

年最大日雨量時系列の非定常性を示す トレンドとジャンプの検出について

DETECTION OF TREND AND JUMP IN NON-STATIONARY
ANNUAL MAXIMUM DAILY RAINFALL DATA

中尾隆志¹・佐渡公明²・杉山一郎³

Takashi NAKAO, Kimiteru SADO and Ichiro SUGIYAMA

¹正会員 工博 北見工業大学助手 土木開発工学科 (〒090-8507 北見市公園町165番地)

²フェロー 工博 北見工業大学教授 土木開発工学科 (〒090-8507 北見市公園町165番地)

³学生会員 工修 北見工業大学大学院 工学研究科 (〒090-8507 北見市公園町165番地)

A non-stationary time series is composed of a trend and some jumps within a mean value. A non-stationary frequency analysis to calculate a design rainfall must be performed for a non-stationary rainfall data.

In this paper, the Monte Carlo simulation is applied to compare the power of the statistical tests: Student's t test, Mann-Kendall test, Mann-Whitney test and bootstrap test to assess the significance of trend and jump for a time series with General Extreme Value distribution. Practical assessment of the significance of trends and jumps in the annual maximum daily rainfall of 22 meteorological observatories in Hokkaido demonstrates that a positive trend is significant for Sapporo and Tomakomai, one jump is significant for six observatories, two and three jumps are significant for Esashi and Kushiro, respectively.

Key Words : *Non-stationary hydrological series, trend detection, jump detection, power of a test, Student's t test, Mann-Kendall test, Mann-Whitney test, bootstrap test*

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、気候変動が示唆されている状況のもとでは、定常性の仮定には無理があり、非定常性を考慮した水文頻度解析手法の開発が必要ではないか？このような指摘は、Z. W. Kundzewicz¹⁾、Z. W. Kundzewicz and A. J. Robson²⁾、徐・竹内・石平³⁾、西岡・寶⁴⁾など多くの論文に取り上げられている。筆者らも北海道内22気象官署の年最大日雨量データを用いて100年確率日雨量の経年変化を示している⁵⁾。

水文時系列が非定常確率過程を示すときは非定常頻度解析をしなければならない。非定常変動には、平均値のジャンプとトレンド及び分散のジャンプとトレンドがある。徐・竹内・石平³⁾、西岡・寶⁴⁾はMann-Kendall検定、Mann-Whitney検定を紹介している。文献1)、2)では非

正規分布または非独立な水文時系列の検定には、リサンプリング法(ブートストラップ法、並べ替え法)が有利であることが強調されている。しかし、長江、アマゾン河の流量変動の事例のように河川流量のみが扱われ、降水量については言及されていない。

統計的検定手法は、第1、2種の誤りを伴い、変化が弱く標本数が少ない場合の検出力が問題となる⁶⁾。M. Radziejewski and Z. W. Kundzewicz⁷⁾は正規分布を示す時系列に対する線形トレンドとジャンプの検出力を扱い、S. Yueら^{8)、9)}は正規分布以外の確率分布に対して線形・非線形トレンドの検出力を調べている。しかし、極値の水文時系列に対して適用性の高い一般化極値分布(GEV)データの検出力を扱った研究例はない。

以上を背景として、本研究の目的は、平均値のトレンドに関するt検定、Mann-Kendall検定(以下MK検定と略記)、ブートストラップこう配検定(以下BS-slope検定と略記)、ブートストラップMann-Kendall検定(以下BS-MK検定と略記)、及び平均値のジャンプに関するt検定、Mann-Whitney検定(以下MW検定と略記)、ブートストラップt検定(以下BS-t検定と略記)、ブートストラップ

Mann-Whitney検定(以下BS-MW検定と略記)を用いて、
 1) GEVデータの平均値の線形トレンドとジャンプの検出力を求めること、2) 北海道内22気象官署の年最大日雨量データについて、平均値のトレンドとジャンプを検出し、これらの非定常性を明らかにすることである。

2. ブートストラップ法による時系列の変動検出

(1) ブートストラップ法によるトレンドの検定⁹⁾

a) ブートストラップこう配検定

観測時系列 $X(=x_1, \dots, x_n)$ のトレンドの大きさ b_0 を次式から求める。

$$b_0 = \text{Median} \left(\frac{x_j - x_i}{j - i} \right) \\ = \text{Median} \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \left(\frac{x_j - x_i}{j - i} \right) \quad \forall i < j \quad (1)$$

記号 $\forall i < j$ は $i < j$ を満足する全ての i, j の組を表わす。帰無仮説 H_0 は、 H_0 「 X の母集団のトレンドはない」とする。1~ n の一様乱数を用いて、時系列 X から復元無作為抽出を n 回行って、1個のブートストラップ標本 $X^*(=x_1^*, \dots, x_n^*)$ が得られる。これを M 回繰り返すことにより M 個の独立なブートストラップ標本 $X^{*1}, X^{*2}, \dots, X^{*M}$ が得られる。各ブートストラップ標本の傾き(ブートストラップ検定統計量)は式(1)から計算されるので、 M 個の傾きの推定値 $\hat{b}^*: \hat{b}^{*1}, \hat{b}^{*2}, \dots, \hat{b}^{*M}$ が得られる。これを値の小さい方から順番に並びかえて、 i 番目の傾きに対するプロットングポジション p_i を次のカナン公式から求める。

$$p_i = \frac{i - \alpha}{M + 1 - 2\alpha}, \quad \alpha = 0.4 \quad (2)$$

以上で、傾きに関するブートストラップ経験分布関数 ($p_i \sim \hat{b}^*$) が得られる。式(1)の原系列の検定統計量 b_0 が、昇順に並んだ M 個の \hat{b}^* の中の $m_b \sim m_b + 1$ の範囲に入ったとすると、 b_0 の非超過確率が $p_b = (m_b - 0.4)/(M + 0.2)$ となる。 b_0 の正、負が増加・減少トレンドを表わす。原系列にトレンドがないときは、 $b_0 = 0, p_b = 0.5$ である。有意水準が $\alpha = 0.05$ の両側検定の場合、次のように判定する。

$$\left. \begin{array}{l} p_b < 0.025 \dots H_0 \text{を棄却, 減少トレンドあり} \\ 0.025 < p_b < 0.975 \dots H_0 \text{を採択, トレンドなし} \\ 0.975 < p_b \dots H_0 \text{を棄却, 増加トレンドあり} \end{array} \right\} (3)$$

b) ブートストラップMann-Kendall検定

帰無仮説は前述のブートストラップこう配検定と同じとする。時系列 X の検定統計量 S_0 を次式で求める。

$$S_0 = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{j=i+1}^n \text{sgn}(x_j - x_i) \\ \text{sgn}(x_j - x_i) = \begin{cases} 1 \cdots x_j > x_i \\ 0 \cdots x_j = x_i \\ -1 \cdots x_j < x_i \end{cases} \quad (4)$$

a)と同様に M 個のブートストラップ標本を作成し、 S に関するブートストラップ経験関数 ($p_i \sim \hat{S}^*$) を求める。 S_0 が \hat{S}^* の $m_s \sim m_s + 1$ の範囲に入ったとき、 S_0 の非超過確率は $p_s = (m_s - 0.4)/(M + 0.2)$ と得られる。有意水準が $\alpha = 0.05$ の両側検定の場合、式(3)の p_b を p_s に置き代えて最終的な判定を行う。

(2) ブートストラップ法によるジャンプの検定

a) ブートストラップ t 検定

観測時系列 $X(=x_1, \dots, x_n)$ を、ジャンプ発生前の m_1 個標本 $X_1(=x_1, \dots, x_{m_1})$ とジャンプ発生後の n_2 個の標本 $X_2(=x_{m_1+1}, x_{m_1+2}, \dots, x_{m_1+n_2})$ ($m_1 + n_2 = n$) に分ける。両標本の母集団平均値を μ_1, μ_2 とし、帰無仮説を H_0 「 $\mu_1 = \mu_2$ 」 とする。 X の検定統計量 t_0 を次式で求める。

$$t_0 = \frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\frac{S_1^2}{n_1} + \frac{S_2^2}{n_2}}} \quad (5)$$

ここに、 \bar{X}_1, \bar{X}_2 は両標本の標本平均値、 S_1^2, S_2^2 は両標本の不偏分散である。ジャンプの大きさ δ は $\delta = \bar{X}_2 - \bar{X}_1$ である。ブートストラップ検定法では、帰無仮説のもとで検定統計量 t_0 の経験分布をブートストラップ標本を用いて近似する。従って H_0 を満たす母集団からの標本抽出を行うため、両標本の平均値が X の標本平均値 \bar{X} に等しくなるよう変換する¹⁰⁾。

$$y_i = x_i - \bar{X}_1 + \bar{X}, \quad i = 1, \dots, n_1 \\ y_{n_1+j} = x_{n_1+j} - \bar{X}_2 + \bar{X}, \quad j = 1, \dots, n_2 \quad (6)$$

式(6)の y_i, y_{n_1+j} からのブートストラップ標本をそれぞれ、 $y_i^*, i = 1, \dots, n_1$ および $y_{n_1+j}^*, j = 1, \dots, n_2$ とし、ブートストラップ検定統計量は次式で与えられる。

$$\hat{t}^* = \frac{\bar{y}_1^* - \bar{y}_2^*}{\sqrt{\frac{S_1^{*2}}{n_1} + \frac{S_2^{*2}}{n_2}}} \quad (7)$$

ただし、 \bar{y}_1^*, \bar{y}_2^* および S_1^{*2}, S_2^{*2} は $y_i^*, y_{n_1+j}^*$ の標本平均値、標本不偏分散である。 M 組のブートストラップ標本に対する M 個の \hat{t}^* を用いて、経験分布関数 ($p_i \sim \hat{t}^*$) を求める t_0 が \hat{t}^* の $m_t \sim m_t + 1$ の範囲に入ったとき、 t_0 の非超過確率は $p_t = (m_t - 0.4)/(M + 0.2)$ と得られる。有意水準が $\alpha = 0.05$ の両側検定の場合、次のように判定する。

$$\left. \begin{array}{l} p_t < 0.025 \dots H_0 \text{を棄却, 正のジャンプあり} \\ 0.025 < p_t < 0.975 \dots H_0 \text{を採択, ジャンプなし} \\ 0.975 < p_t \dots H_0 \text{を棄却, 負のジャンプあり} \end{array} \right\} (8)$$

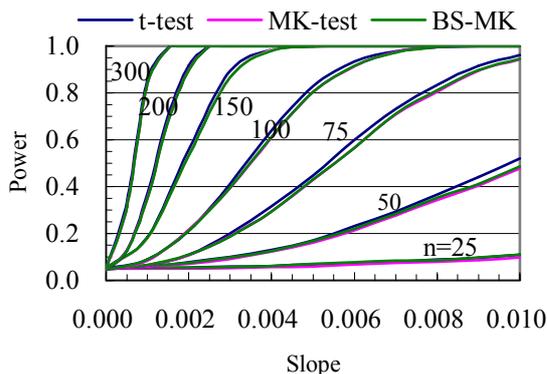


図-1 平均値=1, 分散=0.5²の正規分布時系列に対するトレンドの検出力の比較

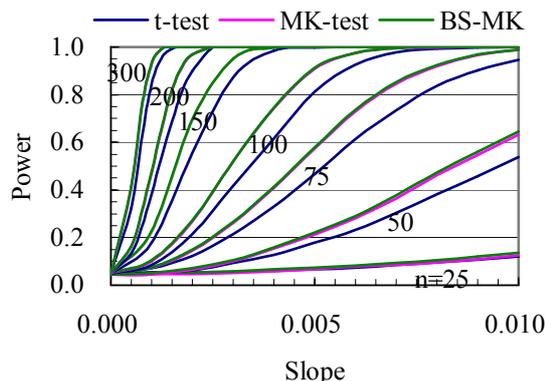


図-2 $\mu=1, \sigma^2=0.5^2, \gamma=1.5$ のGEV分布時系列に対するトレンドの検出力の比較

b) ブートストラップMann-Whitney検定

帰無仮説は前述のブートストラップ検定と同じとする。2.(2)a)と同じように、時系列 $X(=x_1, \dots, x_n)$ をジャンプ発生前後の2つの時系列 $x_i, i=1, \dots, n_1$ と $x_{n_1+j}, j=1, \dots, n_2$ に分け、この2つの時系列を昇順に並べた標本 $z_i, i=1, \dots, n$ を作成する。 X の検定統計量 T_{x0} を次式で求める。

$$T_{x0} = \sum_{i=1}^{n_1} R(x_i) \quad (9)$$

ここに、 $R(x_i)$ は z_i 中の観測値 x_i の順位である。式(6)の2つの時系列 y_i, y_{n_1+j} からブートストラップ標本 $y_i^*, y_{n_1+j}^*$ を M 組発生させ、式(9)と同様のブートストラップ検定統計量 \hat{T}_x^* を求め、経験分布関数 $(p_i \sim \hat{T}_x^*)$ を作成する。 T_{x0} が \hat{T}_x^* の $m_T \sim m_T+1$ の範囲に入ったとき、 T_{x0} の非超過確率は $p_T = (m_T - 0.4) / (M + 0.2)$ と得られる。有意水準が $\alpha = 0.05$ の両側検定の場合、式(8)の p_i を p_T に置き代えて最終的な判定を行う。

3. トレンドとジャンプの検出力の比較

(1) トレンドの検出力の比較

平均値1, 分散0.5²に従う正規乱数を n 個発生させ、これに初期値0.000から0.01まで0.001キザミで変化させたこう配(0.000, 0.001, ..., 0.01)を加えた模擬時系列 $X(=x_1, \dots, x_n)$ を考える。 x_i は次式で表わされる。

$$x_i = N(1.0, 0.5^2) \text{に従う正規乱数} + \text{こう配} \times i \quad (10)$$

この X に t -検定, MK検定, BS-MK検定を適用し、検出力を比較する。これらの検定の帰無仮説 H_0 はトレンドがないということなので、模擬時系列 X にこう配がある場合には、 H_0 が偽りになる。このとき3000回の X を発生させた中で、 H_0 が棄却された回数 N_{rej} の割合、 $N_{rej}/3000$ が検出力となる。なお、ブートストラップ標本の個数は $M=3000$ とした。図-1に $\alpha=0.05$ の両側検定の結果を示す。

こう配が大きいほど、また標本数 n が大きいほど検出力が増加し、トレンドが検出しやすくなる。3者の比較では、 n が小さいとき検定が最も検出力が高い。これは、パラメトリック検定の検定を利用できる状況の中で、あえてMK検定, BS-MK検定のノンパラメトリック検定を使用しても検出力の面で不利であることを表わしている。縦軸の切片0.05は有意水準を表わす。図-1はまた、あるこう配のトレンドをある確率(=縦軸の検出力)で検出するのに必要な標本数を表している。

図-2は、時系列の確率分布を平均値 $\mu=1$, 分散 $\sigma^2=0.5^2$, ひずみ係数 $\gamma=1.5$ のGEV分布とした場合の比較で、これ以外は図-1と同じ条件である。GEVの場合は、図-1と逆にノンパラメトリック検定のBS-MK検定, MK検定が検定より検出力が大きい。

(2) ジャンプの検出力の比較

ジャンプ発生前後の2つの時系列を x_i と x_{n_1+j} として、 $N(1.0, 0.5^2)$ に従う正規乱数を発生させる。その後、 x_{n_1+j} にジャンプの大きさ $\delta(0.0, 0.1, \dots, 1.0)$ を加えることにより、帰無仮説 H_0 「 $\mu_1 = \mu_2$ 」が偽りとなる模擬時系列 x_i, x_{n_1+j} を3000回発生させる。 t -検定, MW検定, BS- t -検定, BS-MW検定を行い、検出力(= $N_{rej}/3000$)を比較する。ブートストラップ標本は $M=3000$ 組発生させる。図-3は $\alpha=0.05$ の両側検定の結果である。ジャンプ前後の標本数 n_1, n_2 と δ が大きいほど検出力が増加し、ジャンプを検出しやすくなる。4者の比較では、 t -検定が最も検出力が大きい。図-4は図-3の正規分布を $\mu=1, \sigma^2=0.5^2, \gamma=1.5$ のGEV分布に変えた場合の検出力の比較を示している。MW検定が最も検出力が高く、 t -検定は最も検出力が小さいが、この場合も n_1, n_2 が増加すると差は小さくなる。図-3は $\alpha=0.05$ の両側検定の結果である。ジャンプ前後の標本数 n_1, n_2 と δ が大きいほど検出力が増加し、ジャンプを検出しやすくなる。4者の比較では、 t -検定が最も検出力が大きい。図-4は図-3の正規分布を $\mu=1, \sigma^2=0.5^2, \gamma=1.5$ のGEV分布に変えた場合の検出力の比較を示している。MW検定が最も検出力が高く、 t -検定は最も検出力が小さいが、この場合も n_1, n_2 が増加すると差は小さくなる。図-3は $\alpha=0.05$ の両側検定の結果である。ジャンプ前後の標本数 n_1, n_2 と δ が大きいほど検出力が増加し、ジャンプを検出しやすくなる。4者の比較では、 t -検定が最も検出力が大きい。図-4は図-3の正規分布を $\mu=1, \sigma^2=0.5^2, \gamma=1.5$ のGEV分布に変えた場合の検出力の比較を示している。MW検定が最も検出力が高く、 t -検定は最も検出力が小さいが、この場合も n_1, n_2 が増加すると差は小さくなる。図-3は $\alpha=0.05$ の両側検定の結果である。ジャンプ前後の標本数 n_1, n_2 と δ が大きいほど検出力が増加し、ジャンプを検出しやすくなる。4者の比較では、 t -検定が最も検出力が大きい。図-4は図-3の正規分布を $\mu=1, \sigma^2=0.5^2, \gamma=1.5$ のGEV分布に変えた場合の検出力の比較を示している。MW検定が最も検出力が高く、 t -検定は最も検出力が小さいが、この場合も n_1, n_2 が増加すると差は小さくなる。

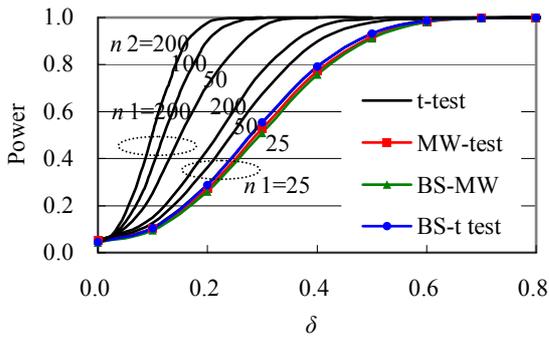


図-3 $N(1, 0.5^2)$ の正規分布に $N(1, 0.5^2) + \delta$ が続く時系列に対するジャンプの検出力比較

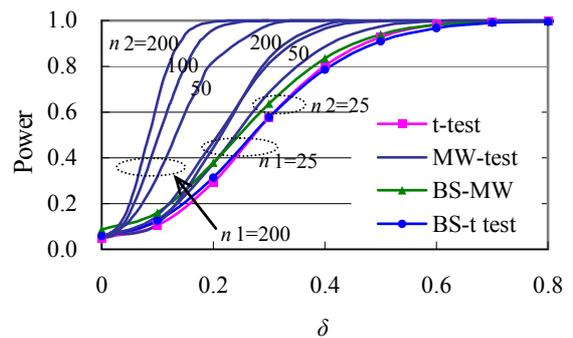
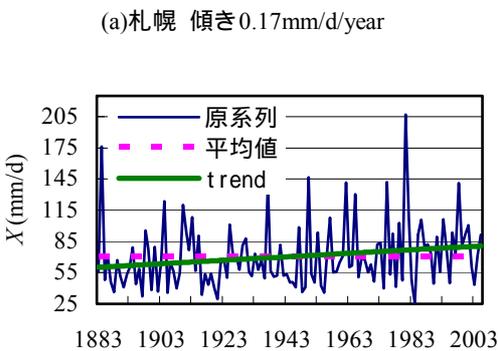
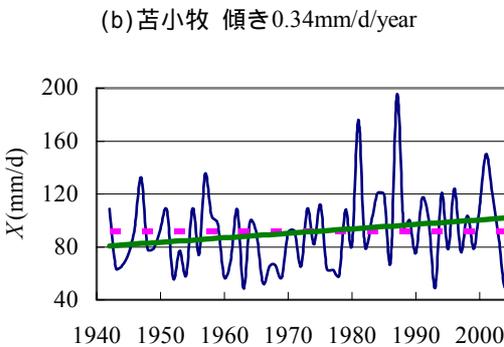


図-4 $\mu=1, \sigma^2=0.5^2, \gamma=1.5$ のGEV分布時系列に同じGEV分布+が続く時系列に対するジャンプの検出力比較



(a)札幌 傾き0.17mm/d/year



(b)苫小牧 傾き0.34mm/d/year

図-5 4検定手法でトレンドがあると判定された (a)札幌, (b)苫小牧の回帰直線

4. 北海道内22気象官署の年最大日雨量への適用

(1)トレンドの検出

北海道内22気象官署の年最大日雨量データに、t検定、MK検定、BS-MK検定およびBS-slope検定を行った。なお、苫小牧、根室および広尾の上位第1位(苫小牧は停滞前線による局所的な集中豪雨、根室および広尾は台風接近による秋雨前線の刺激)については、上位第2位との差がそれぞれ252.4、64.0、101.7mm/dayと大きく、危険率5%のF検定の結果、異常値として削除した。しかし、このま

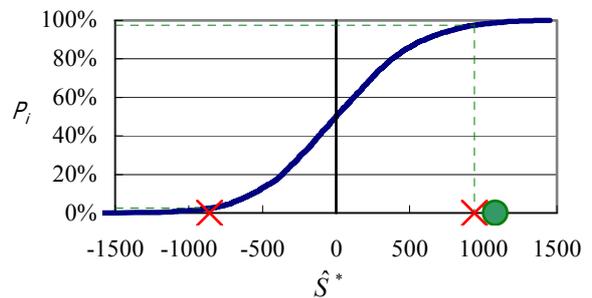


図-6 札幌のBS-MK検定で得られたブートストラップ経験分布関数

までは異常値以前のデータも使用することが出来ないの
で、1次の自己回帰過程を利用し、重み係数0.5とした前後年の平均値を補間値とした。ブートストラップ標本は $M=3000$ とした。有意水準 $\alpha = 0.05$ の場合、4つの検定手法で全て H_0 が棄却され有意となったのは、札幌のみであった。このときBS-MKとBS-slopeは増加トレンドと判定されている。同様に $\alpha = 0.10$ の場合、4つの検定手法で全て H_0 が棄却されたのは、札幌と苫小牧 (BS-MKとBS-slopeは増加トレンドと判定)であり、帯広は(検定のみで H_0 が棄却された。苫小牧は異常値を含めると、4検定手法の全てで H_0 が採択され、トレンドがないと判定される。

図-5に札幌と苫小牧の回帰直線を示す。図-6にはBS-MK検定で得られた札幌のブートストラップ経験分布関数 ($p_i \sim \hat{S}^*$)を示す。横軸の×印が $p_i=0.025, 0.975$ に対応するブートストラップ検定統計量を表わし、この×印より- および+ の範囲が H_0 の棄却域を表わす。札幌の年最大日雨量時系列の検定統計量 $S_0=1080$ は棄却され、増加トレンドであると判定される。

(2)ジャンプの検出

標本数 n の時系列 $X (= x_1, \dots, x_n)$ にジャンプが1個あるとき、2組の部分時系列 X_1, X_2 とジャンプの大きさ δ_1 を次のように表わす。

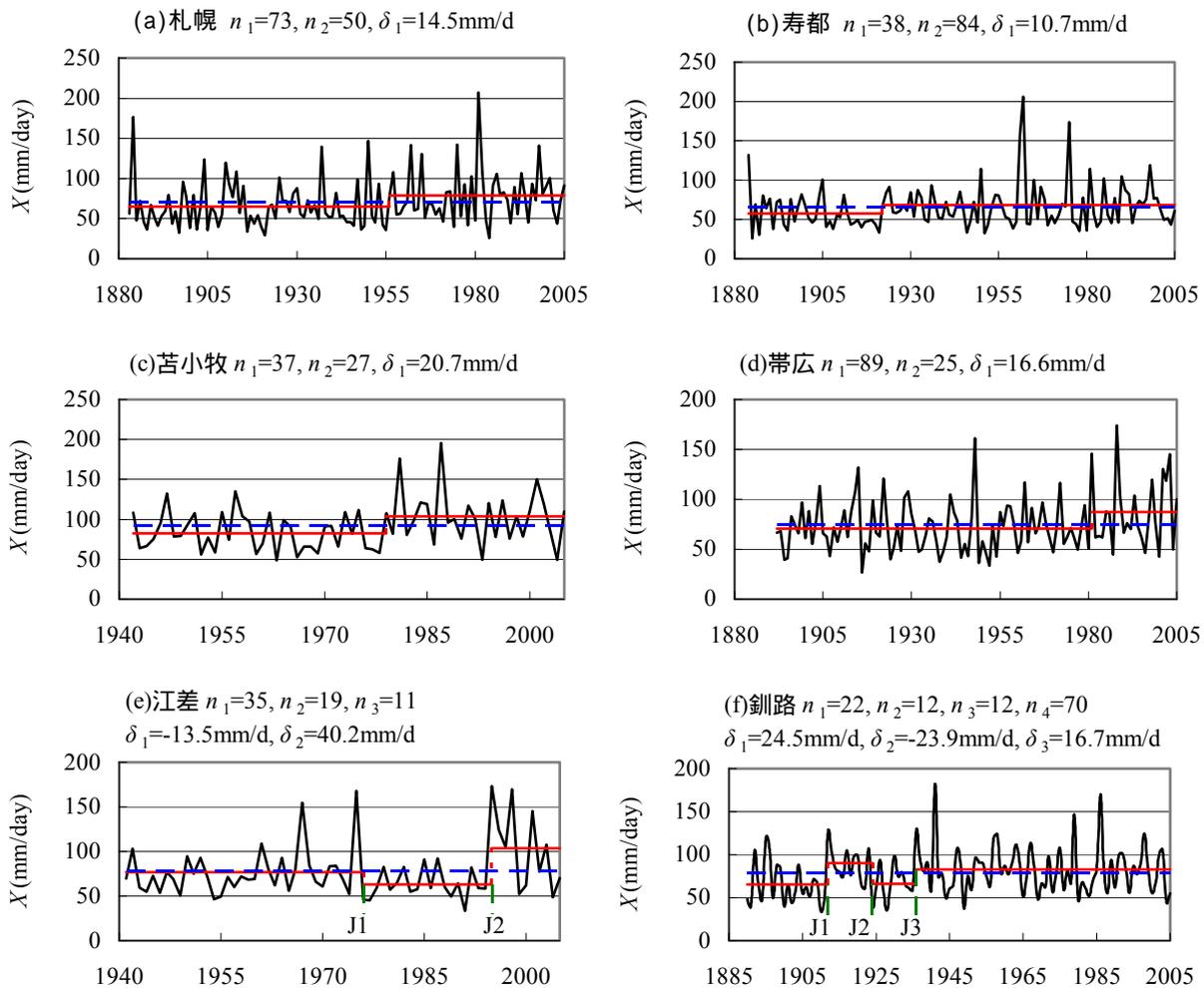


図-7 4検定手法でジャンプが1~3個あると判定された官署のジャンプ（破線は平均値である）

$$\left. \begin{aligned} X_1 (=x_1, \dots, x_{n_1}) + X_2 (=x_{n_1+1}, \dots, x_{n_1+n_2}) \\ n_1 + n_2 = n, \bar{X}_2 - \bar{X}_1 = \delta_1 \end{aligned} \right\} (11)$$

ジャンプ2個のときは、部分時系列 X_1, X_2, X_3 とジャンプの大きさ δ_1, δ_2 を式(12)のように表わす。 X_1 と X_2 の母集団の間に平均値の差があり、また X_2 と X_3 の母集団の間にも平均値の差があるときにのみ、時系列 X はジャンプ2個を有すると判定される。

$$\left. \begin{aligned} X_1 (=x_1, \dots, x_{n_1}) + X_2 (=x_{n_1+1}, \dots, x_{n_1+n_2}) \\ + X_3 (=x_{n_1+n_2+1}, \dots, x_{n_1+n_2+n_3}) \\ n_1 + n_2 + n_3 = n, \bar{X}_2 - \bar{X}_1 = \delta_1, \bar{X}_3 - \bar{X}_2 = \delta_2 \end{aligned} \right\} (12)$$

以下ジャンプが k 個のときも同様に表示できる。

ブートストラップ標本数 M が多いほど、ブートストラップ経験分布関数の信頼性は増す。部分時系列の標本数が極端に少ない場合、 M を多くすると全く同じ値の標本が含まれ不自然になってしまう¹¹⁾。例えば、ある部分時系列の標本数が6の場合、並べ方の総数は $6! = 720$ 通りである。 $M = 3000$ とすると、最小でも $3000 - 720 = 2280$ 個のブートストラップ標本は一度抽出された標本と同一の並

びになる。これを防ぐために、部分時系列の標本数は全て7以上とした。

北海道内22気象官署の年最大日雨量データに対し、 t 検定、MW検定、BS- t 検定、BS-MW検定を用い、 $M = 3000$ とし乱数発生 of 初期値を変えて、1~4個のジャンプを自動検出するプログラムを走らせた。まず各官署の1~4個のジャンプの中で、(1)4検定手法とも H_0 が $\alpha = 0.05$ で棄却され、(2)BS- t 検定とBS-MW検定では正、負のジャンプ判定が同一となったものを抽出する。次に、これら有意なジャンプの中で、(3)検定統計量が検定の棄却域に α パーセント点を越えて最も深く入ったときのジャンプが最も信頼性が高いと考えた。以上により得られたジャンプを図-7に示す。ジャンプ1個が札幌、寿都、苫小牧、帯広で全て正のジャンプ($\delta_1 > 0$)であり、ジャンプ2個が江差で負、正のジャンプを示し、釧路がジャンプ3個で正、負、正のジャンプを示している。いずれの官署も全体の平均値をはさんでジャンプし、最近では正のジャンプで終わっている。前節で述べたように札幌や苫小牧のトレンドが増加を示していることやジャンプが正で終わっていることから、これらの官署は最近では年最大日雨量が大きい時期であることを示している。これ

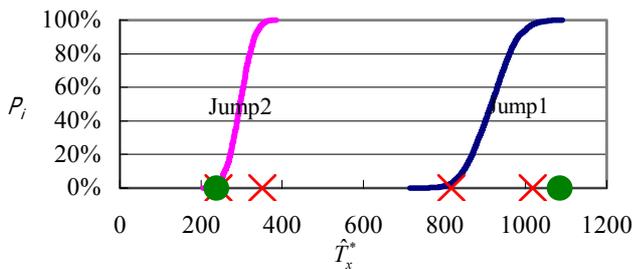


図-8 江差のBS-MW検定で得られた2個のブートストラップ経験分布関数

らの原因として、気温の上昇による多雨化が考えられる。特に、トレンドの増加が見られた札幌、苫小牧は近年、北海道内でも急激な都市化が生じており、いわゆるヒートアイランドによる気温上昇が考えられる。また、釧路の1912年開始のジャンプ1は気象官署が1910年にやや内陸性気候の特徴を持つ標茶町から海洋性気候の特徴を持つ現官署(釧路市)へ移動しており、このことがジャンプ1に影響している。

図-8はBS-MW検定で得られた江差の2個のブートストラップ経験分布関数($p_i \sim \hat{T}_x^*$)である。横軸の×印がジャンプ1, 2の $p_i=0.025, 0.975$ に対応する棄却域の両端である。ジャンプ1の部分時系列 X_1 の検定統計量 $T_{x0}=1084$ は上側棄却域に入り、ジャンプ2の部分時系列 X_2 の検定統計量 $T_{x0}=238$ は下側棄却域に入り(下側棄却域の端点の値は243)、2個の H_0 が棄却され、2個のジャンプがあると判定されることが理解できる。

5. 結論

本研究により得られた結果を以下にまとめる。

- (1) 標本数が多く、こう配が大きいときに、平均値のトレンドの検出力は増加する。
- (2) t検定, MK検定, BS-MK検定によるトレンドの検出力を比較すると、正規分布時系列の場合パラメトリック検定のt検定がノンパラメトリック検定のMK検定, BS-MK検定より検出力が高く、GEV分布時系列の場合はこの逆になる。
- (3) ジャンプ発生前後の標本数が多くジャンプの大きさが大きいときに、平均値のジャンプ検出力は増加する。
- (4) t検定, MW検定, BS-t検定, BS-MW検定によるジャンプの検出力を比較すると、正規分布時系列の場合パラメトリック検定のt検定, BS-t検定がノンパラメトリック検定のMW検定, BS-MW検定より検出力が高く、GEV分布時系列の場合はこの逆になる。
- (5) 北海道内22気象官署の年最大日雨量データのトレンド

検出の結果、t検定, MK検定, BS-slope検定, BS-MK検定の4検定手法全てで、増加トレンドと判定されたのは $\alpha=0.05$ のとき札幌, $\alpha=0.10$ のとき苫小牧であった。

- (6) (5)と同じデータについて各官署1~4個のジャンプ検出を試みた結果、最も信頼性の高いジャンプ1個が札幌, 寿都, 苫小牧, 帯広において認められ、同様のジャンプ2, 3個がそれぞれ江差, 釧路で認められた。

謝辞：本研究は財団法人北海道河川防災研究センターの平成16-17年度の研究助成を受けたものです。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) 西岡昌秋, 實 馨：Mann-Kendall検定による水文時系列の傾向変動, 京都大学防災研究所年報, 第46号B, pp. 181-192, 2003.
- 5) 杉山一郎, 佐渡公明：北海道内22気象官署における降水量の非定常頻度解析, 水工学論文集, 第50巻, pp.187-192, 2006.
- 6) Maidment, D. R. ed. : Handbook of Hydrology, *Ch. 19 Analysis and Modeling of Hydrologic Time Series*, pp.19.1-19.20, McGraw-Hill, 1992.
- 7) Radziejewski, M. and Kundzewicz, Z. W. : Detectability of changes in hydrological records, *Hydrol. Sci. J.*, Vol. 49, No. 1, pp.39-51, 2004.
- 8) Yue, S., Pilon, P. and Gavadias, G. : Power of the Mann-Kendall and Spearman's rho tests for detecting monotonic trends in hydrological series, *J. Hydrol.*, Vol. 259, pp.254-271, 2002.
- 9) Yue, S. and Pilon, P. : A comparison of the power of the t test, Mann-Kendall and bootstrap test for trend detection, *Hydrol. Sci. J.*, Vol. 49, No. 1, pp.27-37, 2004.
- 10) 汪 金芳, 田栗正章, 手塚 集, 樺島祥介, 上田修功：計算統計 -確率計算の新しい手法-, 統計科学のフロンティア 11, 岩波書店, pp. 1-64, 2006.
- 11) 奥村晴彦：パソコンによるデータ解析入門 - 数理とプログラミング実習, 技術評論社, pp.215-224, 1990.

(2006.9.30受付)