Japan Society for Natural Disaster Science

自然災害科学 *J. JSNDS 26-4 379-389 (2008)*

論文

ランダム性の経年変化を考慮した確率降水量の非定常頻度解析

寒川　典昭*・草刈　智一**・根津　隆大***・山崎　基弘*

Estimation method for T-year return period precipitation with consideration of long-term trend of randomness

Noriaki SOGAWA*, Tomokazu KUSAKARI**,
Takahiro NETSU*** and Motohiro YAMASAKI*

Abstract

A lot of meteorological disasters associated with abnormal weather occurred frequently in recent years. Consequently they caused highly concern about climatic abnormal changes. On the basis of such background, this paper suggests the estimation method for T-year return period precipitation in which the time-sequence-related randomness was taken into consideration. In order to measure this randomness, the entropy as an index for randomness was used. And then this estimation method was applied to annual maximum daily precipitation, which is generally considered to be following the Gumbel distribution. As a result from observed data in Japan during about 100 years, the 25 mm/day increase of 100-year return period precipitation during next 30 years at some observatory stations is shown.

キーワード：ランダム性，エントロピー，年最大日降水量，確率降水量，非定常頻度解析
Key words： randomness, entropy, annual maximum daily precipitation, estimation method for T-year return period precipitation, unsteady frequency analysis

1．はじめに

近年，異常気象に伴う深刻な気象災害が数多く発生しており，異常気象と気候変動に対する関心が高くなってきている。一方，精度の高い水工計画を策定するうえでは，計画に用いる確率水文量の精度を向上させることが必要となる。しかし，

* 信州大学工学部社会開発工学科
Department of Architecture and Civil Engineering, Faculty of Engineering, Shinshu University
** 中央復建コンサルタンツ株式会社
Chuo Fukken Consultants Co., Ltd.
*** 長野都市ガス株式会社
Nagano Toshi Gas Inc.

本論文に対する討論は平成20年８月末日まで受け付ける。

NII-Electronic Library Service

Japan Society for Natural Disaster Science

頻度分析を通じて確率水文量を求める統計解析においては，得られる確率水文量に不確定さが内在する。その主な要因として，

1）確率水文量の算定手法に起因する不確定さ

2）水文データの量的不十分さに起因する不確定さ

3）水文データの非等質性に起因する不確定さ

4）水文データの非定常性に起因する不確定さである。

1）にはa）確率分布の算定に用いるための確率分布の選択に起因するもの，b)用いる確率分布の母数推定法に起因するものがある。

2）については，著者等[1,2]は，降水観測がもたらす情報量を確率分布の母数のエントロピーから測定する方法に基づき，定常性，等質性を前提としたうえで，推定母数の信頼性とデータ数との関係についてエントロピーを用いて評価することを試みてきた。さらにその実践的応用として，著者等[3]は，「データが与える情報量の増分」と「母数の超過（あるいは非超過）確率で定義した確率水文量の上限確率」の2つの評価値を，算定される確率水文量に付記した「情報量と上限確率を付与した確率水文量」を提案した。ここで，“上限確率”とは，“確率水文量を算定する際に用いる確率分布の母数を確率変数として，データを得た後の母数の事後確率分布において非超過あるいは超過確率tが小さいほど大きい確率水文量を与えるようにtを設定し，設定されたtに対応する母数を用いて推定される確率水文量に対して定義する確率で，$R=100(1-t)$（%）をその確率水文量の上限確率とする”ものである。

3）については，これは，例えば，年最大1・2・3日降水量時系列が，台風が原因，低気圧が原因，及び前線が原因の異なった気象原因から得られている場合である。この場合，著者等[4-6]は，年最大1・2・3日降水量を質的に分離して，それぞれの原因による年最大1・2・3日降水量時系列を作成し，個々に頻度分析をするという方法を提案しているが，本論文ではこのことには触れないで，データは等質とみなすことにする。

4）については，地球温暖化や都市化に伴うヒートアイランド現象など，人間活動の発展と高度化が一つの原因でもあるが，水文データの非定常性といった場合，それは未観測の水文データを含めた長い水文データの時系列を考えるとき，観測データは周期の一部分と見なされるかも知れない。しかし，近未来の確率水文量を予測する場合には，観測された水文量時系列は非定常性を有すると考えるのが実用的な立場であろう。そこで著者等[5-7]は，移動部分標本を利用する非定常頻度分析手法を提案してきた。本研究はこの水文量時系列に存在するデータの非定常性に関する問題に，水文データの不確定さを付与するという一歩進んだ立場から，水文量の非定常頻度分析に取り組んだものである。言い換えると，本稿は治水計画に多く用いられる年最大日降水量について，それに対する適合性が良いとされるグンベル分布を対象として，グンベル分布のエントロピー[8]を導出するとともに，そのエントロピーを不確定さの尺度として取り上げ，エントロピーの将来予測から，将来の確率水文量を予測したものである。散らばり（不確定さ）を評価するには，平均値1点のまわりの分散（あるいは変動係数）もあるが，ここでは，確率密度関数全体の散らばりを評価し，かつ一般分布にも適用可能なエントロピーを指標として用いた。なお，上述の1）から4）の見解については，寶[9]による講演のなかで，特に質疑・応答の際に一部紹介されていることに触れておきたい。

2．「ランダム性の経年変化を考慮した確率降水量」の算定手順

本稿では，対象とする水文量を年最大日降水量とするため，確率水文量は確率降水量になるので，以下では確率水文量のことを具体的に確率降水量と呼ぶことにする。さらに，エントロピーの将来予測から算定される確率降水量を「ランダム性の経年変化を考慮した確率降水量」と呼ぶことにする。

「ランダム性の経年変化を考慮した確率降水量」の算定は，過去におけるランダム性の変化の分析をもとに将来時点における確率降水量を算定するという考え方にたち，まず，過去におけるランダ

NII-Electronic Library Service

Japan Society for Natural Disaster Science

ム性の変化をエントロピーを用いて定量的に評価し，次に将来時点におけるランダム性がどの程度になるかを予測評価し，最後に，得られたランダム性を反映させた確率降水量を算定する方法とした。図-1にはその具体的な算定手順を示すとともに，以下に主な内容を述べる。

本稿では年最大日降水量を対象とするので，扱う確率分布はそれらが従うとされるグンベル分布とする。そこで，まずグンベル分布のエントロピーについて理論式を導出することが必要となる（図-1中①）。このため，本稿ではグンベル分布のエントロピーの理論式について，導出の基本的なところを示しておく。

次に，得られたエントロピーの理論式に過去の観測データを適用して，エントロピーの経年変化を分析する（図-1中②）。エントロピーは確率分布関数に対しての定量的評価値なので，エントロピーを算出するためには，分布形を決定するための一群の標本データが必要になる。そのため，本研究では観測データについて移動部分標本を抽出し，その各々の部分標本ごとにエントロピーを算出することにした。

さらに，将来時点における分布形を決定するために，過去におけるエントロピーの経年変化を反映させたモデル関数を用いて将来時点のエントロピーを算出し（図-1中③），その得られたエントロピー値に対応した分布形を決定する（図-1中④）。つまり，ここで決定された分布形が将来時点におけるグンベル分布の分布形ということになる。

最後に，決定された将来時点の分布形を用いて確率降水量を算出する。

以上の手順により，エントロピーを指標とした「ランダム性の経年変化を考慮した確率降水量」を得ることができる。

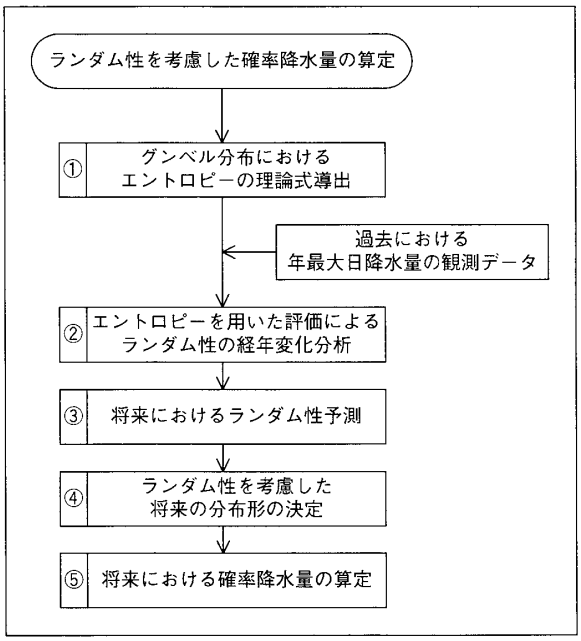


図-1 ランダム性を考慮した確率降水量の算定手順

3．年最大日降水量のエントロピー

3.1 グンベル分布のエントロピーの理論式

年最大日降水量を対象とした場合，この水文量が従う母集団の分布関数であるグンベル分布に関して，エントロピーを理論的に算出することが必要となる。以下にその導出の基本的なところを示す。

グンベル分布の確率密度関数$p(x)$は（1）式で与えられる[10]。さらに，確率密度関数$p(x)$のエントロピーHは（2）式により得られる[8]ことから，グンベル分布のエントロピーの理論式は，（1）式および（2）式より（3）式のように導くことができる。

＜グンベル分布の確率密度関数$p(x)$＞

$$p(x)=a\cdot\exp[-a(x-b)-\exp\{-a(x-b)\}] \quad (1)$$

$(-\infty<x<\infty,\ a<0)$

（a：尺度母数，b：位置母数）

＜グンベル分布$p(x)$のエントロピーH＞

$$H=-\int p(x)\cdot\ln(p(x))\,dx \quad (2)$$

$$=-\int_{-\infty}^{\infty} a\cdot\exp[-a(x-b)-\exp\{-a(x-b)\}]\cdot \ln[a\cdot\exp[-a\cdot(-a(x-b)-\exp\{-a(x-b)\}]]$$

$$=\ln a[\exp(-e^t)]_{-\infty}^{\infty}+\gamma-[\exp(t-e^t)+\exp(-e^t)]_{-\infty}^{\infty}$$

（ここで，$t=-a(x-b)$）

$$=1-\ln a+\gamma \quad (3)$$

（$\gamma=0.57721\cdots$：Eulerの定数，単位：nit）

NII-Electronic Library Service

Japan Society for Natural Disaster Science

（3）式からもわかるように，グンベル分布の場合，標本によって一度分布形が決定すれば母数aが定まり，エントロピーは定数として算出される。

3.2 観測データのモデリング方法

観測地点における年最大日降水量のエントロピーの経年変化を捉えるために，次に示すモデリング方法を採用した。

まず，ある1箇所の観測地点においてn個の降水量データが過去に観測されているとしよう。この観測データについて，図-2に示されるように観測1年目から31年目の31年間のデータを1番目の部分標本（t＝1），2年目から32年目のデータを2番目の部分標本（t＝2）として，データ数31個からなる部分標本を順次抽出し，n個データに対して合計（n－30）組の移動部分標本を抽出する。次に，得られた（n－30）組それぞれの部分標本に対して3.1で導出したエントロピーの理論式を適用して部分標本ごとのエントロピーを算出する。

以上により，観測データ数n個に対して（n－30）個の時系列に従ったエントロピーが算出できる。

ここで，1つの部分標本におけるデータの個数を31個とするのは，各部分標本のエントロピーの算出に用いる分布形の安定性という点から採用した標本数である。これは，確率分布の母数の推定に用いる分布形の決定に際して，標本の資料数が30個程度を超えると，比較的安定した分布形が得られるという著者等[11]の研究によるものである。

エントロピーの経年変化を把握するうえで，安定した分布形を得るということは信頼性の高いエントロピー値を得ることに寄与し，本稿で用いた標本数はそのために必要な最小の標本数として，量的に限られた標本から可能な限り詳細なエントロピーの変化を把握しようとするものである。

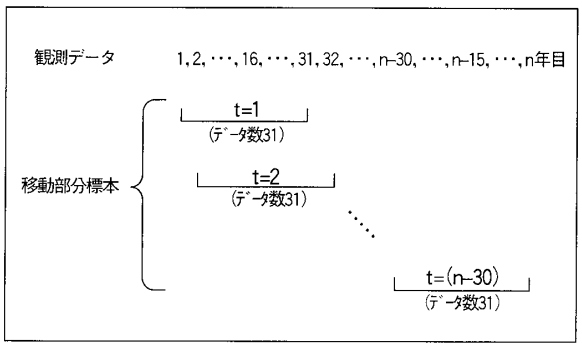


図-2 観測データのモデリング方法

3.3 エントロピーの予測モデル

エントロピーの予測モデルを設定するにあたって，長期的にみた場合にエントロピーが一定の値に収束するか周期的に変動するかは今のデータからでは分からない。しかし，長期的な周期の一部であったとしても，水文事象の変動が数千年のスパンで変化しているとすれば，数百年単位での中期未来には極大（もしくは極小）値があるかもしれない。したがって，近未来を予測する場合においては，中期未来の極大（もしくは極小）値を漸近値と捉えれば，一定の値に収束するとして予測することが可能だろう。このような考え方に基づいて，エントロピーの予測モデルの設定について展開していく。

現在を基準として将来のある時点における「ランダム性の経年変化を考慮した確率降水量」を算定するうえでは，算定しようとする時点におけるランダム性を得る必要がある。将来時点におけるエントロピーを算出する方法として，本稿では，現時点までのエントロピーの経年変化をもとにしたモデル関数を取り入れて算出することにした。もとより，用いるモデルの如何がエントロピーの予測精度を左右することから，その手法については議論の余地を残すところであり，さらなる研究を必要とするが，本稿ではその一解法として次に掲げるモデルを採用することにした。

（1）予測モデルにおける基本関数

エントロピーの予測モデルの基本となる関数を設定する場合，過去におけるエントロピーの経年変化を反映するモデルとして直線モデルが考えられる。しかし，直線モデルを用いた場合，予測値は時間の経過に伴って単調増加あるいは単調減少し，結果として，比較的に遠くない将来のエントロピーを予測した場合においても，予測値が正ま

NII-Electronic Library Service

Japan Society for Natural Disaster Science

たは負に極めて大きくなる可能性を残してしまうことになる。極論を言えば，時間$t \to \infty$のとき，エントロピーは$+\infty$あるいは$-\infty$となることになり，エントロピーが正の無限大のときには確率密度関数の分布形は一様分布，逆に，エントロピーが負の無限大のとき確率密度関数はパルス形のようになり，確率降水量の算定に用いる確率密度関数という面では不適切な分布となる。

この問題を解決するために，本稿では漸近値をもつ関数として一般的な指数関数をベースに，時間変量tとエントロピーHの関係において任意の定数Aが漸近値（上限値あるいは下限値で$t \to \infty$のとき$H \to A$）となるような（4）式の指数関数を設定することにした。

$$H = A - \alpha B \ exp(-mt) \qquad (4)$$

ここで，

α：エントロピーの回帰係数が
　正のとき$\alpha = 1$
　負のとき$\alpha = -1$

A：エントロピーが
　増加傾向（$\alpha = 1$）のときC_H
　減少傾向（$\alpha = -1$）のときC_L

m，B：指数関数の形状を決定するパラメータで，(10) 式を用いて最小自乗法によって求められる

である。

（4）式のモデル関数は，エントロピーの経年変化が増加傾向にあるとき図-3(a) に示される$A(= C_H)$を上限値とする指数関数，また，減少傾向にあるときは図-3(b) の$A(= C_L)$を下限値とする指数関数になる。

（2）予測モデルのパラメータ設定

(a) α

αはエントロピーの経年変化のトレンドを示す定数で，エントロピーが増加傾向のときは$\alpha = 1$（図-4(a)），減少傾向のときは$\alpha = -1$（図-4(b)）とする。

(b) 上限値C_H，下限値C_L

本モデルは指数関数による予測モデルのため，これに近似するための条件を縛るためのひとつのパラメータとして，以下に述べる上限値C_H，下限値C_Lを設定する。

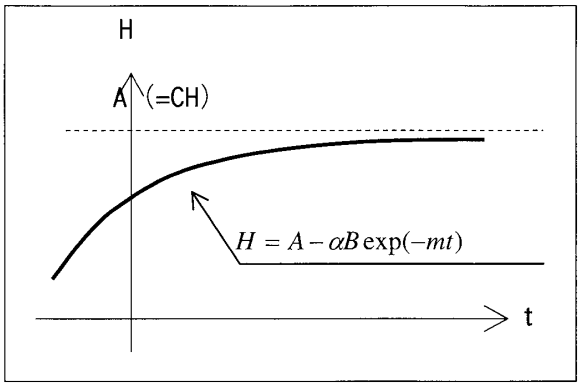
（ア）上限値C_H

対象地点におけるエントロピーの上限値C_Hは，その地点における最大可能降水量（PMP：Probable Maximum Precipitation）[12]をもとに設定することにする。

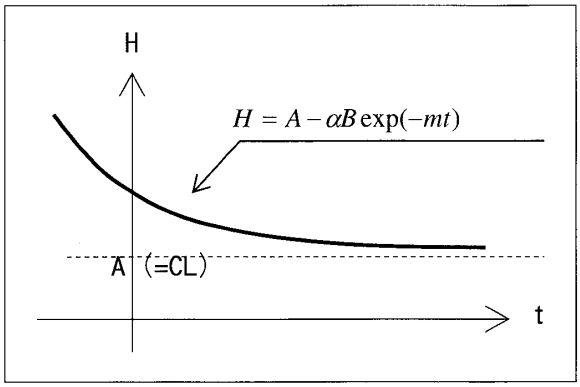
最大可能降水量は，対象地点における降水量の最大値として得られる降水量であり，統計学的立場から，実績降雨資料を解析処理することにより生起可能な降水量を簡便手法として推定する方法である。算出方法の梗概は以下のとおりである。

リターンピリオドTの降水量x_Tが年最大降水量のn年間平均値$\bar{x}_n$とその標準偏差σ_nとによって

$$x_T = \bar{x}_n + \kappa \sigma_n \qquad \kappa：統計的変数 \qquad (5)$$



(a) Aが上限値となる場合



(b) Aが下限値となる場合

図-3　予測モデルの基本関数

NII-Electronic Library Service

Japan Society for Natural Disaster Science

と表すことができるとすれば，同様に最大観測降水量 x_m は

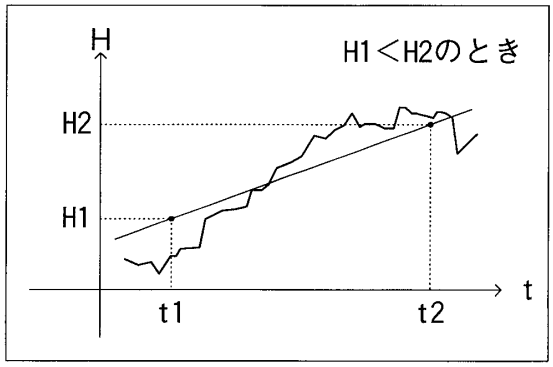
$$x_m = \bar{x}_n + K_m \sigma_n \qquad (6)$$

で表される。

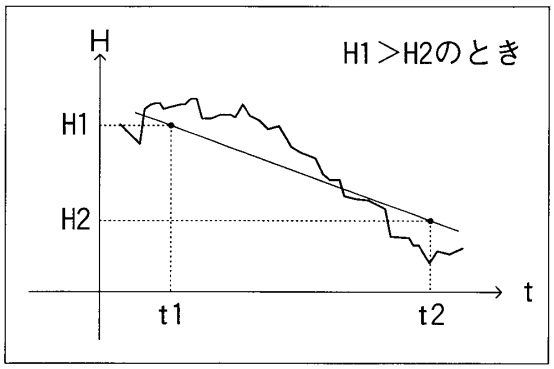
K_m の値は約2,600の観測所の降雨記録をもとに，各降雨継続時間をパラメータとして $\bar{x}_n$ の値に対応する K_m（$5 \leq K_m \leq 20$）値を用いる手法である。

この考え方にもとづいた場合，平均値は不変としたうえで生起する最大可能降水量を求めているため，結果的にはその統計量を支配する分布形の裾が広がったことを意味している。

エントロピーの上限値の設定に際して，このような降水量を与えるときの確率分布のエントロピーを，対象地点における実用的な最大のエントロピー値と考える。つまり，現実的に十分大きいと考えられる任意の T 年確率降水量と上述の最大可能降水量が相応するものと考え，それらが等しくなるときの確率密度関数のエントロピー値を，対象地点におけるエントロピーの最大値とした。



(a) α が正になる場合



(b) α が負になる場合

図－4　α の考え方

上述の方法により算出されたエントロピーを，本稿では最大可能エントロピー *Hmax* と呼ぶことにする。

以下には最大可能降水量から最大可能エントロピーを算出する手順について記述する。

はじめに，グンベル分布の尺度母数 a と位置母数 b は（7）式，（8）式に示すモーメント法によって得ることができることを記しておく[10]。

$$b = \mu - \gamma/a \qquad (7)$$

$$a = 1.285/\sigma \qquad (8)$$

σ：標準偏差，μ：平均，

γ：オイラー定数＝0.5772

手順について，まず，観測地点におけるすべての観測データを用いて（7）式，（8）式により得たときの尺度母数，位置母数をそれぞれ a_P，b_P とする。

一方，T 年確率降水量 X_T は母数 a，b をパラメータとして，グンベル分布の超過確率を与える（9）式より得ることができる。

そこで，（9）式を a について解いた（10）式の X_T に最大可能降水量，位置母数 b に b_P を与え，尺度母数 a_T を算出する。このとき，この a_T，b_P を母数にもつグンベル分布の T 年確率降水量は最大可能降水量に等しくなる。

さらに，このときのグンベル分布のエントロピーは（3）式を用いて算出することができ，このときのエントロピーの値を対象地点における最大可能エントロピー *Hmax* とする。

$$X = b - \ln(\ln(T/(T-1))/a \qquad (9)$$

$$a_T = \ln(\ln(T/(T-1))/(b - X_T) \qquad (10)$$

ここで，

X_T：確率降水量，T：リターンピリオド

本稿では，最大可能降水量を与える現実的に十分大きな確率年として T ＝10000（年）を設定し

NII-Electronic Library Service

Japan Society for Natural Disaster Science

て最大可能エントロピー $Hmax$ を算出し（図-5），(11) 式によりモデル関数における上限値 C_H を設定した。

$$C_H = 1 - \ln a_T + \gamma \qquad (11)$$

確率年の設定については，リターンピリオド (T) が10000年を超えると，得られる最大可能エントロピーの値が安定するため，本稿では T = 10000（年）を採用した。

（イ）下限値 C_L

エントロピーの理論上の最小値は $-\infty$ であるが，(3) 式より尺度母数 a は無限大となる。このとき，確率密度関数はパルス型のようになり，確率降水量を得るための確率密度関数としては適切でなくなる。そこで，本稿ではモデル関数における下限値 C_L に既往最小エントロピーを設定することにした。

既往最小エントロピーは，各観測地点における移動部分標本ごとに算出されたすべてのエントロピーのうちの最小値を抽出して設定した。

(c) m, B

モデル関数の基本式である (4) 式の右辺の A を左辺に移項し，

$$\ln(A-H) = -mt + \ln B \qquad (12)$$

としたうえで，最小自乗法により m および B を求めた。

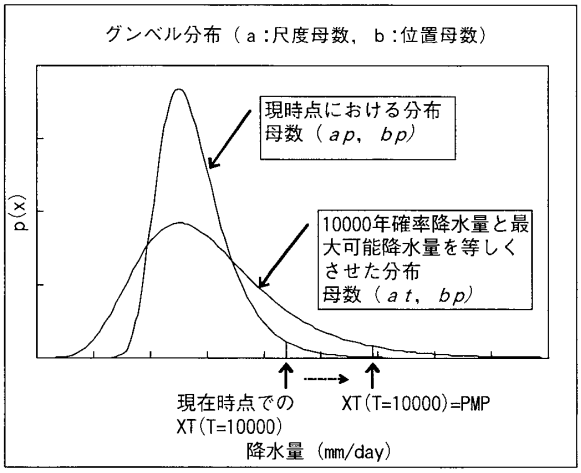


図-5 最大可能降水量と T 年確率降水量の関係

4．実データへの適用

本章では，2章の手順によって得られる“エントロピーの経年変化”，及び3章の方法で設定される“予測モデル”を適用して，実際に得られた観測データを用いて将来時点における確率降水量の算定を行う。

観測データは，日本全国の主な観測地点48箇所で1901～2003年に観測された103年間の年最大日降水量データを用いた。

欠測データの扱いについては，本来の部分標本数31個から欠測データの個数だけ少ない標本数を用いて適用することにした。欠測データによって標本数が30個程度を下回ることは，いずれの観測地点においてもなかったため，欠測による影響はないものとした。

4.1 エントロピーの経年変化

実データの適用事例として，長野県下の観測地点である長野，松本，飯田における観測データを適用した結果について，図-6に“年最大日降水量の経年変化”，および図-7に“年最大日降水量のエントロピーの経年変化”を示す。

ここで観測データは103個であるが，エントロピーの算出に用いる部分標本数は (n-30) 組となるので，図-7におけるエントロピーのプロット点数は73点となる。図中に表示してある“西暦(年)”は31年間の部分標本のうち，観測期間の中央の年（標本中16番目の観測年）を代表年として表示している。

（1）エントロピーの経年変化

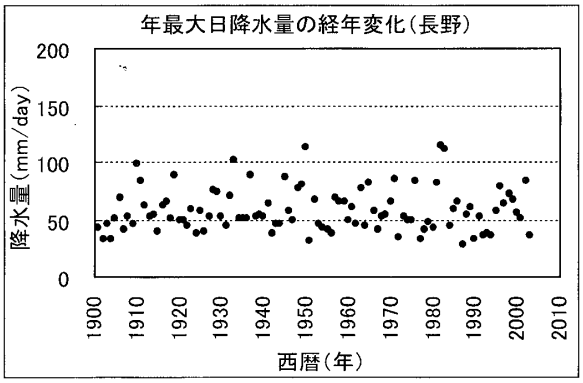
図-7(a)～(c)は“年最大日降水量におけるエントロピーの経年変化”を示したものである。各観測地点とも個々の値は小さく不規則な増減を伴いながら変動しながらも，図中の回帰直線に示されるように各地点とも増加傾向を示していることが分かる。このように全国を対象とした48観測地点のうち，エントロピーが増加傾向なのは34地点であり，増加の程度が長野，松本と同程度の“やや増加”にある地点が19地点，飯田と同程度で“強い増加”を示す地点が11地点，“かなり強い増加”を

NII-Electronic Library Service

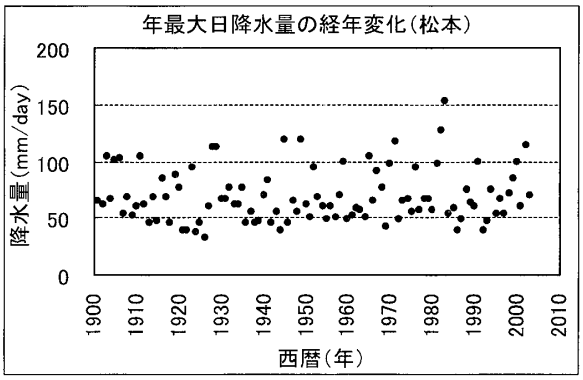
Japan Society for Natural Disaster Science

示している地点は寿都，熊谷，岐阜，浜田の４地点であった。

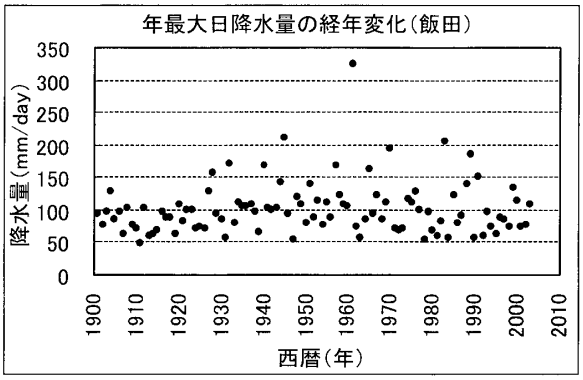
また，ある程度連続した期間の動きに着目すれば，10～30年の比較的安定した期間に挟まれるように数年間の大きな変動を伴いながら変化していることがわかる。なかでも長野で1966年，松本で1965年を中心に大きな減少と増加が連続するＶ字型変動や，飯田のように大きく増加（1946年）した後再び大きく減少（1977年）して，最終的には増加する前の値程度に戻るといった凸型変動が見られる。



(a) 長野

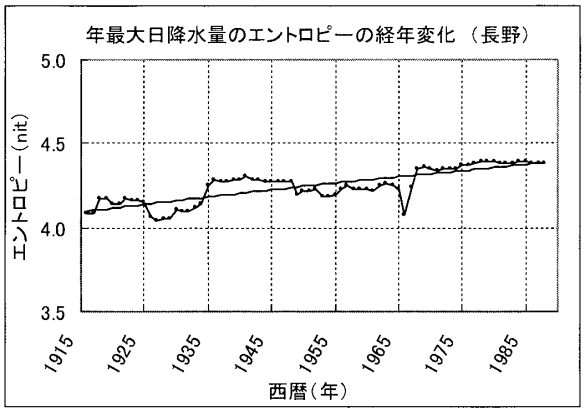


(b) 松本

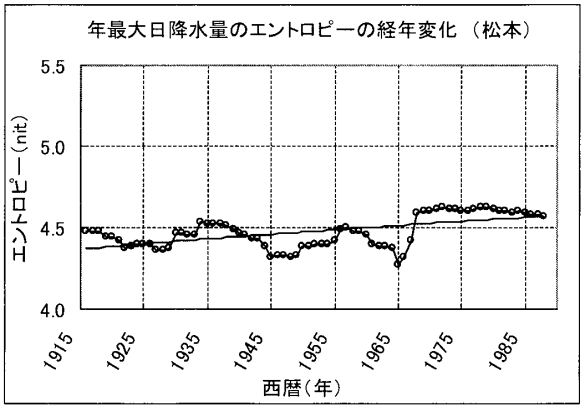


(c) 飯田

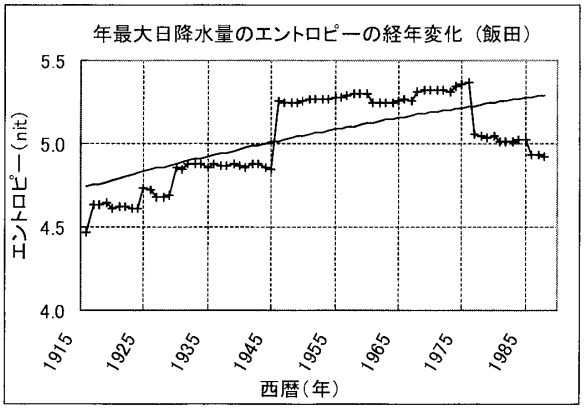
図－6 年最大日降水量の経年変化（長野，松本，飯田）



(a) 長野



(b) 松本



(c) 飯田

図－7 年最大日降水量のエントロピーの経年変化（長野，松本，飯田）

NII-Electronic Library Service

Japan Society for Natural Disaster Science

このような急激な変動の原因は，異常に大きいデータが移動部分標本の中に入ったり，出たりするときに起こるものである。飯田の凸型変動は，**図-6(c)**にあるように1961年（観測年）の325.3 mm/dayという稀に大きな降水が発生し，このデータが移動部分標本に入ったときにエントロピーが急増し（表示年:1946年），移動部分標本から外れたときにエントロピーが急減(表示年:1977年)したものである。またV字型変動については，比較的大きな値のデータが移動部分標本から外れた直後に，新たに大きな値のデータが入ってきたような場合に見られる現象である。たとえば，長野の場合1950年の113.9 mm/dayと1982年，1983年の114.5 mm/day，112.0 mm/dayの組み合わせなどである。

またこのような急激な変化は，分布形の変化に対してエントロピーがその変化を敏感に捉えていること示すものである。

（2）モデル関数の適合性

図-7中には3.3の考え方を適用した場合の予測モデル関数についても示してある。

これらに示されるように，モデル関数式（4）式で十分捉えられない部分もあるが，一応モデル関数式（4）式はエントロピーの経年変化を概略的に捉えているものと判断する。他の45観測地点については，エントロピーの経年変化をモデル関数式（4）式が比較的よく捉えている観測地点もあれば，一概にそのように言えない観測地点もあった。そのように言えない観測地点は，移動部分標本中に，異常に大きいデータ，あるいは異常に小さいデータが混入するときであった。

4.2 ランダム性の経年変化を考慮した確率降水量の算定

前節で得られたモデル関数（4）式を用いて，現時点(2005年)を基準として10年後(2015年)，20年後（2025年），30年後（2035年）における10年確率降水量，30年確率降水量，50年確率降水量，100年確率降水量を算定した。

確率降水量の算定にあたっては，グンベル分布の超過確率降水量を与える（9）式に，エントロピーと尺度母数aの関係を示す（3）式を代入して得られる（13）式を用いた。

（13）式のなかで，Hには（4）式のモデル関数により算出された将来時点でのエントロピーの値を適用する。また，将来の位置母数bは既往のすべての標本から計算したbの経年変化（回帰直線）を外挿した値を適用した。

$$x_T = b - \frac{\ln[\ln\{T/(T-1)\}]}{a} = b - \frac{\ln[\ln\{T/(T-1)\}]}{\exp(1+\gamma-H)} \quad (13)$$

ここで，

x_T：T年確率降水量（mm/day）

T：リターンピリオド（年）

b：グンベル分布の位置母数

H：エントロピー（nit）

γ：オイラー定数（0.57721）

である。

図-8(a)～(d)は上述の確率降水量の算出結果を長野，松本，飯田について示したものである。

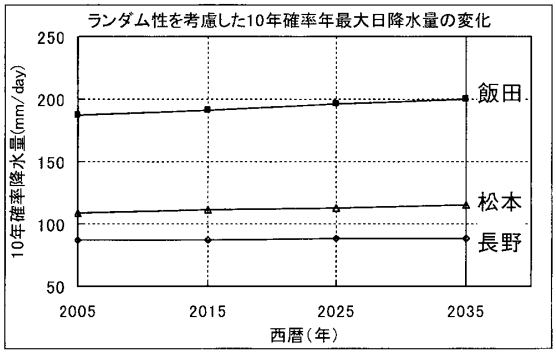
これらの図より，10年後，20年後，30年後と年数を経るに従って10年確率降水量，30年確率降水量，50年確率降水量，100年確率降水量はいずれも増加する傾向にあり，長野，松本ではやや増加，飯田ではそれらより大きく増加していることがわかる。

基準年（2005年）に対する30年後の10年確率降水量は長野，松本で2～5 mm/day，飯田で13 mm/day程度増加している。30年確率降水量と50年確率降水量についてはほぼ同程度の増加量となっており長野，松本で4～8 mm/day，飯田で20～22 mm/day増加している。また，100年確率降水量は長野，松本で約6～10 mm/day，飯田で25 mm/day程度増加していることが示されている。

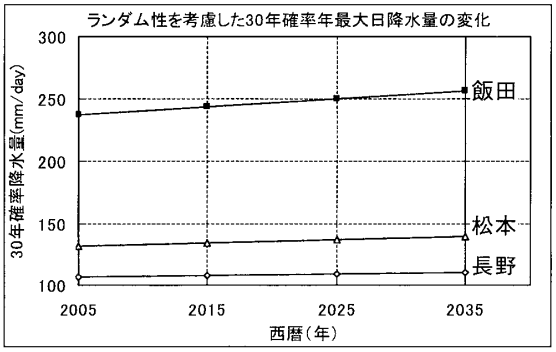
全国の48観測地点における将来の確率降水量の算定結果は，**表-1**に示すように長野，松本，飯田を含む31観測地点で増加傾向にあり，17観測地点で減少傾向にあった。増加傾向にある観測地点

NII-Electronic Library Service

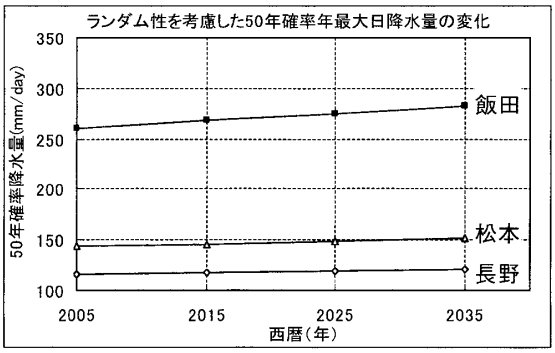
Japan Society for Natural Disaster Science



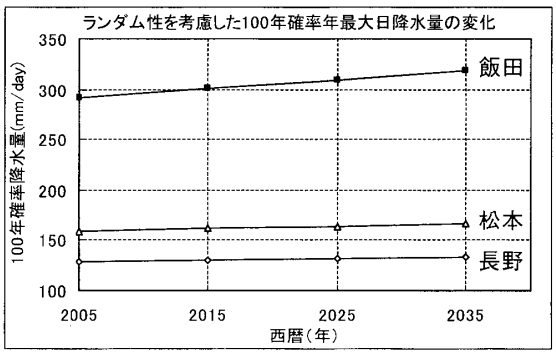
(a) 10年確率降水量の変化



(b) 30年確率降水量の変化



(c) 50年確率降水量の変化



(d) 100年確率降水量の変化

図-8 ランダム性の経年変化を考慮した確率降水量の変化（長野，松本，飯田）

表-1 各観測地点における将来降水量の傾向

	観測地点名
増加傾向を示す観測地点	札幌，旭川，帯広，根室，寿都，宮古，水戸，宇都宮，前橋，熊谷，東京，横浜，長野，松本，飯田，名古屋，岐阜，津，伏木，敦賀，大阪，神戸，京都，彦根，奈良，和歌山，浜田，高知，福岡，長崎，熊本 (31地点)
減少傾向を示す観測地点	網走，石巻，秋田，山形，福島，甲府，浜松，高山，福井，境，下関，徳島，多度津，松山，大分，宮崎，鹿児島 (17地点)

のうち，特に100年確率降水量が2005年から2035年の間に30 mm/day 以上増加する結果となった観測地点は熊谷，岐阜，奈良，浜田，高知，長崎，熊本の７地点であった。

なお，確率降水量の算定は尺度母数 a と位置母数 b が関係するが，長野，松本，飯田については位置母数 b は将来的にもほとんど変化していないので，これらの観測地点の確率降水量の増加は確率密度関数がよりフラットになったことに起因するもので，エントロピーの増加傾向を反映したものと考える。

5．あとがき

本研究は，降水の非定常問題に対して，不確定性の指標であるエントロピーがランダム性の定量的評価値をあらわすことに着目し，年最大日降水量について過去におけるランダム性の経年変化をエントロピーの視点から分析した。さらに，得られた結果をもとに，将来時点における「ランダム性の経年変化を考慮した確率降水量」を算定することを試みた。

その中では，年最大日降水量が従うとするグンベル分布のエントロピーの理論式を導出するとともに，将来予測のためのモデル関数を提案した。

また，全国48地点で観測された実データを適用して，そこから算出される「ランダム性の経年変化を考慮した確率降水量」を評価した。

その結果，長野県下の観測地点における100年確率降水量は，30年後は現在に比べて６～25 mm/day 程度増加することなどが示された。

NII-Electronic Library Service

Japan Society for Natural Disaster Science

今後は，将来時点の予測に用いるモデル関数，あるいはその設定方法などについて研究を進め，より精度の高い水工計画の策定に向けた手法の開発を行いたいと考えている。

なお，本研究を行うに当たり，信州大学大学院博士前期課程1年生の吉平誠司氏の御協力を得たことを記し，感謝の意を表する。

参考文献

1）寒川典昭・荒木正夫・上原　剛・草刈智一：2母数対数正規分布の信頼性評価，水工学論文集，第34巻，pp. 1-6，1990.
2）寒川典昭・荒木正夫・上原　剛・草刈智一：グンベル分布の推定母数の信頼性評価，天気，第38巻，第8号，pp. 3-9，1991.
3）寒川典昭，荒木正夫，草刈智一：情報量の増分と上限確率を付与した確率水文量について，天気，第39巻，第12号，pp. 41-49，1992.
4）寒川典昭・河上岳史，福本　徹：年最大1・2・3日降水量の等質化とその頻度分析，京都大学防災研究所附属水資源研究センター研究報告，第15号，pp. 43-50，1995.
5）寒川典昭・河上岳史・吉永幹太：等質化した年最大1・2・3日降水量の非定常頻度分析，信州大学工学部紀要，第78号，pp. 7-14，1997.
6）寒川典昭・吉永幹太：ロジスチック曲線を用いた年最大1・2・3日降水量の非定常頻度分析，信州大学工学部紀要，pp. 1-11，1997.
7）寒川典昭・中村　哲・山田広樹：年最大1・2・3日降水量時系列に存在する非定常性と非定常確率水文量の推定，日本統計学会誌，第23巻，第2号，pp. 249-262，1993.
8）例えば，笠原芳郎：情報理論と通信方式，共立出版，p. 13，1965.
9）寶　　馨：実務者向け：極値水文データの頻度解析－大標本時代の水文頻度解析－，21世紀COE拠点形成プロジェクト，フォーラムin東京第52回防災講座.
10）例えば，神田徹・藤田睦博：新体系土木工学26水文学－確率論的手法とその応用－，技報堂p. 44，1982.
11）寒川典昭・荒木正夫・渡辺輝彦：確率分布の推定母数の不確定評価法，土木学会論文集，第375号，II-6，pp. 133-141，1986.
12）吉岡和徳：最大可能降水量の一推定法，土木技術資料17-8（1975），pp. 47-48.

（投稿受理：平成19年7月9日
訂正稿受理：平成19年11月26日）

NII-Electronic Library Service