

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

STUDY ON JUMPS AND TRENDS IN ANNUAL TEMPERATURE AND PRECIPITATION TIME SERIES IN JAPAN

徐 宗学¹・竹内邦良²・石平 博³
Zongxue XU, Kuniyoshi TAKEUCHI and Hiroshi ISHIDAIRA

¹ 正会員 工博 山梨大学 工学部土木環境工学科 (〒400-8511 山梨県甲府市武田 4-3-11)

² 正会員 工博 山梨大学 工学部土木環境工学科 (〒400-8511 山梨県甲府市武田 4-3-11)

³ 正会員 工博 山梨大学 工学部土木環境工学科 (〒400-8511 山梨県甲府市武田 4-3-11)

The possible trend and jump in hydrologic time series, due to climatic change, is investigated in this paper. The detection is accomplished by using both parametric and nonparametric statistical tests. The analysis is made to two regionalized datasets: 115-year annual temperature over 6 climatologic stations and 103-year annual precipitation over 46 rain gauges in Japan. Both long-term trend and jump in temperature data are detected, and the results indicate that the annual temperature increases 1.33-Celsius degree due to climatic change in Japan over the past century. Although it still needs further study on the variability of precipitation time series, both two kinds of above variations in annual precipitation seem also exist. The relationship between the current length of hydrologic time series and the possible length of time series required for detecting jump is investigated. These conclusions may provide some useful insights into the issues related to the hydrologic frequency analysis.

Key Words :Trend, jump, parametric test, nonparametric test, statistical analysis
frequency analysis

1. はじめに

気候モデルによって得られる温度や降水量などの変化は、多数の研究者によって報告されている。また気温上昇に伴い大気中に含み得る水蒸気量が増加し、全球平均降水量及び蒸発散量はそれぞれ増加する。この結果を踏えて、全球平均降水量と蒸発散量は全球平均気温の1.2~3.0℃の上昇に伴い2~9%増加すると予想されている¹⁾。降水量の長期的傾向をみるための手法としては、年降水量について、従来移動平均法などにより時系列を平滑化し、年降水量の長期的傾向を求める手法などがある²⁾。また、カルマンフィルターを用いて、降水時系列における異常降水の検出と同じパラメーターをもつ降水区間への分割手法及び降水時系列の周期的特性などについての考察もなされている³⁾。しかしながら、全国規模或いは流域規模のスケールでの降水量にどのような変化が現れているかについては、まだ不確定な部分が多い。

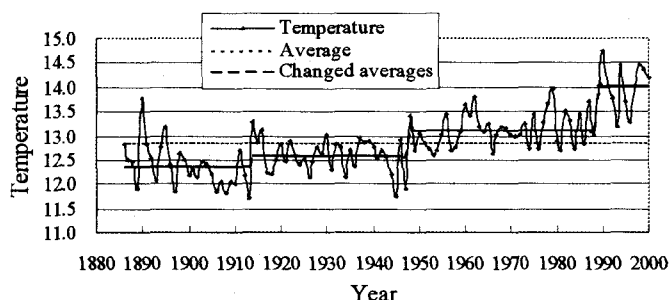
本研究の目的は、日本における過去の気温・降雨量データの統計的性質を解析し、そのデータに存在する長期

的なトレンドと変動ジャンプを検定し、これを水資源計画における計画対象水文量の設定に反映し、信頼性或いはリスクの評価を加える手法を開発することである。その第一歩として本稿では、①過去百年にわたる気候変動に伴い水文時系列にどのような変化が生じたか?②それにより水文時系列の平均値或いは標準偏差が変化した場合、何年後にその変化を結論づけることができるか?等の点を明らかにする。

2. 水文時系列における変動検定手法

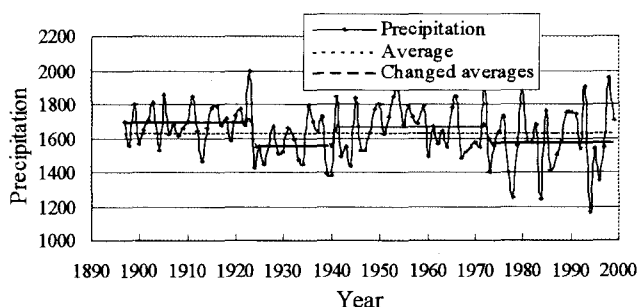
気候変動による気温・降水などの時系列変化は非常に複雑である。このうち気候変動に伴うトレンドとジャンプが非定常的な要素であり、その原因は物理的背景であり、統計的なものもあるはずである。気候の変動は人間の生活に直接・間接に大きな影響を及ぼす。図-1は例として日本の毎年の平均気温をグラフにしたものである。なお、ここに示す日本の気温とは、長年の観測のある函館、宮古、新潟、東京、京都、長崎の6地点の平均の気

温である。このグラフから容易に察せられるように、年平均気温は一定ではなく、高い年もあり低い年もある。過去 100 年以来徐々に昇高するトレンドも見られる。



図一1 日本気温の経年変化

同じことは降水量についても言える。図一2には気象庁資料に基づいて国土庁で計算した全国 46 地点の年降水量算術平均値である。この図からも年々の変動特徴および長期的なトレンドを見ることができる。一方、水工設計のように気候の影響を大きく受けるダム貯水池或いは河川整備においては、計画を立てる場合、気候条件を考える必要があるが、このような複雑な変化を全て考慮するのは難しい。また、将来その値がどのように変化するかはわからないので、一般的には気候が変動しないことを条件とした頻度解析を行い計画を立てる。このようにして将来起こる年々の水水量を考える場合、気候変動に伴い変化した水水量が、それより高ければ、立てた計画のリスクが増し、低ければ、その計画は経済的に浪費になるであろう。水資源の計画にはこのような現実的な変動も考えなければならない。



図一2 日本年降水量の経年変化

(1) 水文時系列におけるジャンプの検定

水文時系列における周期性やトレンド以外に確定的成分としては、ジャンプが重要である。ジャンプとは、ある時点で急に時系列の構造が変化することである。このようなジャンプのある時系列を、ジャンプを考慮せずに分析すると誤った結果をもたらすので注意が必要である。たとえば、無意味な平均値が出たり、系列相関が大きくなったりする。

a) ジャンプに関する t-検定手法

大きさ n の定常時系列の中間に、一定のジャンプ δ が

加えられた時系列は以下のとおりである。

$$x_t = \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n_1 \quad (1)$$

$$x_t = \varepsilon_t + \delta, \quad t = n_1 + 1, n_1 + 2, \dots, n \quad (2)$$

ここに、 ε_t は独立性定常確率過程、 δ はジャンプの大きさ、 n_1 はジャンプが生ずる前の x_t の個数である。

水文時系列 $x_1, x_2, \dots, x_n$ は 2 つ時系列 $x_1, x_2, \dots, x_{n_1}$ と $x_{n_1+1}, x_{n_1+2}, \dots, x_n$ を分けられる、その平均値と分散をそれぞれ μ_1, σ_1 と μ_2, σ_2 とする。 $\sigma_1 = \sigma_2$ とした場合、t-検定手法により、以下のようにジャンプを検定することができる。

仮説 $H_0: \mu_1 = \mu_2$

有意水準: α

統計量:

$$T_c = \frac{|\bar{x}_2 - \bar{x}_1|}{T \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}} \quad (3)$$

ただし、

$$T = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n - 2}} \quad (4)$$

棄却域: $T_c > T_{1-\alpha/2, \nu}$

ただし、 $T_{1-\alpha/2, \nu}$ は、t 分布の自由度 $\nu = n - 2$ に対する

両側確率 $\alpha\%$ の点を表わす。 $T_c > T_{1-\alpha/2, \nu}$ であれば、 H_0 は有意水準 α で棄却される。

b) ジャンプに関する Mann-Whitney 検定手法

前に述べたように水文時系列 $x_1, x_2, \dots, x_n$ は 2 つ時系列 $x_1, x_2, \dots, x_{n_1}$ と $x_{n_1+1}, x_{n_1+2}, \dots, x_n$ に分けられる。この 2 つ時系列を昇順に並べて、各時系列の順位数 (Rank) をそれぞれ Tx_1, Tx_2 にすると、

$$Tx_1 + Tx_2 = \sum_{k=1}^{n_1+n_2} k \quad (5)$$

すなわち

$$Tx_1 + Tx_2 = \frac{(n_1 + n_2 + 1)(n_1 + n_2)}{2} \quad (6)$$

Tx_1 は正規分布に従う。或いは以下式 (7) に定義される統計量 U_c は $N(0, 1)$ 分布に従う。

$$U_c = \frac{\sum_{t=1}^{n_1} r(x_t) - n_1(n_1 + n_2 + 1)/2}{\left[n_1 n_2 (n_1 + n_2 + 1) / 12 \right]^{1/2}} \quad (7)$$

検定仮説の棄却域Rは $u_c > u_{1-\alpha/2}$ である。ただし、 $u_{1-\alpha/2}$ は、標準正規分布に対する両側確率 $\alpha\%$ の点である。Lettenmaier(1976)により Mann-Whitney 方法は、t-検定法に比べ、ジャンプの検定には、より有効な方法であることが示されている⁴⁾。

(2) 水文時系列における長期トレンドの検定

水文時系列は傾向(トレンド)成分、周期成分および偶然変動成分からなる。傾向成分はいわゆる水文量の経年的変化が増加傾向にあるのか減少傾向にあるのかといった長期変動トレンドを意味する。長期にわたる連続的規則的な変化トレンドは、しばしば現象の基本的な構造の変化、あるいは長期にわたる発展の傾向に結びつけて考えられる。トレンドの検出法には、移動平均、直線や曲線のあてはめなどの方法がある。しかし、所有している水文記録は数年から百年ぐらいと短く、傾向が非常に長い周期の一部なのか半別することが難しいことがある。

a) 線形トレンドのt-検定手法

線形トレンドを含む確率過程は以下のようにする。

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (8)$$

ここに、 β_0 、 β_1 は定数、 ε_t は独立性確率過程である。線形トレンドは

$$x = \beta_0 + \beta_1 t \quad (9)$$

になる。この特性を持つ時系列は線形トレンドがあるという。この場合、線形トレンドの検定は以下のようにする。

仮説 $H_0: \beta_1 = 0$

有意水準: $\alpha\%$

統計量:

$$T_c = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (10)$$

棄却域: $T_c > T_{1-\alpha/2}$

ただし、 r は時系列 $x_1, x_2, \dots, x_n$ と $t_1, t_2, \dots, t_n$ の相関係数である。 T_c はt分布に従う。したがって、

$T_c > T_{1-\alpha/2}$ であれば、 H_0 は有意水準 α で棄却される。

$T_{1-\alpha/2}$ は、t分布の自由度 $\nu = N - 2$ に対する両側確率 $\alpha\%$ の点を表わすものである。

b) 非線形トレンドの Mann-Kendall 検定手法

線形トレンド検定方法として t-検定法を利用するためには、幾つかの前提条件がある。例えば、時系列は独立で、時系列の母集団は正規分布に従うなどであるが、実際の水文時系列におけるその特性の証明は難しい。こ

のようなパラメトリック方法と比較すると、Mann-Kendall 手法のようなノンパラメトリック方法はより有効である⁵⁾。ノンパラメトリック方法には様々なものがあるが、その中の1つである Mann-Kendall 方法は水質データの変動トレンドを検定するためによく使用される有効な方法である^{6), 7), 8)}。

ランダムで独立な n 個の観測値が $x_1, x_2, \dots, x_n$ であるとき、それから以下の統計量を求める。

$$S = \sum_{i=1}^{n-1} \sum_{k=i+1}^n \text{sgn}(x_k - x_i) \quad (11)$$

ただし、

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1, & \theta > 0 \\ 0, & \theta = 0 \\ -1, & \theta < 0 \end{cases} \quad (12)$$

n が10より大きい場合に S は正規分布に従う⁹⁾。すなわち、

$$u_c = \begin{cases} \frac{S-1}{\sqrt{\text{var}(S)}}, & S > 0 \\ 0, & S = 0 \\ \frac{S+1}{\sqrt{\text{var}(S)}}, & S < 0 \end{cases} \quad (13)$$

は標準正規分布 $N(0, 1)$ に従う。有意水準を α にすると、

もし $|u_c| > u_{1-\alpha/2}$ が成立すれば、 H_0 は有意水準 α で棄却される。すなわち、 $(1-2\alpha)\%$ の信頼度でこの母集団はトレンドがあるという結論が得られる。

このような時系列に対しては、Kendall 傾斜も計算できる^{9), 10)}。任意データ対 (x_i, x_j) ($1 \leq i < j \leq N$)にとって、

$$\beta = \text{Median} \left(\frac{x_i - x_j}{i - j} \right), \quad \forall j < i \quad (14)$$

は Kendall 傾斜という。 $\beta < 0$ は減少トレンドと、 $\beta > 0$ は増加トレンドということである。

3. 水文時系列変動検定結果

上に述べるような気温と降水量時系列の統計特徴を検定するために、二つ時系列を統計解析する必要がある。その統計特性値はそれぞれ表—1に示す。

(1) ジャンプ変動に関する検定結果

まず目視によりジャンプがあると見られる幾つかの区間に分けた。この結果気温・降水時系列ともに図—1と図—2に示すような四区間が特定された。次に、連続した二つの区間ごとに、その区間接続点でのジャンプの

有無を、有意水準 0.05 で検定し、有意なジャンプを特定した。いずれかのジャンプが有意でないことが判明した場合、厳密には区間が変更されなければならないが、今回はその繰り返し検定は行ってなかった。

表－1 気温と降水時系列の統計特性値

統計特性値	気温時系列	降水時系列
平均値	12.87	1634.44
分散	0.40	24950.40
標準偏差	0.63	157.96
変動係数	0.05	0.10
ひずみ係数	0.59	-0.27
尖り係数	0.16	0.05
最大値	14.74	1995.00
最小値	11.71	1170.00
変動幅	3.03	825.00

先に述べた日本の気温・降水時系列に対して t－検定法を適用した結果を表－2 に示す。よって、気温時系列には 1914, 1948, 1989 年にジャンプ変動があることが推測できる。降水時系列には 1924 と 1941 年時点でジャンプ変動があるが、その後の 1973 年には仮説が棄却されない。すなわち、気温時系列には 3 時点、降水時系列には 2 時点でジャンプ変動があることが分かる。

表－2 t－手法によるジャンプの検定結果

	ジャンプ年	時系列長さ		検定結果 (α=0.05)	
		n ₁	n ₂	T _c	仮説 H ₀ : μ ₁ =μ ₂
気温	1914	28	34	2.23	棄却される
	1948	34	41	6.64	
	1989	41	12	6.94	
降水	1924	27	17	3.77	棄却される
	1941	17	32	2.69	
	1973	32	27	1.93	棄却されない

前述の通り、パラメトリック手法については、検定する時系列に対して、様々な制限条件があるため、ノンパラメトリック法を使った、検定も行う。ノンパラメトリック法の一つとして、Mann-Whitney 方法を使って気温と降水時系列のジャンプ変動を検定した。その結果を表－3 に示す。この結果より、t－検定法の結論とまったく同じ、二つ時系列においてそれぞれ 3 時点と 2 時点でジャンプ変動が発生したことが推測できる。

(2) 長期トレンドに関する検定結果

上に示したトレンドに関する検定方法を用いて気温時系列と降水時系列のトレンド検定を行う。線形トレンドを

検定した結果は表－4 の通りである。これより、気温時系列でも、降水時系列でも仮説 H₀: β₁=0 は棄却される。すなわち、二つ時系列において線形トレンドが存在するという結論が得られる。これにより、気温時系列と降水時系列の線形変動はそれぞれ以下の線形方程式で近似される。

$$T = 12.107 + 0.013t \tag{15}$$

$$P = 1677.39 - 0.83t \tag{16}$$

表－3 Mann-Whitney 手法によるジャンプ検定結果

	ジャンプ年	時系列長さ		検定結果 (α=0.05)	
		n ₁	n ₂	u _c	仮説 H ₀ : μ ₁ =μ ₂
気温	1914	28	34	2.67	棄却される
	1948	34	41	5.30	
	1989	41	12	4.46	
降水	1924	27	17	3.24	棄却される
	1941	17	32	2.50	
	1973	32	27	1.49	棄却されない

以上の線形検定方法により線形トレンドの有無を検定できるが、実際の水文時系列には規則的な線形変動トレンドが存在することが少ない。そこで、本研究では線形・非線形を問わず、任意長期トレンド (傾きが任意形状であるもの) を検定できる Mann-Kendall 検定方法も用いる。その結果も表－4 に示す。これによれば、気温時系列については仮説 H₀ は棄却される。すなわち、長期変動トレンドが存在する。過去 100 年間の年増加量は約 0.013℃ である。しかし、降水時系列については、年間約 0.72mm の減少傾向が見られるが、仮説 H₀ は棄却されない。すなわち、顕著な長期変動トレンドの存在は採択されない。t－検定法の結論と合わせて見ると、気温時系列には長期増加傾向が採択されるが、降水時系列には顕著的な長期変動傾向は採択されない。

表－4 時系列変動トレンドの検定結果 (α=0.05)

t-test		β ₀	β ₁	Tc	仮説 H ₀ : β ₁ =0
	気温	12.107	0.0132	10.42	棄却される
	降水	1677.39	-0.826	1.590	棄却されない
M-K test			β	u _c	仮説 H ₀ : β=0
	気温		0.0133	8.247	棄却される
	降水		-0.7218	-1.271	棄却されない

以上の結果により、気温時系列には長期変動トレンド、ジャンプが共にあると判定されるが、降水時系列には、長期変動トレンド、ジャンプ変動共に可能性のみで、これを結論づけるまでには至らなかった。

4. 長期変動を検定するのに必要なデータ年数

上に示した水文時系列におけるジャンプ変動は周期性と長期トレンド以外の重要な変動成分の1つである。しかし、実際にジャンプ変動が発生しているにもかかわらず、データ数が少ないために統計的に有意と判定できないケースが多い。すなわち、「ジャンプ変動が発生した後に、何年の水文データを収集すれば、このような変動を判定することができるか」が、実際の水文確率解析にとっては大切である。この問題については、もしノンパラメトリックのMann-Whitney法で解析することができれば、非常に有効である。しかしながら、Mann-Whitney統計量には時系列の順位値に依存するので、このような解析が難しい。そこで、正規分布に依存するt-分布により解析させる。

(3) 式によって、

$$\frac{|\lambda - 1|\bar{x}}{s\sqrt{\frac{(n_1 - 1) + \eta(n_2 - 1)}{n - 2}}\sqrt{\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}}} > T_{1-\alpha/2, \nu} \quad (17)$$

ただし、

$$\lambda = \frac{\bar{x}_2}{\bar{x}_1} \quad (18)$$

$$\eta = \frac{s_2^2}{s_1^2} \quad (19)$$

さらに、 $\bar{x}_1 = \bar{x}$ と $s_1^2 = s^2$ を仮定すれば、

$$\frac{[(n_1 - 1) + \eta(n_2 - 1)](n_1 + n_2)}{n_1 n_2 (n - 2)} < \varphi \quad (20)$$

ができた。ただし、

$$\varphi = \left(\frac{|\lambda - 1|}{C_v T_{1-\alpha/2, \nu}} \right)^2 \quad (21)$$

ただし、 C_v は元の時系列の変動係数である。よって、

$$n_2 = f(\lambda, \eta, C_v, n_1, T_{1-\alpha/2, \nu}) \quad (22)$$

n は大きくなったら (例えば $n > 80$)、 $T_{1-\alpha/2, \nu}$ は常数であるから、(22) 式は以下の式になる

$$n_2 = f(\lambda, \eta, C_v, n_1) \quad (23)$$

n_2 と n_1 の関係式を解析するために、実際の気温データと降水量データの λ 値 (0.9~1.1) と η 値 (0.5~2.0) を参照して、いろいろな n_1 値に対応して n_2 を計算した。その値

はおよそ10から20までである。この意味はその条件で、もし10年か20年かの新しいデータが有る場合には、その時系列のジャンプ変動が判定できるということである。

C_v 、 λ 、 η からの n_2 と n_1 の関係に受けられる影響を分析するために、いろいろなケースを設定・検討した。例として、図-3に $\lambda=0.9$ と $\eta=1.0$ の場合、 C_v 値により n_2 と n_1 の関係を示した。これより、もしジャンプ変動後の時系列の平均値と分散はそれぞれ変動前の0.9と1.0倍時に、元時系列の変動係数は0.2より小さい場合、ほぼ20年ほどの変動後のデータを手に入れられれば、ジャンプ変動があることが検定できる。 C_v は大きくなれば、その検定が難しくなっている。例えば、もし変動前のデータ観測期間が100年の場合、 C_v は0.3であれば、ジャンプを検定するために約60年のデータが必要である。

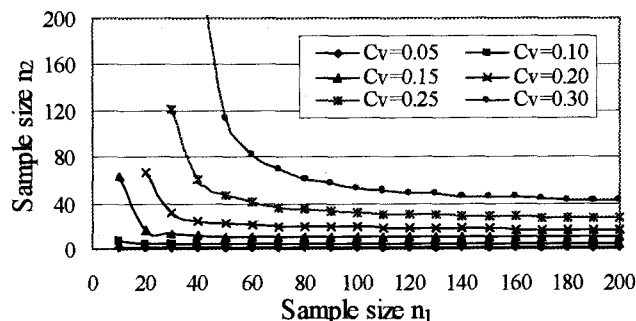


図-3 $\lambda=0.9$ と $\eta=1.0$ 時 n_2 と n_1 の関係

図-4は、変動前の時系列の変動係数 ($C_v=0.2$) 及び変動前後時系列の分散比率 ($\eta=1.0$) を一定値にした場合、 n_2 と n_1 の関係は変動前後の時系列の平均値の比により変化とすることを示している。よって、 n_2 と n_1 の関係は変動前後の時系列の平均値の比からの影響は大きい。例えば、 $n_1=100$ の場合、もし λ を0.9より小さく或いは1.1より大きくすれば、10年から20年までのデータからジャンプ変動を検定することがほぼできる。もし λ は0.9より大きく或いは1.1より小さくなれば、変動前のデータは100年の場合、ジャンプを検定するために150年のデータが必要である。

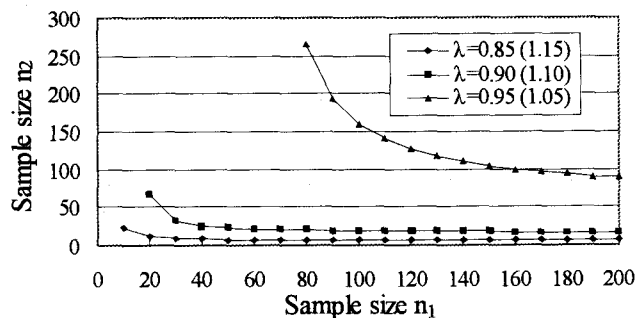
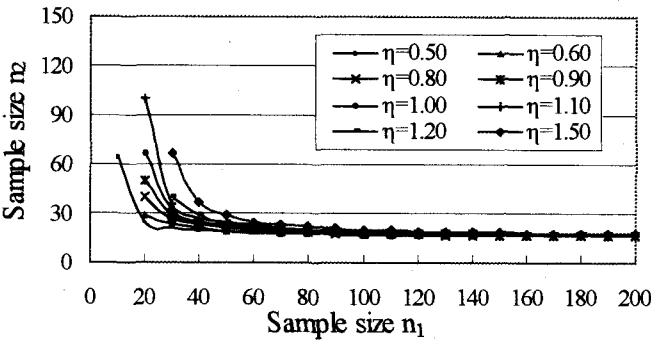


図-4 $\eta=1.0$ と $C_v=0.2$ 時 n_2 と n_1 の関係

同様に、図-5は C_v と λ が変化しない場合、 η による

n_2 と n_1 の関係を示したものである。これより、 C_v と λ が不変の場合、 n_2 と n_1 の関係式には η からの影響は小さいと言える。例えば、 $C_v=0.2$ と $\lambda=0.9$ の場合、 $\eta=0.6$ 或いはその二倍になる $\eta=1.2$ にしても、60 年のデータが有れば、その元時系列のジャンプ変動を検定することができる。



図一五 $\lambda=0.9$ と $C_v=0.2$ 時 n_2 と n_1 の関係

以上の検討によって得られた結果を表一5 のように示すこともできる。これにより、時系列の特性に応じて、ジャンプ発生後何年データが有れば、その変動が検定できるのかが分かる。例えば、定常過程 50 年の観測データが有る時、 $\bar{x}_2 = \bar{x}_1 \pm s_1$ が生じた場合、変動前後の分散が同じ ($s_2^2/s_1^2 = 1.0$) になれば、5 年間のデータからジャンプを検定できる。しかし、 $\bar{x}_2 = \bar{x}_1 \pm 0.4s_1$ になれば、他の条件がすべて同じ場合、ジャンプを検定するために 47 年のデータが必要である。

表一5 定常過程 50 年の観測後に生じた

$\bar{x}_2 = \bar{x}_1 \pm k \cdot s_1$ の変化を検定するのに必要なデータ

s_2^2/s_1^2	k				
	2	1	1/2	2/5	1/3
0.5	≥2	≥5	≥19	≥32	≥53
0.6	≥2	≥5	≥19	≥34	≥60
0.8	≥2	≥5	≥21	≥40	≥78
0.9	≥2	≥5	≥22	≥43	≥92
1.0	≥2	≥5	≥23	≥47	≥113
1.1	≥2	≥5	≥24	≥51	≥145
1.2	≥2	≥5	≥25	≥57	≥204
1.5	≥2	≥5	≥29	≥87	/
1.8	≥2	≥5	≥35	≥179	/
2.0	≥2	≥5	≥40	/	/

5. 結論

最近の顕著な気候変動や異常気象の多発に関連して、水文確率解析方法がますます問題となっている。本研究では、統計検定的手法を用いて、日本における平均気温及び平均降水量の変動特性を検定し、その統計特性について若干の考察を行った。気温については、長期変動トレンドとジャンプ変動が有ることが検定され、過去 115 年間の実測データに基づく平均気温の年間増加量は約 0.013℃であることが示された。降水時系列については、年間には約 0.72mm 減少するという結果が出たが、長期的な変動を検定するためにはさらなる検討の必要がある。

現在よく使われている水文確率分析方法は、定常過程を仮定したもので、気候変動下では不適当と思う。今後、非定常過程に対する統計処理法について、現実的な研究を進めていく必要があると考えられる。

謝辞：本研究で使用した気温データの一部は、(財)日本気象協会関西支社の奥田昌弘様より提供して頂いたものである。ここに記して深く謝意を表します。

参考文献

- 気象庁: 温室効果気体の増加に伴う気候変化(II), 大蔵省印刷局, 1990.
- 河村 明・上田年比古・神野健二: 降水時系列の長期的パターン変動の解析, 土木学会論文集, 第 363 号/II-4, pp.155-164, 1985 年 11 月.
- 河村 明・上田年比古・神野健二: 長期的降水パターン変動による利水安全性の変化, 第 31 回水理講演会論文集, pp.271-276, 1987 年 2 月.
- Mood, M.A, Graybill, F.A. and Boes, D. C.: *Introduction to the theory of statistics*, McGraw-Hill Kogakusha, Ltd., 1976.
- Lettenmaier, D.P.: Detection of trends in water quality data from records with dependent observations. *Water Resources Research*, 12(5), pp.1037-1046, 1976.
- Belle, G.V. and Hughes, J.P.: Nonparametric tests for trend in water quality. *Water Resources Research*, 20(1), pp.127-136, 1984.
- Hirsch, R.M, Alexander, R.B. and Smith, R.A.: Selection of methods for the detection and estimation of trends in water quality. *Water Resources Research*, 27(5), pp.803-813, 1991.
- Berryman, D.B, Bobée, B, Cluis, D, and Haemmerli, J.: Nonparametric tests for trend detection in water quality time series. *Water Resources Bulletin*, 24(3), pp.545-556, 1988.
- Bradley, A.A.: Regional frequency analysis methods for evaluating changes in hydrologic extremes. *Water Resources Research*, 34(4), pp.741-750, 1998.
- Burn, D.H.: Hydrologic effects of climate change in west-central Canada. *Journal of Hydrology*, 160, pp.53-70, 1994.

(2001. 10. 1 受付)