

## Mann-Kendall 検定による水文時系列の傾向変動

西岡昌秋\*・寶 馨

\* ㈱建設技術研究所 大阪支社 河川部

### 要 旨

本研究では、時系列の傾向変動を解析する手法の一つである、Mann-Kendall 検定の水文時系列への適用可能性を調べた。日雨量、無降雨継続時間、降雨継続時間の独立性を仮定できる日雨量の模擬発生手法を提案し、発生した系列から長期の年雨量系列を抽出した。この系列に対して Mann-Kendall 検定を適用し、傾向変動を把握するために必要なデータの年数と増加率との関係を調べた。この結果、日雨量が100年間で25%増加する系列の場合、90%の確からしさを傾向変動をもつと判断するためには、100年間のデータが必要であることが示された。

キーワード：傾向変動, Mann-Kendall 検定, モンテカルロシミュレーション

### 1. はじめに

水文学の時系列構造は、いくつかの文献（神田・藤田, 1982; Salas, 1993; 水文・水資源学会, 1997）に系統的に示されている。いずれも、水文時系列は傾向成分（トレンド）や周期成分、確率的変動成分の和で表現されるとしている。

傾向成分は、水文学が経年的に増加傾向にあるのかあるいは減少傾向にあるのかを意味するものである。周期成分は、1年間の季節的な変動や多雨年と少雨年が交互に繰り返される場合などの周期的な変動が考えられる。これらの2つの変動成分を取り除けば、確率的な変動成分となる。

長期的な傾向変動に関しては、IPCCの最近の報告（IPCC, 2002）によると、21世紀後半までに、北半球中・高緯度で降水量が増加する可能性が高く、平均降水量の増加する地域の多くでは、降水量の年々変動も大きくなる可能性がかなり高いとされている。全国46地点の観測データから判断した、年降水量の傾向変動は減少傾向にある（国土交通省水資源部, 2001）。また、葛葉ら（2001）は、全国の152地点の

地上気象観測データから算定した平均の年降水量が、1961年から1999年にかけて減少傾向であるとともに、1980年から1999年のAMeDASデータによる平均年降水量が増加傾向にあることを示している。これらの結果が示すように、水文時系列は長期的な変動を有する。

一方、洪水防御計画を対象とした水文頻度解析においては、標本に対して経年的な定常性を仮定し、長期的な変動は考慮していない。これは、第一に、わが国における水文データが、長期の変動をとらえられるほど長期間蓄積されていないこと、第二に、非定常性を考慮した水文頻度解析手法の開発が進んでいないためであると考えられる。

しかし、近年では、洪水防御計画の基本量となる日単位の雨量データは、100年以上存在する箇所もある。水文データの長期の変動を解析するための資料が整備されつつあり、今後、資料の蓄積とともに、第一の問題は解消される状況にある。また、将来的には、気候変動により気温の上昇や降水量やその変動が増加する可能性があると考えられ、水文学の発生過程の変化が示唆されている。これらのことから、わ

が国の洪水防御計画においても、水文データの経年的な変動を評価し、気候変動の影響を取り入れた確率水量の算定手法を開発する必要があると考える。

本研究は、その一端として、水文データの傾向変動に着目し、わが国の洪水防御計画の基本量である日単位の降雨量に関する傾向変動の解析手法について述べる。本研究では、ノンパラメトリック法の一つであり、水質データの傾向変動解析で用いられる Mann-Kendall 検定 (Hirsch et al., 1982) を適用する。Mann-Kendall 検定は、ある変量の系列に対して、それが独立で同一の確率分布にしたがうという帰無仮説が成立するかどうかを検定する手法である。この仮説が棄却されると、その系列は傾向変動をもつとみなされる。そこで、モンテカルロシミュレーションにより得られた水文時系列に対して Mann-Kendall 検定を行い、その検定結果をもとに、検定手法の検証を行う。

## 2. 経年変動の解析手法

水文データの経年的な変動を判定する方法は、

- ①移動平均により平滑した時系列に対して、定性的に傾向変動を判断する方法
- ②水文時系列の平均値や分散などの統計量の母分布を想定し、検定する方法
- ③確率分布を仮定することなく、順位検定を基礎とした理論にもとづき検定する方法

が挙げられる。③の手法は、ノンパラメトリック法と呼ばれる検定方法であり、これの代表的な方法として、Mann-Kendall 検定が挙げられる。

Mann-Kendall 検定の帰無仮説  $H_0$  と、対立仮説  $H_1$  は、以下に示すとおりである。

$H_0$  :  $n$  個のデータ  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  が独立で同一の確率分布にしたがう。

$H_1$  :  $n$  個のデータ  $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  が同一の確率分布にしたがわない。

Mann-Kendall 検定においては、式(1)に与えられる統計量  $S$  を定義する。

$$S = \sum_{k=1}^{n-1} \sum_{j=k+1}^n \text{sgn}(x_j - x_k) \quad (1)$$

ここに、

$$\text{sgn}(\theta) = \begin{cases} 1 & \theta > 0 \\ 0 & \theta = 0 \\ -1 & \theta < 0 \end{cases} \quad (2)$$

統計量  $S$  の平均と分散は、(3)および(4)式のとおりである。

$$E[S] = 0 \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \text{Var}[S] &= N_s - T_s \\ &= \frac{n(n-1)(2n+5)}{18} \\ &\quad - \sum_{j=1}^k \frac{t_j(t_j-1)(2t_j+5)}{18} \end{aligned} \quad (4)$$

ここに、 $t_j$  は、 $(x_1, x_2, \dots, x_n)$  を大きさの順番に並べ替えたときに、同じ値が連続して出現する個数を表し、 $k$  はその発生する組数を表している。すなわち、時系列  $x_1$  の順序統計量を、 $y_1 < y_2 < \dots < y_m = y_{m+1} = y_{m+2} = y_{m+3} < \dots < y_l = y_{l+1} = y_{l+2} < \dots < y_l = y_{l+1} < y_n$  と仮定すると、(4)式に示した  $T_s$  は、
$$T_s = \frac{4(4-1)(8-1)}{18} + \frac{4(3-1)(6-1)}{18} + \frac{4(2-1)(4-1)}{18} = \frac{110}{18} = 6.111$$
 となる。これらから、 $S$  を基準化した標準統計量  $Z$  を(5)式により算定する。

$$Z = \begin{cases} \frac{S-1}{\text{Var}(S)^{1/2}} & S > 0 \\ 0 & S = 0 \\ \frac{S+1}{\text{Var}(S)^{1/2}} & S < 0 \end{cases} \quad (5)$$

ここで、有意水準を  $\alpha$  としたとき、標準正規変量  $Z$  が  $|Z| \leq Z_{\alpha/2}$  (ただし  $\Phi(Z_{\alpha/2}) = \frac{\alpha}{2}$ ,  $\Phi(\bullet)$  : 標準正規分布) をみたすとき、仮説  $H_0$  は採択される。また、 $S > 0$  のとき、時系列データ  $x_1$  は上昇傾向があることを示している。同様に、 $S < 0$  のときは下降傾向があることを示している。

## 3. Monte Carlo simulation による Mann-Kendall 検定の性能評価

### 3.1 評価方法

Mann-Kendall 検定は、(5)式に示した統計量  $Z$  が標準正規分布にしたがうという仮定にもとづいている。このため、日雨量の系列を対象とした Mann-Kendall 検定の標準統計量  $Z$  が、標準正規分布にしたがっているか、検証を行う必要がある。そこで、日雨量の模擬系列を発生させ、この模擬系列に対して Mann-Kendall 検定を行う。そして、算定された標準統計量  $Z$  の分布形を推定し、Mann-Kendall 検定の検

証を行う。

次に、傾向変動を持つ日雨量の模擬系列を発生させ、これに対して Mann-Kendall 検定を行う。この模擬系列は傾向変動がもつことから、帰無仮説が棄却されるべきである。しかし、系列によっては帰無仮説が採択され、傾向変動がないと判断される場合もある。これは、傾向変動をもつにもかかわらず、傾向変動がないと判定するもので、第2種の過誤と呼ばれる。傾向変動を持つ系列に対して、このような誤りを犯す危険性は、データの期間とデータの増加率に依存する。すなわち、

- ①その系列が傾向変動をもつにもかかわらず、得られるデータの期間がたまたま短いため、傾向を検出できない
- ②その系列が傾向変動をもつにもかかわらず、経年的に増加（あるいは減少）する割合が小さいため、傾向を検出できない

そこで、データの発生期間と増加率を変化させた模擬系列を発生させ、それらの模擬系列に対して検定を行う。次に、帰無仮説が棄却された系列の個数とデータの発生期間および増加率との関係を整理することにより、Mann-Kendall 検定の性能を評価する。

### 3.2 模擬系列の発生方法

#### (1) 考え方

日雨量の時系列は、ある一定の期間にまとまって豪雨が発生し、その後無降雨の期間が一定期間継続するというように、間歇性をもっていることが特徴である。このような間歇性を表現するために、以下のような方法を考える。

- ①Fig.1 に示すように、降雨の下限値  $x_0$  以上の日雨量が継続する日数  $t_{ci}$  と下限値  $x_0$  未満の降雨（これを無降雨とする）が継続する日数  $t_{ni}$  をそれぞれ確率変数とする。
- ②降雨の継続日数および無降雨の継続日数は季節性をもつものとし、月別に分布が異なるものと仮定する。
- ③降雨の継続日数  $t_{ci}$  の中で生起する日雨量の大きさを確率変数とする。
- ④日雨量の大きさ、降雨継続日数および無降雨継続日数の3つの変数は、互いに独立とする。

#### (2) 確率変数の分布の推定

##### (a) 観測所データの選定

気象台所管の23観測所における昭和36年1月から平成6年9月までの日雨量を用いて、降雨の下限値  $x_0$  を1mmとして閾値超過系列(POT)を抽出した。さらに、この系列から毎年最大値系列(AMS)

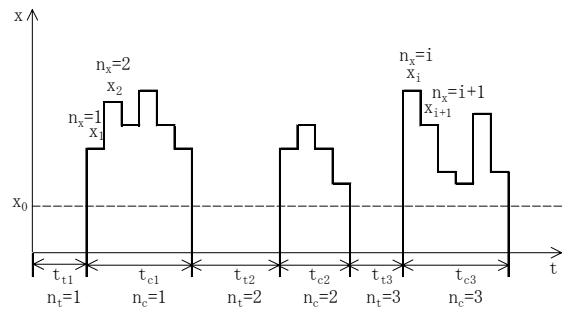


Fig.1 Explanation of generation of daily rainfall series generated by Monte Carlo simulation

Table 1 Statistics of POT and AMS

Point		Kobe
period		Jan. 1961 - Sep. 1994
POT	Sample size	3266
	Threshold	1mm
	Average	13.42mm
	Standard dev.	324.72mm
	Skewness cof.	4.692
Average number of events per year		96.1(day)
AMS	Sample size	33
	Average	105.6mm
	Standard dev.	3239.9mm
	Skewness cof.	1.977

を抽出した。23観測所のうちの一つの例として神戸を選定し、POTとAMSのそれぞれについて、種々の確率分布形を適合させ、母分布を推定した。POTに対しては、指数分布(Exponential)、一般化パレート分布(GP)、対数ピアソンⅢ型分布(Log-pearson type III)、対数正規分布(Log-normal)について調べた。AMSに対しては、一般化極値分布(GEV)、Gumbel分布、平方根指数型最大値分布(SQRT-ET)について調べた。Table 1に、日雨量データの統計量を示す。POTと最も適合度の高い分布は、SLSC(宝, 1999)を分布の選定基準とすると、Fig.2およびTable 2に示すように、3母数のGP分布となる。AMSについては、Fig.3およびTable 3に示すようにGEV分布となる。

水文事象の発生過程がポアソン過程にしたがいがい、事象の大きさの分布がGP分布にしたがう場合に、AMSはGEV分布になる。また、GP分布とGEV分布の形状母数は、互換性があり同一の値を持つ(Stedinger et. al., 1993)。そこで、23観測所について、POTにGP分布、AMSにGEV分布をあてはめて、それぞれの母数を推定した。形状母数の互換性に着目し、23観測所のGP分布とGEV分布の形状

Table 2 Results of frequency analysis for daily rainfall at Kobe (POT)

Return Period [years]	threshold=1.0mm/day								
	Exponential				GP			Log Pearson type III	Log normal
	1 p. Moment	2 p. Moment	1 p. L-moment	2 p. L-moment	2 p. L-moment	3 p. L-moment	3 p. Moment	2 p. Moment	
30	100.0	139.0	100.0	118.5	355.1	254.8	381.0	1718.0	
50	106.3	148.2	106.3	126.2	429.2	295.5	449.8	2182.8	
80	112.2	156.6	112.2	133.3	510.2	338.0	521.7	2701.7	
100	115.0	160.7	115.0	136.6	553.6	360.0	558.9	2983.1	
150	120.0	168.0	120.0	142.8	641.8	403.3	632.1	3559.4	
200	123.6	173.1	123.6	147.1	712.4	436.9	688.7	4024.6	
300	128.6	180.4	128.6	153.2	824.9	488.6	775.4	4769.4	
500	135.0	189.7	135.0	160.9	991.4	561.9	897.3	5876.4	
SLSC	0.124	0.063	0.124	0.081	0.020	0.008	0.030	0.299	

1 p. :1 parameter  
2 p. :2 parameters  
3 p. :3 parameters

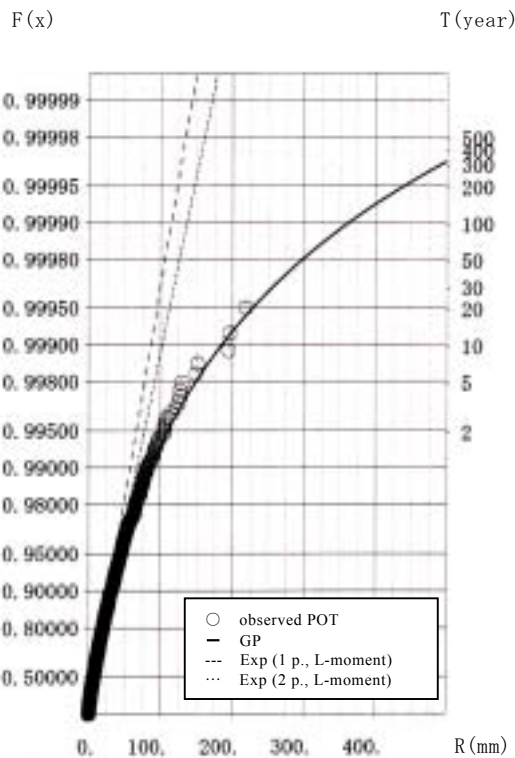


Fig.2 Probability distribution of daily rainfall at Kobe (POT)

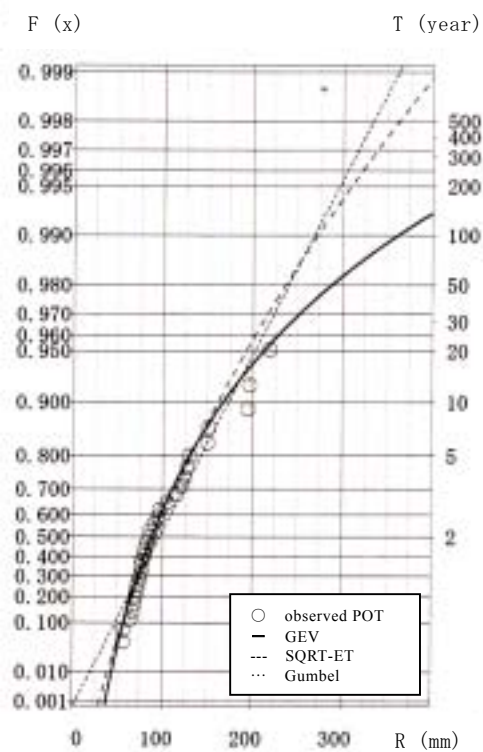


Fig.3 Probability distribution of daily rainfall at Kobe (AMS)

母数をプロットした結果を Fig.4 に示す。対角線上のプロットは、GP 分布の形状母数と GEV 分布の形状母数が一致し、両分布の互換性が成り立っていることを表す。また、両分布は形状母数が負の場合には下限値をもち、正の場合には上限値をもつ。いずれの観測所についても、GP 分布の形状母数は負であり、下限値をもつことがわかる。

GEV 分布の形状母数をみると、境、大阪、米子、徳島において正であり、上限値をもつことから、POT とは分布の特性が異なることを表している。金沢は、両分布の形状母数が一致している。神戸は完全に一

Table 3 Results of frequency analysis for annual maximum series at Kobe (AMS)

Return Period [years]	GEV	Gumbel	SQRT-ET
	3 p. L-Moment	2 p. L-Moment	2 p. MLM
30	243.2	219.3	211.6
50	288.0	240.2	236.5
80	336.0	259.4	260.3
100	361.4	268.5	272.0
150	412.2	285.0	293.7
200	452.5	296.7	309.6
300	515.7	313.1	332.5
500	607.8	333.8	362.6
SLSC	0.026	0.068	0.056

MLM:Maximum Likelihood method

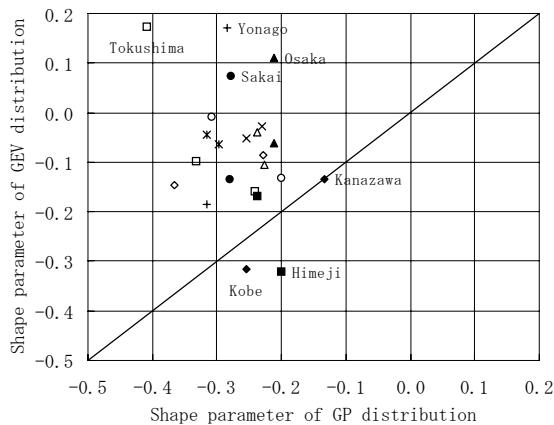


Fig. 4 Relationship between shape parameters of GP and GEV distributions for 23 rain gauges in Japan

致していないものの、23の観測所の中では、比較的一致度が高い。理想的なポアソン過程にしたがっているデータを使用すれば、得られる模擬系列の精度も高くなる。このことから考えると、GP分布の形状母数とGEV分布の形状母数が互換性を持つ金沢が、シミュレーションの対象観測所として最適である。しかし、金沢の日雨量には、冬期に積雪が含まれている可能性がある。このため、金沢を除いた観測所のうち、対角線上に最も近い神戸を対象観測所として選定した。

### (b) 降雨継続日数の分布

神戸を対象として、降雨継続日数を月別に整理し、その頻度分布を作成した結果を Fig.5 に示す。降雨がある月の末から翌月の初めにかけて継続する場合、降雨日数は、その月に含めた。

頻度分布は、いずれの月についても右下がりの形状を示す。月別にみると、6月から9月にかけて、7日以上降雨が継続する場合がある。10月から1月では、2日以内で終了する頻度が高くなり、最高でも4日で降雨が終了する。2月から3月は6日間継続する降雨が生じ、継続日数が夏期にかけて長くなる傾向となる。全体的には、2日間以内となる場合が概ね75%以上を占めている。

### (c) 無降雨継続日数の分布

降雨継続日数を月別に整理し、その頻度分布を作成した結果を Fig.6 に示す。降雨がある月の末から翌月の初めにかけて継続する場合、降雨日数は、その月に含めた。

無降雨継続日数は、いずれの月においても右下がりの形状を示す。16日以上無降雨が継続し、かつ1

日から10日程度の無降雨の頻度が小さい場合、右すそが長い分布の形状をもつ。このような分布をもつのは、1月、2月、7月、8月、10月、11月、12月である。3月、5月、6月は、16日以上無降雨継続時間をもつが、1日～5日の頻度が高い。4月、9月は、1日以上5日以下の頻度が高い。全体的には、無降雨が1日以上5日以下となる場合が概ね60%以上を占める。

以上のことから、神戸の降雨事象については、2日間程度降雨が継続し、その後5日間程度無降雨が継続することがわかる。また、降雨の継続日数は、1年の間に季節的な変動を持つ。

### (d) 日雨量の大きさの分布

日雨量の大きさは、前述のように一般化パレート分布にしたがう。

### (3) 確率変数間の相関関係

Fig.7に日雨量のコレログラムを示す。顕著な周期性はみられず、日雨量間の相関は低い。

無降雨継続日数と降雨継続日数との相関図を Fig.8 に示す。二つの変数間の相関係数は、 $-0.080$  ( $n=1914$ ) である。降雨継続日数と日雨量との相関図を Fig.9 に示す。このときの日雨量は、降雨が継続している期間内の日雨量の最大値とした。二つの変数間の係数は  $0.421$  ( $n=1914$ ) である。いずれも、変数間の相関は低い。

以上の結果から、三つの変数間の独立性は成立するものとして、模擬系列の発生を行う。

### 3.3 模擬系列の発生

日雨量模擬系列の発生方法を Fig.10 に示す。1月1日を開始日として、1月の無降雨継続日数の経験分布にしたがう乱数を1個発生させる。次に、降雨の開始日に対応する月における降雨継続日数の経験分布にしたがう乱数を1個発生させる。さらに、日雨量の模擬系列を発生させる。これをN回繰り返す。系列の発生年数が  $N_y$  年を超えた段階で発生を終了する。無降雨期間内のそれぞれの日雨量は  $0\text{mm}$  とする。以上の方法により1つの日雨量時系列が得られ、これをM回繰り返す。

日雨量や降雨継続日数等の分布にしたがう乱数を発生させる場合、一様乱数を発生させて得られた0から1の乱数系列から、所定の確率分布の逆関数を用いて変換する。一様乱数の発生は、富士通科学用サブルーチンライブラリ SSLII の「RANU3」を用いた。

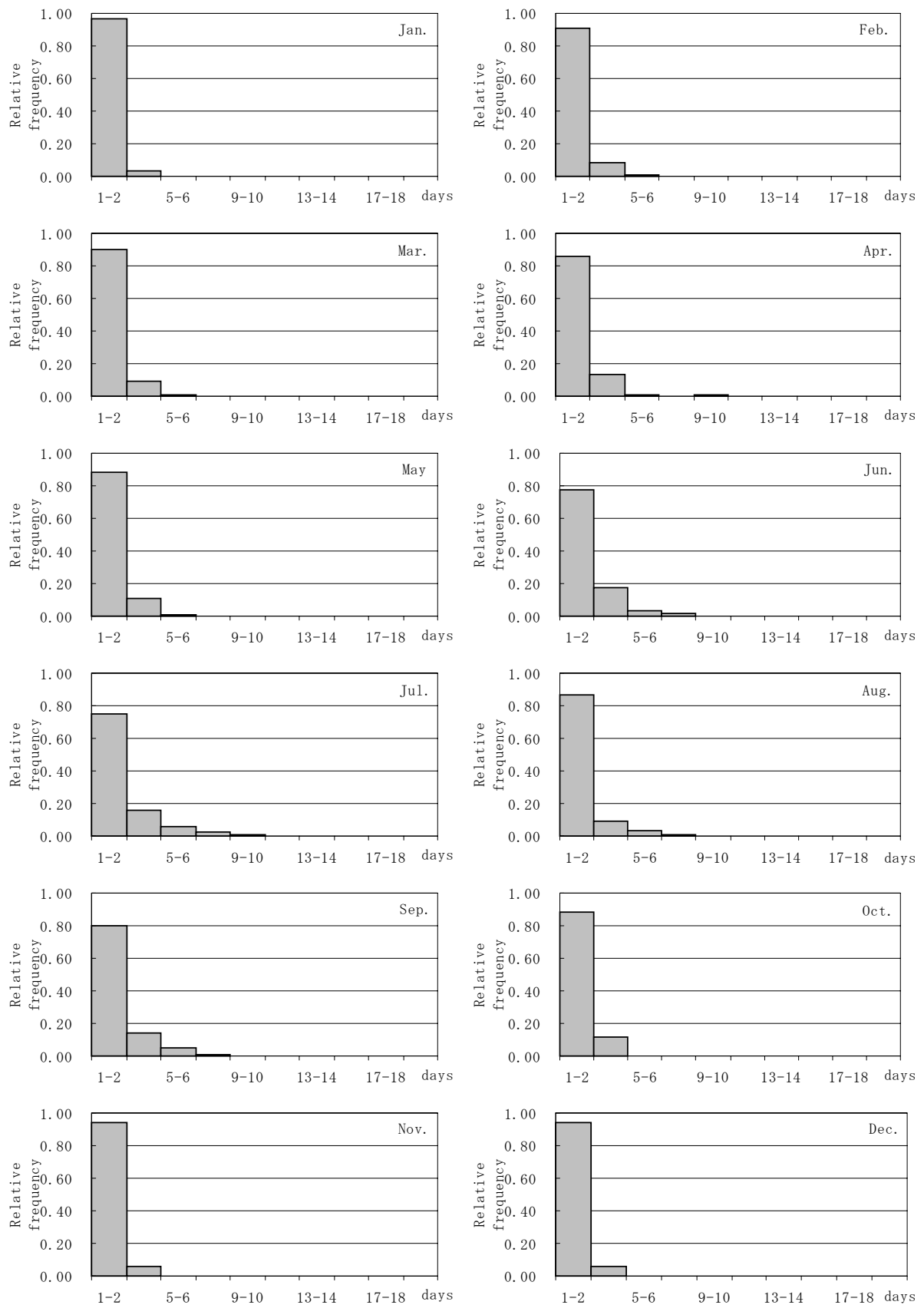


Fig. 5 Frequency of duration of rainfall for each month

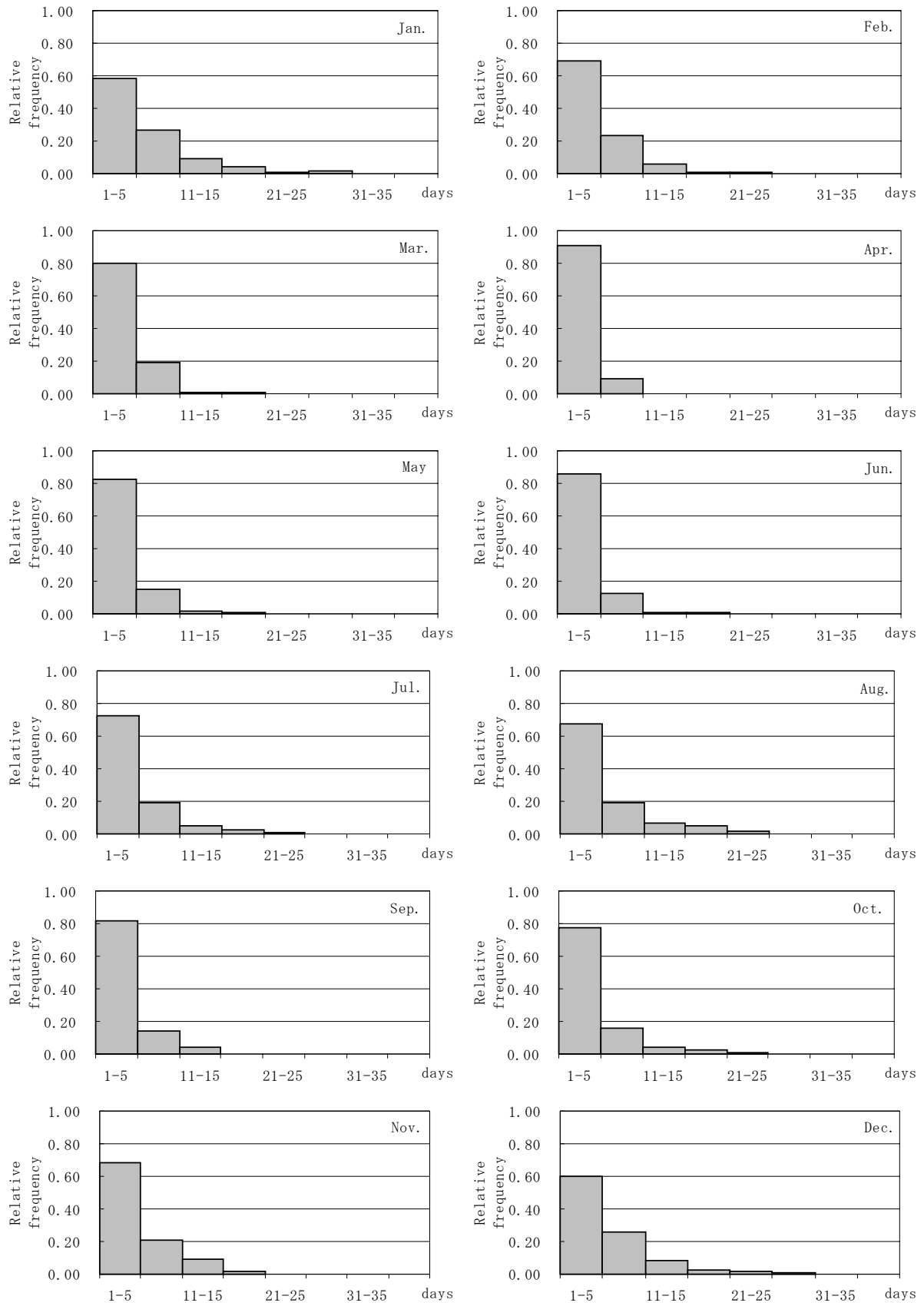


Fig. 6 Frequency of inter rainfall days for each month

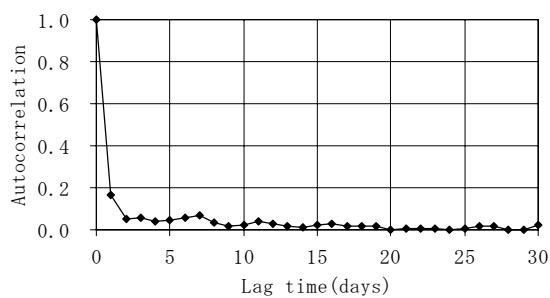


Fig. 7 Correlogram of daily rainfall

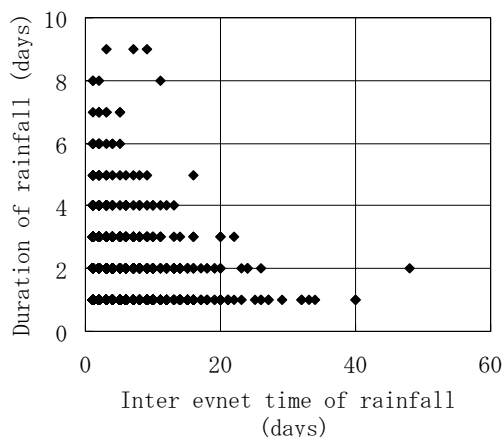


Fig. 8 Correlation between inter event time of rainfall and duration of rainfall

### 3.4 シミュレーションの評価

Fig.11 に、①観測値の分布、②観測値にあてはめた GP 分布、③発生させた模擬系列の一例、を片対数紙にプロットした結果を示す。母分布として想定した②の曲線にしたがって、③のプロットが発生していることから、GP 分布にしたがう乱数が発生できていることがわかる。なお、模擬系列は、後述する Mann-Kendall 検定の検証のために発生させた 100 組の系列のうち、M=13 の例を示した。また、プロットングポジション

$$F_i = \frac{i - \alpha}{n + 1 - \alpha} \quad (6)$$

としては、 $\alpha=0.4$  (カナンプロット) を用いた。ただし、 $n$  : データ数、 $i$  : データを小さい方から並べたときの順位である。

次に、この模擬系列から AMS を抽出した後、Gumbel 確率紙に、①観測値から抽出した AMS、②模擬系列から抽出した AMS をプロットした。その結果を Fig.12 に示す。模擬系列から抽出した AMS

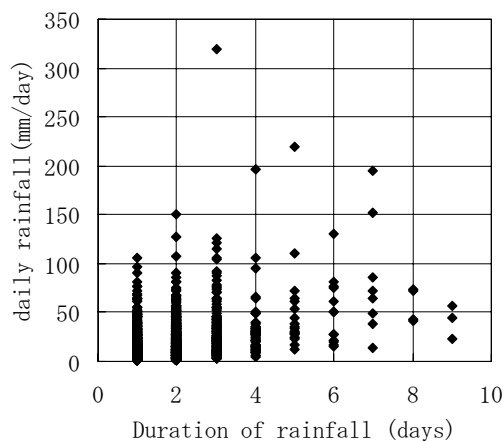


Fig. 9 Correlation between duration and amount of daily rainfall

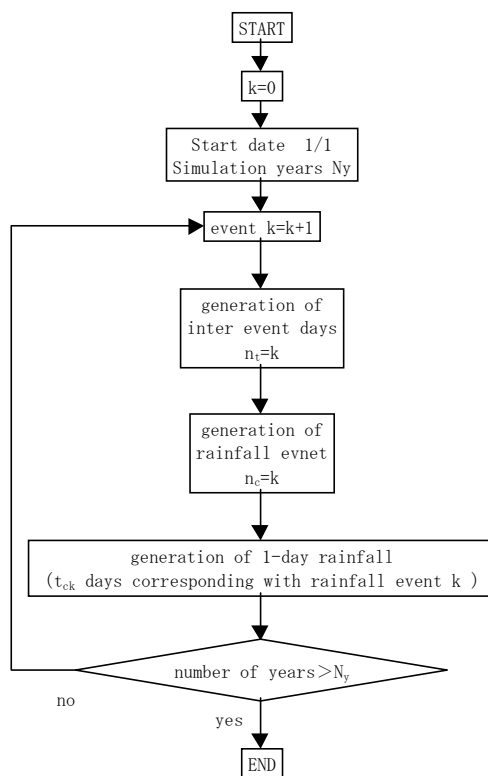


Fig. 10 Flow chart of generation of daily rainfall

のプロットは、観測値から抽出した AMS のプロットと同じ形状を示している。

これらのことから、発生させた模擬系列は、POT、AMS のいずれも、神戸の日雨量の分布を再現できていることがわかる。

### 3.5 Mann-Kendall 検定の検証

Mann-Kendall 検定の検証に用いる模擬系列は、傾



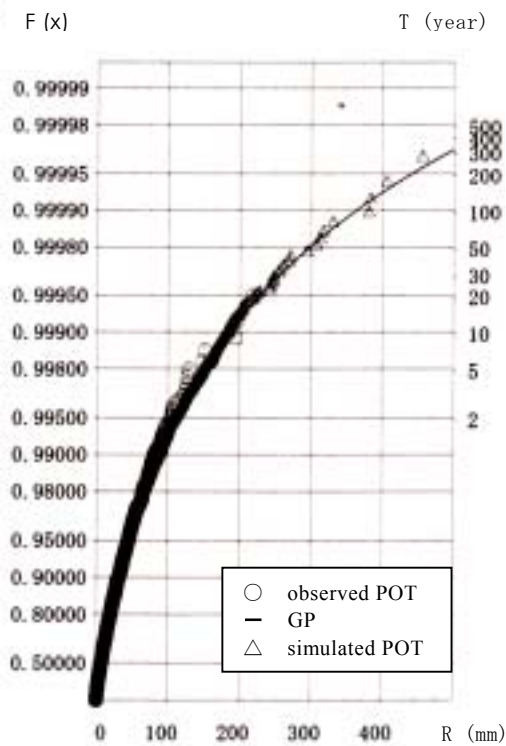


Fig. 11 Observed POT and GP distribution fitted and an example of generated POT

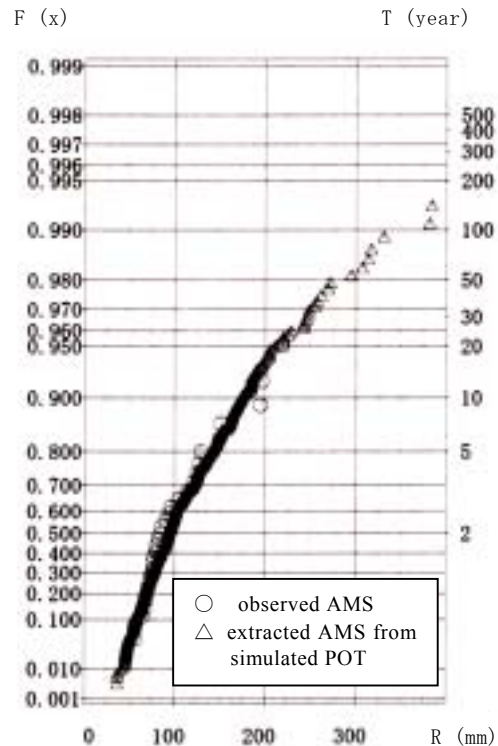


Fig. 12 Observed AMS and an example of AMS extracted from generated POT

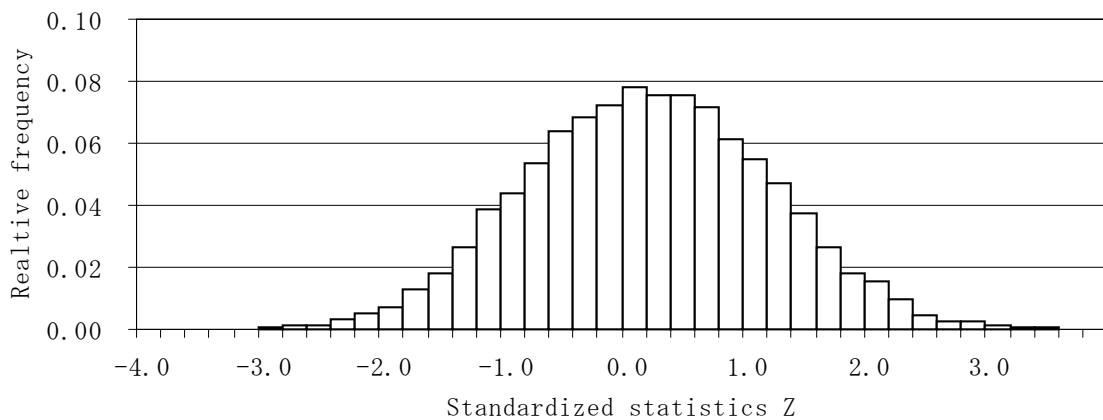


Fig. 13 Histogram of standardized statistics Z of Mann-Kendall test applied to annual rainfall series

向変動の検定に必要な長期間のデータが必要であることを想定し、 $N_y=500$ 年として発生させた系列とする。また、標準統計量 Z の分布形を推定する必要があることから、 $M=1000$ 組の系列を用いた。

模擬系列の1年間の日雨量を合計し、それを年雨量とした。年雨量対して、Mann-Kendall 検定の標準統計量 Z を算定し、その頻度分布を描いた結果を Fig.13 に示す。標準統計量 Z の分布は標準正規分布にしたがうことがわかる。したがって、これらの水

文時系列の傾向変動の検定においては、Mann-Kendall 検定の定義にしたがい、帰無仮説の棄却基準を標準統計量 Z の値により行うことが可能であると言える。

### 3.6 Mann-Kendall 検定の性能評価

#### (1) データの抽出

Mann-Kendall 検定の性能評価に用いる模擬系列は、日雨量の平均値が 100 年間で  $r\%$ 増加するような傾

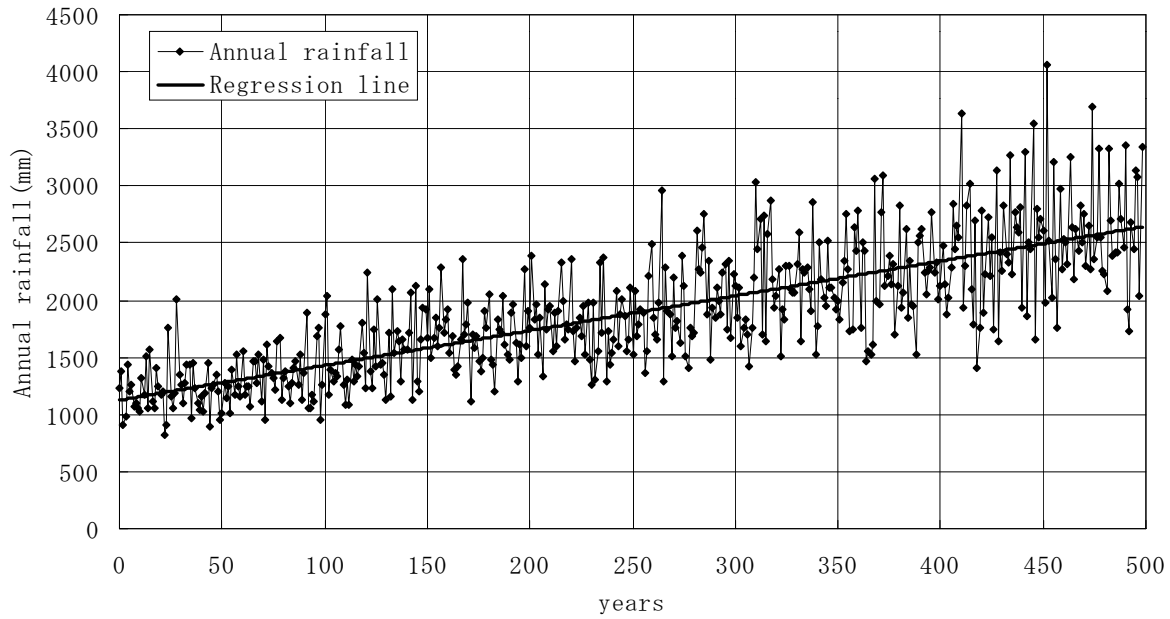


Fig. 14 Annual rainfall calculated from generated daily rainfall with trend ( $r=25\%$ ,  $M=1$ )

向変動を持つように発生させた系列とする。GP 分布とその母数と平均値、標準偏差との関係は、(7) 式に示すとおりである。

$$\begin{aligned}
 F(x) &= 1 - \left\{ 1 - \kappa \frac{x - \xi}{\alpha} \right\}^{\frac{1}{\kappa}} \\
 \mu &= \xi + \frac{\alpha}{1 + \kappa} \\
 \sigma^2 &= \frac{\alpha^2}{(1 + \kappa)^2 (1 + 2\kappa)}
 \end{aligned} \quad (7)$$

ここに、 $\alpha$ :尺度母数、 $\xi$ :位置母数、 $\kappa$ :形状母数、 $\mu$ :平均値、 $\sigma$ :標準偏差である。

平均値を  $r\%$  増加させるため、発生させる期間内で位置母数  $\xi$  と尺度母数  $\alpha$  のそれぞれを 100 年間で  $r\%$  増加させた。尺度母数  $\alpha$  を増加させているため、結果として、(8)式に示すように、標準偏差も 100 年間で  $r\%$  の増加をすることになる。

$$\begin{aligned}
 r\mu &= r\xi + \frac{r\alpha}{1 + \kappa} \\
 \frac{(r\alpha)^2}{(1 + \kappa)^2 (1 + 2\kappa)} &= (r\sigma)^2
 \end{aligned} \quad (8)$$

増加率  $r$  は、5%、10%、15%、20%、25% の 5 ケース設定した。ある年の母数は同一の値を使用し、次の年に、位置母数、尺度母数ともに  $r/100\%$  だけ増加させ、この母数をもとに日雨量発生させた。模擬

系列の発生組数は、後述する 100 年あたりの増加率、データの年数と検定の確からしさとの関係を調べる必要があることから、 $M=100$  組とした。母数を変化させて発生させた日雨量の模擬系列、すなわち 100 年間に  $r\%$  の傾向変動をもつ模擬系列 ( $N_y=500$  年、 $M=100$  組) から、3.5 と同様に年雨量を算出した。このとき、発生させた模擬系列から、最初の  $k$  年間 ( $k=50, 100, \dots, 450, 500$ ) の系列を再度抽出した。

Fig.14 に  $r=25\%$ ,  $M=1$  の場合の年雨量時系列と、それにあてはめた回帰直線を示す。年雨量が年々増加するとともに、標準偏差も大きくなっている。

## (2) Mann-Kendall 検定の性能評価

(1)で抽出した  $k$  年 ( $k=50, 100, \dots, 450, 500$ ) の期間をもつ 100 個の模擬系列に Mann-Kendall 検定をあてはめ、有意水準 5% で棄却される系列の割合を求める。横軸に日雨量の増加率  $r$ 、縦軸にデータの年数  $k$  をとる。( $r, k$ ) 上に、Mann-Kendall 検定で仮説が棄却された系列の数の、 $M=100$  組に占める比率をプロットし、そのコンターラインを描いた。その結果を Fig.15 に示す。検定に使用した模擬系列は、分布の母数を変化させている (独立ではあるが同一の確率分布にしたがわない) ため、Mann-Kendall 検定では本来棄却されるべきデータである。これらの図から以下のことがわかる。

①90%の確度で傾向変動を検出するためには、25%の増加率をもつデータに対しては 100 年間、5%の増加率をもつデータに対しては 250 年間のデータが必要であることがわかる。

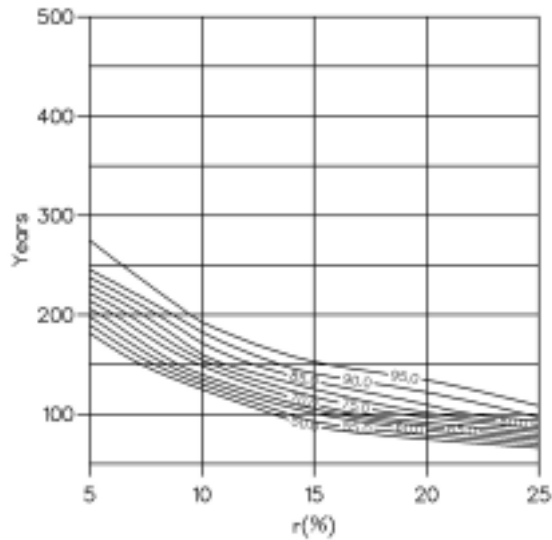


Fig. 15 Relationship of increasing ratio  $r$  and number of observation years

②IPCC (2001)によると、陸上の降水量は東アジアを除く北半球の中・高緯度域において増加しつづけている(10年あたり0.5~1%となる可能性が高い)とされている。また、将来の変化の予測では、東アジア地域においては、平均して5~20%の増加(やや増加)がみられる、とされている。これらのことから、年降水量の傾向変動を95%の確度で検出するためには、130年から280年程度のデータの蓄積を図る必要がある。

#### 4. おわりに

本研究では、長期間の日雨量の模擬系列を発生させ、それから得られる年雨量系列に対して、Mann-Kendall検定をあてはめて、この検定手法の性能評価を行った。本研究で得られた成果は以下のとおりである。

- ①日雨量の大きさ、無降雨継続日数および降雨継続日数の3つの確率変数間に独立性を仮定できる場合の、日雨量系列の模擬発生手法を提案した。
- ②日雨量の平均値と分散が経年的に増加するような、傾向変動をもつ模擬系列の発生手法を提案した。
- ③傾向変動をもたない年雨量に対して、Mann-Kendall検定を適用する場合、検定で用いる

標準統計量  $Z$  は、標準正規分布にしたがうことを確認した。

④傾向変動をもつ模擬系列に対して Mann-Kendall 検定を適用し、帰無仮説が棄却される比率を、日雨量の増加率とデータの年数との関係で図示した。この結果、90%の確度で傾向変動を検出するためには、25%の増加率をもつ系列に対しては100年間、5%の増加率をもつ系列に対しては250年間の長さのデータが必要であることがわかった。

今後は、実際の長期の観測データに Mann-Kendall 検定を適用し、本研究で得られた結果との比較を行う必要がある。

#### 参考文献

- IPCC (2002) : IPCC 地球温暖化第三次レポート-気候変化 2001-, p.58.
- 神田 徹, 藤田睦博 (1982) : 新体系土木工学 26 水文学-確率論的手法とその応用-, 技報堂出版, pp.77-84.
- 葛葉素久, 友杉邦雄, 岸井徳雄 (2001) : 降水量データの代表性, 水文・水資源学会誌, 第14巻6号, pp.461-471.
- 国土交通省水資源部 (2001) : 平成13年度版 日本の水資源
- 水文・水資源学会 (編) (1997) : 水文・水資源ハンドブック, 朝倉書店, pp.248-249.
- 寶 馨, 高棹琢馬 (1986) : 水文頻度解析にける確率分布モデルの評価基準, 土木学会論文集, 第393号/II-9, pp.151-160.
- Hirsch, R. M., Slack, J. R. and Richard A. Smith (1982) : Techniques of Trend Analysis for Monthly Water Quality Data, Water Resource Research, Vol.18, No.1, pp.107-121, Feb.
- Salas, J. D. (1993) : Analysis and modeling of hydrologic time series, in Handbook of Hydrology, Chap.19, (ed.) Maidment, D. R., McGraw-Hill, New York, pp. 19.5- 19.9
- Stedinger, J. R., Vogel, R. M. and Foufoula-Georgiou, E. (1993) : Frequency analysis of extreme events, in Handbook of Hydrology, Chap.18, (ed.) Maidment, D. R., McGraw-Hill, New York

## **A trend analysis of hydrological time series by Mann-Kendall test**

Masaaki NISHIOKA and Kaoru TAKARA

### **Synopsis**

This paper examines the applicability of the Mann-Kendall test, which is one of the statistical tests for trend analysis, to the hydrological time series. The test is applied to annual rainfall series obtained from daily rainfall series generated under the assumption that daily rainfall, inter event time and duration of rainfall are independent. The Monte Carlo experiment shows that at least 100-year series is necessary to detect a trend of  $r=25\%$  or more when using the Mann-Kendall test.

**Key Word:** trend analysis, Mann-Kendall test, Monte Carlo simulation