

京都大学工学部 正 員 ○池淵周一
間 組 K. K 正 員 岡田知己

1 はしがき

水文資料。観測、収集は元来地味であり、ザツ長年月を要するが、得られたデータ。豊富さ、あるいは精度のよさは、治水・利水計画に関わらず、実際の設計・操作問題においても直轄的にその合理性・経済性を大きく左右するものであり、その必要性・重要性はいうまでもない。水問題でもっとも基本となる水文資料は降水であり、その空間的・時間的の不確定構造を考慮して、降水資料の観測・収集に関しては、最適な観測網体系の確立が最重要課題であろう。本研究では、従来の研究成果をふまえるとともに、観測の行動目的を直轄、未知パラメータの推定精度向上にあらず、確率的性格の強い日単位以上の降水量の空間的・時間的実現値を知ることにあり、その情報量を定式化し、予算の許す限り観測所を不ぼす、過去データ・非データが内蔵する情報蓄積を最大限利用する、観測所。継続・廃止・新設を同時に考慮したO.R手法を導入する、といった立場を重視して、情報量概念に基づく降水観測網。最適配置基準を決定せんとするものである。したがって、観測がもたらす情報量、実現値を知る以前にわかれがもつ不確定さを観測が解消してくれると解釈し、Shannon流情報量を定義するともに、その展開には事前分布を特徴とするベイズ論的立場をとっている。

2 情報量の一般的表现法

情報という概念は非常に広義なものであるとして理解されているが、本研究では情報と解析的操作の対象としてとらえていくために、不確定さの測度を減少してくれるものとして規定し、ある降水現象を知ることにより得られる情報量として、 $[\text{情報量}] = [\text{事前の不確定さ}] - [\text{事後の不確定さ}]$ 、で表現する。そして、不確定さの量的表現としては通常エントロピーと呼ばれている、 $H(x) = -\sum p(x) \log p(x)$ 、 $H(y|x) = -\sum p(x) \sum p(y|x) \log p(y|x)$ を用いた。したがって、 x の実現値を知ることにより得られる情報量 $I(x)$ は、 $I(x) = H(x) = -\sum p(x) \log p(x)$ で、 y の実現値はわからないが、 x の実現値を知ることにより y に関して得られる情報量 $I(y|x)$ は、 $I(y|x) = H(y) - H(y|x) = -\sum p(y) \log p(y) + \sum p(x) \sum p(y|x) \log p(y|x)$ で与えられる。ここで実際に情報量を算定するためには、確率変数 x 、 y の周辺分布あるいは条件付周辺分布を知らなければならない。分布にはそれを特徴づけるパラメータがあり、未知パラメータの推定に最尤法や積率法がよく用いられるが、本研究ではデータ・非データ情報も加味する意味から事前分布を特徴とするベイズ論的立場をとっている。したがって、将来観測にあたっては、過去にデータが豊富であれば、 $\hat{\pi}(x_1, x_2) = \hat{\pi}(x_1) \hat{\pi}(x_2) / \int \hat{\pi}(x_1) \hat{\pi}(x_2) dx_1 dx_2$ を繰りかえすことによって算出される事後確率分布が事前確率分布となり、そのパラメータ分布をもつ確率変数 x のいずれかが実現することを観測するわけであり、データがない場合でも向らこの形で事前確率分布を与えれば、同様の考えで確率変数 x を観測することになる。

3 観測所。継続・廃止推定および新設により得られる情報量

観測所配置計画にあたっては、各観測所が1)既設観測所を継続する、2)既設観測所を廃止し、基幹観測所あるいは周辺観測所から推定する、3)観測所を新設する、のいずれかの行動を選択し、その行動の結果として得られる情報量、その行動に要する費用とのバランス化が指向されよう。そこで以下では、1)、2)、3)の各場合に得られる情報量の一般的定義式を求め、さらに水文情報が正規分布および指数分布にしたがう場合の情報量をそれぞれ算定する。なお、以下では情報源から情報の発生する過程はエルゴード的独立過程としている。

(1) 既設観測所を継続する場合に得られる情報量 1) 一般的定義式：既設観測所において、これらでの観測により得られている情報(観測値)を $X(x_1, x_2, \dots, x_n)$ とする、情報 X を得た後、未知パラメータ θ の事後確率分布 $\pi(\theta|X)$ は

ベイズの定理より、 $\xi(\theta|X) = \xi(\theta) f(x_1|\theta) \cdots f(x_N|\theta) / \int \xi(\theta) f(x_1|\theta) \cdots f(x_N|\theta) d\theta$ で与えられる。 $\xi(\theta|X)$ が求
られると、 X 番まで将来観測 $X^*(x_{N+1}, x_{N+2}, \dots, x_{N+n})$ が与えられての x_{N+n} の周辺密度関数 $f(x_{N+n}|X, x_{N+1}, \dots, x_{N+n-1})$
および X が与えられての $X^*(x_{N+1}, \dots, x_{N+n})$ の結合密度関数 $f(x_{N+1}, \dots, x_{N+n}|X)$ はそれぞれ次式で与えられる。

$$f(x_{N+n}|X, x_{N+1}, \dots, x_{N+n-1}) = \xi(\theta|X) f(x_{N+1}|\theta) \cdots f(x_{N+n}|\theta) / \int \xi(\theta) f(x_{N+1}|\theta) \cdots f(x_{N+n}|\theta) d\theta \quad (1)$$

$$f(x_{N+1}, \dots, x_{N+n}|X) = \int \xi(\theta|X) f(x_{N+1}|\theta) \cdots f(x_{N+n}|\theta) d\theta \quad (2)$$

ここに、 $f(x|\theta)$ は θ が与えられての x のしたがう確率関数である。そこで、観測系統の場合は観測により
真の x の値を知ることに従うから、事後の予測確率は 0 となり、したがって x_{N+n} を観測することにより得られる
情報量は、 $I^{(1)}(x_{N+n}|X, x_{N+1}, \dots, x_{N+n-1}) = -\int \cdots \int f(x_{N+1}, \dots, x_{N+n-1}|X) f(x_{N+n}|X, x_{N+1}, \dots, x_{N+n-1}) \log f(x_{N+n}|X, x_{N+1}, \dots, x_{N+n-1}) dx_{N+1} \cdots dx_{N+n-1} \quad (3)$ で与
えられ、さらに将来 $X^*(x_{N+1}, \dots, x_{N+n})$ を観測することにより期待される総情報量は、 $T^{(1)}(x_{N+1}, \dots, x_{N+n}|X) = \sum_{i=1}^{N+n} I^{(1)}(x_{N+i}|X, x_{N+1}, \dots, x_{N+i-1})$
 $= -\int \cdots \int f(x_{N+1}, \dots, x_{N+n}|X) \log f(x_{N+1}, \dots, x_{N+n}|X) dx_{N+1} \cdots dx_{N+n} \quad (4)$ で与えられる。ii) 正規情報の場合：平均値 μ が未知、分
散 σ^2 が既知である正規分布に対しては θ の事前確率分布を $N(\mu_0, \sigma_0^2)$ で与える。 (3) 式、(4) 式はそれぞれ次式で与
えられる。 $I_N^{(1)}(x_{N+1}|X, x_{N+1}, \dots, x_{N+n-1}) = \frac{1}{2} (1 + \log 2\pi \sigma^2) + \frac{1}{2} \log \{ (x_{N+1} - \mu_0)^2 / (\sigma^2 + (n-1)\sigma_0^2) \} \cdots (5)$ 、 $T_N^{(1)}(x_{N+1}, \dots, x_{N+n}|X) = \frac{n}{2} (1 + \log 2\pi \sigma^2)$
 $+ \frac{1}{2} \log (1 + \frac{n \cdot \sigma_0^2}{\sigma^2}) \cdots (6)$ ここに、 $\sigma_0^2(x_{N+1}) = \sigma^2 \sigma_0^2 / (N \sigma_0^2 + \sigma^2)$ である。なお、 θ の事前分布が、また θ も一様分布と
仮定する場合 N が大きい場合には $\sigma_0^2(x_{N+1}) = \sigma^2 / N$ となるので、上式はそれぞれ簡単に、 $I_N^{(1)} = \frac{1}{2} (1 + \log 2\pi \sigma^2) + \frac{1}{2} \log \frac{N+n}{N} \cdots (7)$ 、 $T_N^{(1)} = \frac{n}{2} (1 + \log 2\pi \sigma^2) + \frac{1}{2} \log \frac{N+n}{N} \cdots (8)$ となる。以上は分散 σ^2 が既知とした場合の展開式であったが、実際に
は観測数の増加とともに平均値だけでなく、 σ^2 の精度も向上するのであるから、厳密には μ, σ^2 両者を未知とし
て解析する必要がある。この場合に対事後確率分布 $\xi(\theta|X)$ は正規ガンマ分布、 $\xi(\theta|X)$ は一般に与えられたスチューデ
ント分布で与えられ、これらをまたもと使った θ 以後の計算が非常に煩雑になってしまう。しかし幸いにも
 N が大きいときには $S^2 = \sum_{i=1}^N (x_i - \bar{x})^2 / (N-1)$ が σ^2 の推定値とし、 $x_1, x_2, \dots, x_N$ が既知の分散 $\sigma^2 = S^2$ をもつ正規分布を以てしているとき
を仮定すると、また、いくつかのデータ例について厳密解を求めた結果では、 $\sigma^2 = S^2$ が既知とした場合と大きく
異ならないので、一般にも (7)、(8) 式 σ^2 を S^2 と置きかえれば十分である。iii) 指数情報の場合：この場合には日
本量を考えているので、一般に過去の観測数 N は大きくとるが、1年程度でも季節ごとに分割すれば $N=90$
の観測データがあることにする。事後確率分布 $\xi(\theta|X)$ は $\xi(\theta|X) = \frac{A^{N+1}}{N!} \theta^N e^{-A\theta}$ で十分近似できる。ここに、 A
 $= \sum_{i=1}^N x_i$ である。正規情報の場合と同様に展開すれば、 $I_N^{(1)}(x_{N+1}|X, x_{N+1}, \dots, x_{N+n-1}) = 1 + \log \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_N}{N} + \log \frac{N+n}{N} \cdots (9)$
 $T_N^{(1)}(x_{N+1}, x_{N+2}, \dots, x_{N+n}|X) = n (1 + \log \frac{x_1 + x_2 + \dots + x_N}{N}) + \log \frac{N+n}{N} \cdots (10)$ が得られ、正規情報とよく似た式となる。

(2) 既設観測所を廃止し、基幹観測所から推定することにより得られる情報量 i) 一般的形式：推定観測所に
おけるこれまでの観測値を $y_1, \dots, y_M$ 、それに対応する基幹観測所の観測値を $x_1, x_2, \dots, x_N$ とすれば（一般には
 $N \geq M$ ）、 β_1, β_2 を回帰係数とし、 ε を擾乱項とする線形回帰モデルは、 $y_i = \beta_1 x_i + \beta_2 + \varepsilon_i$ で与えられ、 X, Y が観
測された後の $\xi(\beta_1, \beta_2|X, Y)$ は、 $\xi(\beta_1, \beta_2|X, Y) = \xi(\beta_1, \beta_2) f(y_1|\beta_1, \beta_2, x_1) \cdots f(y_M|\beta_1, \beta_2, x_M) / \int \xi(\beta_1, \beta_2) f(y_1|\beta_1, \beta_2, x_1) \cdots f(y_M|\beta_1, \beta_2, x_M) d\beta_1 d\beta_2$
で与えられる。 $\xi(\beta_1, \beta_2|X, Y)$ が求められると、 X, Y が与えられての y_{M+n} の周辺密度関数 $f(y_{M+n}|X, Y, x_{M+n})$
は、 $f(y_{M+n}|X, Y, x_{M+n}) = \int \xi(\beta_1, \beta_2|X, Y) f(y_{M+n}|\beta_1, \beta_2, x_{M+n}) d\beta_1 d\beta_2$ 表わされ y_{M+n} の事後の予測確率は求めるので、 $\square$ の議
論から観測所を廃止し推定した場合に得られる情報量 $I^{(2)}(y_{M+n}|X, Y, x_{M+n})$ および総情報量 $T^{(2)}(y_{M+1}, \dots, y_{M+n}|X, Y, x_{M+1}, \dots, x_{M+n})$
は、それぞれ次式で与えられる。 $I^{(2)}(y_{M+n}|X, Y, x_{M+n}) = -\int f(y_{M+n}|X, Y, x_{M+n}) \log f(y_{M+n}|X, Y, x_{M+n}) dy_{M+n} + \int f(x_{M+n}|X) f(y_{M+n}|X, Y, x_{M+n}) \log f(y_{M+n}|X, Y, x_{M+n}) dx_{M+n} dy_{M+n} \cdots (11)$ $T^{(2)}(y_{M+1}, \dots, y_{M+n}|X, Y, x_{M+1}, \dots, x_{M+n}) = \sum_{i=1}^{M+n} I^{(2)}(y_{M+i}|X, Y, x_{M+i}) \cdots (12)$ ここに $f(y_{M+n}|X, Y) = \int \xi(\beta_1, \beta_2) f(y_{M+n}|\beta_1, \beta_2, x_{M+n}) d\beta_1 d\beta_2$ である。

ii) 正規情報の場合： X, Y が観測されての β_1, β_2 の事後確率分布 $\xi(\beta_1, \beta_2|X, Y)$ は事前確率分布 $\xi(\beta_1, \beta_2)$ が正規分布
で、その平均が $m = (m_1, m_2)$ 、分散共分散行列が $V = \|v_{ij}\|, i, j = 1, 2$ である場合、やはり正規分布となり、 x_{M+n} が与
えられての y_{M+n} の周辺密度関数は $f(y_{M+n}|X, Y, x_{M+n}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \sigma_{y_{M+n}}} e^{-\frac{1}{2\sigma_{y_{M+n}}^2} (y_{M+n} - m_1 - m_2 x_{M+n})^2}$ 、ここに $\sigma_{y_{M+n}}^2 = v_{11} + 2v_{12}x_{M+n} + v_{22}x_{M+n}^2 + v_{\varepsilon}$
であり、 $\begin{bmatrix} v_{11} & v_{12} \\ v_{21} & v_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} K_{11} + N v_{\varepsilon} & K_{12} + N v_{\varepsilon} \\ K_{21} + N v_{\varepsilon} & K_{22} + N v_{\varepsilon} \end{bmatrix}$ 、 $V^{-1} = \|h_{ij}\|, v_{\varepsilon} = \text{擾乱項 } \varepsilon \text{ の分散である}$ 。したがって、この場合の情報量は
(11) 式より、 $I_N^{(2)}(y_{M+n}|X, Y, x_{M+n}) = \frac{1}{2} \{ \log 2\pi \sigma_{y_{M+n}} - \log 2\pi (v_{11} + v_{\varepsilon} - \frac{v_{12}^2}{v_{22}}) \} + \frac{1}{2} \log \frac{(v_{11} + v_{\varepsilon} - \frac{v_{12}^2}{v_{22}})(v_{22} + v_{\varepsilon})}{v_{11}v_{22} + v_{\varepsilon}^2} - \frac{1}{2} \{ \frac{1}{\sigma^2} - \frac{1.3}{2\sigma^2} + \frac{1.3}{3\sigma^2} \} \cdots (13)$
で与えられる。なお上式の誘導においては $\log \{ (x_{M+n} - \frac{v_{12}}{v_{22}})^2 + (v_{11}v_{22} + v_{22}v_{\varepsilon} - v_{12}^2)/v_{22}^2 \}$ をマクローリン展開している。ここ
に、 $\sigma^2 = (v_{11}v_{22} + v_{22}v_{\varepsilon} + v_{12}^2)/v_{22}^2$ 、 $2\delta = (v_{11} + (n-1)v_{\varepsilon} + v_{12}x_{M+n})/(v_{11} + N v_{\varepsilon} + v_{12}x_{M+n})$ である。

ここで、上式は事前分布 $\xi(x)$, $\xi(y)$ の分散要素, $\xi(\beta_1, \beta_2)$ の分散-共分散行列要素および過去の観測所のデータ構造要素をすべて含んでおり、要素間の大小関係により推定情報量は変化する。しかし、各要素が同じように情報量増減に寄与するわけではなく、事前分布、分散が大きいほど情報量は入ってくる。いま、 $\xi(y)$, $\xi(\beta_1, \beta_2)$ の変動が観測データの個数に比して十分小さく、あたかも一様分布であるかのように計算を進めることが許される場合を考えると、上式はより簡単になり、さらに M , n が大きいと近似的に、 $I_n^{(2)} = \frac{1}{2} (\log 2\pi V_y - 2\pi V_E) \dots (14)$

総情報量も $\frac{1}{2} (\log 2\pi V_y - \log 2\pi V_E)$ で近似される。厳密には、(13)式を計算するわけであるが、(14)式と比較すると、他の項はかなり小さくはなり、実用的には(14)式で十分近似できる。ii) 指数情報の場合；この場合は、 y_{nm} の条件付周辺密度関数が、0 次の変形ベッセル関数を含むので、情報量算定は解析的にも数値計算的にも困難である。そこで本研究では少なくとも数値計算が可能となるよう、この場合に限り仮定の立場にたった、情報量算定式を導いておく。 $I_E^{(2)}(y_{nm}|X, Y, X_{nm}) = 1 + \log \frac{\partial^2 \log \pi + \partial^2 \log \pi}{M} + \int_0^\infty \int_0^\infty \frac{\partial^2 x_{nm}}{\partial x_1 \partial x_2} e^{-\frac{1}{\beta_1}(y_{nm} + \beta_2 x_{nm})} \times I_0(2\sqrt{\frac{\beta_1}{\beta_2}} x_{nm} \sqrt{y_{nm}}) \times \log \left\{ \frac{1}{\beta_1} e^{-\frac{1}{\beta_1}(y_{nm} + \beta_2 x_{nm})} \right\} I_0(2\sqrt{\frac{\beta_1}{\beta_2}} x_{nm} \sqrt{y_{nm}}) dx_1 dx_2$ $T I_E^{(2)}(y_{nm}, \dots, y_{nm}|X, Y, X_{nm}, \dots, X_{nm}) = \pi I_E^{(2)}(y_{nm}|X, Y, X_{nm})$ にて、 $\hat{\alpha}_x = M/\sum x_i$, $\hat{\alpha}_y = M/\sum y_i$, $\hat{\beta}_1 = \sum y_i / M$, $\hat{\beta}_2 = \sum x_i / \sum y_i$, $\hat{\rho} = M \cdot \sum x_i y_i / \sum x_i \sum y_i - 1$ (ただし積率解) である。

3) 観測所新設により得られる情報量 新設の場合には、観測資料がないために従来の観測情報に対する事前確率分布はデータ、非データ情報から判断される $\xi(y)$ のものとなり、総情報量の展開式から明らかになるように、正規情報に関する新設情報量および総情報量は、 $I_n^{(3)}(x_n) = \frac{1}{2} (1 + \log 2\pi V) + \frac{1}{2} \log \frac{V + \pi V_0}{V + (n+1)V_0} \dots (15)$, $T I_n^{(3)}(x_1, \dots, x_n) = \frac{n}{2} (1 + \log 2\pi V) + \frac{1}{2} \log (1 + \frac{n}{V} V_0) \dots (16)$ で与えられ、また指数情報に關してもいままの展開から近似的に、 $T I_E^{(3)}(x_n) = 1 + \log \pi \dots (17)$, $T I_E^{(3)}(x_1, x_2, \dots, x_n) = n(1 + \log \pi) \dots (18)$ で与えられよう。ここで問題は新設地点の V_0 , V , π の与え方であり、これに量的効果として V , π の推定が重要となる。既存データがある場合には、1) 近接地点の値で代表する、2) 既設観測所の値から得た等値線から内、外挿する、3) 地形、気象因子との回帰構造から推定する、などの方法が考えられ、データが豊富なほど後の方法に依存するであろう。なお、対象区域にほとんど既存データがない場合には、4) 類似の気候帯、地形帯での降水情報および従来の経験・判断情報をもとえて推定せざるを得ないであろう。

4 降水観測網配置計画への応用

正確な降水現象を的確に把握するためには、それ相応に密な観測網を配置すればよいであろうが、現実には経済的にも技術的にも偏策とはいえない。ここでは前述の情報量概念を基礎に、最適な観測網配置計画の手順を概述する。手順1；まず、観測網配置計画における対象区域を図のように k 個のブロックに分割する。分割には各ブロック内に存在する既設観測所の総情報量が類似している区域を1つのブロックとし、情報量が多く得られる区域で観測所を密に、またそのブロックの面積が広い場合にはより多くの観測所を設置できるように全投資額をそのブロックの平均情報量と面積の積に比例するよう分割する。手順2；各ブロック内の基幹観測所を選ぶことに、観測所が一樣に分布するよう図のごとく新設したり廃止したりする。手順3；一樣に分布された観測所に必要な費用が、そのブロックへの投資額より小であれば問題はないが、その逆の場合には、 $I_{k,2}^{(1)} - I_{k,2}^{(2)} / I_{k,2}^{(1)} < \epsilon$ となる基準のもとに観測所を廃止する。手順4； $\sum_{k=1}^K \{ C_{k,2}^{(1)} \delta_{k,2} + C_{k,2}^{(2)} (1 - \delta_{k,2}) \} + \sum_{k=1}^K C_{k,2}^{(3)} \delta_{k,2} \leq C_k$, $\delta_{k,2} = 0 \text{ or } 1$ の制約下に、 $\sum_{k=1}^K \{ I_{k,2}^{(1)} \delta_{k,2} + I_{k,2}^{(2)} (1 - \delta_{k,2}) \} + \sum_{k=1}^K I_{k,2}^{(3)} \delta_{k,2} \rightarrow \max$ ここに、 m_k , m_k は k ブロック内の既設観測所および新設観測所数、 $I_{k,2}^{(1)}$, $I_{k,2}^{(2)}$, $I_{k,2}^{(3)}$ は総・廃止推定・新設情報量、 $C_{k,2}^{(1)}$, $C_{k,2}^{(2)}$, $C_{k,2}^{(3)}$ はそれぞれの費用、 $\delta_{k,2}$ は決定変数で、総・新設なら1、廃止推定は0、 C_k は k ブロックへの投資額である。

5 あとが玉

本論文では情報量の展開式に終始したが、こうした理論的アプローチを琵琶湖流域にも適用しているのて、時間が許せば講義時に述べたい。

参考文献；1) 宮沢光一：情報決定理論解説，岩波書店，pp. 248~250, 1971. 11.

