

# 日降水量の空間的・時間的確率構造とそのシミュレーションに関する研究

## A STUDY ON THE STOCHASTIC STRUCTURES OF DAILY PRECIPITATION AND THEIR SIMULATION

石原 藤次郎\*・池淵 周一\*\*  
By Tojiro Ishihara and Shuichi Ikebuchi

### 1. はしがき

近年、人口の都市集中による上水道用水の著しい増大、産業・経済の高度発展に伴う工業用水需要の非常な増加、さらには農業形態の変換に伴う用水の需要増などにより、大都市を中心として水不足が大きな社会問題を引き起こすようになってきた。その結果、水資源対策について多くの議論がなされ、水資源の有効利用・開発が本格的に進められようとしている。

ところで、河川表流水の水資源に占める今日的意義は大きく、その高度利用・開発には長期間にわたる河川流況の把握・予測が基礎であり、ここに広域的な長期間流況シミュレーション・モデルの確立が緊要となる。

従来、流況シミュレーションといえは、流量資料そのものの度数分布解析および時系列解析にすぎなかったが、近年の急激な流域開発、ダム等の調節構造物の存在は、流量母集団に非定常性をもたらし、こうした解析をも困難にしている。また、流量資料は降水資料に比べると観測期間が短く、その観測精度も悪いので、流量資料のみの統計解析は度数の安定性に問題を残している。

こうした事情を考えると、長期間の水資源計画における流況予測には、まず流量への供給源である降水をシミュレートし、それを流出機構を考慮した流出解析法を通じて流量に変換していくべきである。こうした観点から、著者らはすでに情報理論の概念を導入した長期間流出解析法を提案しているが<sup>1)</sup>、これらの流出解析法を流況予測にまで高めるためには、まず、長期間にわたる降水現象の適確な把握、さらにはそのシミュレーション・モデルの確立が不可欠である。

ところで、降水は空間的・時間的にその性状を異にし、しかも日単位での長期間にわたる降水現象となる

と、そこには複雑かつ不確定な要素が介在し、決定論的立場だけでは解析は不可能であり、確率・統計論的な面からのアプローチを考慮する必要がある。その場合、観測・測定された降水資料を母集団からの標本とみなして、その確率・統計構造を把握するのであるが、従来から各所に設けられている雨量観測所においては、1) 観測期間の長短、2) 観測値の欠測・不良、3) まばらな観測所位置、といった問題があり、降水現象の統計解析を困難にしている。そこで本論文では、これらの問題を解決するために観測所に等級をつけ、それら相互の関係から降水の広域的な長期間シミュレーション・モデルの確立を試みた。すなわち、1) まず、流域の中心に位置し、しかも欠測のない長期間観測所を基幹観測所とよび、当該観測所の降水資料から日降水量の時間的確率構造を把握し、2) 次に、各支川流域を代表する欠測のない長期間観測所を準基幹観測所とよび、基幹・準基幹観測所間で降水の空間的確率構造を把握し、シミュレートした。こうした結果は、著者らがすでに提案している降水の地域相関分析<sup>2)</sup>と結合すれば、基幹観測所→準基幹観測所→周辺観測所(基幹・準基幹観測所の周辺にある観測期間の短い観測所)の順に降水がシミュレートされ、流域平均面積降水量の予測に寄与することはいうまでもない。

### 2. 基幹観測所における日降水量の時間的確率構造とそのシミュレーション

#### (1) 従来の降水シミュレーション・モデルとその問題点

従来、降水現象のシミュレーション・モデルは、短期間の異常な降雨、いわゆる豪雨に多く見られ、それらを大別すると、降水強度特性のみに着目する方法<sup>3)</sup>と、降水強度特性および降水生起特性に着目する方法<sup>4),5)</sup>とに

\* 正会員 工博 京都大学教授 工学部土木工学科

\*\* 正会員 工修 京都大学講師 同

分けられよう。ところで、近年、こうした豪雨のシミュレーション・モデルの概念を長期間の日降水量系列に適用する研究がなされているが、日降水量系列では連続的に日降水量が0という事象が多く出現するので、その表現に若干の工夫がなされている。すなわち、角屋・丈達・福島は内水排除計画への適用として、日降水量系列をシミュレートしているが<sup>9)</sup>、これは晴天日蒸発量を負の降水として系列内にもち込むことにより、降水・無降水に分けることなく、日降水量の発生確率が算出でき、一方、その系列のコレログラム解析から冬・春・秋は独立過程、夏は単純マルコフ過程として日降水量を発生させている。この方法はいわば降水強度特性に注目する方法に属し、負の降水という概念を導入して、特にマルコフ系列のシミュレーション法に特徴があるが、単純正規マルコフ型を介してのシミュレーションであるから多少面倒である。また、室田・端野<sup>7)</sup>は長期河床変動問題に関連するモデル降水を設定するために、降水強度特性としての日降水量、降水生起特性としての降水日数および降水間隔日数、合計3つの特性量を考え、40 mm/day以上の降水について、降水強度特性と降水生起特性との相関および降水強度特性内の相関を無視し、確率モデルを組み立ててシミュレートしている。この方法は降水現象の記述には有効であるが、ある降水日数のときの降水間隔日数分布の算定に多大の資料を必要とする。また3つの特性量を考えているが、一般に、1 mm/day以上の日降水量系列では降水間隔日数が指数分布に従うことが経験的に知られており<sup>8)</sup>、指数分布とポアソン分布の関係から<sup>9)</sup>、降水間隔日数の指数分布性が降水日数のポアソン分布性を導くので、降水生起特性としては降水間隔日数だけを考慮すれば十分であろう。

以上、従来の降水シミュレーション・モデルについて述べたが、著者らは1)日降水量のように指数分布母集団から抽出される標本については、マルコフ系列としてのシミュレーションよりも独立系列としてのそれが一般に容易である、2)降水間隔日数が指数分布に従うことと、降水日数がポアソン分布であることは同等である、点を考慮して、日降水量系列が降水強度特性としては日降水量、降水生起特性としては降水間隔日数という2変量のみからなるとし、さらにそれら変量間の独立性を積極的に組み入れて、2変量独立過程としてシミュレーション・モデルを展開した。

## (2) 2変量独立過程としての日降水量系列

### a) モデル化の基本

日降水量系列は無数の物理的原因要素の相互作用の出現値であるから、その性状は必然的に確率的性格をおり、長期変動・周期変動および偶然変動から構成されて

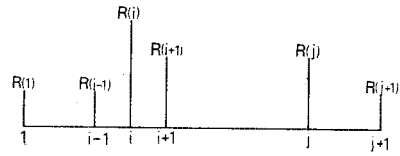


Fig. 1 Illustration of the daily precipitation series  $R(i)$ .

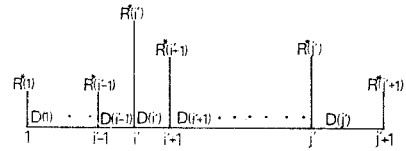


Fig. 2 Illustration of the daily precipitation intensity  $R^*(i)$  and the continuous dry days  $D(i)$ .

いると考えられる。ここに、長期変動とはトレンドともよばれ、年降水量などを問題にする場合には、その長期変動特性も検討されるべきであるが、日単位に関する限りは、この長期変動はないと考えてもよく、周期変動としての季節変動と偶然変動とを考えれば十分である。そこで、著者らは降水母集団をいくつかの部分母集団に層別化し、日々の降水量標本はその属する部分母集団からのランダム標本であると考え、季節的な周期変動と偶然変動とを再現することにした。

次に、連続する日降水量系列は次のような2変量統計量で表現できるとした。すなわち、いま、 $i$ 日の日降水量を  $R(i)$  とすると、 $R(i)$  系列は一般に Fig. 1 のように描かれるが、これは日降水量が0である事象をも含めた日降水量だけの確率系列であって、いわば降水強度特性のみに注目したものである。ところが一般に、日降水量系列においては零事象が連続することが多く、いまこれら零事象の連続系列を一つの確率変量とみなすと Fig. 2 のように2変量確率系列が得られよう。すなわち、Fig. 2 は零事象の連続する日数を降水間隔日数系列とよび、これを  $D(i')$  で表わし、一方、降水量が正である日は日降水量系列  $R^*(i')$  で表現したものであり、日降水量系列がこれら2変量で表現されると考えたものである。

以上のようにして日降水量系列が  $\{R^*(i'), D(i')\}$  ( $i'=1, 2, \dots$ ) の連続系列で表現されたが、さらに理論展開を容易にするために、日降水現象の確率特性から十分成り立つと考えられる以下の2つの仮定を設けた。すなわち、

1) 同一母集団においては  $\{R^*(i'), D(i')\}$  系列は相互に独立であり、共通の同時確率密度関数  $P_r(R^*, D)$  をもつ、

2)  $R^*$  と  $D$  とは互いに独立であるから、同時確率

密度関数が次式で与えられる。

$$P_r(R^*, D) = P_r(R^*) \cdot P_r(D) \dots\dots\dots (2.1)$$

以上の仮定を設けることにより、日降水量系列は  $R^*$  と  $D$  の 2 変量独立過程として表現されたことになる。

#### b) 仮説の検定法

日降水量系列が 2 変量独立過程としてモデル化できるためには、設定した仮定が十分成り立っているかどうかを検定しておかなければならない。まず、降水間隔日数の指数分布性と降水日数のポアソン分布性およびそれらの等価性に関しては、統計的に、指数分布では平均値と標準偏差が、ポアソン分布では平均値と分散がそれぞれ等しいことが知られており、一方、その等価性は、ある期間を降水間隔日数の平均値で除した値が、その期間内の降水日数の平均値に等しいことから評価することができる。次に、a) の仮定 1), 2) の検定には、 $R^*$ ,  $D$  それぞれの系列内での独立性、および  $R^*$ ,  $D$  相互の独立性を検定すれば十分である。まず、 $R^*$ ,  $D$  各系列内の独立性検定には、系列相関係数  $r_\tau$  の  $\tau=1$  での値  $r_1$  に関する R.L. Anderson の有意性検定<sup>1)</sup>により、 $R^*$ ,  $D$  相互の独立性検定には、両系列の単純相関係数  $\rho=0$  に関する  $t$  分布検定<sup>11)</sup> によった。これらの検定法は厳密には正規母集団からの標本に対して導かれたものであるが、著者らは指数分布母集団の検定論においても、正規性からのゆがみの影響は大きくあられわれないと考えて、上記の検定法が近似的に適用できるとして採用した。

なお、日降水量  $R^*$  は一般には連続変量であるが、これを離散変量、特に正の整数値として表現する。これは実際の降水予測における把握の精度としても十分であり、整数値であるので降水間隔日数  $D$  と同様な扱いができるからである。整数化は四捨五入法により行ない、 $R^* < 0.5 \text{ mm}$  では  $R^*=0$  として無降水事象の取扱いをする。なお、降水間隔日数においては降水が連続する場合、 $D=1$  日と考える。

### (3) 降水母集団の層別化と分布関数の推定

本節では日降水量系列  $R^*(i)$  と降水間隔日数系列  $D(i)$  の 2 変量が共通の確率分布特性をもつと考えられる期間を求めて降水母集団の層別化を行ない、層別化された母集団を特徴づける分布関数の推定を行なう。この場合、層別化された降水母集団とは、日降水量分布および降水間隔日数分布が同一とみなせる期間を意味する。

#### a) 度数分布の安定性

標本から母集団の確率分布特性を推定する場合、度数分布の安定性がよく問題になる。ところが、ランダム標本であると標本の大きさが増すほど、よい推定値が得られることが理論的、経験的に確かめられているので、日降水量および降水間隔日数がそれぞれ独立であることが

前節の検定法により証明されたならば、これらの標本はランダム標本とみなされるので、標本の大きさを増すことによって度数分布の安定性が得られる。この場合、現実には標本の大きさに限界があり、また、標本の大きが多いほど情報処理に多大の費用と時間を要することにもなり、標本の大きさの決定には度数の安定性および情報処理両面からの考慮が必要であろう。

#### b) 降水母集団の層別化

一般に、無相関に関する  $\chi^2$  検定を拡張すると、分布間の一様性、すなわち同一型の度数分布かどうかを検定することができる<sup>12)</sup>。いま、観測度数分布が安定すると考えられる年数に関して、便宜的に各月ごとに日降水量  $R^*$ , 降水間隔日数  $D$  について適当な階級分けのもとに観測度数を求め、 $\chi^2$  検定を行なうと、 $R^*$ ,  $D$  ともに同一とみなしうる期間分割が月相互間で見出され、それによって一年をいくつかの降水母集団に層別化することができる。

#### c) 分布関数の推定

b) で層別化された降水母集団ごとに、日降水量および降水間隔日数の分布関数の推定を行なう。一般に、両分布とも指数型の分布に従うと考えられるので、片対数紙上に観測度数の超過確率をプロットすると、直線形状が得られる。いま、その直線形状に最小二乗法を適用すると近似的に指数分布関数の推定ができ、そのとき超過確率  $P_E(k)$  は、

$$P_E(k) = 1.0 - \sum_{i=1}^k p_i = e^{a k + b} \dots\dots\dots (2.2)$$

で与えられる。ここに、 $p_i = P_r\{R^* \text{ および } D=i\}$  であり、 $a, b$  は最小二乗法から決定される最確値である。なお、標本から得られた超過確率分布関数が一本の直線で近似できない場合には部分近似を行なう。

### (4) 降水の時間的シミュレーションの手順

2.(2) および 2.(3) で述べた方法を総合すると、降水をシミュレートすることができるが、その手順は以下のようなになる。

1) まず、各月ごとに日降水量系列  $R^*(i)$  および降水間隔日数系列  $D(i)$  を求め、各系列の系列相関係数および両者の単純相関係数から独立性の検定を行なう。

2) 独立性が採択されたならば、同じく各月ごとに  $R^*$  および  $D$  の観測度数を求め、 $\chi^2$  検定によって、それぞれ同一とみなせる母集団に層別化する。

3) 両分布が同一とみなせる母集団に再編成する。

4) 次に、これら層別化された母集団ごとに、日降水量および降水間隔日数それぞれの超過確率を求め、最小二乗法により分布関数を推定する。

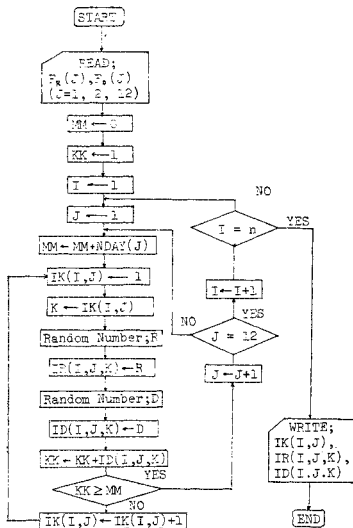
5) その推定された分布に応じて乱数を発生させ、日

降水量および降水間隔日数を交互に独立に決定していく。なお、乱数発生は、 $[0,1]$  に一様分布する乱数  $\xi$  を用いて、

$$\sum_{k=1}^{m-1} p_k < \xi \leq \sum_{k=1}^m p_k \dots\dots\dots(2.3)$$

を満たす  $m$  で与える。ここに、 $p_k = P_r[R^* \text{ および } D = k]$  であり、 $m=1$  のとき左辺は 0 に等しいとする<sup>13)</sup>。

6) このように両者を決定していき、母集団の異なる期間に達すれば、それに引続き、次の降水母集団の特性値に応じて同様に乱数を発生させていく。こうして一年間がシミュレートされたならば、同様の手順によって任意の年数の降水をシミュレートすることができる。以上をフローチャートで示すと Fig. 3 のようになる。4. ではこうした手順で、淀川流域を代表する京都気象台の日降水量をシミュレートし、その有効性を検証する。



I; Year      F<sub>k</sub>(J); Distribution function of  
 J; Month      the daily precipitation intensity  
 K; Day      F<sub>k</sub>(J); Distribution function of  
 NM; Total days      the continuous dry days  
 n; Simulated year      IR(I,J,K); Simulated precipitation intensity  
 NDAY(C); Days of C-th month      ID(I,J,K); Simulated dry days  
 ZK(I,J); Number of precipitation days

Fig. 3 Flow chart for simulation in the base station.

なお、以上は  $R^*$ ,  $D$  それぞれの系列内および両者の間での独立性が採択された場合であるが、独立でない場合にはマルコフ過程的取扱も必要となってきた、これらの問題は今後の課題となろう。

### 3. 基幹観測所と準基幹観測所相互の空間的確率構造とそのシミュレーション

前章で流域を代表する基幹観測所の日降水量系列がシ

ミュレートされたので、本章ではさらに降水の空間的特性を把握するため、各支川流域を代表する基幹観測所（準基幹観測所）をいくつか選び、基幹・準基幹観測所相互の空間的確率構造を調べる。

#### (1) 降水系と無降水系の確率構造

従来、著者らは降水の空間的確率構造を把握する手段として地域相関分析法を提案した。この場合、降水事象および無降水事象を分離しないで両観測所間に直線回帰を仮定したので、降水性状の類似する近接の観測所相互では有効な方法であったが、観測所間の距離および高低差が大きくなると、相関が悪くなり、直線回帰が不安定となることが実証された。こうした原因としては特に、一方の観測所の降水事象と他方の観測所の無降水事象が同時に扱われていることが考えられ、降水の空間的確率構造把握においても前章で述べたように、降水・無降水を分離する立場をとるべきである。本節では基幹・準基幹観測所の空間的確率構造を降水系・無降水系に分離し、それぞれの系において確率構造を明らかにすることにした。

#### a) 基幹・準基幹観測所の降水状態の分類

いま、基幹・準基幹観測所両者の降水状態を分類すると、次の4つの系が考えられる。すなわち、基幹・準基幹観測所ともに降水がある降水・降水系 (R.R)、ともに無降水の無降水・無降水系 (D.D)、さらに基幹観測所には降水があるが準基幹観測所は無降水である降水・無降水系 (R.D)、その逆の無降水・降水系 (D.R) である。Table 1 はこれら系の確率構造を示したものであり、 $p_1, p_2$  は基幹観測所が降水である条件のもとで、準基幹観測所に降水がある確率および降水がない確率を示しており、 $p_3, p_4$  は基幹観測所が無降水であるときのそれぞれの出現確率を表わしている。

Table 1 Probability of (R.R), (R.D), (D.R) and (D.D) systems.

Sub-base station	R	D	
Base station			
R	$p_1$	$p_2$	$p_1 + p_2 = 1$
D	$p_3$	$p_4$	$p_3 + p_4 = 1$

このように分類すると、 $p_1$  と  $p_2$  の割合および  $p_3$  と  $p_4$  の割合は各準基幹観測所で安定した固有の値をもち、基幹・準基幹観測所間の距離および高低差が大きくなると一般に  $p_2, p_3$  の割合は大きくなり、また、季節的にも梅雨期や台風期には  $p_1$  の割合が高く、雷雨や集中豪雨の多い時期には逆に  $p_2$  や  $p_3$  が大きくなる。なお、上記の分類のうちで (R.D) および (D.D) 系においては、準基幹観測所の日降水量は零で問題はないが、(R.R) および (D.R) 系においては準基幹観

測所の日降水量を推定しなければならない。そこでまず、(R.R)系について考察しよう。

**b) 降水・降水系の直線回帰分析**

いま、基幹・準基幹観測所に降水がある場合、両者の日降水量に直線回帰を仮定すると、

$$y_i = \alpha \cdot x_i + \beta + \epsilon_i \dots \dots \dots (3.1)$$

の関係が得られる。ここに、 $x_i$  および  $y_i$  は基幹・準基幹観測所で同時に観測された日降水量であり、 $\alpha, \beta$  は直線回帰係数および切片定数で、それぞれ次式で推定される。

$$\hat{\alpha} = \left( \sum_{i=1}^n x_i \cdot y_i - n \cdot \bar{x} \cdot \bar{y} \right) / \left( \sum_{i=1}^n x_i^2 - n \cdot \bar{x}^2 \right) \dots \dots \dots (3.2)$$

$$\hat{\beta} = \left( \bar{y} \sum_{i=1}^n x_i^2 - \bar{x} \sum_{i=1}^n x_i \cdot y_i \right) / \left( \sum_{i=1}^n x_i^2 - n \cdot \bar{x}^2 \right) \dots \dots \dots (3.3)$$

ここに、 $\bar{x}, \bar{y}$  は  $x_i$  および  $y_i$  の平均値、 $n$  は (R.R) 系の降水標本数である。また、 $\epsilon_i$  は直線回帰で説明できない偶然量を意味しており、 $\{y_i - (\hat{\alpha} \cdot x_i + \hat{\beta})\}$  系列の標準偏差  $\sigma_\epsilon$  を用いて、 $N(0, \sigma_\epsilon)$  なる正規分布で近似する。

なお、両観測所間の相関係数は、

$$r = \left( \sum_{i=1}^n x_i \cdot y_i - n \cdot \bar{x} \cdot \bar{y} \right) / \left[ \left( \sum_{i=1}^n x_i^2 - n \cdot \bar{x}^2 \right)^{1/2} \cdot \left( \sum_{i=1}^n y_i^2 - n \cdot \bar{y}^2 \right)^{1/2} \right] \dots \dots \dots (3.4)$$

で与えられるが、 $|r| < 0.3$  では両者に直線回帰が認められがたいので、この場合には基幹観測所の日降水量とは無関係に準基幹観測所の降水量確率分布関数  $F_1$  から準基幹観測所の降水量を推定すべきであろう。

**e) 無降水・降水系の降水量確率分布**

(D.R)系における準基幹観測所の降水量は、準基幹観測所の降水量確率分布関数  $F_2$  から推定される。この場合の  $F_2$  は (D.R) 系に属する降水標本のみから推定されるものであり、一般に (R.R) 系に属する降水標本に比べてその数が少なく、その分布関数が不安定になると考えられるが、日降水量の分布特性から判断して、指数分布で近似できよう。

**(2) 空間的シミュレーションの手順**

以上のようにして基幹・準基幹観測所相互の空間的確率構造が把握できると、次に述べる空間的シミュレーションが可能である。

1) まず、降水資料から各月ごとに  $p_1, p_2, p_3, p_4$  の値を求めるとともに、(R.R)系に対しては式 (3.4) で与えられる相関係数  $r$  を求める。

2)  $|r| \geq 0.3$  の場合には、直線回帰分析を行ない、係数  $\hat{\alpha}, \hat{\beta}$  および偶然量  $\epsilon_i$  の標準偏差  $\sigma_\epsilon$  を求める。一方、 $|r| < 0.3$  の場合には、準基幹観測所の降水量分

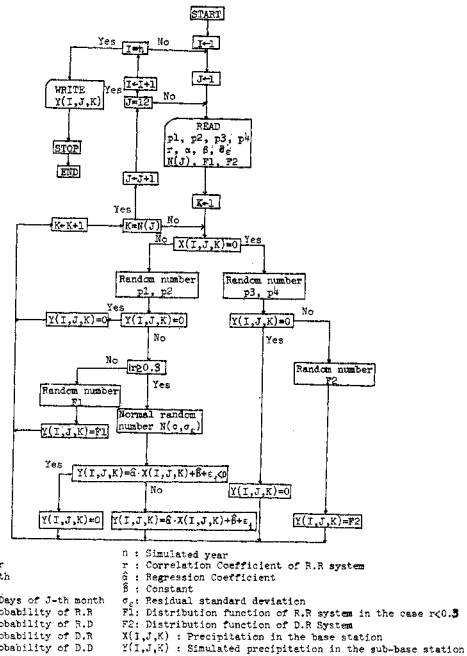


Fig. 4 Flow chart for spatial simulation.

布関数  $F_1$  を (R.R) 系に属する降水標本から推定する。

3) 他方、(D.R)系に対しては準基幹観測所の降水量分布関数  $F_2$  を (D.R) 系に属する降水標本から推定する。なお、 $F_1$  および  $F_2$  の分布関数の推定には 2.(3)c) で述べた方法に従う。

以上の特性量が推定されると、Fig. 4 のフローチャートにしたがって、準基幹観測所の日降水量が 2.(4) で述べた基幹観測所の日降水量のシミュレート結果から容易に推定できる。

**4. 淀川流域への適用と考察**

本章では前章までの理論的アプローチを淀川流域に適用し、その結果を考察する。

**(1) 降水資料**

まず、流域を代表する基幹観測所としては京都気象台を、準基幹観測所としては琵琶湖流域で彦根測候所、木津川流域で上野測候所、桂川流域で園部観測所および淀川本川流域で大阪気象台を選んだ。解析に用いた降水資料は、京都; 1886—1965年(80年間)、彦根; 1926—1965年(40年間)、上野; 1938—1965年(28年間)、園部; 1926—1965年(40年間)、および大阪; 1926—1965年(40年間)の日降水資料である。上野は測候所開設が1937年4月であるので、他の観測所よりも資料期間が短くなっているが、いずれの資料にも欠測はな

Table 2 Equivalence of exponential and poisson distribution.

Month		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
Number of Precipitation days	Mean Value	8.675	9.225	12.075	11.950	11.100	13.600	12.525	9.825	12.650	9.700	8.350	8.050
	Variance	11.815	7.461	8.994	7.741	5.733	12.810	16.102	11.635	12.079	8.670	3.772	8.818
Number of Continuous dry days	Mean Value	3.055	2.809	2.372	2.352	2.681	2.052	2.275	2.776	2.178	2.813	3.361	3.326
	Standard Deviation	3.025	2.527	1.937	1.806	2.369	1.820	2.386	2.868	2.004	2.598	2.915	2.189
Month days divided by Mean value of continuous dry days		9.820	9.968	12.647	12.755	11.189	14.619	13.186	10.806	13.774	10.664	8.925	9.019

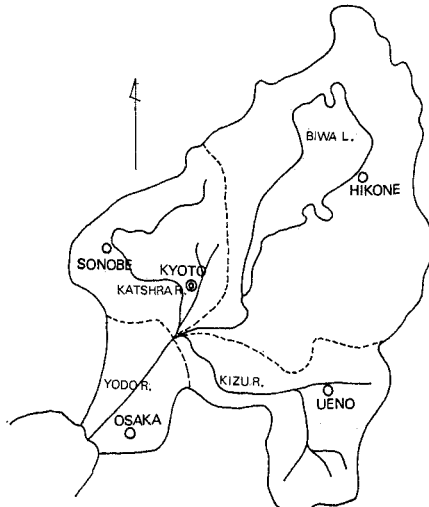


Fig. 5 Map of Yodo River and base and sub-base stations.

く、0.1mm の範囲まで測定されている。Fig. 5 に淀川流域の概要と上記観測所の位置を示す。なお、以下の計算は京都大学大型計算機 FACOM 230-60 による。

## (2) 京都気象台における日降水量系列のシミュレーション

### a) 降水間隔日数の指数分布性と降水日数のポアソン分布性

著者らは降水生起特性としては降水間隔日数のみを考えれば十分と考えたが、実際には、降水間隔日数の指数分布性と降水日数のポアソン分布性および両者の等価性は 2.(2) b) で述べた方法で調べられよう。Table 2 は 1886 年から 1925 年までの 40 年間資料を用いて、各月ごとに降水日数については平均値と分散を、降水間隔日数については平均値と標準偏差を求めたものである。適合度の悪い月も見出されるが、ほぼ降水間隔日数の指数分布性と降水日数のポアソン分布性が成り立っている。また、最下段の値は各月の日数を降水間隔日数の平均値で除した値であるが、最上段に示す降水日数の平均値とよく一致しており、本研究での 2 変量的取扱いの有効性を実証している。

### b) 独立性の検定

①  $R^*$ ,  $D$  各系列内の独立性; まず,  $R^*$ ,  $D$  各系列内の独立性検定には, R.L. Anderson の定義による巡回式系列相関係数の有意性検定を採用した。Table 3 は有意水準 5% で有意な系列相関を示す年数を表わしており,  $R^*$ ,  $D$  いずれにおいても 80 年間で 10 年以下であり, 各月において  $R^*$ ,  $D$  各系列内の独立性を認めてもよからう。

Table 3 Test of independence of  $R^*$  and  $D$ , respectively.

Month Period	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
	$R^*$	1886-1925	2	0	4	3	4	2	2	2	1	0	3
	1926-1965	4	3	1	2	5	1	3	1	3	0	3	2
	Total	6	3	5	5	9	3	5	3	4	0	6	5
$D$	1886-1925	2	1	4	3	2	2	1	0	2	2	2	2
	1926-1965	6	3	0	5	1	1	2	2	3	2	0	2
	Total	8	4	4	8	3	3	3	2	5	4	2	4

②  $R^*$ ,  $D$  相互の独立性; この検定には, 単純相関係数の  $t$  分布検定による。Table 4 は  $t$  分布検定の結果, 5% 有意水準で両系列間に有意な相関が認められた年数を示している。いずれの月においても 80 年間でわずか 1~5 年に有意な相関が認められる程度で,  $R^*$ ,  $D$  相互の独立性は成立するとみてもよい。

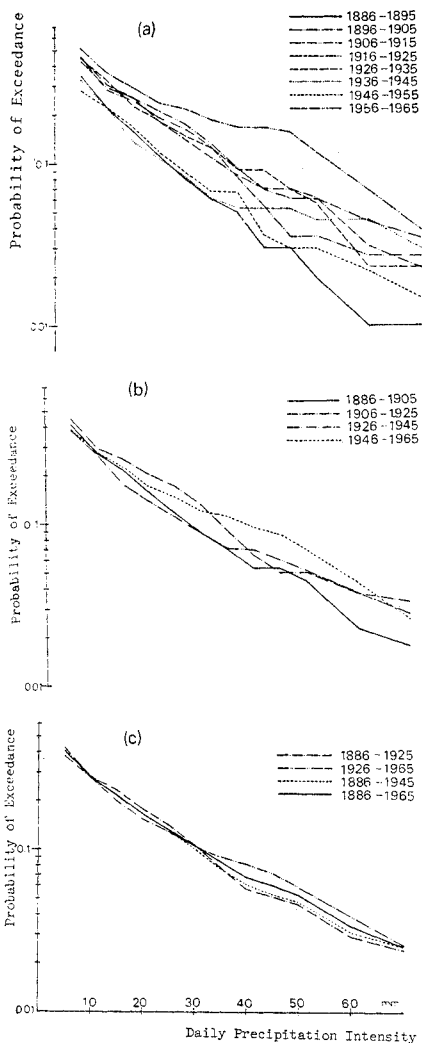
Table 4 Test of independence between  $R^*$  and  $D$ .

Month Period	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
	1886-1925	0	4	2	0	2	2	3	2	0	2	2
1926-1965	1	1	0	2	2	3	0	2	2	1	1	1
Total	1	5	2	2	4	5	3	4	2	3	3	3

したがって, 以下においてはすべての月において著者らの仮定が成立するとして議論, 考察を進めた。

### c) 度数分布の安定性

b) の検定結果により, 日降水量標本および降水間隔日数標本がそれぞれランダム標本であることが認められたので, 標本数の増加にともない両分布はともに安定していくことが予想される。Fig. 6 は日降水量分布が標本数の増加にともなってどのように変化するかを, 8 月を例に示したものである。10 年間の標本では非常に不安定であるが, 20 年になるとかなり安定しており, 40 年になると, もっとも不安定な 8 月においても安定し,



**Fig. 6** Stability of frequency distribution curves of the daily precipitation intensity (August)  
(a) 10 years (b) 20 years (c) 40, 60, 80 years

全資料すなわち 80 年間のものほとんどかわらない結果を示している。こうした傾向は降水間隔日数分布についても同様であり、度数分布が 40 年間資料で安定するとみてよからう。

**d) 母集団の層別化と分布関数の推定**

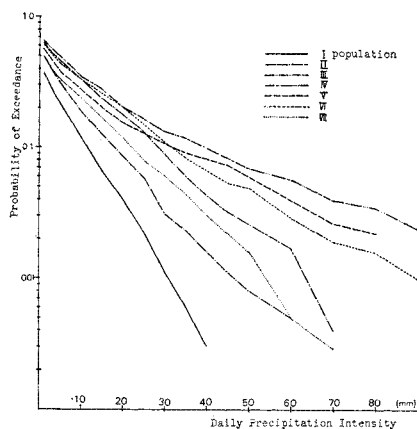
上記の考察から、以下では 1886—1925 年の 40 年間資料を用いて解析を進めた。

まず、各月を層別化の基本単位として 2. (3) b) で述べた  $\chi^2$  検定を行なうと、次の結果が得られた。すなわち、日降水量  $R^*$  に関しては、I ; 12, 1, 2 月, II ; 3, III ; 4, 5, IV ; 6, 7, V ; 8, VI ; 9, VII ; 10, 11 の 7 期間に、降水間隔日数  $D$  に関しては、I ; 12, 1, 2 月, II ; 3, III ; 4, 5, 10, 11, IV ; 6, 7, 9, V ; 8 の 5 期間に層別

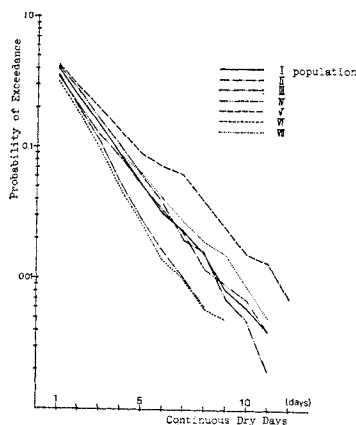
化された (有意水準 5%)。したがって、日降水量分布および降水間隔日数分布が同一とみなせる期間、すなわち降水母集団は以下の 7 期間に分けられる。

Population	I	II	III	IV	V	VI	VII
Month	12, 1, 2	3	4, 5	6, 7	8	9	10, 11

すなわち、I 期は冬型の降雪期、II は春型への移行期、III は春型、IV は梅雨期、V は雷雨・台風による強雨はあるが、一般に晴天の多い乾燥期、VI は台風期、VII は秋型の少雨期に相当しよう。



**Fig. 7** Frequency distribution curves of the daily precipitation intensity.



**Fig. 8** Frequency distribution curves of the continuous dry days.

次に、これら層別化された期間ごとに、降水の確率分布特性を考察する。すでに標本は降水母集団からのランダム標本であることが認められたので、各期間内の全標本から度数分布が推定される。**Fig. 7** は 1886—1925 年の 40 年間資料から各期間における日降水量の超過確率を、**Fig. 8** は同じく降水間隔日数の超過確率を求めたものである。いずれも片対数紙上で直線形状を示して

**Table 5** The likelihood values of  $\hat{a}$  and  $\hat{b}$  in formula (6.1)

(a) Daily Precipitation Intensity																				
Popula- tion	I			II			III			IV			V			VI			VII	
Domain (mm)	$1 < i$	$1 \leq i \leq 5$	$6 \leq i \leq 40$	$41 \leq i$	$1 \leq i \leq 5$	$6 \leq i$	$1 \leq i \leq 10$	$11 \leq i \leq 30$	$31 \leq i$	$1 \leq i \leq 5$	$6 \leq i \leq 20$	$21 \leq i$	$1 \leq i \leq 5$	$6 \leq i \leq 50$	$51 \leq i$	$1 \leq i \leq 5$	$6 \leq i$			
$\hat{a}$	-0.119	-0.116	-0.086	-0.055	-0.082	-0.067	-0.072	-0.050	-0.028	-0.104	-0.062	-0.034	-0.085	-0.051	-0.037	-0.104	-0.067			
$\hat{b}$	-0.916	-0.593	-0.762	-1.998	-0.371	-0.417	-0.326	-0.550	-1.195	-0.449	-0.661	-1.224	-0.410	-0.597	-1.272	-0.610	-0.816			

(b) Continuous Dry Days							
Domain (day)	$i \geq 1$	$1 \leq i$	$1 \leq i$	$1 \leq i$	$1 \leq i$	$1 \leq i$	$1 \leq i$
$\hat{a}$	-0.478	-0.595	-0.485	-0.459	-0.384	-0.632	-0.435
$\hat{b}$	-0.498	-0.476	-0.365	-0.653	-0.490	-0.467	-0.575

おり、両分布とも指数型に近い分布をしている。**Table 5** は 2. (3) c) で述べた最小二乗法により、

$$\log_e P_E(k) = \hat{a} \cdot k + \hat{b} \tag{6.1}$$

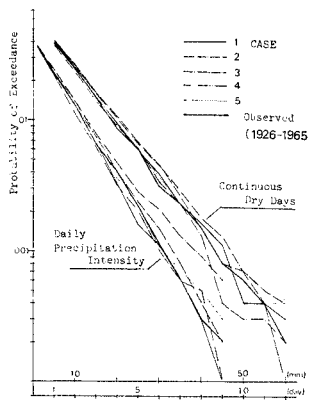
として分布関数を推定した結果である。ここに、 $\hat{a}$ ,  $\hat{b}$  は最確値である。降水間隔日数に関しては各期とも一本の直線で近似することができたが、日降水量に関しては一本の直線近似では適合度が悪いため、部分近似を行なった。

e) 観測標本とシミュレーション結果との比較・検討

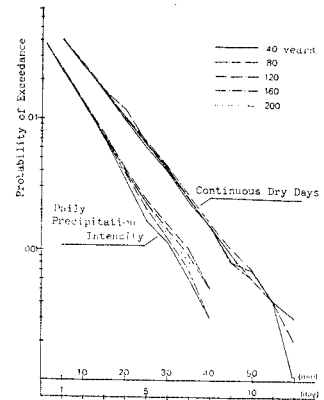
**Table 5** の分布関数に応じて、**Fig. 3** の手順で乱数を発生させていくと、日降水系列がシミュレートできる。以下ではこのモデルの有効性を、シミュレートされた日降水系列が 1926—1965 年の観測標本系列をうまく再現しているかどうかによって評価することにする。

① 日降水量系列および降水間隔日数系列の再現性

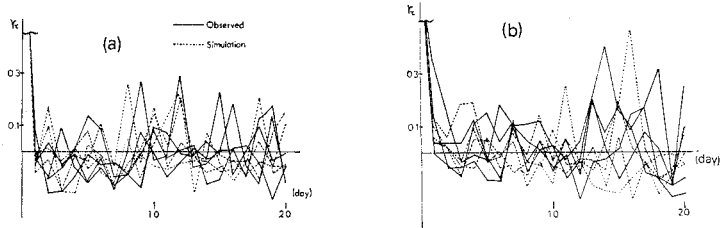
**Fig. 9** はシミュレーション年数が 40 年の場合について、日降水量および降水間隔日数の超過確率を観測標本のそれと比較した一例である。シミュレート結果は観測標本をよく再現しているといえよう。また、**Fig. 10** はシミュレーション年数に応じて、日降水量および降水間隔日数の超過確率がどのように変化するかを示したものであるが、年数による変化はほとんどみられない。以上の結果は、観測標本年数の選択において、40 年という年数の妥当性を示すものであり、度数の安定する年数以上では、標本から推定された分布関数に応じて乱数発生を行なうと、シミュレーション年



**Fig. 9** Comparison between observed and simulated data (40 years).



**Fig. 10** Variation of frequency distribution curves with the simulated years (Population I)



**Fig. 11** Comparison between observed and simulated data (daily precipitation) (a) Winter (b) Summer

数をいくらかでも増すことができることを意味している。次に、シミュレートされた日降水量系列  $R^*(i)$  と降水間隔日数系列  $D(i)$  とを合成して日降水系列  $R(i)$  とし、その系列の特性量と観測標本系列のそれとを比較・考察する。

② コレログラムおよびスペクトル

**Fig. 11** は冬 (12~2 月) および夏 (6~8 月) について観測標本とシミュレート結果のコレログラムを比較したものである。冬において日降水系列の独立性がシミュレート結果にも再現されており、また夏においては観



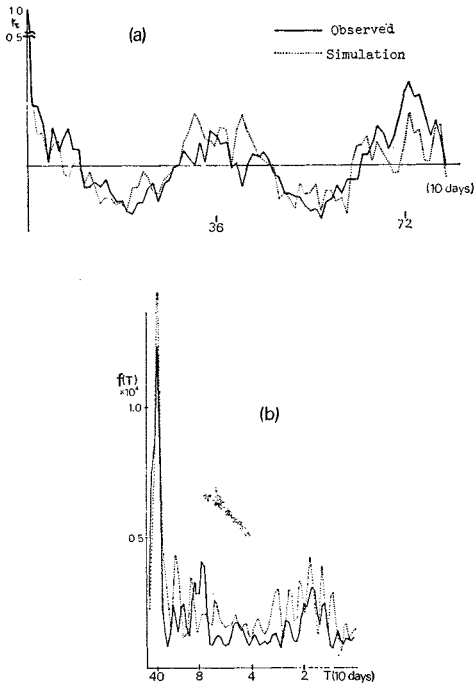


Fig. 12 Comparison between observed and simulated data (10 days precipitation) (a) Correlogram (b) Power spectrum

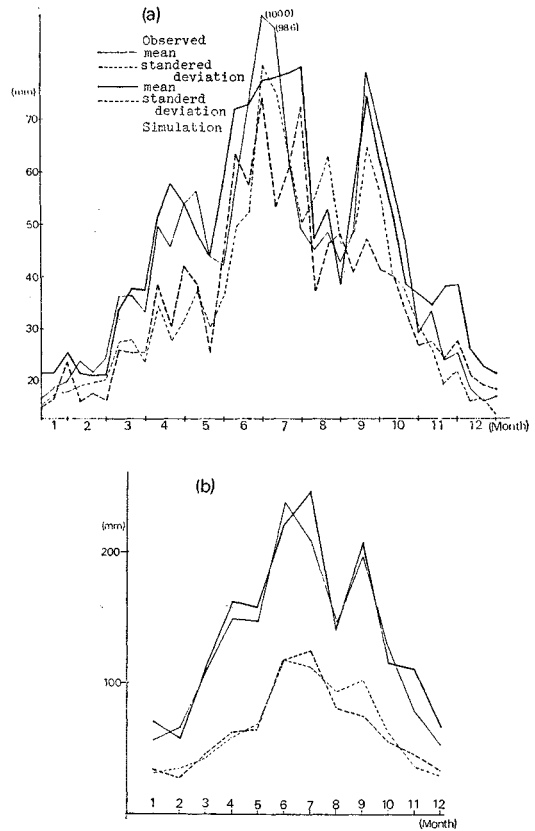


Fig. 14 Comparison between observed and simulated data-mean, standard deviation (a) 10 days precipitation (b) monthly precipitation

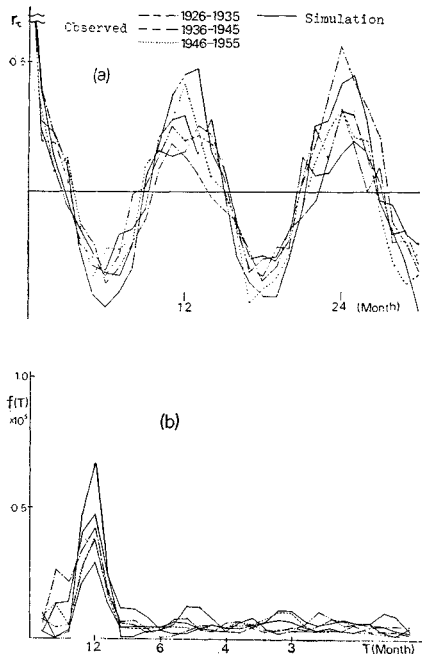


Fig. 13 Comparison between observed and simulated data (monthly precipitation) (a) Correlogram (b) Power spectrum

測標本の  $\tau=1$  の値が冬よりも若干大きい程度で、一次マルコフとまではみなしがたく、シミュレート結果にもほとんど独立性の特徴が再現されている。次に、旬降水量および月降水量に関して同様に、コログラムおよびスペクトルを求め、比較した図が Fig. 12, 13 である。観測時間単位が、日、旬、月と長くなるにつれて、一年周期性の卓越度が増してくるが、シミュレート結果にもそうした特性が十分再現されている。ただ、いずれの時間単位においても、スペクトルでみるとシミュレート結果が一年周期性を強調しすぎている。この原因としては、観測標本に長期変動特性が若干、内蔵されていること、降水母集団の分割が多すぎること、および降水母集団間の移行過程を独立的に扱っていることなどが考えられる。

③ 平均値および標準偏差曲線

Fig. 14 は 40 年シミュレーション結果と 1926—1965 年観測標本とから、旬、月降水量を算出し、それらの平均値および標準偏差曲線を示したものである。6, 7 月、すなわち IV 期では両者の差が大きい、他の月では平均

値、標準偏差ともほぼ同じ値をとっており、十分再現性があるとみなしてよい。

以上、京都気象台に関してシミュレート結果と観測標本系列とを比較・検討したが、いずれにおいてもシミュレート結果は観測系列の特性をかなりよく再現しており、この意味では本方法は日降水量系列の有効なシミュレーション・モデルといえよう。

次に、こうした基幹観測所の日降水系列のシミュレート結果を、準基幹観測所の日降水系列に変換するため、空間的シミュレーション法を大阪、上野、彦根、園部の各観測所に適用したので、それらの結果について考察する。

### (3) 京都気象台と大阪・上野・彦根・園部観測所間の空間的シミュレーション

基幹・準基幹観測所の空間的確率構造把握においては、基幹観測所の時間的確率構造把握と同様、度数の安定性からいえば40年の解析資料が必要であろう。しかし、著者らの考えでは準基幹観測所は基幹観測所よりも観測所としての等級は1階級下であると考えから、その観測期間は一般に基幹観測所に比べると短くならざるをえない。また、空間的シミュレーション・モデルの有効性を観測標本との比較から評価する場合、シミュレート結果を解析期間の観測標本と比較するのではなく、解

析期間以後の観測標本と比較・考察する方が、よりシミュレーション・モデルの有効性を検証できよう。こうした理由から、以後の解析では1926—1945年の20年間を空間的シミュレーション・モデルの解析期間として考察を進めた。

#### a) 基幹・準基幹観測所の各降水状態の割合

Table 6 は京都気象台と大阪・上野・彦根・園部観測所間における1926—1945年資料に基づく(R,R),(R,D)および(D,R),(D,D)系の生起回数を示したものであり、Table 7 はその確率表示である。大阪については5年ごとの値も併記してある。なお、各欄の上段左が(R,R)、右が(R,D)、下段左が(D,R)、右が(D,D)の値を示している。いずれにおいても(R,R)の生起回数は(D,D)のそれに比べて少なく、また大阪・上野に関しては各月とも(R,D),(D,R)がほぼ同数であるのに対し、園部・彦根は冬期、(D,R)系が非常に多く、両地点は京都よりも降水生起がひんぱんである。次に大阪における(R,R),(R,D)系の割合は5、10月に若干の変動が見られるが、その他の月においてはほぼ安定した値を示している。他の準基幹観測所についても、これらの系の割合は安定した値を示しており、こうした結果は、空間的シミュレーション法における(R,R),(R,D),(D,R),(D,D)系の分離が有効であることを実証しており、以後の解析の基本となる。なお、Table 7 をより

Table 6 Occurrence numbers of (R,R), (R,D), (D,R) and (D,D) systems.

Station	Month	Month																							
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12												
OSAKA (1926-1945)	{	92	53	108	54	164	74	168	43	168	35	183	42	160	89	131	76	185	38	159	33	133	39	102	52
	{	26	447	23	373	37	343	29	358	28	387	39	334	33	336	53	358	62	313	27	399	30	296	38	426
UENO (1938-1945)	{	31	19	54	9	82	13	69	10	76	4	87	10	70	23	64	19	73	21	73	8	53	11	36	15
	{	13	183	20	139	14	137	12	147	13	153	13	128	14	139	37	126	20	124	11	154	13	161	12	183
HIKONE (1926-1945)	{	116	29	128	34	174	64	153	58	138	65	151	74	164	85	125	82	179	68	143	49	123	49	102	52
	{	220	253	158	238	104	276	73	314	59	356	65	308	72	297	73	338	72	279	89	337	106	320	169	295
SONOBE (1926-1945)	{	95	50	114	48	153	85	152	59	133	70	157	68	175	74	131	76	184	63	133	59	123	49	103	51
	{	108	365	100	296	88	292	76	311	64	351	76	297	61	308	64	347	79	272	83	343	95	331	101	363

Table 7 Probabilities of (R,R) and (D,R) systems.

Station	Month	Month												
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	
O S A K A	1926-1945	R,R	0.635	0.667	0.689	0.796	0.828	0.813	0.643	0.633	0.749	0.828	0.773	0.662
		D,R	0.055	0.058	0.097	0.075	0.068	0.105	0.089	0.129	0.108	0.063	0.070	0.082
	1926-1930	R,R	0.744	0.548	0.613	0.778	0.830	0.780	0.635	0.622	0.652	0.659	0.683	0.614
		D,R	0.053	0.073	0.132	0.117	0.080	0.112	0.044	0.093	0.165	0.071	0.131	0.128
	1931-1935	R,R	0.561	0.676	0.755	0.833	0.851	0.754	0.652	0.582	0.810	0.958	0.833	0.702
		D,R	0.045	0.050	0.070	0.046	0.038	0.121	0.107	0.153	0.106	0.028	0.060	0.076
1936-1940	R,R	0.697	0.744	0.698	0.857	0.956	0.893	0.684	0.610	0.857	0.852	0.861	0.778	
	D,R	0.058	0.050	0.111	0.120	0.056	0.087	0.104	0.160	0.057	0.091	0.045	0.064	
1941-1945	R,R	0.586	0.756	0.737	0.745	0.746	0.864	0.632	0.678	0.757	0.872	0.773	0.636	
	D,R	0.065	0.062	0.083	0.018	0.102	0.101	0.104	0.120	0.128	0.066	0.048	0.067	
UENO (1938-1945)	R,R	0.620	0.857	0.863	0.873	0.950	0.897	0.753	0.771	0.777	0.901	0.828	0.706	
	D,R	0.066	0.126	0.093	0.076	0.078	0.092	0.092	0.227	0.139	0.067	0.075	0.062	
HIKONE (1926-1945)	R,R	0.800	0.790	0.731	0.725	0.680	0.671	0.659	0.604	0.725	0.745	0.715	0.662	
	D,R	0.465	0.399	0.274	0.189	0.142	0.174	0.195	0.178	0.205	0.209	0.249	0.364	
SONOBE (1926-1945)	R,R	0.655	0.704	0.643	0.720	0.655	0.698	0.703	0.633	0.745	0.693	0.715	0.669	
	D,R	0.228	0.253	0.232	0.196	0.154	0.204	0.165	0.156	0.225	0.195	0.223	0.218	

詳細に観察すると、以下の特徴も見出されよう。すなわち、

1) (R.R)系の割合  $p_1$  は大阪・上野に比して園部・彦根は相対的に小さい。一方、(D.R)系の割合  $p_3$  は大阪・上野に比較して、園部・彦根が相当高い値を示している。こうした特徴には基幹観測所と準基幹観測所との距離および高低差が影響しているが、各観測所の局地性も大きく影響していよう。概していえば、京都気象台の降水形態の類似性は北にはなく、南に指向しており、木津川・本川流域側に広がっているといえる。

2) さらに季節的にみると、(R.R)系の割合は、大阪では冬・夏で低く、梅雨期・台風期で高く、また彦根では冬・秋が高く、夏は低いが、園部では季節間に大きな変化はない。一方、(D.D)系の割合は、大阪・上野では値そのものが小さいが、冬に低く、夏に高い傾向を示し、彦根・園部では冬・秋がとくに高い。こうした特徴は、梅雨期・台風期にはこれら観測所間の降水形態がかなり類似しているが、冬期には京都気象台の降水形態が彦根・園部により近いことを意味しており、また夏の雷雨期はその雨域がかなり狭いことも理解できよう。

以上の結果は、降水が空間的・季節的にかなり異なった形態をとることを意味しており、さらに降水現象を降水系と無降水系に分離すべきことを明らかにしている。以下では準基幹観測所の日降水量推定に必要な (R.R)系および (D.R)系の解析に限定して考察を進める。

b) 降水・降水系の確率構造

Table 8 は基幹・準基幹観測所間で式 (3.4) で与えられる (R.R)系の相関係数  $r$  を求めたものであり、Table 9 は式 (3.2) および (3.3) から求めた  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$  の値を示したものである。京都・大阪間では各月とも高相関を示しているが、8月はその値がやや低い。また京都・上野間も相関は高いが、8,9月とはとくに低い。京都・彦根、京都・園部間はいずれも各月において相関が低く、

ほとんどの月でその値が 0.5 未満になっている。こうした結果は、日降水量間においても大阪・上野は京都に類似しているが、彦根・園部は類似性が弱いことを意味している。また、 $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$  の値は期間のとり方でかなり変動するが、とくに相関の低い彦根・園部ではその変動が大きい。したがって、以後の解析では、彦根・園部で  $|r| < 0.3$  なる月は (R.R)系が無相関であるとし、その他の月および大阪・上野の全月は標本数のもっとも多い 1926—1945 年資料に対応する  $\hat{\alpha}$ ,  $\hat{\beta}$  を採用した。

e) 無降水・降水系の確率構造

次に (D.R)系の降水量確率分布関数  $F_2$  を考察したが、該当する標本の少ない大阪・上野でわずか数ヶ月、特に降水量の大きい部分で分布型がひずんでいるが、その他はほぼ指数分布に従っており、 $F_2$ の推定には 2. (3) c) で述べた最小二乗法を採用した。

d) 観測標本とシミュレーション結果との比較・検討

以上の特性量を用いて Fig. 4 の手順に従えば、大阪・上野・彦根・園部各準基幹観測所の日降水量がシミュレートできる。以下では京都気象台の 1946—1965 年日降水資料に対応する各準基幹観測所のシミュレート結果を観測標本と比較し、シミュレーション・モデルの有効性を考察した。

まず、Table 10 は各準基幹観測所における (R.R)および (D.R)系の占める割合を示したものである。各欄の上段の値が観測標本に対応し、下段の値はシミュレート結果に対応する。いずれの観測所においても、(R.R)の値はシミュレート結果がいくぶん小さく現われているが、観測標本の (R.R)値が 1926—1945 年標本のそれとあまり異なっていないことを考えると、これは正規乱数発生の際に生じる負の降水（特に、基幹観測所の降水量が少ない場合に起こりやすく、計算上は零とする）が原因していると思われる。一方、(D.R)の値に関しては、彦根・園部にその一致の悪い月があるが、観

Table 8 Correlation coefficients of (R.R) system.

Station	Month											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
OSAKA	0.713	0.744	0.824	0.825	0.716	0.799	0.690	0.591	0.715	0.827	0.769	0.787
UENO	0.576	0.848	0.674	0.740	0.676	0.661	0.566	0.455	0.420	0.721	0.829	0.837
HIKONE	0.311	0.528	0.431	0.293	0.369	0.525	0.421	0.240	0.474	0.525	0.461	0.225
SONOBE	0.498	0.511	0.448	0.265	0.361	0.269	0.471	0.270	0.392	0.390	0.446	0.395

Table 9 Values of  $\hat{\alpha}$  and  $\hat{\beta}$  in formulas (3.2) and (3.3).

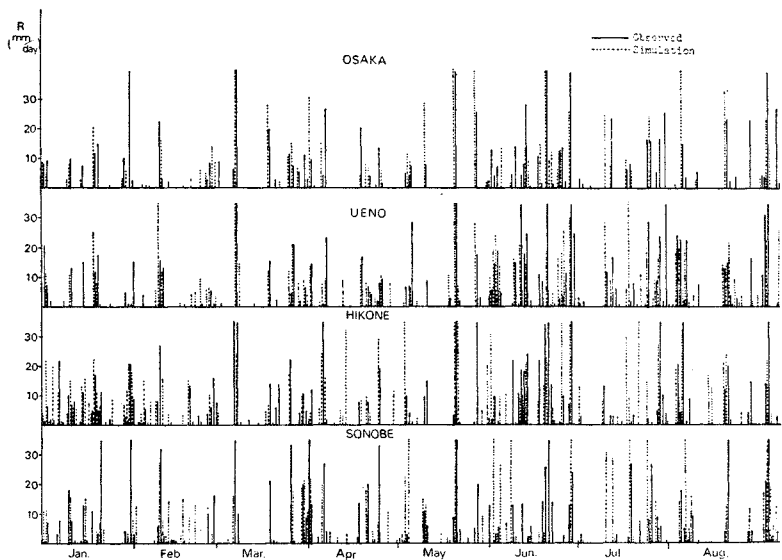
Station	Month											
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
OSAKA	0.925	2.838	3.022	1.855	3.164	4.459	5.656	6.767	2.859	1.983	2.121	1.842
	0.844	0.708	0.635	0.785	0.636	0.561	0.627	0.529	0.806	0.942	0.731	0.751
UENO	2.625	1.905	3.205	3.868	3.298	4.984	8.473	11.684	8.224	2.830	0.584	1.339
	0.612	0.863	0.543	0.567	0.470	0.666	0.484	0.396	0.355	1.170	1.104	0.957
HIKONE	6.881	4.990	6.788	8.091	7.884	13.008	10.918	11.203	8.422	5.768	6.122	9.461
	0.383	0.471	0.377	0.283	0.408	0.333	0.413	0.138	0.415	0.667	0.483	0.257
SONOBE	3.668	3.829	6.497	9.118	8.952	13.447	8.912	14.025	9.945	8.574	5.583	5.931
	0.640	0.593	0.413	0.264	0.459	0.154	0.592	0.246	0.557	0.656	0.571	0.359

**Table 10** Probabilities of (R.R) and (D.R) systems between observed and simulated data, upper values; observed, lower values; simulated.

Station	Month	Month											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
OSAKA	R.R	0.689	0.693	0.747	0.864	0.876	0.820	0.716	0.646	0.809	0.850	0.859	0.730
		0.572	0.537	0.591	0.683	0.727	0.634	0.506	0.560	0.528	0.701	0.628	0.551
	D.R	0.048	0.091	0.104	0.066	0.082	0.097	0.083	0.078	0.103	0.058	0.059	0.060
		0.063	0.057	0.093	0.093	0.082	0.081	0.066	0.120	0.085	0.065	0.057	0.073
UENO	R.R	0.791	0.739	0.789	0.837	0.851	0.858	0.798	0.717	0.767	0.866	0.788	0.742
		0.529	0.769	0.707	0.814	0.847	0.683	0.591	0.582	0.592	0.636	0.654	0.515
	D.R	0.081	0.093	0.114	0.082	0.109	0.142	0.171	0.186	0.142	0.102	0.076	0.104
		0.079	0.127	0.090	0.082	0.074	0.110	0.105	0.226	0.163	0.074	0.075	0.082
HIKONE	R.R	0.818	0.815	0.834	0.805	0.809	0.789	0.789	0.668	0.820	0.856	0.807	0.832
		0.781	0.729	0.682	0.792	0.678	0.679	0.712	0.647	0.738	0.717	0.763	0.629
	D.R	0.350	0.324	0.234	0.106	0.127	0.136	0.147	0.122	0.142	0.100	0.183	0.357
		0.425	0.369	0.266	0.204	0.144	0.192	0.191	0.196	0.215	0.232	0.278	0.401
SONOBE	R.R	0.764	0.768	0.781	0.735	0.801	0.772	0.801	0.663	0.794	0.828	0.769	0.820
		0.668	0.678	0.665	0.733	0.636	0.717	0.696	0.696	0.764	0.722	0.718	0.629
	D.R	0.197	0.202	0.191	0.106	0.095	0.133	0.105	0.085	0.136	0.102	0.183	0.206
		0.239	0.262	0.226	0.162	0.125	0.231	0.169	0.154	0.272	0.183	0.244	0.213

測標本およびシミュレート結果はよく一致しているといえる。

**Fig. 15** は観測標本とシミュレート結果とを 1950 年を例に示したものである。両者はかなりよく対応しているが、前述した理由からも明らかなように、降水量の小さい部分ではその対応は弱いようである。次に、**Table 11** は (R.R) 系の相関係数を示したものである。それぞれの上段の値が観測標本の、下段の値がシミュレート結果の相関係数である。大阪・上野に関しては両者はかなり類似しているが、彦根・園部で無相関とした月において両者間にかなりの違いが現われている。この結果は、相関係数および  $\alpha, \beta$  の不安定性に原因があるようである。さらに、**Fig. 16** はシミュレートされた各準基幹観測所の降水量確率分布を 11 月を例に示したものである。他の月の結果とも総合すると、シミュレート結果は降水量が小さい部分での度



**Fig. 15** Comparison between observed and simulated data spatial simulation (1)

数が少ないため、観測標本のそれと異なる結果となっている。以上空間的シミュレーションの結果について考察したが、総じて適合性はあまりよくないと判断されよう。こ

数が少ないため、観測標本のそれと異なる結果となっている。

以上空間的シミュレーションの結果について考察したが、総じて適合性はあまりよくないと判断されよう。こ

**Table 11** Correlation coefficients of (R.R) system between observed and simulated data.

Station	Month	Month											
		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
OSAKA	{	0.805	0.814	0.796	0.707	0.646	0.758	0.557	0.661	0.716	0.826	0.667	0.856
		0.852	0.861	0.870	0.840	0.820	0.806	0.638	0.845	0.843	0.949	0.589	0.777
		0.620	0.710	0.702	0.583	0.533	0.723	0.565	0.446	0.639	0.674	0.564	0.725
UENO	{	0.700	0.927	0.728	0.728	0.834	0.665	0.639	0.541	0.586	0.688	0.937	0.881
		0.618	0.584	0.538	0.699	0.841	0.769	0.472	0.642	0.687	0.715	0.687	0.530
		0.431	0.576	0.352	0.206	0.472	0.355	0.380	0.375	0.548	0.695	0.464	0.193
SONOBE	{	0.714	0.625	0.509	0.731	0.776	0.749	0.514	0.714	0.717	0.774	0.696	0.634
		0.673	0.544	0.592	0.181	0.514	0.058	0.601	0.278	0.508	0.348	0.462	0.273

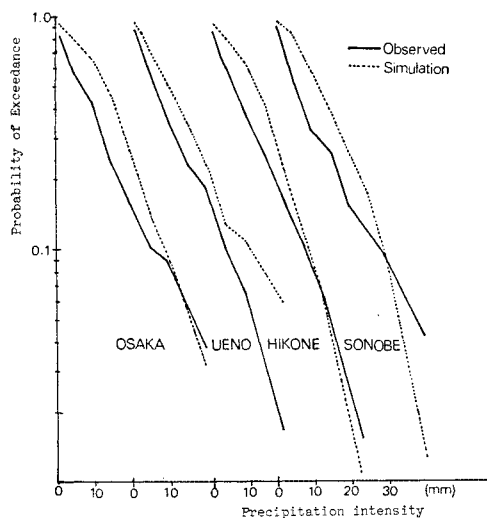


Fig. 16 Comparison between observed and simulated data spatial simulation (2)

の原因としてはいろいろ考えられるが、主たる原因としては前述したように、1) 正規分布の発生法、および 2) (R.R) 系の相関係数  $r$  および  $\alpha, \beta$  の不安定性、さらには 3), 2) とも関連するが解析期間が短い、ことが指摘されよう。こうした欠点を改良するためには、できるかぎり解析期間を長くするとともに、1) に関しては少なくとも降水規模が 10 mm を超える場合とそれ以下の場合で、正規分布の標準偏差を変えること、2) に関してはこれらパラメーターの確率分布特性の導入などが考えられるので、今後は、こうした方法についてさらに検討を進めるつもりである。

## 5. 結 語

本研究は長期間の水資源計画における流況シミュレーション・モデルを確立する立場から、その供給源である日降水量の空間的・時間的確率構造を把握し、それらをシミュレートしたものである。まず、基幹観測所の日降水系列は日降水量系列と降水間隔日数系列の 2 変量独立過程としてシミュレートし、準基幹観測所の日降水系列への変換は、基幹・準基幹観測所間で降水系と無降水系を分離し、それぞれの確率特性からシミュレートした。得られた結果を要約すると、以下のようである。

1) 基幹観測所においては、標本からの経験分布に基づいてシミュレートする場合、度数分布の安定性をうるために少なくとも 40 年の観測標本が必要である。

2) 降水形態には季節特性があり、降水母集団をいく

つかの部分母集団に層別化する必要がある。

3) 基幹観測所で観測標本とシミュレート結果とをコログラムおよびスペクトルで比較すると、両者は日、旬、月単位いずれにおいてもよく一致しており、度数ばかりでなく、時間的な出現性においても十分に再現性がある。

4) 降水量系列と降水間隔日数系列の独立性検定に、正規母集団から導かれた検定法を近似的に適用したが、厳密には 2 変量指数分布母集団の検定論の確立が緊要である。

5) 基幹・準基幹観測所の (R.R), (R.D), (D.R) および (D.D) 系の分離は、空間的シミュレーション法を有効にするものであるが、(R.R) 系の直線回帰分析には、偶然量の付加法および回帰係数等の不安定性に問題が残された。

今後は、4), 5) の問題点を改良していくとともに、本研究で得られた基幹・準基幹観測所のシミュレート結果を周辺観測所とも結合させ、広域的な長期間降水シミュレーション・モデルを確立し、流出解析法への有効な入力情報としていきたい。

## 参 考 文 献

- 1) 高棹琢馬・池淵周一：長期間流出機構の情報理論的研究，京大防災研究所年報，第 12 号 B，昭 44.3.
- 2) 石原藤次郎・池淵周一：降水観測網の統計的検討，京大防災研究所年報，第 13 号 B，昭 45.3.
- 3) たとえば V.T. Chow and S. Ramaseshan : Sequential Generation of Rainfall and Runoff Data, Proc. ASCE Hy 4, Vol. 91, pp. 205~233, July, 1965.
- 4) R.A. Grace and P.S. Eagleson : The Synthesis of Short-Time Increment Rainfall Sequences, M.I.T., Dep. of Civil. Eng., Hydrodynamics, Lab. Report, No. 91.
- 5) A. Pattison : Synthesis of Hourly Rainfall Data, Water Resources. Research, Vol. 1, No. 4, pp. 489~498, 1965.
- 6) 角屋・丈達・福島：日雨量系列の模擬発生と内水排除計画への適用，土木学会第 24 回年次学術講演会講演概要，II-41, 昭 44.9.
- 7) 室田・端野：土砂輸送に関連するモデル降雨の設定について，昭 43 年度土木学会関西支部年次学術講演会講演概要，II-33, 昭 43.5.
- 8) たとえば前出 6)
- 9) 本間鶴千代：待ち行列の理論，理工学社，pp. 179~181 1966.3.
- 10) 鈴木栄一：気象統計学，地人書館，pp. 145~157.
- 11) 岸根卓郎：理論・応用統計学，養賢堂，pp. 391~394 昭 44.7.
- 12) 前出 11), pp. 375~383.
- 13) 津田考夫：モンテカルロ法とシミュレーション，培風館，pp. 24~37, 昭 44.6.

(1971.7.9・受付)