x_i, x_{i+1})$ 无限缩小, x_i 可理解为区间的代表值; $\bar{x}$ 则表示 N 次降水过程的

1) 张学文, 降水统计力学初探, 新疆气象台, 1985 (待出版)。

平均值, 这两个约束条件实际上客观存在。因此, 寻求降水量频数的最可能分布归结为求解下列条件极值的数学问题。

为推导方便, 对(5)式两边取对数, 得对数频数函数

$$\ln P(n_0, n_1, \dots, n_k) = \ln N! - \sum_{i=0}^k \ln n_i! + \sum_{i=0}^k n_i \ln p_i. \quad (6)$$

又据 Lagrange 乘子法, 构造修正函数

$$W = \ln P + \lambda_1 \left(\sum_{i=0}^k n_i - N \right) + \lambda_2 \left(\sum_{i=0}^k n_i x_i - N\bar{x} \right). \quad (7)$$

令 $\partial W / \partial n_i = 0$, $i = 0, 1, 2, \dots, k$, 并求解之, 于是有方程组

$$\frac{\partial W}{\partial n_i} = -\ln n_i + \ln p_i + \lambda_1 + \lambda_2 x_i = 0, \quad i = 0, 1, \dots, k. \quad (8)$$

统计物理学表明^[11], 若一个孤立体系处于平衡, 它就等几率地出现在每一个可到达态中, 假如它不是等几率地处于每一个可到达态中, 这个体系就不处于平衡, 因而它就会随时间变化, 直至最终到达以相等几率处于每一可到达态的平衡状况。从气候平衡态的观点来看, 任一地点的降水量落入各种区间 $A_0, A_1, \dots, A_k$ 的几率 p_i , 实际上应是相等的。换言之, 大自然在某一次降水过程中洒向某一地点的水量可能集中于某一区间, 但从长远累计看, 落入各种取值区间的可能性是随机的。因此, 对(8)式进一步假定各个 p_i 相等, 并令常数因子

$$c_i = \lambda_1 + \ln p_i \quad i = 0, 1, \dots, k$$

对全部 i 相等, 于是(8)式简化为

$$\ln n_i + c + \lambda x_i = 0, \quad i = 0, 1, \dots, k, \quad (9)$$

式中 c, λ 均为待定参数。由(9)式, 可推得

$$n_i = \alpha e^{-\lambda x_i}, \quad i = 0, 1, \dots, k, \quad (10)$$

其中 $\alpha = e^{-c}$ 为常数。由此可见, (10)式就是在特殊情况($p_0 = p_1 = \dots = p_k$)下的多项分布概率 $P(n_0, n_1, \dots, n_k)$ 的条件极大值解式。由(10)式并考虑(4)式, 又可得

$$\sum_{i=0}^k n_i = N = \alpha \sum_{i=0}^k e^{-\lambda x_i}. \quad (11)$$

于是, 对全部 i , 相对频数 n_i / N 的最可几值(概率最大)即为

$$\frac{n_i}{N} = \frac{\exp(-\lambda x_i)}{\sum_{i=0}^k \exp(-\lambda x_i)}, \quad (12)$$

上式左端为降水量落入区间 $x_i \leq X < x_{i+1}$ 的相对频数。根据概率论的基本定义, 当 $N \rightarrow \infty$, 而区间 $[x_i, x_{i+1})$ 无限缩小, 必有极限

$$\lim_{\substack{N \rightarrow \infty \\ \Delta x \rightarrow 0}} \frac{n_i}{N} = \lim_{\Delta x \rightarrow 0} \frac{P(x \leq X < x + \Delta x)}{\Delta x} = \frac{\exp(-\lambda x)}{\int_0^{\infty} \exp(-\lambda x) dx}, \quad (13)$$

上述极限正是降水量 X 的频数密度函数, 即有

$$f(x) = \frac{\exp(-\lambda x)}{\int_0^{\infty} \exp(-\lambda x) dx} = \lambda e^{-\lambda x}, \quad (x > 0) \quad (14)$$

(14)式右端分母的积分为常数 $1/\lambda$, 故(14)式就是通常所谓的指数分布。它表明, 在极大似然意义下, 降水量的最可能分布应为指数分布。如所知, 指数分布就是 Γ 分布的特例^[1]。而任一地点的一次降水过程实际上是形成气候统计降水量(如日、候、旬、月、季和年降水量)的基础, 可以证明, 任何指数分布变量之和数的分布为 Γ 分布。例如, 若设日降水量 x_i 为指数分布, 现有 N 个降雨日(不一定为连续日序), 则其降水总量记为

$$S_N = \sum_{i=1}^N x_i. \quad (15)$$

假定各日降水量 x_i 相互独立且服从(14)式的同一指数分布, 则可导出 S_N 的分布密度。

记 S_N 变量的特征函数为 $\varphi(t)$, x_i 变量的特征函数为 $\varphi_i(t)$, 根据随机变量特征函数的性质^[1], 立刻得到

$$\varphi(t) = \prod_{j=1}^N \varphi_j(t) = [\varphi_j(t)]^N. \quad (16)$$

而形如(14)式的变量相应特征函数为

$$\varphi_j(t) = \frac{1}{\left(1 - \frac{it}{\lambda}\right)} \quad j = 1, 2, \dots, N, \quad (17)$$

故有变量 S_N 的相应特征函数

$$\varphi(t) = \frac{1}{\left(1 - \frac{it}{\lambda}\right)^N}. \quad (18)$$

仍据文献[1], 反演出其分布密度为

$$f_{S_N}(x) = \frac{\lambda^N}{\Gamma(N)} x^{N-1} e^{-\lambda x}, \quad (19)$$

上式即是 Γ 分布密度(见(1)式), 不过这里变量 x 代表 S_N (N 日总降水量), 参数 λ 为尺度参数, N 为形状参数。上述例子中, 若令 $N=1$, 则特征函数即为指数分布的特征函数, 而(19)式即可化简为(14)式的指数分布密度, 可见两者是吻合的。

将上面的思路推广到任意时段(含有可数个独立降水过程), 我们总可以用 Γ 分布

来拟合降水量的频数分布。值得指出的是, 年降水量或较长时期(如季节)总降水量为什么往往近于正态分布或对称分布。这是因为, 对于 Γ 分布来说, 当形状参数 α 增大时, 其偏度趋向于零, 因而趋于正态或对称。如(19)式, 形状参数 $\alpha = N$, 只要 N 足够大(即包含的独立降水过程足够多), 它必然趋于无偏的正态分布。文献[1]曾证明, 在气候统计应用中, 通常当形状参数 $\alpha > 100$ 时就可认为变量服从正态分布。这也就是年降水量(在多雨地区)往往趋近于正态分布的物理基础。

三、 Γ 分布最佳拟合实例验证

对我国东部地区 20 多个测站月降水量的频数分布型作拟合试验表明, 在多种概率分布模式中, 以 Γ 分布拟合效果为最佳, 而其它分布如 Weibull 分布、对数正态分布、正态分布以及 Kappa 分布等其拟合效果都不及 Γ 分布。这一事实绝不是偶然的, 它与上面的理论推证恰好相互印证。表 1 列出上海 1873—1982 年 6 月降水量的五种分布模式拟合效果比较就是一例。

表 1 上海 6 月(1873—1982)降水量概率分布拟合效果比较

组 距 mm	实测 频数	理论 频 数 分 布				
		Γ	对数正态	Weibull	Kappa	正 态
0—50	4	4.4	2.9	3.9	18.1	9.4
50—100	11	10.5	10.8	10.6	17.3	11.5
100—150	17	18.2	19.7	18.7	16.5	17.1
150—200	24	22.0	23.4	24.1	16.5	21.0
200—250	18	19.8	19.9	23.2	15.2	20.1
250—300	20	17.6	14.5	16.6	13.7	15.3
300—350	7	7.7	8.8	8.5	9.0	9.4
350—400	7	5.5	4.7	3.1	3.8	4.4
400—450	1	1.3	2.0	0.5	0.3	0.5
450—500	1	1.0	0.8	0.3	0.2	0.1
χ^2 值(歧度)		0.9912	3.8655	2.9909	20.6633	8.9010
相对误差		0.141	0.552	0.498	2.952	1.113

由表 1 可见, 在五种分布模式拟合中, χ^2 值(歧度)最小者为 Γ 分布, 仅为 0.9912; 而其相对误差也仅为 0.141, 明显优于其它四种分布的拟合效果。虽然, Weibull 分布和对数正态分布也有较好的效果(χ^2 拟合优度检验, 达信度 0.05), 但与 Γ 分布相比, 后者的信度更高。至于正态分布和 Kappa 分布基本上不能用于该月份降水量的拟合, 尤其是 Kappa 分布, 一般只能用于短历时降水如日雨量的拟合^[2]。但是, 作者曾试验用 Kappa 分布拟合我国冬季各站 1 月份降水量, 发现约有 56% 的台站通过拟合检验。这是因为冬季 1 月降水量有许多站是呈 L 型而不呈单峰正偏态型分布, 因而这部分台站是适合 Kappa 分布的, 但这不具有普遍性。而其它一些分布虽也可拟合

某些月份或某些地区的降水, 但都不具有普遍性。唯有 Γ 分布不但适用于各季的不同月份, 且几乎所有降水量指标均适宜 (见文献[2])。

四、 Γ 分布模式的普适性

根据上述理论推导和实例验证, 任意时段降水量拟合 Γ 分布必然有较好效果。一般说来, 任意较长时段降水量 S_n 总可分解为若干个较短时段降水量 x_i , $i = 1, 2, \dots, n$ 的和数, 即 $S_n = \sum_{i=1}^n x_i$ 。假定这些短时段相互独立且服从 $\Gamma(\alpha_i, \beta_i)$ 分布, 则类似于(19)式的推导, 可以证明总降水量 S_n 的分布密度为

$$f_{S_n}(x) = \frac{\beta^{\sum \alpha_i}}{\Gamma(\sum \alpha_i)} x^{\sum \alpha_i - 1} e^{-\beta x} = \frac{\beta^{\alpha^*}}{\Gamma(\alpha^*)} x^{\alpha^* - 1} e^{-\beta x}, \quad (20)$$

式中 $\alpha^* = \sum \alpha_i$ 为形状参数, $\beta = \beta_i$ 为尺度参数。根据分布函数的生成函数理论^[1], 不难得到(20)式。换言之, S_n 的概率分布若以 Γ 分布拟合, 其形状参数 α^* 为各时段降水量 Γ 分布形状参数之和, 而尺度参数 β 即为各时段尺度参数本身 (假定各时段尺度参数不变)。

(20)式可用于拟合若干候或旬、月等自然时段组成的较长时期 (如季节) 降水量。尤其当 S_n 为 n 个独立降水日所构成的同一个月份或季节内的降水量时, (20)式可简化为

$$f_{S_n}(x) = \frac{\beta^{n\alpha}}{\Gamma(n\alpha)} x^{n\alpha - 1} e^{-\beta x} = \frac{\beta^{\alpha^*}}{\Gamma(\alpha^*)} x^{\alpha^* - 1} e^{-\beta x}. \quad (21)$$

上述形式仅在各日降水量 x_i 相互独立且同为 $\Gamma(\alpha, \beta)$ 分布的理想假定下成立。

由于实际降水日往往并非完全相互独立, 尤其是对于连续降水日, 若具有自相关或持续性 (例如符合 Markov 过程), 则不能单纯用(21)式。不过, 作者认为, 形状参数可能是降水日数的某种函数。例如, 各不同时段降水量 Γ 分布的形状参数和尺度参数实际上会随年内季节或时间的推移而变化。这是因为降水量本身具有均值和方差的年变化, 而它们与 Γ 分布两参数直接有关。根据矩和特征函数的关系, 有

$$\alpha = \frac{\mu^2}{\sigma^2}, \quad (22)$$

$$\beta = \frac{\mu}{\sigma^2}, \quad (23)$$

式中 α 为形状参数, β 为尺度参数, μ 和 σ^2 分别为变量的总体均值和方差。若设年内时间坐标为 t (它可代表逐日、逐旬、逐月等不同单位), 则可有 $\alpha = \alpha(t)$, $\beta = \beta(t)$ 。

实际资料表明, 上述推论是合理的。本文进一步统计了 Γ 分布参数 α 、 β 与时段长度 (日数) 的关系以及各不同月份 1 日、5 日、10 日、15 日、30 日降水量形状参数 α 和尺度参数 β 的变化, 结果发现: 参数 α 、 β 确为时段长度的函数。验证 7 个代表站均具有较好的二次曲线或近似线性关系。而参数 α 、 β 的逐日变化也具有明显的谐波特征。图 1 为上海等五站 7 月份形状参数 α 随日数的变化曲线。图 2a, b 分别绘出南

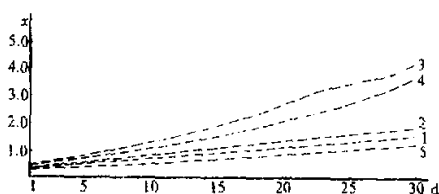


图1 上海等五站7月形状参数 α 随

日数 n 的变化

图中序号1、2、3、4、5分别代表

上海、北京、沈阳、广州、荆州

京、石家庄1月和7月形状参数随日数的变化曲线。

在图3和图4中我们选出以上海、南京为例的逐月10日和15日累计降水量形状参数 α 、尺度参数 β 在年内变化的曲线(其它统计时段如1日、5日、30日累计降水量的 α 、 β 其变化情况类似)。

可见,考虑统计时段和年内变化这两个方面,就能建立描述一地全年各月不同日数降水量的通用 Γ 分布模式。设 $S_n(t)$ 为第 t 个月的 n 日降水量,作为随机变量,其概率

分布函数为

$$F(x) = P[S_n(t) < x] = \int_0^x f_{S_n(t)}(x) dx. \quad (24)$$

假定上式中分布密度服从 Γ 分布,则有

$$f_{S_n(t)}(x) = \frac{[\beta_t]^{\alpha_t(n)}}{\Gamma[\alpha_t(n)]} x^{\alpha_t(n)-1} e^{-\beta_t x}, \quad (25)$$

这里 $f_{S_n(t)}(x)$ 代表第 t 个月的 n 日(累计)降水量 Γ 分布密度。右端 $\alpha_t(n)$ 表示第 t 个月

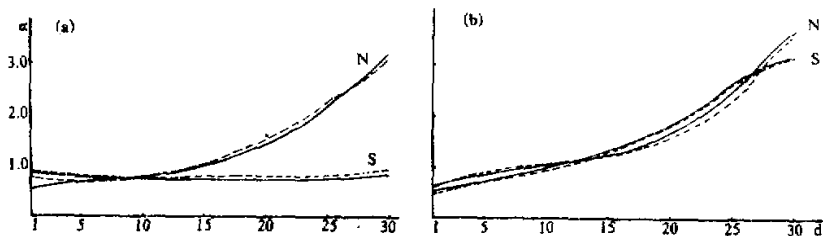


图2 南京、石家庄形状参数 α 随日数 n 的变化

(a)1月; (b)7月

图中N为南京, S为石家庄。实线为拟合曲线, 虚线为实测曲线

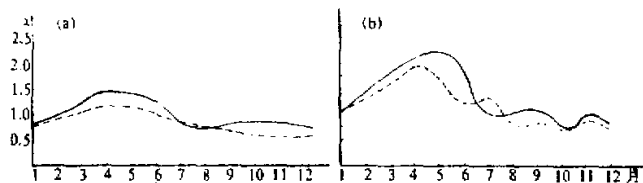


图3 上海、南京各不同时段((a)10天; (b)15天)参数 α 的逐月变化

上海: 实线; 南京: 虚线

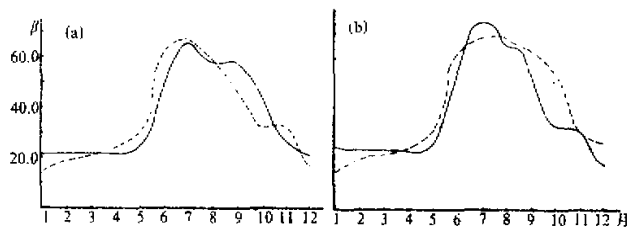


图 4. 上海、南京各不同时段((a)10 天; (b)15 天)参数 β 的逐月变化
图注同图 3

n 日降水量的形状参数; β_i 表示第 i 个月 n 日降水量的尺度参数。一般由于 β 参数在 1 个月份内不同日数的变化并不显著(类似于(20)式), 故仅假设它随月份 i 有变化。在具体应用(25)式时, 还可据实测资料, 考虑参数 $\alpha_i(n)$ 的不同模式, 例如, 若各日形状参数近于相等, 则采用 $\alpha_i(n) = n\alpha_i$; 若形状参数与日数成线性关系, 则采用 $\alpha_i(n) = A_i + B_i n$ 等形式, 作为两类不同的情况来具体应用(25)式配合降水量的 Γ 分布模式。

五、讨论与结论

本文所研究的 Γ 分布通用模式原则上都是指时间域而言的。我们同样可证降水量在空间域也符合指数分布或 Γ 分布。尤其对于短时段降水量, 如某一区域 24 小时降水量, 往往就是同一天气系统侵入所产生的一次降水过程。按照多项分布与统计物理的推导思路同样可证其服从指数分布。这里仅就两个有关问题讨论如下:

(1) 基于单站短时段降水为指数分布或 Γ 分布, 利用随机变量之和的分布理论, 在一定的假设下, 必然可推得同期 k 个测站降水总量为 Γ 分布(其证明可仿效(19-21)式); 此外, 由图 3 和图 4 可推论, 相邻测站彼此的形状和尺度参数较接近或具有比例关系, 因而它们随时间的变化具有同步性。这就为进一步探讨区域降水量(k 个测站总降水量)的两参数 α 、 β 与各单站降水量参数 α_i 、 β_i , $i = 1, 2, \dots, k$ 之间的关系提供了依据。

(2) 在文献[5]中, 作者曾提出相邻测站 Γ 分布模式的间接估计问题。已有一些台站直接应用该方法取得有益的效果。本文进一步研究发现, 全年各不同月份都可运用这一方法。除图 3、图 4 中参数在相邻测站各月具有同步性外, 作者试验若干代表测站都有类似结果。关于间接估计模式还可作进一步推广, 例如, 由两个以上测站可建立精度更高的间接估计模式(另文详述)。

综合全文, 结论为:

- (1) 理论上可证明, 任意时段降水量概率分布必然以 Γ 分布为最可几分布。
- (2) 实际资料验证表明, Γ 分布拟合气候降水量如月降水量确是最佳分布模式。
- (3) 由于各短时段降水量可组成总时段降水量, 利用 Γ 分布特征函数可推得各种通用 Γ 分布模式。这种思想还可推广到区域降水量或相邻测站降水量概率分布计算中。

致 谢: 辛若桂、贾天清同志参加了部分计算工作, 特此致谢。

参 考 文 献

- [1] 么枕生, 1984, 气候统计学基础, p.161, p.516, 科学出版社。
- [2] 么枕生, 丁裕国, 1990, 气候统计, 156—256, 气象出版社。
- [3] Suzuki, E., 1980, Statistical climatology, 1—20, *Developments in Atmos. Sci.*, 13, Elsevier, Amsterdam.
- [4] 丁裕国、张耀存, 1989, 降水气候特征的一种随机模拟方法, 南京气象学院学报, 12 卷, 2 期, 146—155。
- [5] 丁裕国, 1987, 降水量概率分布的一种间接模式, 南京气象学院学报, 10 卷, 4 期, 407—416。
- [6] 张耀存、丁裕国, 1990, 我国东部几个代表测站逐日降水序列统计分布特征, 南京气象学院学报, 13 卷, 2 期, 194—204。
- [7] 张耀存、丁裕国, 1991, 任意时段降水量概率分布的一种 Γ 型通用模式, 气象学报, 49 卷, 1 期, 80—83。
- [8] 丁裕国、程炳岩, 1991, 中国夏季月降水量概率分布模式的研究, 气候学研究——统计气候学, 94—103, 气象出版社。
- [9] 曲延禄等, 1987, 三参数 Weibull 分布的参数估计, 气象学报, 45 卷, 3 期, 374—377。
- [10] Wilks, D.S., 1989, Rainfall insensity, the Weibull distribution, and estimation of daily surface runoff, *J. Appl. Meteor.*, 28, 1, 52—58。
- [11] Reif, F., 1979, 统计物理学, 《伯克利物理学教程》第五卷(中译本), 153—157, 科学出版社。

Research of Universality for Γ Distribution Model of Precipitation

Ding Yuguo

(Nanjing Institute of Meteorology, Nanjing 210044)

Abstract

It is shown that the most frequent distribution of the precipitation frequency distribution must be Γ distribution by using the famous multinomial distribution of probability theory as well as the viewpoint of statistical physics. On the other hand, it is also tested that the optimal model of the frequency distribution of precipitation is the Γ distribution according to statistical data. Thus, this paper proposes a universal model for precipitation Γ distribution which can be applied to various time interval and all monthly in each region.

Key words: precipitation; Gamma distribution; statistical physics; most frequent distribution.