

# 気候変動に伴う年降水量の非定常 頻度分析 ～広域関東圏への適用～

寒川 典昭\*・草刈 智一\*\*・中屋 眞司\*・浜口 俊雄\*\*\*・高木 耕平\*\*\*\*・  
山崎 基弘\*\*\*\*\*

## Non-Stationary Frequency Analysis of Annual Precipitation Due to the Climate Change Applied to the Area of Expanded Kanto Region

Noriaki SOGAWA\*, Tomokazu KUSAKARI\*\*, Shinji NAKAYA\*,  
Toshio HAMAGUCHI\*\*\*, Kohhei TAKAGI\*\*\*\*  
and Motohiro YAMASAKI\*\*\*\*\*

### Abstract

This paper is based on the implementation of non-stationary frequency analysis regarding annual precipitation data from the 30 observatories in the Area of Expanded Kanto Region. First, analysis with non-stationary moving partial data over an 11-year period was carried out. As a result, non-stationary significance is confirmed for the mean series at 25 precipitation observatories and for the variance series from 15 precipitation observatories. The Oshima observatory data showed the most dramatic decline in mean series data and Shizuoka's data showed the most remarkable increase. Second, on the assumption that the annual precipitation follows normal distribution hypothesis the non-stationary frequency analysis was conducted, where the mean and variance for this distribution were obtained by the linear regression line of moving partial data over an 11 year period. According to the results, 10 year non-exceedance return values of precipitation show decrease in 2109 compared to 2009 at the 25 observatories. Precipitation decreased by 500mm in Choshi, Oshima, Suwa, Hamamatsu and Shizuoka. The measures against drought in the future for the non-exceedance

\* 信州大学工学部土木工学科  
Department of Civil Engineering, Faculty of Engineer-  
ing, Shinshu University

\*\* 元信州大学大学院  
Ex-Graduate student, Shinshu University

\*\*\* 京大防災研究所  
Disaster Prevention Research Institute, Kyoto University

\*\*\*\* さいたま市役所  
Saitama Municipal Office

\*\*\*\*\* 前信州大学工学部  
Former Faculty of Engineering, Shinshu University

本論文に対する討論は平成27年8月末日まで受け付ける。

probability values of precipitation calculated by stationary frequency analysis were found to be underestimated, and it demonstrated drought could be much more prevalent than the results predicted by stationary frequency analysis.

キーワード：渇水，年降水量，移動部分標本，非定常頻度分析，広域関東圏

Key words : drought, annual precipitation, moving partial data, non-stationary frequency analysis, the Area of Expanded Kanto Region

## 1. はじめに

土木工学の分野における利水計画は非超過確率降水量，治水計画は超過確率降水量を計画の基本量として用いてきた。この時，確率降水量の算定には対象降水量時系列が定常性を示すことを仮定している。従来は降水量の観測データが少なく，降水量時系列の非定常性を確認する事が困難であったため，定常頻度分析を容認してきた事はやむを得なかった。しかしながら，近年，日本列島の主要観測所で，利水計画を実施するための月・季節・年降水量，治水計画を実施するための年最大1・2・3日降水量は非定常性を確認するための十分なデータ数が整備されてきた。そこで，これらの降水量時系列を精査すると非定常性が存在することが明らかになった<sup>1-9)</sup>。例えば，現象面で見ると，近年，四国の早明浦ダムでは毎年の様に長期間の渇水が発生して居り，一方日本各地で時間100mmを超える豪雨が生起している等，「降水量時系列の定常性」という従来の仮定が成立しない事例が多々ある。

こうした「極端現象」は地球温暖化にその原因を求めることが，IPCC (Intergovernmental Panel on Climate Change:気候変動に関する政府間パネル)の第4次報告書<sup>10)</sup>に示唆されている。

一方，最近古期水文学が発達してきた。例えば，Webb<sup>11)</sup>はsouth-central UtahのEscalante Riverにおいて，Knox<sup>12)</sup>はsouth-western WisconsinのUpper Mississippi Valleyにおいて，寒川ほか<sup>13)</sup>は千曲川において歴史洪水を復元している。そこで，これらの歴史洪水を記録のある近年の洪水と結合して観察すると，両者を繋ぎあわせた洪水ピーク流量の時系列には明らかな非定常性が見られる。

このような現状を鑑み，寒川ほか<sup>1-8)</sup>は非定常頻度分析を提案している。また，杉山<sup>9)</sup>は北海道における年降水量，年最大日降水量，更には年最大無降雨連続日数に対して，トレンド，ジャンプ，及び無降雨日数を解析することで，北海道内22気象官署の降水量の非定常性を明らかにした。一方，海外に目を転じると，2010年1月に米国では『非定常性，水文頻度解析，水マネジメント』と銘打った水関係機関共催のワークショップが開催された。そのワークショップでは，水文頻度分析に従来の定常性を仮定できない可能性がかなりの確率で存在し，非定常性を考慮したその分析の必要性があることが提案されている<sup>14)</sup>。これに先んじて，Milly et al.<sup>15)</sup>は降水量の非定常性に着目し，それに対する科学政策を議論して，降水量時系列に非定常性が存在するため，それを非定常過程として取り扱うことの必要性を示唆している。

本論文は，このような背景を踏まえて，日本の中核機能を担う東京都を含む広域関東圏において利水計画を対象として非定常頻度分析を実施するものである。なお，寒川ほか<sup>7)</sup>でも広域関東圏における非定常頻度分析に触れているが，本稿では観測所数を増やし，より綿密に頻度分析を実施している他，移動部分標本の長さを太陽の黒点周期に合わせて11年としていること，さらに，GCMがモデルを組んで包括的に解析しているのに対し，本研究では各地点における実観測データを用いて，個々の地点における非定常性の特性を見極めようとするものであり，より実用的な論文となっている。

なお，本稿における渇水の定義は，1年単位でどれだけの水不足が生じるか，つまり年間蒸発散量をほぼ一定とした場合，年間を通じた降水量が

他の年に比べて少ない場合を渇水対策の対象として議論する。

## 2. 使用したデータ

本稿で対象とするデータは、Fig. 1 及び Table 1 に示す広域関東圏 1 都 10 県（茨城県、栃木県、群馬県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、新潟県、山梨県、長野県、静岡県）の気象台及び測候所の観測所（以下、観測所という）の年降水量

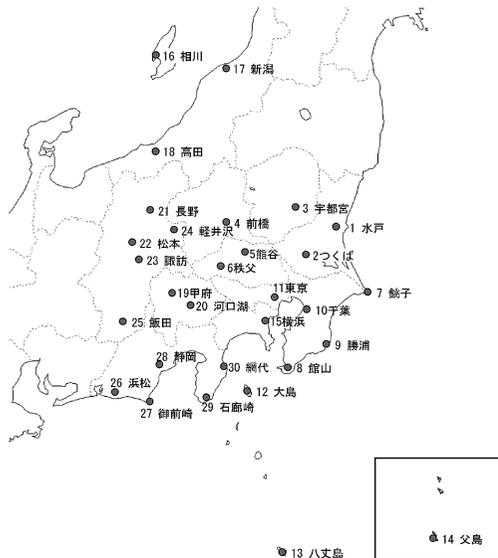


Fig. 1 Arrangement diagrams of precipitation observatories in the Area of Expanded Kanto Region

Table 1 The list of the precipitation observatories in the Area of Expanded Kanto Region

都・県	観測所
茨城県	(1) 水戸, (2) つくば
栃木県	(3) 宇都宮
群馬県	(4) 前橋
埼玉県	(5) 熊谷, (6) 秩父
千葉県	(7) 銚子, (8) 館山, (9) 勝浦, (10) 千葉
東京都	(11) 東京, (12) 大島, (13) 八丈島, (14) 父島
神奈川県	(15) 横浜
新潟県	(16) 相川, (17) 新潟, (18) 高田
山梨県	(19) 甲府, (20) 河口湖
長野県	(21) 長野, (22) 松本, (23) 諏訪, (24) 軽井沢, (25) 飯田
静岡県	(26) 浜松, (27) 御前崎, (28) 静岡, (29) 石廊崎, (30) 網代

である<sup>16)</sup>。これらの観測地点のうち、1980年～2009年の30年間に欠測あるいは資料不足値<sup>16)</sup>（以下「不完全なデータ」という）が含まれる場合には、その観測地点は研究の対象外とした。また、上述の要件を満たしている観測地点においても、さらに1979年以前で不完全なデータが含まれる場合は、一番新しい不完全なデータが生じている年の次の年以降のデータを対象とした。その結果、観測地点総数35地点のうち5地点で1980年～2009年の間に不完全なデータがあり除外したため、最終的に対象とする観測地点は30地点となった。

Table 2 The number of data sets and periods of data usage in each precipitation observatory

都・県	番号	観測所名	データ使用期間		データ数
			開始年	最終年	
茨城県	1	水戸	1897	2009	113
	2	つくば	1954	2009	56
栃木県	3	宇都宮	1891	2009	119
群馬県	4	前橋	1897	2009	113
埼玉県	5	熊谷	1897	2009	113
	6	秩父	1926	2009	84
千葉県	7	銚子	1946	2009	63
	8	館山	1969	2009	41
	9	勝浦	1912	2009	98
	10	千葉	1967	2009	33
東京都	11	東京	1876	2009	134
	12	大島	1946	2009	63
	13	八丈島	1907	2009	103
	14	父島	1969	2009	41
神奈川県	15	横浜	1924	2009	86
新潟県	16	相川	1912	2009	98
	17	新潟	1886	2009	124
山梨県	18	高田	1923	2009	87
	19	甲府	1946	2009	64
長野県	20	河口湖	1933	2009	77
	21	長野	1889	2009	121
	22	松本	1898	2009	112
	23	諏訪	1945	2009	65
	24	軽井沢	1941	2009	69
静岡県	25	飯田	1898	2009	112
	26	浜松	1946	2009	63
	27	御前崎	1932	2009	80
	28	静岡	1940	2009	70
	29	石廊崎	1940	2009	70
	30	網代	1938	2009	72

松本、飯田の10地点である。

なお、観測地点の継続性については、宇都宮、秩父、銚子、千葉、勝浦、東京、八丈島、横浜、新潟、相川、甲府、長野、飯田、浜松の14観測所において対象期間中におおむね1回～3回（最大6回：銚子）の移転が行なわれている。そのうち観測場所の移動距離で大きくは2900m（新潟）、2500m（東京、銚子）であるが、他の箇所ではおおむね数十m～数百mの移動である。これらの観測地点の原系列、移動部分平均、移動部分分散をみてみると、観測地点の移動に伴う不連続な変化が生じていることは認められないため、これら観測場所の移動に伴う解析への影響は無視、あるいは影響があっても本研究で扱う際には無視できる、あるいは影響はほとんどないものとして扱うこととする。

また、観測機器については多くの観測所で1968年～1970年にかけて時期雨量計から転倒升型雨量計に変更されているが、年降水量というレンジにおいては上記同様影響ないものとして取り扱う。

### 3. 11年移動部分標本

非定常頻度分析とは、各時点（各年）毎に確率密度関数の種類が変化、あるいは確率密度関数の種類は同じとしてもそれが持つパラメータが変化するということである。本研究では、年降水量が従う確率密度関数の種類は同じとして、それが持つパラメータが変化する非定常頻度分析を取り扱っている。

しかしながら、一時点毎で確率密度関数のパラメータを決定することは不可能である。そこで、11年移動部分標本を用いて確率密度関数のパラメータを決定し、この確率密度関数を11年の中央のものとする。この操作を1年ずつ移動させて、それぞれの時点の確率密度関数を求める。表示年は対象とした11年移動部分標本の中央の年とする。Fig. 2は移動部分標本の取り方を示したものである。この例では、データ観測年が1901年から2009年である。1番目の11年移動部分標本のデータは1901年から1911年（ $t = 1$ ）であり、表示年を1906年とする。2番目の11年移動部分標本の

データは1902年から1912年（ $t = 2$ ）であり、表示年を1907年とする。この様にして次々と11年移動部分標本を取っていき、最後の11年移動部分標本のデータは1999年から2009年（ $t = 99$ ）であり、表示年を2004年とする。

ここで、移動部分標本の長さを11年に取った理由は以下のとおりである。

始め、年降水量の周期が太陽の黒点周期に依存すると仮定して、移動部分標本の長さを11年に取って非定常頻度分析を実施した。その後、全国の主要観測所におけるコレログラム解析による周期分析を行なった結果、高松、徳島、和歌山、宮崎観測所において11年周期成分を確認することができた。Fig. 3にはその一例として宮崎観測所における原系列のコレログラムを示す。このグラフをみると、4年程度の短いものもあるが、11、21、29、34、44年とほぼ11年の遅れで相関が高くなっていることが見てとれる。このことは、11年の周期性を十分に保証するとは言い切れない

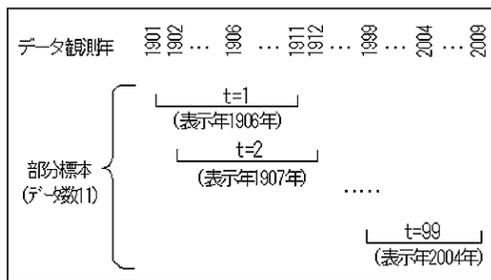


Fig. 2 Method of obtaining the moving partial data over 11-year period

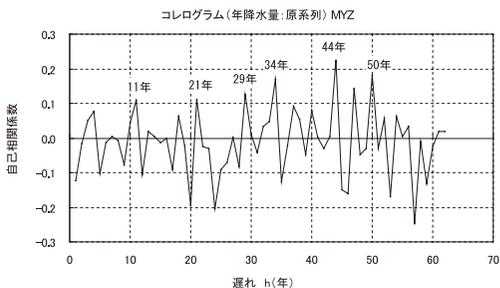


Fig. 3 Correlogram of original series at the Miyazaki Precipitation Observatory

ものの、その存在を示唆するものであると考えられる。

そこで、移動部分標本の長さを決定する理由として、1つは上述したように11年の周期成分の存在が否定できないこと、加えて、以下に示す理由により移動部分標本の長さとして11年を採用した。

- ①移動部分標本の時系列が十分な長さを有しなれば、非定常頻度分析ができない。11年の移動部分標本の長さでは、ここで用いたデータ数が41~134個であるので、このことが担保できる。
- ②移動部分標本の長さ内は定常と見なしているの、かなり長い移動部分標本の長さではその定常性の仮定が崩れる。11年では近似的にこの仮定が満足していると見なされる。
- ③利水計画では10年非超過降水量が常用されているので、この数値に近い奇数（奇数では中央の値が年次に対応する）を取るのが適切と考えられる。
- ④従来、年降水量の非定常頻度分析に移動部分標本の長さを11年にとってきたが<sup>8)</sup>、その結果とここで得られた結果とは齟齬がない。

なお、統計的手法の面から11年移動部分標本を取って良いとする理由は、式(1)を11年間分の合計値の分布として見ているためである。この場合、確率変数 $x_1, x_2, \dots, x_n$ がそれぞれ独立に $N(\mu_1, \sigma_1^2), N(\mu_2, \sigma_2^2), \dots, N(\mu_n, \sigma_n^2)$ に従うとき、 $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ を定数として $x = \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \dots + \alpha_n x_n$ を作れば、 $x$ は $N(\sum \alpha_i \mu_i, \sum \alpha_i^2 \sigma_i^2)$ をなす<sup>17)</sup>という正規分布の再生性が背景にある。

## 4. 年降水量データへの適用

### 4.1 用いる確率密度関数

本研究で用いる確率密度関数は正規分布とする。その理由は、従来から年降水量は正規分布に従うことが多くの水文統計の研究者により明らかにされているからである<sup>18)</sup>。

正規分布は次式で与えられる<sup>19)</sup>。

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}\right\} \quad (1)$$

ここに、 $x$ は確率変数、 $\mu$ は平均、 $\sigma^2$ は分散である。

式(1)のように、正規分布を規定するパラメータは $\mu$ と $\sigma$ なので、この正規分布を $N(\mu, \sigma^2)$ と表す。

### 4.2 非超過確率水文学量及び非超過リターン・ピリオド

渇水を議論する時の水文統計学では非超過確率水文学量及び非超過リターン・ピリオドという概念が用いられる。今、年降水量 $x$ が独立に生起し、式(1)の確率密度関数に従うとすれば、次式が成立する。

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx \quad (2)$$

ここに、 $F(x)$ は確率変数 $x$ の確率分布関数である。

$x$ がある特定値 $x_p$ 以下になる確率が $F(x_p)$ であり、この $p = F(x_p)$ を非超過確率という。非超過確率 $p$ に対応する $x_p = F^{-1}(p)$ の値を非超過確率水文学量と呼ばれる。

$x$ が $x_p$ 以下になるようなことが、平均的に見て $T$ 年に1度の割合で生起することが期待される時、この $T$ を非超過リターン・ピリオド（非超過再現期間）と呼んでいる。非超過リターン・ピリオド $T$ と非超過確率 $p$ との間に次の関係がある。

$$T = \frac{1}{p} = \frac{1}{F(x_p)} \quad (3)$$

### 4.3 トレンド分析

抽出した11年移動部分標本のそれぞれについて、降水量データやそこから得られる統計量を時系列に並べると、それぞれについて経年変化の傾向が現れてくる。本稿ではこの経年変化の傾向に $y = ax + b$ なる線形回帰直線をあてはめ、その回帰係数 $a$ の傾きにより評価することとした。また、回帰係数の傾きの有意性については有意水準5%の $t$ 検定により評価するものとした。

回帰係数 $a$ は、従属変数 $x$ に移動部分標本の表示年、説明変数 $y$ に対象とする統計量にとって式

(4)<sup>20)</sup>によって求める。

$$a = \frac{C_{xy}}{S_x^2} \quad (4)$$

ここで、

$$S_x^2 = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})^2 \quad (5)$$

$$C_{xy} = \frac{1}{n-1} \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) \quad (6)$$

$x_i$  : 表示年,  $y_i$  : 統計量

$\bar{x}$ ,  $\bar{y}$  : それぞれの平均

#### 4.4 原系列

原系列とは年降水量の生のデータの時系列である。

30観測所の内、減少傾向を示したのは24観測所、増加傾向を示したのは6観測所であった。Table 3の左から4列目には各観測所における原系列の線形回帰係数の大きさを示している。線形回帰係数は8.14 (mm/年) から-5.07 (mm/年) の間に散在している。Fig. 4は30観測地点の内、線形回帰係数が最も激しい減少傾向を示した大島観測所とその線形回帰直線を示したものである。線形回帰係数の有意検定については4.7で詳述する。

#### 4.5 パラメータ系列

パラメータ系列とは平均系列と分散系列の事である。

なお、残差成分は「標本値 - モデル値」 = 「ランダム成分 + モデル誤差」で表されるが、ここではパラメータ系列を最小自乗法で算定しているためモデル誤差は小さいと考えられる。従って、残差成分は近似的にランダム成分のみで表現される。この様にして得られたランダム成分は自己相関性を持たないと判断した。

##### (1) 11年移動部分標本の平均系列

11年移動部分標本の平均系列とは11個の標本を1つずつ移動させて平均を計算し、それを時系列

Table 3 The slope of linear regression line of the original series, mean series and variance series in each precipitation observatory

都・県	番号	観測所名	回帰係数		
			原系列 (mm/year)	平均系列 (mm/year)	分散系列 (mm <sup>2</sup> /year)
茨城県	1	水戸	-1.88	-2.08	20
	2	つくば	1.08	2.01	860
栃木県	3	宇都宮	-1.57	-1.88	107
群馬県	4	前橋	-0.97	-1.39	169
埼玉県	5	熊谷	-0.85	-0.90	217
	6	秩父	-1.88	-1.94	-286
千葉県	7	銚子	-1.68	-3.57	877
	8	館山	1.22	-1.53	368
	9	勝浦	-1.77	-2.72	-1150
	10	千葉	8.14	6.82	273
東京都	11	東京	-0.36	-0.64	124
	12	大島	-5.07	-6.86	790
	13	八丈島	-3.42	-2.71	-1114
	14	父島	2.19	3.57	2087
神奈川県	15	横浜	1.06	0.28	-390
新潟県	16	相川	-1.01	-0.71	452
	17	新潟	0.29	0.09	227
	18	高田	-4.65	-4.98	-847
山梨県	19	甲府	-0.16	0.23	1179
	20	河口湖	-2.06	-2.09	-576
長野県	21	長野	-0.65	-0.91	-10
	22	松本	-1.15	-1.21	37
	23	諏訪	-2.69	-3.58	896
	24	軽井沢	-2.04	-3.38	-61
	25	飯田	-1.45	-1.22	623
静岡県	26	浜松	-2.97	-4.07	1006
	27	御前崎	-2.37	-2.51	-994
	28	静岡	-1.36	-2.13	3955
	29	石廊崎	-2.32	-2.60	243
	30	網代	-1.87	-1.40	745

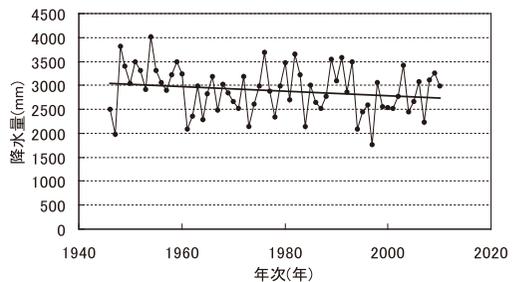


Fig. 4 Time series of original series and linear regression line chart at the Oshima Precipitation Observatory

に並べて作成した系列である。

原系列と同様、30観測所の内、減少傾向を示したのは24観測所、増加傾向を示したのは6観測所であった。Table 3の左から5列目には各観測所

における平均系列の線形回帰係数の大きさを示している。線形回帰係数は6.82 (mm/年) から -6.86 (mm/年) の間に散在している。4.4の原系列と比較すると、線形回帰係数が甲府で負から正へと、館山で正から負へとその符号を転じているが、その他の観測所では同じ符号となっている。Fig. 5は30観測所の内、最も激しい減少傾向を示した大島の11年移動部分標本の平均系列とその線形回帰直線を示したものである。線形回帰係数の有意検定については4.7で詳述する。

(2) 11年移動部分標本の分散系列

11年移動部分標本の分散系列とは11個の標本を1つずつ移動させて分散を計算し、それを時系列に並べて作成した系列である。

30観測所の内、減少傾向を示したのは9観測所、増加傾向を示したのは21観測所であった。Table 3の最右列には各観測所における分散系列の線形回帰係数の大きさを示している。線形回帰係数は3955 (mm<sup>2</sup>/年) から -1150 (mm<sup>2</sup>/年) の間に散在している。その大きさの地域の特徴は特に見当たらない。Fig. 6は30観測所のうち、線形回帰係数が最も激しい増加傾向を示した静岡の11年移動部分標本の分散系列とその線形回帰直線を示したものである。分散系列自体は減少から増加に変化しているが、回帰させた場合、その係数は増加となっている。線形回帰直線の有意検定については4.7で詳述する。

4.6 非超過確率降水量の算定

本節では、本研究の最大の目的である、将来の非超過確率降水量の推定を行う。一般に利水計画においては、5、10、20、30年に1度の渇水が対象とされる。よって、推定したパラメータをもとに非超過リターン・ペリオド  $T = 5, 10, 20, 30$  年に対する確率降水量  $x_T$  を求める。ところで、リターン・ペリオド  $T$  と確率密度関数  $f(x)$  の間には、次のような関係が成り立つ。

$$\int_{-\infty}^x f(x)dx = \frac{1}{T} \tag{7}$$

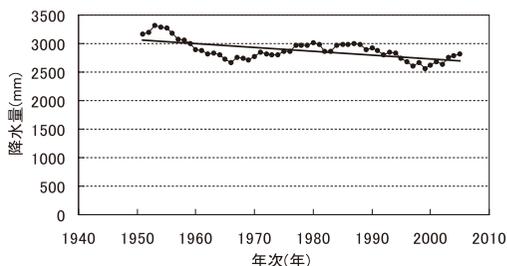


Fig. 5 Mean series and linear regression line chart of moving partial data over an 11-year period at the Oshima Precipitation Observatory

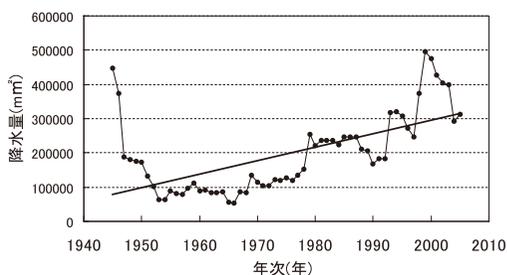


Fig. 6 Variance series and linear regression line chart of moving partial data over an 11-year period at the Shizuoka Precipitation Observatory

つまり、 $T = 5, 10, 20, 30$ 年を代入した時、上式を満たす  $X=x_T$  が  $T$  年確率降水量である。

そこで、求めた確率降水量  $x_T$  の変化を経年の見るために、各時点の確率降水量をプロットし直線で結び折れ線グラフで表した。更に、4.5のパラメータ系列のグラフの線形回帰方程式を用いて、平均、分散をそれぞれ外挿し、100年後までの確率降水量を求め、上述の折れ線グラフと併せて1つの系列の確率降水量のグラフを作成した。ここで、 $T = 5, 10, 20, 30$ 年は時系列の傾向は類似しており、全てを考察すると多量となるため、利水計画に常用される  $T = 10$ 年のグラフだけを考察する。

Fig. 7は、11年移動部分標本の平均系列で取り上げた大島の確率降水量の経年変化のグラフである。Fig. 8は、11年移動部分標本の分散系列で取り上げた静岡の確率降水量のグラフである。図中

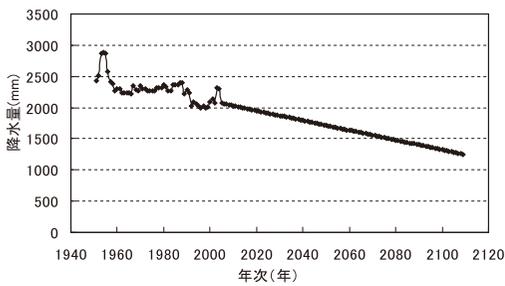


Fig. 7 Non-exceedance probability values of precipitation over a 10-year period at the Oshima Precipitation Observatory

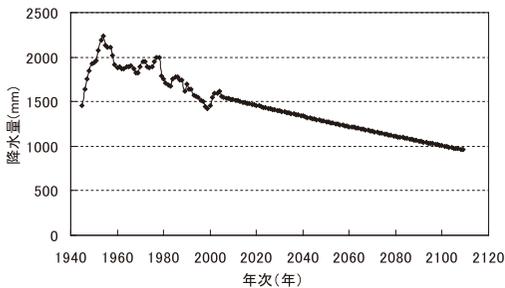


Fig. 8 Non-exceedance probability values of precipitation over a 10-year period at the Shizuoka Precipitation Observatory

2005年以降については、母数がもし直線回帰で求められるような直線の変化を続けた場合を仮定して得た値である。

Table 4 は、2009年、2039年、2109年の10年非超過確率降水量と、2039年、2109年と2009年の10年非超過確率降水量の差を表したものである。2009年から2039年にかけて最も大きく減少しているのは大島の $-236\text{mm}$ であり、2009年から2109年にかけて最も大きく減少しているのはやはり大島の $-781\text{mm}$ である。2009年から2109年に500mm以上減少している観測所は大島以外に銚子、諏訪、浜松及び静岡である。Table 4で確率降水量が大きく減少している地域では、将来に厳しい渇水が生起する可能性が高いため、適切な対策が施さなければならないであろう。

Table 4 The 10-year non-exceedance probability values of precipitation in 2009, 2039 and 2109 and the difference between 10-year non-exceedance probability values of precipitation in 2039, 2109 and 2009 (mm) (×: Slope of linear regression line of variance is negative, it is non-calculable.)

都・県	番号	観測所名	2009年	2039年	差	2109年	差
茨城県	1	水戸	1008	943	-64	794	-214
	2	つくば	961	962	1	991	30
栃木県	3	宇都宮	1077	1012	-65	862	-215
群馬県	4	前橋	871	815	-56	687	-185
埼玉県	5	熊谷	908	865	-43	767	-141
	6	秩父	916	879	-37	799	-116
千葉県	7	銚子	1132	970	-162	627	-505
	8	館山	1331	1264	-67	1112	-220
	9	勝浦	1531	1546	16	×	×
	10	千葉	1156	1339	183	1772	615
東京都	11	東京	1133	1105	-28	1041	-92
	12	大島	2037	1801	-236	1255	-781
	13	八丈島	2515	2482	-33	2426	-89
	14	父島	919	920	2	981	63
神奈川県	15	横浜	1308	1346	39	1452	144
新潟県	16	相川	1203	1150	-53	1035	-168
	17	新潟	1494	1479	-15	1448	-45
	18	高田	2264	2163	-101	1960	-304
山梨県	19	甲府	735	673	-62	559	-176
	20	河口湖	1086	1060	-26	1018	-68
長野県	21	長野	729	703	-26	642	-86
	22	松本	733	693	-40	600	-133
	23	諏訪	855	692	-163	333	-522
	24	軽井沢	875	779	-96	556	-319
	25	飯田	1152	1080	-72	921	-231
静岡県	26	浜松	1265	1094	-171	709	-556
	27	御前崎	1539	1519	-20	1519	-19
	28	静岡	1528	1342	-186	960	-568
	29	石廊崎	1299	1208	-92	996	-304
	30	網代	1409	1331	-78	1158	-252

4.7 統計的有意検定の結果

本節では、原系列、移動部分標本の平均系列、分散系列、および5年、10年、20年、30年非超過確率降水量に対して有意検定を実施する。しかし、通常この種の検定には、標本が正規分布に従うことと、互いに独立なことを仮定しておこなわれる。この仮定は原系列に関しては認められる。しかし、移動部分標本については正規性は担保できるが、独立性については問題がある。したがって、ここで実施する検定は参考とすることを前提としたうえで、検定結果をTable 5、Table 6に掲載する。

Table 5を詳しく見てみると次のことが言える。

①原系列は、5%有意増加が1観測所、1%、

Table 5 Statistical significance test of linear line of original series, mean series and variance series of 11-year moving partial data (+ : increase, - : decrease, ○ : 1% significance, △ : 5% significance, × : non-significance)

都・県	番号	観測所名	原系列	平均	分散
茨城県	1	水戸	-○	-○	+×
	2	つくば	+×	+○	+○
栃木県	3	宇都宮	-△	-○	+×
群馬県	4	前橋	-×	-○	+○
埼玉県	5	熊谷	-×	-○	+○
	6	秩父	-×	-○	-×
千葉県	7	銚子	-×	-○	+○
	8	館山	+×	-×	+×
	9	勝浦	-×	-○	-○
	10	千葉	+△	+○	+×
東京都	11	東京	-×	-○	+×
	12	大島	-×	-○	+×
	13	八丈島	-×	-○	-△
	14	父島	+×	+○	+○
神奈川県	15	横浜	+×	+×	-×
新潟県	16	相川	-×	-△	+○
	17	新潟	+×	+×	+○
	18	高田	-○	-○	-○
山梨県	19	甲府	-×	+×	+○
	20	河口湖	-×	-○	-×
長野県	21	長野	-×	-○	-×
	22	松本	-×	-○	+×
	23	諏訪	-×	-○	+○
	24	軽井沢	-×	-○	-×
	25	飯田	-×	-○	+○
静岡県	26	浜松	-×	-○	+○
	27	御前崎	-×	-○	-×
	28	静岡	-×	-○	+○
	29	石廊崎	-×	-○	+×
	30	網代	-×	-×	+×

Table 6 Statistical significance test of linear regression coefficient of 5, 10, 20, 30-year non-exceedance probability value of precipitation (+ : increase, - : decrease, ○ : 1% significance, △ : 5% significance, × : non-significance)

都・県	番号	観測所名	5年	10年	20年	30年
茨城県	1	水戸	-○	-○	-○	-○
	2	つくば	+×	-×	-△	-△
栃木県	3	宇都宮	-○	-○	-○	-○
群馬県	4	前橋	-○	-○	-○	-○
埼玉県	5	熊谷	-○	-○	-○	-○
	6	秩父	-○	-○	-△	-△
千葉県	7	銚子	-○	-○	-○	-○
	8	館山	-×	-×	-×	-×
	9	勝浦	-○	-×	+×	+×
	10	千葉	+○	+○	+○	+○
東京都	11	東京	-○	-○	-○	-○
	12	大島	-○	-○	-○	-○
	13	八丈島	-○	-×	-×	-×
	14	父島	+×	-×	-×	-×
神奈川県	15	横浜	+×	+×	+×	+×
新潟県	16	相川	-○	-○	-○	-○
	17	新潟	-×	-△	-○	-○
	18	高田	-○	-○	-○	-○
山梨県	19	甲府	-○	-○	-○	-○
	20	河口湖	-○	-△	-×	-×
長野県	21	長野	-△	-○	-○	-○
	22	松本	-○	-○	-○	-○
	23	諏訪	-○	-○	-○	-○
	24	軽井沢	-○	-○	-○	-○
	25	飯田	-○	-○	-○	-○
静岡県	26	浜松	-○	-○	-○	-○
	27	御前崎	-○	-×	-×	-×
	28	静岡	-○	-○	-○	-○
	29	石廊崎	-○	-○	-△	-△
	30	網代	-○	-○	-○	-○

5%有意減少がそれぞれ2観測所, 1観測所, 非有意が26観測所である。非有意のうち増加側が5観測所, 減少側が21観測所となっている。

②平均系列は, 1%有意増加が3観測所, 1%, 5%有意減少がそれぞれ21観測所, 1観測所, 非有意が5観測所である。非有意のうち増加側が3観測所, 減少側が2観測所となっている。

③分散系列は, 1%有意増加が12観測所, 1%, 5%有意減少がそれぞれ2観測所, 1観測所, 非有意が15観測所である。非有意のうち増加側が9観測所, 減少側が6観測所となっている。

以上から, 原系列では多くの観測所で有意な変化はみられず, 全体的な経年的変化はほぼないものと判断できる。しかし, 平均系列ではほとんどの観測所で有意な減少を示しており, また, 分散

系列では, 有意と非有意を示す観測所の数は同数であるが, 有意, 非有意を含め増加側の挙動を示す観測所が3分の2以上を占めている。平均系列の減少と分散系列の増加は, 非超過確率降水量の減少に繋がるものであり, 非正常による頻度分析により明らかになったものである。

実際に原系列の変化をみて見ると, 有意な減少を示しているのは3観測所のみであるが, 有意・非有意を含め24の観測所で減少側にあることがわかる。ここで, 原系列で有意な変化として現れていないのは, 降水量の値に対して変化の割合が少ないため検定では有意な変化とはみなされなかったものと考えられる。

また, Table 6 より次のことが言える。

①5年非超過確率降水量は, 1%, 5%有意減

少がそれぞれ23観測所，1観測所，また1%有意増加が1観測所，非有意が5観測所。

②10年非超過確率降水量は，1%，5%有意減少がそれぞれ20観測所，2観測所，また1%有意増加が1観測所，非有意が7観測所。

③20年非超過確率降水量は，1%，5%有意減少がそれぞれ19観測所，3観測所，また1%有意増加が1観測所，非有意が7観測所。

④30年非超過確率降水量は，1%，5%有意減少がそれぞれ19観測所，3観測所，また1%有意増加が1観測所，非有意が7観測所。

以上から，非超過確率降水量は，5年，10年，20年，30年でほとんどの観測所で有意水準1%の高い有意性を示している。このことは，非定常分析を行うことによって母数の変化に対応した確率降水量が算定された結果のあらわれと考える。

## 5. あとがき

本研究では近年の渇水に対する水災害被害の増加を受け，利水計画策定に用いられる非超過確率降水量の経年変化特性について求めるために，広域関東圏（1都10県）30観測所の年降水量に対する非定常頻度分析を行った。この結果から，将来の利水計画策定において有用な情報を提供することができた。

4. においては，広域関東圏における年降水量の経年変化による将来の非超過確率降水量の算定を実施した。結果として，非超過確率降水量はほとんどの地点で減少傾向を示した。特に，銚子，大島，諏訪，浜松及び静岡では，2109年では2009年より10年非超過確率降水量が500mm以上減少し，将来の渇水の危険性が大きい観測地域と言えた。又，太平洋側に関して，千葉県において非常に興味深い結果となった。同じ県内なのに，10年非超過確率降水量が2009年と2109年との差が，銚子では500mm以上減少しているのに対し千葉では600mm以上増加しており，両地点の差が1100mm以上ある。本研究ではその原因を見つけることができなかつたため，これからの研究で詳しく調べて見たい。また，本研究は各非定常性を考慮した分析について観測地点ごとに行なってい

るが，今後は利水計画を見据えて流域スケールで確率降水量が将来的にどのように変化するかを分析することも課題と考えている。

今後は，各観測所の地形特性等を把握して非超過確率降水量の経年変化との関係を議論すると共に，観測所毎のデータ数を統一して考察していきたい。更に，レーダー観測データや21世紀気候変動予測革新プログラムのGCMデータから得られる結果との比較も検討していくことが必要であると考えている。また，非定常性を考慮した計画降水量の適用については，計画の対象に応じて適宜対応させる必要があると考えるが，適用における具体については今後の課題としたい。

## 引用文献

- 1) 寒川典昭・中村 哲・山田広樹：長野県における月降水量時系列の経年変化と確率降水量，第4回水資源に関するシンポジウム前刷集，pp.775-780，1992a.
- 2) 寒川典昭・中村 哲・山田広樹：年降水量時系列の経年変化と非定常水文頻度分析，環境システム研究20，pp.25-32，1992b.
- 3) 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降水量の推定，日本統計学会誌23(2)，pp.249-262，1993.
- 4) 寒川典昭・小牧健二・永江正一：周期性を考慮した年降水量時系列の非定常な確率降水量の算定，天気43(3)，pp.159-165，1996.
- 5) 寒川典昭・西 知哉：統計モーメントを情報とした1VNME分布と頻度分析，水工学論文集47，pp.151-156，2003.
- 6) 寒川典昭，中村 哲：日高川流域の月・季節・年降水量の非定常頻度分析，水工学論文49(1) pp.7-12，2005.
- 7) 寒川典昭，鈴木将史：日本列島20世紀の降水量時系列の経年的非定常性とその確率降水量の評価値に及ぼす影響，自然災害科学26(4)，pp.355-365，2008.
- 8) 寒川典昭・中村 哲・竹内健二：四国地方における気象庁アメダス降水量の非定常頻度分析，自然災害科学30(2)，pp.267-278，2011.
- 9) 杉山一郎：北海道内降水量の非定常性と確率降水量の変動特性，学位論文，北見工業大学，2007.

- 10) IPCC: Technical Summary, A report accepted by Working Group I of the Intergovernmental Panel on Climate Change, pp.35-40, 2007.
- 11) Webb, RH: Late holocene flooding on the Escalante river, south-central Utah, Ph.D. Dissertation, The University of Arizona, Tucson, AZ., 1985.
- 12) Knox, JC: Responses of floods to Holocene climate change in the upper Mississippi Valley., *Quaternary Research*23, pp.287-300, 1985.
- 13) 寒川典昭・山下伊千造・南 志郎：千曲川下流の歴史洪水の復元と考察, *土木史研究*12, pp.251-262, 1992.
- 14) 竹内邦良：米連邦水関係機関共催「非定常性, 水文頻度解析, 水マネージメント」ワークショップ参加報告, *河川*, pp.90-96, 2010.
- 15) Milly PCD, Betancourt J, Falkenmark M, Hirsch RM, Kundzewicz ZW, Lettenmaier DP, Stouffer RJ: Stationarity Is Dead: Whither Water Management?, *Science* 319 (5862), pp.573-574, 2008.
- 16) 気象庁, 気象統計情報, <http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/data/mdrr/man/remark.html>, 2011年9月19日閲覧。
- 17) 例えば, 福田治郎：例解演習 応用統計入門, 日刊工業新聞社, p.147, 1962.
- 18) 水文・水資源学会：水文・水資源ハンドブック, 朝倉書店, p.240, 1997.
- 19) 例えば, 神田 徹・藤田睦博：水文学 - 確率論的手法とその応用 -, *新体系土木工学*26, 土木学会編, 技報堂出版, p.31, 1982.
- 20) 例えば, 福田治郎：例解演習 応用統計入門, 日刊工業新聞社, pp.298-299, 1962.

(投稿受理：平成25年10月12日  
訂正稿受理：平成26年8月25日)