

非定常な1変数最大エントロピー分布の提案

信州大学工学部 正会員 寒川典昭

1. はじめに

著者等は、従来、1変数¹⁾、2変数²⁾、多変数³⁾、及び条件付き⁴⁾最大エントロピー分布を検討してきた。しかしながら、これらの分布はすべて定常頻度分析に用いるものであった。ところが、水文量の時系列を分析すると、そこには非定常性が存在する場合が多い。従って、非定常頻度分析をするには、上述の分布を非定常性を持つ分布に拡張しなければならない。本稿では、これら一連の研究の取り掛かりとして1変数最大エントロピー分布を対象とし、この分布のパラメータを時間とともに変化するように変形し、その同定法を理論的に展開した。

2. 理論式

2.1 分布形の導出法

時間 t に依存した確率変数を $x(t)$ 、その確率密度関数を $p(x(t))$ とすると、エントロピー H は次式で表される。

$$H = - \int p(x(t)) \ln p(x(t)) dx(t) \quad (1)$$

ここで、確率密度関数が具備すべき条件と、任意関数 $g_r(x(t))$ の期待値は次のように表現される。

$$\int p(x(t)) dx(t) = 1 \quad (2)$$

$$\int g_r(x(t)) p(x(t)) dx(t) = E[g_r(x(t))], r=1, 2, \dots, N \quad (3)$$

(2)、(3)式を制約条件として、(1)式を最大にする分布を求める。この分布は水文量から得られる情報は $g_r(\cdot)$ の期待値の形で取り入れ、それ以外はエントロピー、すなわち不確定さを最大にする分布である。水文量のような不確定さの大きい統計量に、このような分布を用いることは適切である。そこで上述の問題をラグランジュの未定乗数法で解く。ラグランジュ関数は

$$L = H + (\lambda_0(t) - 1) \{ 1 - \int p(x(t)) dx(t) \} + \sum_{r=1}^N \lambda_r(t) \{ E[g_r(x(t))] - \int g_r(x(t)) p(x(t)) dx(t) \} \quad (4)$$

となる。ここに、 $\lambda_r(t)$ ($r=1, 2, \dots, N$) はラグランジュ乗数である。そこで、(4)式の変分をとって“0”と置くと非定常な1変数最大エントロピー分布は次式のように求まる。

$$p(x(t)) = \exp \left\{ -\lambda_0(t) - \sum_{r=1}^N \lambda_r(t) g_r(x(t)) \right\} \quad (5)$$

2.2 パラメータ同定法

(5)式を(2)式に代入して、 λ_0 に関して解くと次式が得られる。

$$\lambda_0 = \ln \left\{ \int \exp \left\{ - \sum_{r=1}^N \lambda_r(t) g_r(t) \right\} dx(t) \right\} \quad (6)$$

(3)式の右边を $v_r(t)$ と置いて、(5)式を(3)式に代入して(6)式を使って整理すると次式となる。

$$\int g_r(x(t)) \exp \left\{ - \sum_{r=1}^N \lambda_r(t) g_r(x(t)) \right\} dx(t) = v_r(t) \int \exp \left\{ - \sum_{r=1}^N \lambda_r(t) g_r(x(t)) \right\} dx(t), r=1, 2, \dots, N \quad (7)$$

いま, $\lambda_r(t)$ の近似値を $\alpha_r(t)$, 残差を $\varepsilon_r(t)$ と置くと

$$\lambda_r(t) = \alpha_r(t) + \varepsilon_r(t) \quad (8)$$

となる. そこで, (8) 式を (7) 式に代入すると

$$\int g_r(x(t)) \exp\left\{-\sum_{r=1}^N (\alpha_r(t) + \varepsilon_r(t)) g_r(x(t))\right\} dx(t) = v_r(t) \int \exp\left\{-\sum_{r=1}^N (\alpha_r(t) + \varepsilon_r(t)) g_r(x(t))\right\} dx(t), r=1, 2, \dots, N \quad (9)$$

が得られる. (9) 式を変形すると

$$\int g_r(x(t)) \exp\left\{-\sum_{r=1}^N \alpha_r(t) g_r(x(t))\right\} \exp\left\{-\sum_{r=1}^N \varepsilon_r(t) g_r(x(t))\right\} dx(t) = v_r(t) \int \exp\left\{-\sum_{r=1}^N \alpha_r(t) g_r(x(t))\right\} \exp\left\{-\sum_{r=1}^N \varepsilon_r(t) g_r(x(t))\right\} dx(t), r=1, 2, \dots, N \quad (10)$$

が得られる. ここで, $\varepsilon_r(t)$ は微小であるから, $\varepsilon_r(t)$ に関してテーラー展開し, $\varepsilon_r(t)^2$ 以上の項を無視すると, (10) 式より

$$\int g_r(x(t)) \exp\left\{-\sum_{r=1}^N \alpha_r(t) g_r(x(t))\right\} \left\{1 - \sum_{r=1}^N \varepsilon_r(t) g_r(x(t))\right\} dx(t) = v_r(t) \int \exp\left\{-\sum_{r=1}^N \alpha_r(t) g_r(x(t))\right\} \left\{1 - \sum_{r=1}^N \varepsilon_r(t) g_r(x(t))\right\} dx(t), r=1, 2, \dots, N \quad (11)$$

が得られる. 従って, (11) 式を整理すると, 次の $\varepsilon_r(t)$ に関する N 元連立 1 次方程式が得られる.

$$\sum_{r=1}^N (A_{ij}(t) - v_i(t) A_{0j}(t)) \varepsilon_j(t) = A_{0i}(t) - v_i(t) A_{00}(t), i=1, 2, \dots, N \quad (12)$$

ここで,

$$A_{ij}(t) = \int g_i(x(t)) g_j(x(t)) \exp\left\{-\sum_{r=1}^N \alpha_r(x(t)) g_r(x(t))\right\} dx(t) \quad (13)$$

$$g_0(x(t)) = 1 \quad (14)$$

としている.

3. あとがき

本稿では, 非定常頻度分析に用いるために, 定常な 1 変数最大エントロピー分布を非定常な分布に拡張した分布形を導出し, その分布のパラメータ同定法を示した. しかしながら, 導出した分布の有効性については, まだ検討していない. 今後は, 定常な, 2 変数, 多変数, 及び条件付き最大エントロピー分布を非定常な分布に拡張するとともに, 実データへの適用をはかり, 最適な任意関数 $g_r(x(t))$ を見つけていき, これらの分布の有効性を検討したいと考えている.

【参考文献】

- 1) 寒川, 荒木: 水文事象の頻度分析への MEP 導入について, 土木学会論文報告集, 第 335 号, pp.89-95, 1983 年.
- 2) 寒川, 荒木, 寺島: 2 変数 MEP 分布とその特性に関する研究, 第 28 回水理講演会論文集, pp.397-402, 1984 年.
- 3) 寒川, 荒木, 佐藤: 多変数最大エントロピー分布とその基礎特性に関する研究, 土木学会論文集, 第 375 号 / II-6, pp.89-98, 1986 年.
- 4) N. Sogawa, M. Araki, and T. Imai: STUDIES ON MULTIVARIATE CONDITIONAL MAXIMUM ENTROPY DISTRIBUTION AND ITS CHARACTERISTICS, JHHE, Vol.4, No.1, pp.79-97, 1986.