V—37 確率降雨強度の二つの算定法について

京都大学工学部　正員　工博　岩井重久
宮崎大学工学部　正員　○　石黒政儀

われわれは都市下水道計画やその他の排水計画の基本となる降雨強度について水文統計的な確率降雨強度の算定法を提唱してきたが，降雨強度にかぎらず水文諸量を取扱う場合には，一般につぎの二つの資料摘出法がある。その1つは資料の毎年最大値（いわゆる極値）のみを摘出する場合で，これの取扱いについてはすでに幾多の研究があり，ほとんど論議の余地がない。いま1つは降雨強度を取り扱かうときに今までよく行なわれたように，発生年に関係なく多年にわたるすべての資料のうち才1位より記録年数位までを摘出する方法である。前者を毎年最大値，後者を多年間・年数最大値とよぶことにしよう。

いま毎年最大値（以下 A_M と記す）の確率降雨強度算定法を図示すると図-1（A）となり，各継続時間ごとの降雨強度は理論的に非対称分布として算定できる。しかし多年間・年数最大値（以下 A_E）は不完全系列となって，降雨強度の大きい先端部のみの分布となり（図-1 (B)），これは二項分布，Poisson 分布などで近似できるが，その分布型は一定しないので厳密な確率計算は困難である。そこでいま図-2のように同一地点で同一記録年数からえられた A_M. A_E の降雨強度資料を等間隔目盛の縦軸にとり，対応する再現期間（Return period）を Semi-log の横軸にとってプロットすると，A_E は常に直線的に現われ，また A_M と A_E とは確率年が大きくなると同一点で示され，確率年が小さいと A_E が A_M より大となることが認められた。従って図-1 (B) の頻度曲線型から A_E の頻度分布函数は次の指数式で示すことができると考えられる。

$$F(y) = \frac{\log_e 10}{a} \exp - \frac{\log_e 10}{a}(y-b) \quad \cdots\cdots(1)$$

ゆえに非超過の確率を示す累加函数は

$$P(y) = 1 - \exp - \frac{\log_e 10}{a}(y-b) \quad \cdots\cdots(2)$$

ある大きさ y よりも大きいか等しい値の再現確率（超過確率）P_E は(2)式の補確率

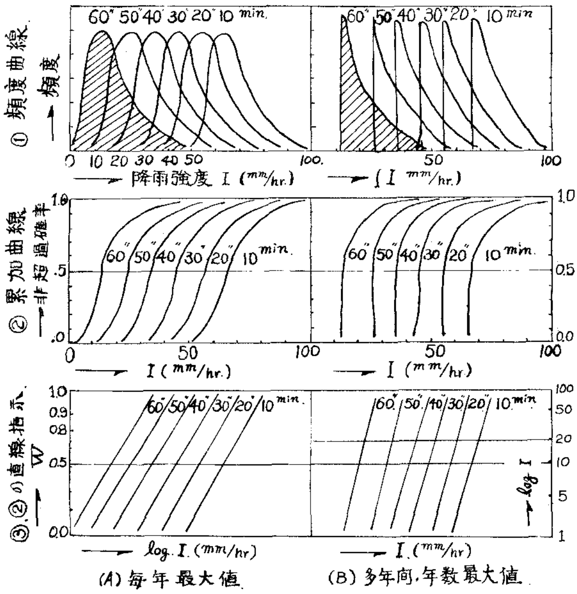

図-1. 確率降雨強度算定図.

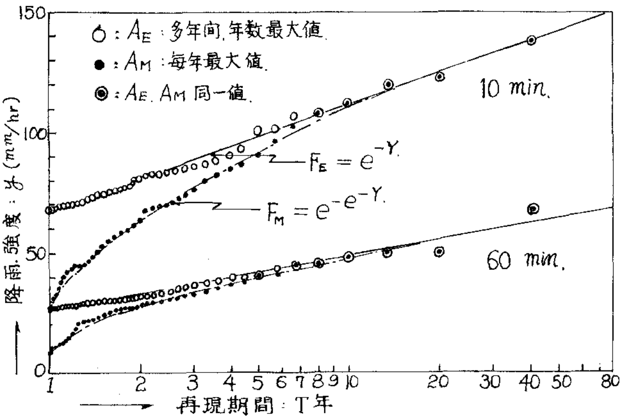

図-2. A_M. A_E のプロット.

であるから

$$P_E = 1 - P(y) = \exp - \frac{\log e\,10}{a}(y-b) \quad \cdots\cdots (3)$$

再現期間 T_E は P_E の逆数であるから

$$T_E = \exp \frac{\log e\,10}{a}(y-b) \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (4)$$

式の対数式は(5)のようになるが，これが図-2上の A_E 直線を示すことになる。

$$y = a \cdot \log 10 \cdot T_E + b \quad \cdots\cdots\cdots\cdots (5)$$

ここで，y は A_E の変量（降雨強度）a，b は地方常数，また $T_E = n/m$ で n は資料総数（記録年数），m は資料順位（大きいものより）である。いま $\log_{10} \cdot T_E = x$ とすると a，b は $x \cdot y$ の観測値から次式で求められる。

$$\left.\begin{aligned} a &= (\bar{x}\,\bar{y} - \overline{xy})/(\bar{x}^2 - \overline{x^2}) \\ b &= (\bar{x}\,\overline{xy} - \overline{xy})/(\bar{x}^2 - \overline{x^2}) \end{aligned}\right\} \cdots\cdots (6)$$

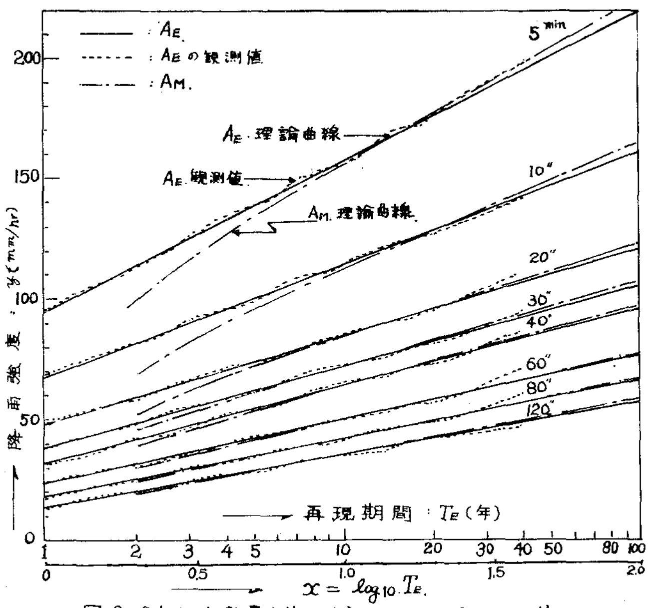

図-3 多年間，年数最大値の確率計算および T_M との比較.

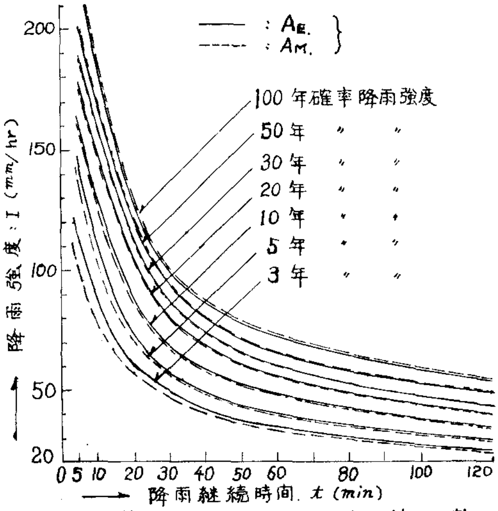

図-4 二算定法による確率降雨強度曲線の比較.

図-3に各継続時間ごとに式(5),(6)によって推定した理論直線と資料とをプロットし，図中に A_E と対比せしめるため同一年数の A_M を Gumbel の極値法と岩井の対数正規法とで算定した確率値をも示した。この図では図-2の関係がそのまゝ現われ，確率年が大きくなると両者に大差ないが，大体10年以下では A_E の方が大きくなることがわかった，さらにこの2種類の算定値を用いて確率降雨強度曲線を画いたのが図-4である。この A_E, A_M の理論的再現関係は W. B. Langbein によつても研究されている。すなわち，A_E は厳密な確率値でなく，1年に2，3回発生した値が，他の発生しない年にランダムに分配されて，それらが平均して生ずるような期待値であるに反し，A_M は厳密に1年1回発生した値で統計的にも完全分布となつている。一方資料蒐集の点からみても A_M の方がはるかに正確容易であるので，10年以上の大きな確率を論ずる場合には A_M のみで充分であり，またそれ以下の確率でも，旧来の A_E の算定値が3年確率であれば A_M としては5年確率をとるとか，あるいは両者の資料がえられるならば，両算定法によって計算した上でその平均をとるといった方法も考えられよう。本研究では今まで慣用されていた A_E について，合理的でかつ実用的な確率算定法を提案し，さらにこれと A_M との関係を明確に把握することができた。講演時にはこうした多数の実際計算例を発表し，それらについて検討を加えた結果を報告する。本研究には昭和35年度文部省科学研究費の補助をうけた。