

降水量極値時系列のジャンプ・トレンドを用いた非定常頻度解析の一方法と計画降雨の更新

A NON-STATIONARY FREQUENCY ANALYSIS OF EXTREME PRECIPITATION TIME SERIES USING JUMPS AND TRENDS FOR RENEWAL OF DESIGN RAINFALL

佐渡公明
Kimiteru SADO

フェロー 工博 北見工業大学名誉教授 (〒090-8507 北見市公園町165番地)

A T-year probable hydrological amount used as a design rainfall has been estimated under the assumption of a steady stochastic process. But non-stationariness such as jumps and trends is often apparent in some hydrological time series. Therefore we have to infer the probable hydrological amount which can correspond to a population change, possibly due to climate change.

In this paper, jumps and trends are detected in the precipitation data set, which include annual maximum daily rainfall and number of days with continuous non-rainfall, of 22 meteorological observatories in Hokkaido. The T-year extreme events are calculated for a significant trend using hyper-parameters which constitute a linear trend in a location or a scale parameter of a probability distribution function. Some renewals of the design rainfall are recommended for the observatories which have a significant high jump or an increasing trend in their rainfall time series.

Key Words : Annual maximum daily rainfall, non-stationary frequency analysis, jump detection, trend detection, hyper-parameter, T-year probable hydrological amount, renewal of design rainfall

1. はじめに

河川の基本高水のピーク流量や維持流量の算定に用いられるT年確率日雨量やT年確率無降雨連続日数の推定は、年最大日雨量や年最大無降雨連続日数が定常確率過程を示すという仮定のもとに行われている。しかし、最近の地球温暖化や気候変動が顕在化している気象状況下においては、降水量極値（年最大日雨量、年最大無降雨連続日数）の母集団は変化している可能性がある。従って、母集団変化に対応できる非定常頻度解析を用いた確率日雨量、確率無降雨連続日数の推定が必要である。このような指摘は、Z. W. Kundzewicz¹⁾、Z. W. Kundzewicz and A. J. Robson²⁾、徐・竹内・石平³⁾、佐渡・杉山・中尾⁴⁾など多くの論文に取り上げられている。

気候変動解析に用いられるトレンドを考慮した非定常頻度解析は、最近の研究成果により、ハイパーパラメータ（超母数）^{5),6)}を用いることにより可能である。Adlouniら⁶⁾は、カリフォルニア州Randsburgの年最大日雨量に対し一般化極値分布(GEV)の位置・尺度母数をハイパーパラメータを用いて表し、マルコフ連鎖モンテカル

ロ法を用いて推定している。しかし、トレンドの有無を調べるトレンドの仮説検定を行っていない。

本論文では、まず北海道内22気象官署の年最大日雨量、年最大無降雨連続日数データに対し、これまで発表してきたジャンプの仮説検定⁴⁾の改善を行なう。直近の30年間以上にわたるハイジャンプが有意な官署については、ハイジャンプが有意となった部分標本に対しT年確率日雨量、T年確率無降雨連続日数を推定することにより、従来の計画降雨を更新する非定常頻度解析法を提案する。

次に、時系列値 x_t のトレンド検定（通常のトレンド検定）および各時系列値のバラツキの傾向を調べるために絶対偏差 $|x_t - \bar{x}|$ のトレンド検定を行う。トレンド検定結果が有意な官署に対し、GEV、ピアソンⅢ型分布および対数ピアソンⅢ型分布、以上の確率分布の位置母数または尺度母数を年の1次式で表すハイパーパラメータを推定する。これにより有意なトレンドが確率雨量に与える影響を調べる。

最近、時々発生している超過洪水は、基本高水のリターンピリオドが計画当初より下がっていることが原因で発生していることも予想され、これに関連して本研究は、治水安全率の更新の必要性を暗示している。

2. 資料収集, データの品質および異常値の取扱い

(1) 北海道内22気象官署における年最大日雨量、年最大無降雨連続日数の資料収集とデータの品質

北海道内22気象官署の年最大日雨量、年最大無降雨連続日数の資料は、各官署の開所年～2008までを、気象庁HPの過去の気象データ検索⁷⁾、および札幌管区気象台と網走地方気象台が所蔵する気象原簿、CD-ROMに収録され購入可能な気象原簿を参照して収集した。現在気象庁は、新たに資料不足値を定義するなど新しい統計方法を適用した値を上記HPで公表している。本論文で用いた資料は、2009年4月現在公表されているものである。

年最大日雨量と年最大無降雨連続日数は、雪の影響を取り除くため、5～11月までを対象とした。さらに、年最大無降雨連続日数については、“降水がわずかに観測された”とする“0.0mm”の記録は、降水ありと判定している。

官署の移転（釧路官署が1910. 1. 1に標茶町市街地からSSW48. 2kmの釧路市幣舞町に庁舎移転）や測器不良（室蘭官署の2006. 8. 18および紋別官署の2007. 9. 8, 2008. 1. 24の視程計障害）に伴うデータの接続が不可能な場合のように、データの品質上問題のある部分については、これをデータセットから省いた。

以上により完成したデータセットを用いて、まず年最大日雨量、年最大無降雨連続日数の基本統計量を調べた。紙数の関係でその内容は省略するが、年最大日雨量の相対度数分布図の形状は、年最大無降雨連続日数より扁平で右に裾を引いている。また、本論文で扱う5-11月の年最大日雨量の発生度数は、1年間の92. 6%を占めている。

(2) 年最大日雨量、年最大無降雨連続日数の異常値の取扱い

北海道内22気象官署の開所年～2008までの年最大日雨量の第1位データについて、危険率 β_0 を $\beta_0 = 0.05$ とし、3母数対数正規分布（クオンタイル法と積率法）、グンベル分布およびGEV分布を用いて異常値棄却検定を行なった。その結果、4手法のすべてにおいて異常値と判定されたのは、苫小牧の第1位（1950年の447. 9mm/d）であった。また、全く同様に年最大無降雨連続日数については、江差の第1位（1954の21日）が異常値と判定された。そこで、これらの異常値は、他の標本値が属する母集団に属さないの代替値を考える。ここでは、異常値発生の前後年の平均値で置き換え、苫小牧の1950年は93. 5mm/d、江差の1954年は8. 5日とし、これ以後の解析に用いることにする。

ただし、今回の異常値の取扱いは永久に続くものではない。異常値と判定された上記2標本値は、将来の観測値がある値以上になれば、異常値でなくなり当該母集団に復帰する。また、将来異常な観測値があれば、それが

新たな異常値になり得るからである。なお、ノンパラメトリック法による確率水文量の推定では、異常値を含めたままで計算が可能である。

3. ジャンプ検出とT年確率水文量の更新

(1) 平均値・分散のジャンプ検出方法の改善

観測時系列 $X (=x_1, \dots, x_n)$ を、大きさ n_1 の前半部分標本 $X_1 (=x_1, \dots, x_{n_1})$ と大きさ n_2 の後半部分標本 $X_2 (=x_{n_1+1}, \dots, x_{n_1+n_2})$ ($n_1+n_2 = n$)に分ける。 X_1, X_2 に対する2母集団の母平均値または母分散に差がある場合に、 X には平均値ジャンプまたは分散ジャンプがあると判定する。

従来著者らが発表してきた論文⁴⁾では、ジャンプの有無の検定に両側検定を用い、有意な場合に X_1, X_2 の平均値を比較しハイジャンプかロージャンプかを決定した。本論文では、最初からハイジャンプかロージャンプかの推定ができ、それらの検出力も高い片側検定を採用する。また、従来平均値パラメトリック検定に用いたt検定は、母分散(σ_1^2, σ_2^2)が全て未知で等しくないとして扱ったが、本論文では σ_1^2, σ_2^2 が未知で等しい場合(分散ジャンプが有意でない)も扱った。さらに、これまで n_1 は7年以上としたが、次節で述べるように $n_1 \geq 30$ に変更した。

平均値ジャンプの検定には、t検定、ブートストラップ(BS)-t検定、Mann-Whitney(MW)検定、BS-MW検定を用いた。これらの4手法が全て有意な場合に、以下において平均値ジャンプが有意と呼ぶ。また、同様に、分散ジャンプの検定として、F検定、BS-F検定、分散用BS-MW検定⁴⁾を用いたが、これらの3手法が全て有意な場合に、以下において分散ジャンプが有意と呼ぶ。

(2) 北海道内22気象官署の年最大日雨量の平均値・分散のジャンプ検出

標本の大きさと年最大日雨量の確率水文量との関係について、寒川ら¹¹⁾は長野県下の3観測所について年最大日雨量の分布にGumbel分布を用い、標本の大きさが30～40個以上になると50年、100年確率日雨量が安定してくることを示した。ここでは、北海道内22気象官署の年最大日雨量の観測時系列 X を前半・後半部分時系列 X_1, X_2 に分離し、 X_1 と X_2 に対するハイジャンプが有意なときは、 n_2 期間の部分標本に対してT年確率日雨量を計算する。従って、安定な確率日雨量を得るために n_2 を30年以上とした。また n_1, n_2 期間の母集団の平均値や分散の差に関する検定においては、 n_1 期間の母集団特性値が安定していることも必要なので、 n_1 も30年以上とした。

北海道内22官署について $n_1 \geq 30, n_2 \geq 30, n_1+n_2=n$ を満足する前半・後半部分標本の全組み合わせに対して、年最大日雨量の平均値・分散ジャンプ検定を行なった。

$n < 60$ の広尾、紋別は検定対象外である。前半・後半

表-1 確率日雨量の最終更新率

官署 最適PDF	X50	X100	X150	X200	更新型 最適PDF	左記XTの更新率			
札幌 LP3	156.7	178.9	192.5	202.5	III SqrtEt	1.26	1.27	1.28	1.29
寿都 LP3	140.8	163.4	177.8	188.6	III LP3	1.30	1.36	1.39	1.42
江差 Iwai	167.8	191.8	206.5	217.3	II LN2	1.15	1.15	1.14	1.14
苫小牧 GUM	168.8	185.2	194.7	201.5	III LN2	1.15	1.15	1.16	1.16
浦河 GEV	148.6	172.7	188.2	199.9	I GEV	1.09	1.10	1.11	1.12
根室 GEV	159.3	179.6	191.9	200.9	II SqrtEt	1.34	1.38	1.40	1.41
網走 GEV	110.6	127.0	137.4	145.1	II LP3	1.37	1.46	1.51	1.54
旭川 P3	143.6	161.4	171.8	179.1	II LN3	1.28	1.39	1.45	1.51
帯広 LN2	147.9	163.3	172.3	178.8	III Iwai	1.20	1.22	1.23	1.24

表-2 確率無降雨連続日数の最終更新率

官署 最適PDF	X5	X10	X15	X20	更新型最適PDF	左記XTの更新率			
羽幌 P3	10.7	12.8	14.0	14.8	I LN2	1.21	1.20	1.20	1.20
釧路 SqrtEt	8.8	10.5	11.5	12.2	II SqrtEt	1.08	1.09	1.10	1.10
稚内 GEV	9.1	10.7	11.7	12.4	III LP3	1.09	1.11	1.12	1.13
岩見沢 GEV	9.1	10.8	11.9	12.7	II LP3	1.01	1.03	1.04	1.05

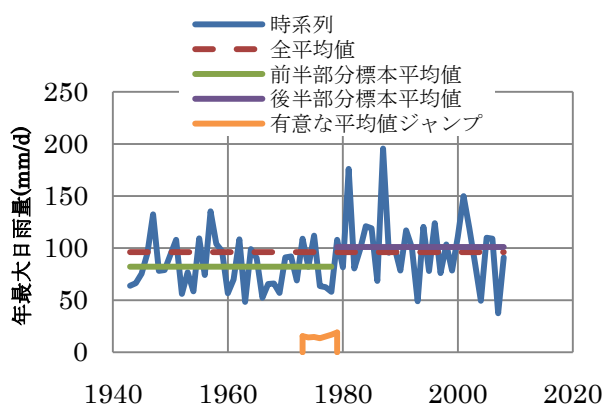


図-1 年最大日雨量の最大平均値ジャンプ19.0 mm/dを示す苫小牧のハイジャンプ

部分標本の1つ以上の組み合わせにおいて、平均値ハイジャンプが有意となった官署は、札幌、寿都、苫小牧、浦河、帯広であり、ロージャンプが有意となった官署はなかった。平均値ハイジャンプが最大となったのは、苫小牧における $n_1=36$ 、 $n_2=30$ の前半・後半部分標本の場合で、ジャンプの大きさは1979の19.0mm/d（部分標本平均値の差）である。このときの年最大日雨量時系列を図-1に示す。横軸上のオレンジ色の線は、1973-1979の各年で生じている有意な平均値ジャンプの大きさを示している。著者らが参考文献4)で発表している苫小牧の平均値ジャンプとは、ジャンプの大きさ、ジャンプ発生年が異なっている。ある官署の前半・後半部分標本の可能な全組み合わせが、全て有意でない場合に、その官署のジャンプはなしと判断する。

北海道内22官署の中で分散ハイジャンプが有意となった官署は、札幌、寿都、江差、苫小牧、根室、網走、旭川、帯広、逆に分散ロージャンプが有意となった官署は函館、稚内、岩見沢である。分散ハイジャンプの最大値 $s2/s1=2.03$ （部分標本標準偏差の比）は寿都である。

(3) T年確率日雨量の更新

前節で述べた直近の30年～ n -30年間にわたる年最大日雨量の平均値、分散ジャンプ片側検定結果を用いて、統計年数 n 年間にに対し定常頻度解析により推定したT年確率日雨量の更新を考える。ここで、 n 年間にに対し最適確率分布を用いて推定したT年確率日雨量を XT 、また平均値ジャンプまたは分散ジャンプが有意で後半部分標本 n_2 年間にに対し、最適確率分布を用いて推定したT年確率日雨量の最大値をそれぞれ YT 、 ZT とする。最適確率分布は、9種類の確率分布モデル（一般化極値分布(GEV)、ピアソンⅢ型分布(P3)、対数ピアソンⅢ型分布(LP3)、2母数対数正規分布(LN2)、3母数対数正規分布(LN3)、岩井法(Iwai)、Gumbel分布(Gumbel)、Gumbel-Chow法(G-C)、平方根指数型最大値分布(SqrtEt)の中から、SLSCを最小にさせるという判断基準¹⁰⁾を用いて決定した。

ロージャンプが有意なときは、 XT に対し YT 、 ZT は当然低下するが、行政的には治水施設の機能低下を避けるために XT の更新は不要とする。平均値・分散ハイジャンプが有意なときに、 $XT < YT$ 、 $XT < ZT$ となり、 XT の更新が必要となる。この場合、次の3通りが考えられる。

- Ⅰ型…平均値ジャンプのみが有意で、 XT を YT で更新
- Ⅱ型…分散ジャンプのみが有意で、 XT を ZT で更新
- Ⅲ型…平均値と分散ジャンプの両方が有意で、 XT を YT と ZT の大きい方で更新

以上により得られた更新が必要な官署の最終更新率を、リターンピリオド50～200年に対し表-1に示す。最終更新率の範囲は、9～54%である。同一官署ではTの増加と共に更新率が増える傾向にある。

(4) T年確率無降雨連続日数の更新

年最大無降雨連続日数データに対する平均値、分散ジャンプの片側検定を3. (2)節と同様の手法で行なった。平均値ハイジャンプが有意となった官署は、羽幌、稚内

表-3 年最大日雨量、年最大無降雨連続日数の時系列値と絶対偏差のトレンド検定結果（*：絶対偏差）

No	官署	年最大日雨量					年最大無降雨連続日数				
		t-t	BS-SL	MK	BS-MK	β_2	t-t	BS-SL	MK	BS-MK	β_2
1	羽幌	0	0	0	0		1	1	1	1	0.0384
4	札幌	1	1	1	1	0.179	0	1	0	0	
7	江差*	1*	1*	1*	1*	0.350*	0	1	0	0	
11	浦河	0	0	0	0		-1	-1	-1	-1	-0.0209
15	網走	0	0	0	0		-1	-1	-1	-1	-0.0217
16	紋別*	1*	1*	1*	1*	0.382*	0	1	0	0	

の2官署である。逆に、平均値ロージャンプが有意となった官署は、寿都、浦河、根室、網走、旭川の5官署であり、平均値ハイジャンプの官署数より多い。分散ハイジャンプが有意なのは釧路、稚内、岩見沢の3官署であり、分散ロージャンプが有意なのは寿都、網走、北見枝幸の3官署である。

前節と同様にハイジャンプが有意なときに、 XT を YT または ZT で更新することにする。更新が必要な官署に対する最終更新率を、リターンピリオド5～20年に対して表-2に示す。T年確率無降雨連続日数の更新率は、全体で1～21%であり、前節で述べたT年確率日雨量の更新率と比べ小さいことが分かる。

以上のように、年最大日雨量のハイジャンプの官署数9はロージャンプの官署数3より多い。年最大無降雨連続日数については、この逆で、ロージャンプの官署数6がハイジャンプの官署数4より多い。また、T年確率日雨量の更新率9～54%はT年確率無降雨連続日数の更新率1～21%より大きい。これは、最近の北海道内の気候変動の影響が、治水計画に関連する年最大無降雨連続日数よりは、治水計画に関連する年最大日雨量に対して強く影響していることを示唆していると思われる。

4.トレンド検出と母数1次式の非定常頻度解析

トレンドの検定については、パラメトリック検定としてt検定(以下t-tと略記)とブートストラップこう配検定(BS-SL)を用い、ノンパラメトリック検定としてMann-Kendall検定(MK)³⁾とブートストラップMann-Kendall検定(BS-MK)を用いる。

(1)北海道内22気象官署のトレンド検出

北海道内22気象官署の年最大日雨量、年最大無降雨連続日数の時系列値($x_t, t=1, \dots, N$)、と絶対偏差($|x_t - \bar{x}|$, $\bar{x}$ は平均値)に対する、t-t, BS-SL, MK, BS-MK検定によるトレンド検定結果を表-3に示す。年最大日雨量と年最大無降雨連続日数のどちらかにおいて、4検定手法が全て有意な官署だけを載せている。表中の1, 0, -1がそれぞれ有意な増加トレンド、トレンドなし、有意な減少トレンドを表し、*印は絶対偏差に対する結

果である。時系列値のトレンドは、通常使われているトレンドであり、絶対偏差のトレンドは時系列値のバラツキに対するトレンドである。これらは前章の平均値、分散ジャンプに対応している。 β_2 は4検定手法とも有意になった場合の回帰直線式の回帰係数を表している。

年最大日雨量値については、札幌のみが増加トレンドで、他の官署は全てトレンドなしである。年最大無降雨連続日数値については、羽幌が増加トレンド、浦河と網走が減少トレンドで、他はトレンドなしである。これらの有意な増加・減少トレンドは、それぞれ3章の有意な平均値ハイ・ロージャンプに対応している。絶対偏差のトレンドについては、江差、紋別における年最大日雨量の増加トレンドのみであり、他はトレンドなしである。

(2)位置母数のハイパーパラメータによる1次式推定

極値分布としてよく使われているGEV分布の確率密度関数は次式である。

$$f(x) = \frac{1}{a} \left\{ 1 - \frac{\kappa(x-m)}{a} \right\}^{\frac{1-\kappa}{\kappa}} \exp \left\{ - \left[1 - \frac{\kappa(x-m)}{a} \right]^{\frac{1}{\kappa}} \right\} \quad (1)$$

ここに、 m :位置母数、 a :尺度母数、 κ :形状母数である。このGEVの母平均値 μ_x 、母分散 σ_x^2 は次式で与えられる。

$$\mu_x = m + \left(\frac{a}{\kappa} \right) [1 - \Gamma(1 + \kappa)] \quad (2)$$

$$\sigma_x^2 = \left(\frac{a}{\kappa} \right)^2 [\Gamma(1 + 2\kappa) - \Gamma^2(1 + \kappa)] \quad (3)$$

$\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数である。母集団のひずみ係数は κ のみの関数である。前節で述べた年最大日雨量や年最大無降雨連続日数の時系列値にトレンドがある場合、(2)式より位置母数を t の1次式と考えて、

$$m_t = \beta_1 + \beta_2 t \quad (t = 1, \dots, n) \quad (4)$$

とおくことができる。 β_1, β_2 はハイパーパラメータ(超母数)と呼ばれ、 t はcovariate(共変量)の一種である^{5),6)}。未知母数($\beta_1, \beta_2, a, \kappa$)の推定には最尤法が適している。すなわち(1)式の対数尤度関数 $l(\beta_1, \beta_2, a, \kappa; x_t)$ を未知母数 $\beta_1, \beta_2, a, \kappa$ で微分し0とおくことにより、それぞれ次の4式が得られ、これをニュートンラプソン法で解くことになる。

$$\sum_{t=1}^n \frac{1 - \kappa - z_t^{1/\kappa}}{z_t} = 0 \quad (5.1)$$

$$\sum_{t=1}^n t \frac{(1-\kappa-z_t^{1/\kappa})}{z_t} = 0 \quad (5.2)$$

$$-n + \sum_{t=1}^n \frac{(1-\kappa-z_t^{1/\kappa})(x_t-m_t)}{z_t a} = 0 \quad (5.3)$$

$$\sum_{t=1}^n \left\{ \log(z_t) (1 - z_t^{1/\kappa}) + \frac{(1 - \kappa - z_t^{1/\kappa})}{z_t} \kappa \left(\frac{x_t - m_t}{a} \right) \right\} = 0 \quad (5.4)$$

$$z_t = 1 - \frac{\kappa}{a} (x_t - m_t)$$

定常頻度解析のときは、 $\beta_2 = 0$ とおけばよい。T年確率水文学量 x_T は、次のように非定常値として得られる。

$$x_T = \beta_1 + \beta_2 T + \left(\frac{a}{\kappa} \right) \left[1 - \left\{ -\log \left(1 - \frac{1}{T} \right) \right\}^\kappa \right] \quad (6)$$

未知母数 $\beta_1, \beta_2, a, \kappa$ の分散・共分散はフィッシャー情報行列または観測情報行列の逆行列から得られる。したがって x_T 推定値の標準誤差は、この分散・共分散値と(6)式の未知母数による1回微分項との積の和から得られる。

ピアソンⅢ型、対数ピアソンⅢ型分布の母数と母平均値・母分散との関係式はGEV分布の(2)、(3)式に類似している。従って、最尤法により未知母数を決定する方程式は、上記と同様に、対数尤度関数を4未知母数 β_1, β_2, a, b (位置母数 $m_t = \beta_1 + \beta_2 t$ 、尺度母数 a 、形状母数 b)で微分し0とおくことにより、それぞれ次のように得られる。

$$\frac{n}{a} - (b-1) \sum_{t=1}^n \left(\frac{1}{x_t - m_t} \right) = 0 \quad (7.1)$$

$$\frac{n(n+1)}{2a} - (b-1) \sum_{t=1}^n \frac{t}{x_t - m_t} = 0 \quad (7.2)$$

$$\frac{1}{a^2} \sum_{t=1}^n (x_t - m_t) - \frac{nb}{a} = 0 \quad (7.3)$$

$$-n \frac{d \log \Gamma(b)}{db} + \sum_{t=1}^n \log \left(\frac{x_t - m_t}{a} \right) = 0 \quad (7.4)$$

ここに、 $d \log \Gamma(b)/db$ はディガンマ関数である。(7)式で $x_t \rightarrow \log x_t$ と置換すれば、対数ピアソンⅢ型分布にそのまま適用できる。(7.1)、(7.2)式より a, b を消去すると、 β_2 は

$$\beta_2 = \frac{12}{(n-1)n(n+1)} \sum_{t=1}^n \left(t - \frac{n+1}{2} \right) x_t \quad (8)$$

と解析的に得られる。これは時系列データ x_t の $t = 1, \dots, n$ に対する回帰直線式の回帰係数に一致している。なお、正規分布時系列の場合は、 $\beta_1 + \beta_2 t$ が時系列値の回帰直線式に一致する。ところで、(7.1)、(7.3)式から a, b は m_t すなわち β_1 で表されるので、(7.4)式は β_1 のみの関数となり、これをニュートン・ラプソン法で解けばよい。ただし、(7.4)式は解の周辺に変曲点があるので、あらかじめ初期値を挟み撃ち法などで求めておく必要がある。

(3) 尺度母数のハイパーパラメータによる1次式推定

時系列値の絶対偏差にトレンドがある場合は、バラツキを支配する母数を t の1次式と考える。GEV分布の場合、(3)

式より a と κ が候補となる。 κ は極値分布の型式(I、II、III型)を決める形状母数であり、また一般に精度の良い推定は難しい⁵⁾。従って、次の尺度母数の1次式を考える。

$$a_t = \gamma_1 + \gamma_2 t \quad (9)$$

GEV分布の場合、最尤法により未知母数 $m, \gamma_1, \gamma_2, \kappa$ を決定する4個の方程式は、(5)式と同様に得られる。

ピアソンⅢ型、対数ピアソンⅢ型分布も(7)式と同様の式が得られる。ただし、位置母数のハイパーパラメータ β_2 のように、 γ_2 は解析的に求まらず、結局 γ_1, γ_2 を求めるには、(7.1)、(7.4)式に対応する2元連立方程式をニュートン・ラプソン法で解かなければならない。

(4) 定常・非定常頻度解析によるT年確率日雨量とT年確率無降雨連続日数の比較

表-3において、年最大日雨量時系列値の増加トレンドが有意となっている札幌について、100年確率日雨量(X100)の開所年～2008にわたる経年変化を図-2(A)に示す。採用した確率分布モデルは、定常頻度解析で最適となった対数ピアソンⅢ型である。札幌は時系列値のトレンドが有意なので、非定常特性として位置母数の1次式を用いている。図中のSEは標準誤差である。点線の定常頻度解析では、X100推定値、標準誤差が一定値である。非定常頻度解析では、増加トレンドに対応して、X100推定値は増加している様子が分かる。最も重要な直近の2008年について、リターンペリオドによる比較を表-4(A)に示す。定常頻度解析によるX50～X200の各推定値は、非定常頻度解析による推定値より小

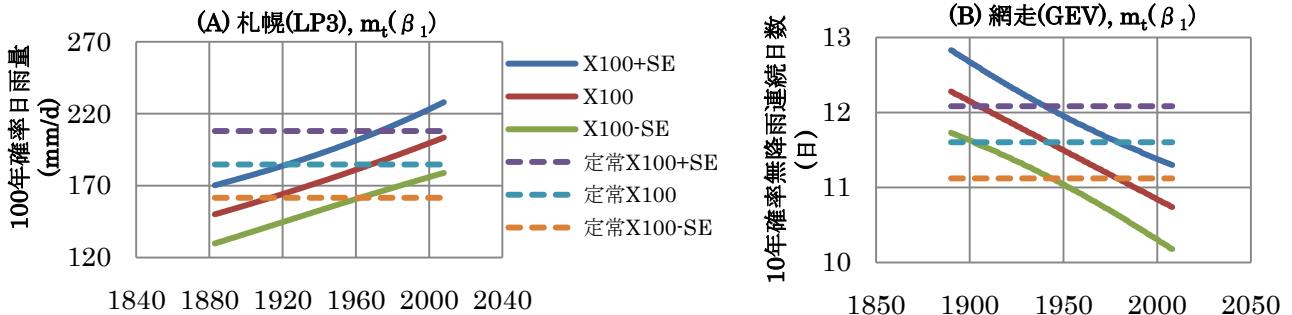


図-2 (A) 札幌の100年確率日雨量、(B) 網走の10年確率無降雨連続日数の経年変化

表-4 2008年における(A)札幌のT年確率日雨量(mm/d)と(B)網走のT年確率無降雨連続日数(日)の比較

(A)		X50	X100	X150	X200
札幌	定常頻度解析, LP3	160.3	184.7	200	211.2
	非定常頻度解析, LP3, $m_1(\beta_1)$	178.6	203.4	218.7	229.8

(B)		X5	X10	X15	X20
網走	定常頻度解析, GEV	10.3	11.6	12.5	13.1
	非定常頻度解析, GEV, $m_1(\beta_1)$	9.2	10.7	11.6	12.2

さく、定常頻度解析は危険側を推定していることが分かる。例えば、定常頻度解析のX150, X200推定値は、それぞれ非定常頻度解析のX100, X150推定値より小さい。

同様に、表-3において年最大無降雨連続日数値の減少トレンドが有意な網走について、10年確率無降雨連続日数(X10)の経年変化を図-2(B)に示す。用いたGEV分布は、定常頻度解析により得られた最適確率分布モデルである。定常頻度解析のX10推定値が一定なのに対し、非定常頻度解析値は減少している。網走のこの推定値は、位置母数を m の1次式としているので、(6)式のように線形変化である。表-4(B)から、直近の2008年における5～20年確率無降雨連続日数を比較すると、減少トレンドの網走は、定常頻度解析は非定常頻度解析より推定値が増加し安全側であることが分かる。例えば、定常頻度解析では10年確率無降雨連続日数として推定された11.6日は、より厳密な非定常頻度解析ではリターンペリオドが15年になっている。

5. 結論

本研究により得られた結果を以下にまとめる。

- (1) 確率水文学の非定常頻度解析の一方法として、前半・後半部分標本に対する有意な平均値または分散ハイジャンプの検出に基づいて、従来の全統計年数に対する定常頻度解析によるT年確率水文学を後半部分標本からの推定値で更新する方法を提案した。
- (2) 北海道内22気象官署の年最大日雨量にジャンプ片側検定を行なった結果、平均値ハイジャンプが有意な官署は5官署、分散ハイジャンプが有意な官署は8官署あり、これらの官署に対する50～200年確率日雨量は、従来の値の9～54%増の更新が必要である。
- (3) 北海道内22気象官署の年最大無降雨連続日数データについて、(2)と同様のジャンプ片側検定を行なった結果、平均値ハイジャンプおよび分散ハイジャンプが有意な官署はそれぞれ2, 3官署であり、これらの官署に対する5～20年確率無降雨連続日数は、従来の値の1～21%増の更新が必要である。
- (4) 時系列値のトレンドが有意な場合に位置母数を m の1次式で表し、また絶対偏差のトレンドが有意な場合には尺度母数を m の1次式で表し、各1次式の係数となるハイパーパラメータを最尤法で推定し、最後に非定常のT年

確率水文学を推定する非定常頻度解析法を提案した。

- (5) 従来の定常頻度解析によるT年確率水文学推定値は、増加または減少トレンドが有意な場合に、それぞれ危険側に過小評価、安全側に過大評価していることが明らかとなった。

謝辞：本研究は、(財)河川環境管理財団の平成20年度一般的研究助成を受けており、ここに感謝の意を表します。

参考文献

- 1) Kundzewicz, Z. W.: Searching for change in hydrological data, *Hydrol. Sci. J.*, Vol. 49, No. 1, pp. 3-6, 2004.
- 2) Kundzewicz, Z. W. and Robson A. J.: Change detection in hydrological records – a review of the methodology, *Hydrol. Sci. J.*, Vol. 49, No. 1, pp. 7-19, 2004.
- 3) 徐 宗学, 竹内邦良, 石平 博: 日本の平均気温・降水量時系列におけるジャンプ及びトレンドに関する研究, 水工学論文集, 第46巻, pp. 121-126, 2002.
- 4) 佐渡公明, 杉山一郎, 中尾隆志: 平均値と分散ジャンプ検出による確率水文学の更新—北海道内22気象官署の年最大日雨量と年最大無降雨連続日数への適用, 水工学論文集, 第52巻, 34, 2008.
- 5) Coles, S.: An Introduction to Statistical Modeling of Extreme Values, Springer, pp.105-123, 2004.
- 6) Adlouni, S.E. et. al.: Generalized maximum likelihood estimators for the nonstationary generalized extreme value model, *Water Resour. Res.*, Vol.43, W03410 pp.13, 2007.
- 7) 気象庁 | 過去の気象データ検索, <http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/etm/index.php>
- 8) 角屋 睦: 異常(確率)水文学とデータの棄却検定, 農業土木研究別冊第3号, pp. 23-27, 1961.
- 9) 星 清: 水文統計解析、開発土木研究所月報別冊、北海道開発局開発土木研究所, pp. 86, 1998.
- 10) 寶 馨, 高棹琢馬: 水文頻度解析における確率分布モデルの評価規準, 土木学会論文集, 第393号/II-9, pp.151-160, 1988.
- 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性評価法, 土木学会論文集, 第375号/II-6, pp. 133-141, 1986.

(2009.9.30受付)