

東京都立大学工学部 正会員 新井邦夫  
〃 〃 〃 佐井信雄

1. はじめに —— 面積平均雨量の精度は、今日まで多数の研究者によって追求されてきた。<sup>1)</sup> しかししながら、我々の軽い印象によれば、観測値より得られる標本統計量を、精緻として理論的に正確に利用していける研究は極めて少ない。最も重要な点は、真の面積平均と共に真の面積分布（降雨の地域的ばらつき）も未知であるのに、多くは後者を既知であるとし、それに標本分布を充當していることである。

本報告は、この理論的欠陥を修正し、より発展させた成果である。

2. 理論 —— ある領域内で、一つの降雨事象を多数の地点で同時に計量した時、観測値を標本とする母集団は、ある確率分布に従う。今、この分布を対数正規分布と仮定する。これは、出現値を割合無理ではなく表現できると予想されるなどの他、解析解が得やすくなることを理由としている。

さて、 $i$  地点の降水量を  $R_i$  とする時、 $x_i = \ln R_i$  は平均を  $m_x$ 、分散を  $\sigma_x^2$  とする正規分布。

$$f_X(x) = 1/\sqrt{2\pi} \cdot \sigma_x^{-1} \exp\left(-\frac{(x - m_x)^2}{2\sigma_x^2}\right) \quad (1)$$

に従う。降水量の真の面積平均 ( $M_R$ ) や真の面積分散 ( $\sigma_R^2$ ) と、(1)式の平均、分散との間に次のような関係がある。<sup>2)</sup>

$$\begin{aligned} \sigma_x^2 &= \ln((\sigma_R^2/M_R^2 + 1)) = \ln(V_R^2 + 1) \\ m_x &= \ln M_R - \sigma_x^2/2 \end{aligned} \quad (2)$$

ただし  $V_R$  は変動係数である。この関係は、観測値が得られる標本統計量 ( $\bar{R}$ ,  $S_R$ ,  $V_R$ ,  $\bar{x}$ ,  $S_x$ ) の間にも当然成立する。

問題は、 $M_R$  を推定することにあるが、度も既知ではないから、まず任意の  $n$  地点の観測雨量  $R_i$  を対数値換して  $x_i$  にす。2. (1)式を対数分布とする 2 次元尤度関数、

$$L(m_x, \sigma_x^2 | x_1, x_2, \dots, x_n) = (1/\sigma_x^2)^n \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_x^2} \sum (x_i - m_x)^2\right] \quad (3)$$

を考へる。(3)式は、標本平均  $\bar{x} = \sum x_i/n$ 、および標準偏差  $S_x^2 = \sum (x_i - \bar{x})^2 / (n-1)$  を使った次のようにならねばならない。

$$L = (1/\sigma_x^2)^n \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_x^2} \sum (x_i - \bar{x})^2 + (n-1)S_x^2\right]$$

$$= \left(\frac{1}{\sigma_x} \exp\left[-\frac{1}{2} \frac{(m_x - \bar{x})^2}{\sigma_x^2}\right]\right) \cdot \left(\frac{1}{\sigma_x^{n-1}} \exp\left[-\frac{(n-1)S_x^2}{2\sigma_x^2}\right]\right) \quad (3')$$

(3')式から、 $m_x$ ,  $\sigma_x$  を確率変数とする 2 次元尤度の密度関数は、直観的に、正規分布と、ガムマ分布との積であることが推定される。確率分布としての要件を満たすように係数を定めると、

$$f_{M_x, \sigma_x^2}(m_x, \sigma_x^2) = \left[ \frac{\sqrt{2}}{\sqrt{2\pi} \sigma_x} \exp\left\{-\frac{1}{2} \left( \frac{(m_x - \bar{x})^2}{\sigma_x^2} \right)\right\} \right] \times \left[ \frac{2 \cdot S_x^{n-2} \left( \frac{n-1}{2} \right)^{\frac{n-2}{2}}}{\Gamma\left(\frac{n-2}{2}\right)} \cdot \sigma_x^{n+1} \exp\left\{-\frac{(n-1)S_x^2}{2\sigma_x^2}\right\} \right] \quad -\infty \leq m_x \leq \infty \quad 0 \leq \sigma_x^2 \quad (4)$$

を得る。

(4)式の周辺分布は、それが次のように求められる。

$$f_{M_x}(m_x) = \frac{\left(\frac{n}{n-1}\right)^{\frac{n-2}{2}} \left(\frac{\pi}{2}\right)^{\frac{n-1}{2}}}{S_x \Gamma\left(\frac{n-2}{2}\right)} \left\{ 1 + \frac{n}{n-1} \left( \frac{m_x - \bar{x}}{S_x} \right)^2 \right\}^{-\frac{n-1}{2}} \quad (5)$$

$$f_{\sigma_x^2}(\sigma_x^2) = \frac{2 \cdot S_x^{n-2} \left( \frac{n-1}{2} \right)^{\frac{n-2}{2}}}{\Gamma\left(\frac{n-2}{2}\right)} \sigma_x^{n+1} \exp\left\{-\frac{(n-1)S_x^2}{2\sigma_x^2}\right\} \quad (6)$$

さらに、 $M_x$  および  $\sigma_x^2$  の期待値および分散は、

$$E[M_x] = \bar{x} \quad (7) \quad \text{Var}[M_x] = S_x^2 \frac{n-1}{n(n-4)} \quad (8)$$

$$E[\sigma_x^2] = S_x^2 \frac{n-1}{n-4} \quad (9) \quad \text{Var}[\sigma_x^2] = S_x^4 \frac{2(n-1)^2}{(n-6)(n-4)^2} \quad (10)$$

となる。これらの式と、(2)式の関係を使い  $M_R$  の期待値および変動係数を観測雨量の平均  $\bar{R}$  と、変動係数  $V_R = S_R/\bar{R} = \sqrt{\sum_{i=1}^n (R_i - \bar{R})^2 / (n-1)} / \bar{R}$  とによって次のようにならねることができる。

$$\begin{aligned} E[M_R] &= \exp\{E[m_x] + (1/2)E[\sigma_x^2]\} \\ &= \exp\{\ln \bar{R} - \frac{\ln(V_R^2 + 1)}{2} + \frac{n-1}{2(n-4)} \ln(V_R^2 + 1)\} \\ &= \bar{R} \cdot (V_R^2 + 1)^{\frac{1}{2(n-4)}} = F \cdot \bar{R} \end{aligned} \quad (11)$$

$$V_{MR} = \frac{\text{Var}[M_R]^{\frac{1}{2}}}{E^2[M_R]} = \left| \frac{E^2(M_R)(\text{Var}[M_R] + \text{Var}[\sigma_x^2]/4) / 4}{E^2[M_R]} \right|^{\frac{1}{2}}$$

$$= \left| \frac{n-1}{n(n-4)} \ln(V_R^2 + 1) + \frac{(n-1)^2}{2(n-6)(n-4)} (\ln(V_R^2 + 1))^2 \right|^{\frac{1}{2}} \quad (12)$$

(11)式右辺係数が (12)式の関係を図-1, 図-2 に示す。図-1 は標本平均先のものを真平均の期待値とし

ではばらばらの場合はありますことを示している。図-1は、本論の結論である。集面積平均雨量の変動係数  $V_{MR}$  と観測点数  $n$  よりも標本変動係数  $VR'$  との関係が示されています。図-1の直線性は、(12)式の近似化の可能性を暗示するが、容易な近似は危険である。すばら、実際には、観測点の少ない場合は少し少なくなく、又、標本変動係数が 1 に近い場合もあり、一般に図-1 上部を使用する頻度が高くなると考えられます。

集の面積平均雨量の区間推定のために、ニニエフエビシエフの不等式。

$$P\{E[MR](1-\lambda \cdot V_{MR}) \leq MR \leq E[MR](1+\lambda \cdot V_{MR})\} \geq 1 - \frac{1}{n^2} \quad \dots (13)$$

を示しておく。

3. 実測値への適用 —— 1958年9月17日、神流川の12地点において、214, 233, 229, 268, 197,

168, 201, 222, 221, 211, 192, 164 の日雨量が観測された（単位はmm）。この資料を特に選んだ理由ではなく、たまたま手元にあつたにすぎない。これらの標本統計量は  $\bar{M}_R = 210$ ,  $S_R = 28.6$ ,  $VR' = 0.136$  と算出される。

したが、2. (11)式より、 $E[MR] = 210 \times 1.003 = 210$ 、又(12)式より、 $V_{MR} = 0.095$  と算出されるので、集の面積平均雨量の分散は、 $Var[MR] = E[MR] \cdot V_{MR} = 93.3$  と知ることができます。さらに(13)式を使えば、 $P\{179 \leq MR \leq 240\} \approx 0.9$  を得る。

上と同じ資料により、同日夜半からの時間雨量について、標本統計量によれどより求められる集面積平均雨量の期待値、変動係数、さらには(13)式による90%区間の上下限値を表-1にまとめ表示した。

納得のいく数値ではないかと愚考する。

4. 結論 —— 行った方法の最大の特徴は、観測値の分散を、情報として理論的に正しく利用したことにある。さらに、支配面積が互いにほど等しい降雨観測点が最小7点ありますれば、計算領域の大きさや、計算時間の単位に關係なく、面積平均雨量の精度を評価できることが判つたことも大きな収穫であろう。

#### 文献等

表-1

1) 標本統計技術資料 16-12

PG31)は簡単に扱われている。

2) 伊藤龍田記 本著者のための確

率統計の基礎 丸善 P103~104

3) 建設省、神流川流域水文観測

資料 1962

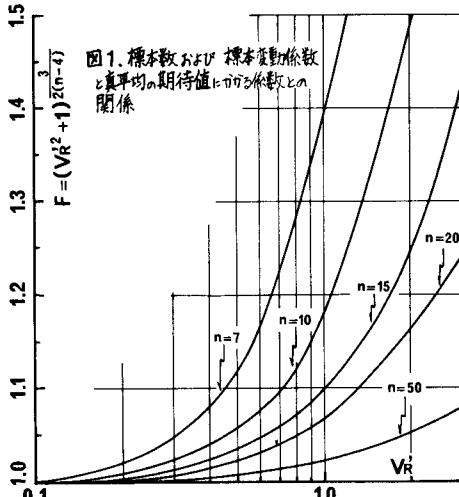


図1. 標本数および標本変動係数と真平均の期待値にかかる係数との関係

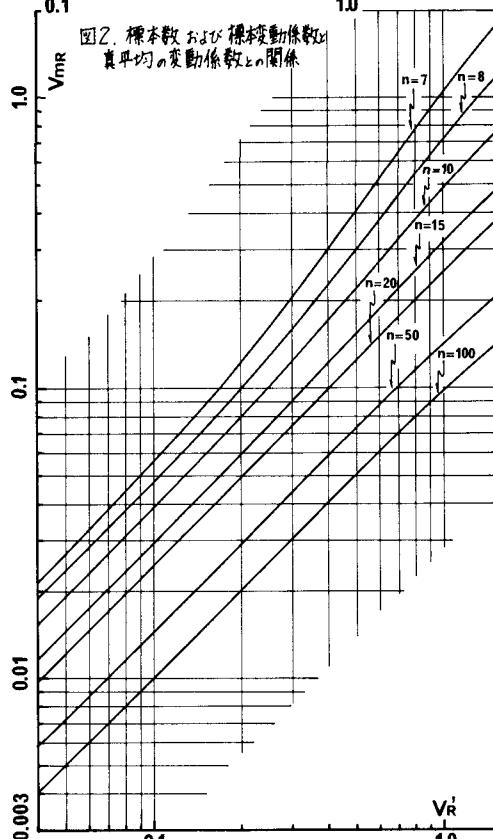


図2. 標本数および標本変動係数と真平均の変動係数との関係

時刻	23	24	1	2	3	4	5	6	7	8
標本数 $n$	12	12	12	12	12	12	12	12	11	11
標本平均 $\bar{M}_R$	15.7	10.8	9.4	8.7	16.9	24.3	33.7	29.9	19.7	26.7
子標本平均 $S_R$	7.23	6.89	7.95	1.82	4.32	8.61	10.20	10.30	8.44	6.56
標本変動係数 $VR'$	0.18	0.84	0.85	0.21	0.26	0.35	0.30	0.34	0.43	0.25
集平均の期待値 $E[MR]$	15.7	11.6	10.4	8.8	17.1	24.8	34.4	30.5	20.5	27.0
集平均の変動係数 $V_{MR}$	0.17	0.24	0.36	0.07	0.09	0.12	0.10	0.12	0.17	0.09
90%上限値 $E[MR](1+3.16V_{MR})$	24.7	20.4	22.2	10.7	21.9	34.2	45.4	42.1	31.6	34.6
90%下限値 $E[MR](1-3.16V_{MR})$	7.2	2.8	0	6.9	12.3	15.4	23.4	18.9	9.4	19.4