

近畿大学 正員 西村克己
近畿大学 正員 江藤剛治

1.はじめに

筆者らは、多地点日降水量時系列のシミュレーションモデルを開発してきた。しかしながら降水量のみに着目した解析ではおのずと限界があるので、現在降水量を含む多くの気象要素間の相関構造を調べている。降水量のみに注目している場合には、0.0～0.5mm/dayの小雨量は、量的にほとんど無視できるので、従来これらを無降水に含めて確率分布形の検討等を行うことも多くなった。しかしながら降水量と気温・蒸発散量などの気象量との関係を検討するような場合には、これら小雨量も無視できない貴重な情報となるはずである。小雨量を含めると日降水量の確率密度関数は指数分布から極端に歪んでしまうので、分布形の再検討を行った。取り上げた確率分布形はカソマ分布、超カソマ分布(3パラメーター・カソマ分布)、および降水事象の生起は純ランダムで、各降水事象における総雨量はカソマ分布に従うとして導かれる分布(ここでは、ポアソン・カソマ分布と呼ぶ)の3種である。パラメーター推定にはいずれも最尤法を用いた。超カソマ分布については最尤解がないと見られる例があるなど、若干の興味ある結果もあるので、これらについてはやや詳細に検討した。

2. 降水量の確率分布形

ここで検討を行う3種の確率密度関数および尤度方程式を表-1に示す。

カソマ分布は、形状母数と尺度母数のわずか2つの母数を推定することで種々の水文量の確率分布を表しうること、カソマ分布の和もまたカソマ分布に従うという再現性により、広く水文量の確率分布形として採用されてきた。

超カソマ分布は、カソマ分布よりパラメーターが1個多く複雑となるが、各種水文量確率分布にoverfitともいえるほどよく適合するといわれている。しかし、母数推定がやや煩雑であり、取り扱い上の不便さから実用上適用例は、それほど多くない。(2)式で、 $\gamma=1$ のとき(1)式のかソマ分布となる。また、 $d=1$ 、 $\gamma=2$ のとき正規分布、 $\gamma=-1$ のときピアリソニV型となり、かなり広い範囲の確率分布関数の一一種の統一的表現となっている。

ポアソン・カソマ分布の確率密度関数(3)式の $\lambda (=1, 2, \dots, \infty)$ は、降水事象の生起回数が単位時間内に1回、2回、…、 ∞ 回であることを示している。(3)式のような考え方方は、流砂量公式、降水量分布などに適用された例がある。

表-1 各分布式の確率密度関数および尤度方程式

項目 分布	カソマ分布	超カソマ分布	ポアソン・カソマ分布
確率密度関数	$f(x; d, \beta) = \frac{\beta^d}{\Gamma(d)} x^{d-1} e^{-\beta x}$ (1)	$f(x; d, \beta, \gamma) = \frac{\beta^d \gamma^x}{\Gamma(d/\gamma)} x^{d-1} e^{-\beta x^\gamma}$ (2)	$f(x; d, \beta, \lambda) = \sum_{v=1}^{\infty} \frac{1}{\Gamma(v)} \frac{\lambda^v}{v!} \frac{\beta^{d-v}}{\Gamma(d-v)}$ (3)
尤度方程式	$\log \beta = \{f(a)/f(a)\} - \frac{1}{n} \log \chi_i / n$ (5) $\partial/\beta = \frac{n}{\sum_i} \chi_i / n$ (6)	$\alpha \log G - \Psi(d/\gamma) + \log \beta = 0$ (7) $\beta \sum_{i=1}^n \chi_i^\gamma - n \alpha = 0$ (8) $\partial/\beta = \frac{n}{\sum_i} \chi_i / n$ (9)	$\sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{\beta} \frac{\partial H}{\partial \alpha} \right\} = 0$ (10) $\sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{\beta} \frac{\partial H}{\partial \beta} \right\} = 0$ (11) $\sum_{i=1}^n \left\{ \frac{1}{\beta} \frac{\partial H}{\partial \lambda} \right\} = 0$ (12)
備考	d : 形状母数, β : 尺度母数 n : 降水資料数, x : 降水量	d, β, γ : 母数, $\log G = \sum_{i=1}^n \log \chi_i / n$ Ψ : ディ・カソマ関数 n : 降水資料数, x : 降水量	α, β : カソマ分布における形状母数尺度母数 λ : 単位時間内の降水事象平均生起回数 v : 単位時間内の降水事象の生起回数 n : 降水資料数, x : 降水量 $f(x; d, \beta, \lambda) = \sum_{v=1}^{\infty} H(x; d, \beta, \lambda)$ とおく

3. 計算例および考察

対象とした降水資料は、大阪の70年間(1901年～1970年)の日降水量資料である。この中に含まれている0.0mm/day降水量は、最尤法による母数推定の際、母数が負値となつたとき計算不可能となるので、ここでは、降水量すべてに0.01mm/dayを加えて、その値を日降水量とした。

表-2に、ガンマ分布、ポアソン・ガンマ分布、超ガンマ分布の3月の母数を示す。表-3の右端には、月別に超ガンマ分布の母数が存在したかどうかを示している。超ガンマ分布の尤度関数式(7)～(9)は、やや複雑な式形に見えるが、(8)式の α を β 、 β の関数として表わし、これを(9)式に代入して β を β のみの式で表わせば(7)式が β のみの一変数の関数となるので容易に解くことができる。この方法を採用して解を探索した。母数が求まらない月は、 d 、 β が負値となり、尤度方程式は満たされているが、 $\chi^2 > 0$ に対して確率密度関数が負となるため、(3)式が日降水量分布式とは成りえないことを意味する。

図-1には、超ガンマ分布の母数も求まっている3月について、ガンマ分布、ポアソン・ガンマ分布、超ガンマ分布の日降水量分布に対する適合性を、非超過確率において比較した例を示している。このように、超ガンマ分布の母数が推定される月については、超ガンマ分布の適合性が良い。

つぎに、ポアソン・ガンマ分布およびガノマ分布と日降水量分布との χ^2 分布による適合度の検定を行った。結果を表-3に示す。この表によると、1、2、4、12月は、いずれの分布も棄却されている。ここで、4月については、棄却域の境界ギリギリで棄却されているので除外して考えると棄却された月は、いずれも1mm/day未満の降水の出現する確率が50%以上となる。すなわち、非常に小さい降水の生起する確率が高いことを表わしている(表-4参照)。さらに、これらの月は、前述した超ガンマ分布の母数が存在しなかつた月と一致している。これらのことより、0.0mm/dayを含む小さい降水の取り扱いについては、今後何らかの工夫が必要である。

表-3より、物理現象と理論の適合性という見地から実際現象にもっとも近いと考えられるポアソン・ガノマ分布が、従来日降水量分布によく用いられるガノマ分布よりも適合度が高いことがわかる。

4. まとめ

- (1) 1mm/day未満の日降水量の出現確率が50%以上となる月では、ガノマ分布、ポアソン・ガノマ分布とも χ^2 分布適合度検定で棄却される。また、超ガンマ分布の最尤推定値は存在しない。
- (2) 他の月では、超ガンマ分布の適合性がもっと高く、次がポアソン・ガノマ分布、ガノマ分布の順となる。

(参考文献)

- 1) 鈴木栄一：気象統計学、地人書館

表-2 各分布式の母数

分布	母数	α	β	λ
ガンマ分布		0.312	0.057	—
ポアソン・ ガンマ分布		0.113	0.072	3.386
超ガンマ分布		0.291	0.011	1.420

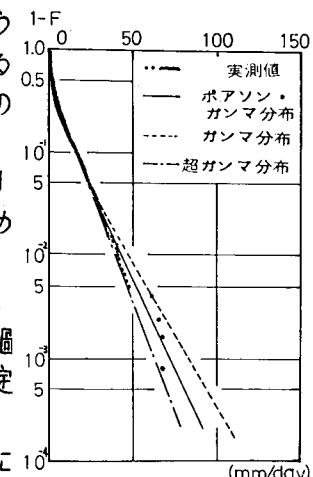


図-1 非超過確率(3月)

表-3 合成度検定の結果(有意水準 5%)

月	分布	○---適合 X---棄却		
		ガンマ分布	ポアソン・ ガンマ分布	超ガンマ 分布
1	X	X	X	
2	X	X	X	
3	X	O	O	
4	X	X	O	
5	O	O	O	
6	O	O	O	
7	O	O	O	
8	O	O	O	
9	O	O	O	
10	O	O	O	
11	X	O	O	
12	X	X	X	

○---母数が求まる X---求まらない

表-4 降水事象出現率

降水量	1mm/day未満	5mm/day未満
1	63.4	80.3
2	59.6	77.1
3	45.9	66.9
4	36.0	56.2
5	33.7	56.6
6	31.1	52.6
7	42.5	60.7
8	48.0	69.3
9	39.1	60.5
10	39.3	59.8
11	43.8	66.2
12	56.5	77.1

(%)