

長野県旬降水量の空間的分布特性と 未観測降水量の推定について

寒川典昭* 荒木正夫** 斉藤貢一***

(58年5月26日受理)

Characteristics of Spacial Pattern and Estimation of Missing Data with Respect to Ten-day Precipitations in Nagano Prefecture

Noriaki SŌGAWA*, Masao ARAKI**, and Kōichi SAITŌ***

Since, from the viewpoint of mathematical statistics, the spatial dependence of precipitation is associated with a wide range of area, data of ten-day precipitation in Nagano Prefecture were subjected to both a principal component analysis effective for grasping spatial patterns of precipitation and a multiple regression analysis effective for estimating missing and unobserved data of precipitation. Data of ten-day precipitation were divided by a χ^2 -test into five populations: I, November-March; II, April-May; III, June; IV, July-August; V, September-October. The behavior of factor loadings and proportions determined by the principal component analysis has disclosed spatial characteristics of precipitation for each population: six precipitation patterns for populations I and II, five patterns for populations III and V, and three patterns for population IV. The multiple regression analysis has evaluated partial regression coefficients useful for estimation of ten-day precipitations. The coefficients obtained were capable of reproducing and estimating the data of ten-day precipitation with a high accuracy. The accuracy of estimation was practically equal to that of reproduction.

1 序 論

近年、経済の高度成長は水需要の増加と偏在化をもたらし、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、渇水対策についてたび重な

* 土木工学教室助手

** 土木工学教室教授

*** 建設技術研究所

る議論がなされ、水資源の有効利用、多水系にまたがる広域的な水資源開発が本格的に進められようとしている。

ところで、これらの計画を実行するにあたり、我々にはまず最初に、流域内貯留量の入力源である降水の空間的・経年的変化特性を明らかにせねばならない。すなわち、1) いろいろな時間間隔の降水が示す空間的分布特性がどのような要因にどの程度影響をうけるかを分析し、その傾向を把握することにより、将来現われるであろう分布の型を推定したり、2) 欠測資料の補充や未観測降水量を推定して、精度の高い入力情報を得ることが要求される。1) により空間的分布特性が明らかになると、広域的導水計画の必要範囲を需要に応じて設定することが可能になり、2) により未観測降水量が推定されると、1) をより精度よく行なうことができるとともに、短期間の観測データしかもたない地点に、長期間のデータを作成し、将来降水量予測の基礎的情報を与えることができる。

従来、降水の空間的分布特性に関しては、室田ら¹⁾が主成分分析における主成分と寄与率の立場から、近畿地方の月降水量について検討した。一方、星²⁾は北海道の旬降水量を対象として、同じく主成分分析を適用し、固有ベクトルの挙動から観測所のグループ化を行った。又、モデル式を逆変換して、旬降水量を模擬発生させた。

これらの研究では、多くの観測所の降水を同時に取り扱っている点が高く評価されるが、降水の空間的分布特性を把握するには、固有ベクトルや寄与率の他に主成分分析の重要な性質である因子負荷量についても議論すべきであろうと思われる。一方、降水は水文現象の中でも非常に不規則性に富んだ現象とみなされているため、その推定問題については近接する多くの観測所のデータから回帰により対象降水を評価すること、すなわち重回帰分析を導入することが望ましいと思われる。

このような観点から、さらに精度の高い空間的分布特性の把握と未観測降水量の推定を行なうために、次のような新しい見解を導入して長野県内15ヶ所の旬降水量を解析した。

1) 主成分分析における空間的分布特性の把握において、主成分もとの変数との相関を示す因子負荷量の概念を導入し、又、データの整理の段階で経年変化を考慮した。

2) 未観測降水量の推定において、推定においてモデル式の逆変換よりも高精度の推定が望める主成分と推定量との間の線形重回帰分析を導入した。

得られた結果は長野県における水資源計画を作成する上で有効な情報となるにとどまらず、本研究の適用方法は広く他地域にも用いられ得ることは言うまでもない。

2 主成分分析と重回帰分析の理論式

主成分分析とは“互いに相関のある多種類の特性値のもつ情報を、互いに無相関な少数個の総合特性値に要約する”方法である。

いま、 n 個の対象について p 次元ベクトル $(x_{\alpha 1}, x_{\alpha 2}, \dots, x_{\alpha p}, \alpha=1, 2, \dots, n)$ が観測されたとき m 個の主成分は次式で与えられる³⁾。

$$z_{\alpha k} = \sum_{i=1}^p a_{ki} x'_{\alpha i}, \quad \alpha=1, 2, \dots, n, \quad k=1, 2, \dots, m \quad (2.1)$$

ただし、

$$\sum_{i=1}^p a_{ki}^2 = 1, \quad k = 1, 2, \dots, m \quad (2.2)$$

であり, $x'_{\alpha i}$ は $x_{\alpha i}$ を α について平均 $E[x'_i] = 0$, 分散 $V[x'_i] = 1$ に基準化した変量である.

本研究で用いた主成分分析の諸性質は次のとおりである.

1) $V[x'_i] = 1$ であるから, その和は

$$\sum_{i=1}^p V[x'_i] = p \quad (2.3)$$

となる.

2) $x'_{\alpha i}$ の分散・共分散行列 (相関行列に一致する) の固有値を λ_k とおくと寄与率は

$$\lambda_k/p, \quad k=1, 2, \dots, m \quad (2.4)$$

となり, m 個の主成分の累積寄与率は

$$\sum_{i=1}^m \lambda_k/p \quad (2.5)$$

与えられる.

3) $z_{\alpha k}$ と $x'_{\alpha i}$ の相関, すなわち因子負荷量は

$$r(z_k, x'_i) = \sqrt{\lambda_k} a_{ki}, \quad k=1, 2, \dots, m, i=1, 2, \dots, p \quad (2.6)$$

となる.

次に, $z_{\alpha k}$ を従属変数 y_α に線形回帰させると次式が得られる⁴⁾.

$$y_\alpha = \beta_0 + \sum_{k=1}^m \beta_k z_{\alpha k} + \varepsilon_\alpha, \quad \alpha=1, 2, \dots, n. \quad (2.7)$$

ここで, β_0 は定数, β_k は偏回帰係数であり, ε_α は独立性, 不変性, 等分散性を満足する雑音成分である. (2.7)式は $z_{\alpha k}$ を説明変数とみなしたとき, 線形重回帰式に他ならず, β_k, β_0 は次式より決定される.

$$\beta_k = \sum_{i=1}^p a_{ki} r_{x_i y} \frac{s_y}{\lambda_k}, \quad k=1, 2, \dots, m \quad (2.8)$$

$$\beta_0 = \bar{y} - \sum_{k=1}^m \sum_{i=1}^p a_{ki} r_{x_i y} \frac{s_y}{\lambda_k} \bar{z}_k. \quad (2.9)$$

ここで, $r_{x_i y}$ は $x_{\alpha i}$ と y_α の相関係数, \bar{y}, \bar{z}_k は $y_\alpha, z_{\alpha k}$ の平均, s_y は y_α の標準偏差である. (2.7)式を $x_{\alpha i}$ からの重回帰式に変換すると

$$y_\alpha = b_0 + \sum_{i=1}^p b_i x_{\alpha i} + \varepsilon_\alpha, \quad \alpha=1, 2, \dots, n \quad (2.10)$$

となり、 b_i 、 b_0 は次式により決定される。

$$b_i = \frac{\sum_{k=1}^m a_{ki} \beta_k}{s_{x_i}}, \quad i=1, 2, \dots, p \quad (2.11)$$

$$b_0 = \bar{y} - \sum_{i=1}^p \sum_{k=1}^m a_{ki} \beta_k \frac{\bar{x}_i}{s_{x_i}} \quad (2.12)$$

ここで、 s_{x_i} は $x_{\alpha i}$ の標準偏差である。

3 長野県旬降水量への適用と考察

3.1 長野県の水文特性

(1) 気象概況⁵⁾

長野県は多くの山岳地帯を有し、周囲をアルプス山系及び上信越高原等に囲まれている。県境はすべて他県と陸続きとなり、海に接していない。しかし、それは南北に細長く、そのため太平洋、日本海の両方の影響を受け易く、表日本式、裏日本式及び内陸性の3つの異なったタイプの気候が表われる。

又、山岳地帯は急峻なため、地点間の高低差が大きく、それにともなう気候の地域変化が大となり、季節変化が複雑となる。さらに、気象災害、特に降雨災害が最近頻発している。

(2) 降水特性⁶⁾

全般的にみると、6月、7月の梅雨期と9月の台風期に多雨となっているが、南部になる程凸型の傾向が強まるのに対し、北部、特に新潟県境に近づくにしたがって冬期の降雪量が増大する。

これらを地域的な観点からみると、次のようになる。

1) 北部県境付近の姫川、関川、千曲川下流域の冬期降雪量は梅雨期と同程度か、それ以上となる。

2) 犀川の下流域や高瀬川流域では、犀川上流域と比較して冬の降雪量が多い。

3) 千曲川上・中流域は凸型であるが、月間隔差が小さく、年降水量も少ない。

4) 木曾川、天竜川流域等南部では、凸型を示し、特に梅雨から台風、秋雨時期に多量の降雨がもたらされる。

(3) 降水観測所

図一1は長野県内降水観測所の位置を示している。分布の状態には、やや偏りがみられるが、ほぼ一様に散在しているとみなしてよからう。なお、この降水観測所は建設省河川局が発表している雨量年表⁷⁾によった。解析データは1966年～76年の旬降水量である。

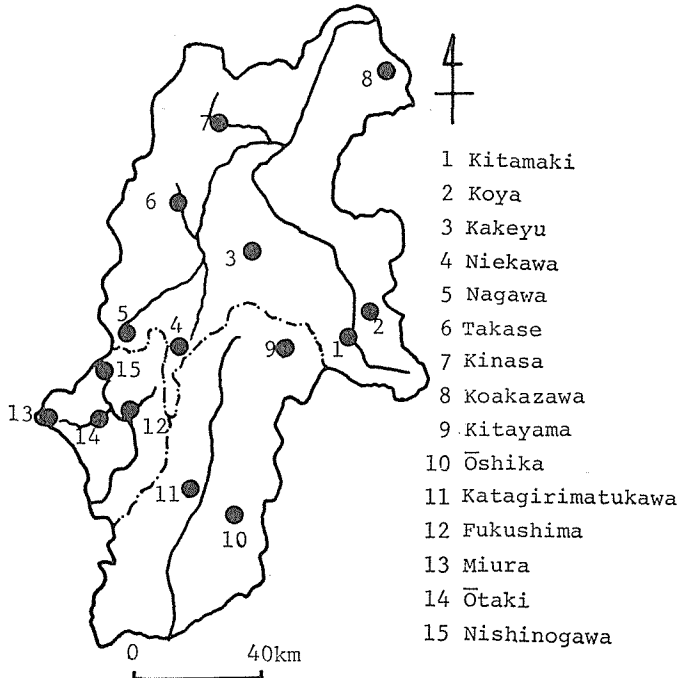


Fig.1 Gauging stations of precipitation

3.2 空間的分布特性

(1) 降水母集団の層別化

降水の発生パターンがどの月も同様であるとみなすことに無理がある。そこで、1年をいくつかの母集団に層別化するために、1ヶ月を層別化の基本単位として“一様性に関する χ^2 検定”⁸⁾を旬降水量に適用した。すなわち、降水量を0mm～30mm, 30mm～80mm, 80mm以上の3つの階級に分け、月ごとにこれらの階級の下に観測度数を求め、“隣接する月間の分布に差異がない”という帰無仮説を立てて検定した。北牧, 小赤沢, 大鹿, 王滝について適用した結果, 次の降水母集団を得た。

I : 11, 12, 1, 2, 3月, II : 4, 5月, III : 6月, IV : 7, 8月, V : 9, 10月。

(2) 降水母集団ごとの分布特性

全体的な傾向を把握するために、1966年～73年の8年間のデータに主成分分析を適用した。次に、経年的変動を把握するために、1966年～75年の10年間のデータを2年ごとに仕切って同じように解析した。計算は5個の母集団について個々に行った。表一1はそのときの寄与率と累積寄与率である。表一2は第1～第3主成分に対する因子負荷量($r_i, i=1, 2, 3$)の経年変動を r_i 空間上の挙動としてとらえたものである。図一2は因子負荷量を r_i の3次元空間上にプロットしたものである。図一2のような図をすべての場合について描いたが、我国の渇水は夏期に発生していることが多いため、ここでは夏期(母集団III, IV)の例を掲げておく。これらの図表を降水母集団ごとに考察すると以下ようになる。

Table 1 Proportion and accumulated proportion of principal component

		1-p.c.		2-p.c.		3-p.c.	
		proportion	proportion	proportion	accumulated proportion	proportion	accumulated proportion
I	a	66.4	11.2	77.6	8.2	85.8	
	b	64.1	11.1	75.2	6.5	81.7	
	c	62.6	10.1	72.7	7.8	80.5	
	d	69.5	8.4	77.9	6.7	84.6	
	e	67.9	8.7	76.6	6.7	83.3	
	T	63.5	8.1	71.6	6.9	78.5	
II	a	86.7	4.9	91.6	4.0	95.6	
	b	41.0	25.5	66.5	10.5	77.0	
	c	63.3	16.2	79.5	7.1	86.6	
	d	70.5	11.6	82.1	8.1	90.2	
	e	77.4	10.2	87.6	5.0	92.6	
	T	65.6	11.2	76.8	5.4	82.2	
III	a	84.3	8.1	92.4	4.2	96.6	
	b	74.4	18.4	92.8	4.5	97.3	
	c	90.8	6.7	97.5	1.9	99.4	
	d	70.5	16.8	87.3	7.9	95.2	
	e	55.8	26.9	82.7	8.1	90.8	
	T	81.4	7.6	89.0	4.0	93.0	
IV	a	79.0	10.6	89.6	4.3	93.9	
	b	76.2	9.6	85.8	6.4	92.2	
	c	66.8	14.8	81.6	7.0	88.6	
	d	78.1	9.7	87.8	4.5	92.3	
	e	77.8	8.8	86.6	4.4	91.0	
	T	74.7	8.8	83.5	5.5	89.0	
V	a	79.6	8.0	87.6	5.3	92.9	
	b	80.9	7.6	88.5	4.2	92.7	
	c	80.9	8.7	89.6	4.6	94.2	
	d	76.3	10.1	86.4	5.1	91.5	
	e	68.2	11.2	79.4	8.4	87.8	
	T	75.4	8.8	84.2	4.9	89.1	

a:1966-67 b:1968-69 c:1970-71 d:1972-73 e:1974-75 T:1966-73
p.c.:principal component

Table 2 Change of factor loading

(a) Population-I

Station No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1966-67	1	2	1	4	3	2	2	8	2	4	3	3	3	4	3
1968-69	2	3	1	1	3	2	2	8	4	4	3	4	4	4	1
1970-71	4	4	2	3	2	2	2	7	4	3	3	3	1	3	1
1972-73	1	2	1	3	3	4	4	8	2	3	3	3	3	3	2
1974-75	2	2	2	1	1	4	4	5	3	1	3	1	2	2	4

(b) Population-II

Station No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1966-67	3	3	3	3	2	2	1	1	3	3	4	4	4	2	2
1968-69	1	2	1	3	2	1	1	2	1	3	4	4	4	4	4
1970-71	2	7	1	4	3	1	2	2	2	4	4	4	3	3	1
1972-73	2	1	1	3	3	1	2	3	2	4	4	4	3	3	2
1974-75	1	1	1	2	4	1	1	2	2	4	4	4	4	4	3

(c) Population-III

Station No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1966-67	4	4	2	2	2	2	4	4	3	3	3	1	1	1	1
1968-69	3	4	3	3	1	2	2	4	4	3	1	1	1	1	1
1970-71	4	4	1	1	1	1	1	2	4	4	4	4	3	4	1
1972-73	1	1	3	4	2	2	2	2	1	4	2	4	4	4	4
1974-75	1	1	1	4	3	2	2	1	2	2	1	3	3	4	4

(d) Population-IV

Station No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1966-67	2	2	1	1	3	4	4	3	2	1	1	1	1	1	1
1968-69	1	1	3	2	4	4	3	3	1	2	2	2	4	2	4
1970-71	2	1	1	1	4	1	3	3	1	4	4	2	4	4	4
1972-73	1	1	3	2	3	3	3	4	1	4	2	2	1	1	2
1974-75	4	4	2	3	4	1	1	2	1	1	3	4	3	3	3

(e) Population-V

Station No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1966-67	2	2	2	4	3	1	1	1	4	4	4	3	3	3	3
1968-69	1	1	1	4	4	2	2	2	1	4	4	4	4	4	1
1970-71	1	1	4	4	2	4	4	5	3	1	1	2	2	2	2
1972-73	4	2	1	4	4	2	2	1	4	4	3	3	1	3	3
1974-75	4	4	4	2	1	4	3	1	2	2	2	1	3	1	1

1:r₁(+) r₂(+) r₃(+) 5:r₁(-) r₂(-) r₃(+)
2:r₁(+) r₂(+) r₃(-) 6:r₁(-) r₂(-) r₃(-)
3:r₁(+) r₂(-) r₃(+) 7:r₁(-) r₂(+) r₃(+)
4:r₁(+) r₂(-) r₃(-) 8:r₁(-) r₂(+) r₃(-)

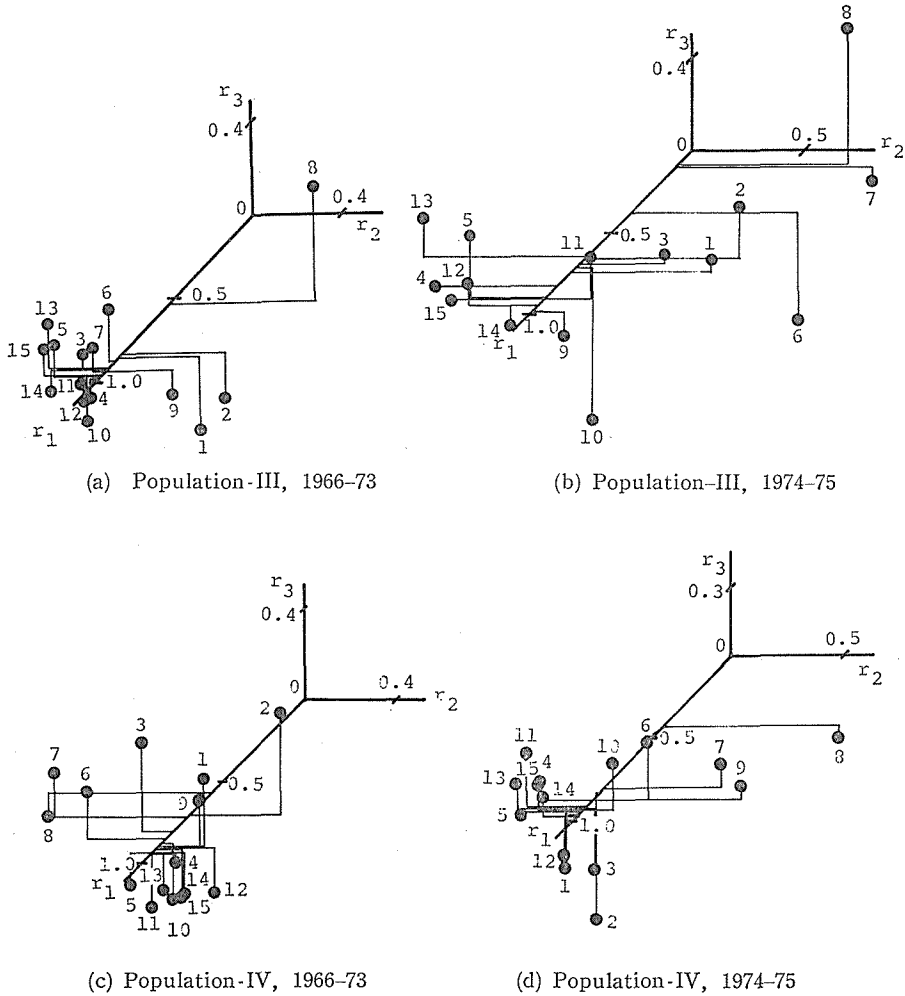


Fig. 2 Three-dimensional expression of factor loading

1) 母集団—I

a) 8年間の結果

第3主成分までの累積寄与率は78.5%となり、5つの母集団の中で最も小さい。第1主成分だけでほとんど説明される地点は、贛川、奈川、北山、大鹿、福島である。第2主成分だけでほとんど説明される地点は小赤沢である。鬼無里は第1主成分と第2主成分の因子負荷量がほぼ等しく、この2つの主成分によって説明される。母集団—Iは冬期にあたり全体的に降水量は少ないが、小赤沢は北部県境に位置し降雪が著しく、明らかに他地点と異なった降水パターンをとることが分かる。

b) 2年ごとの結果

第1～第3主成分の寄与率はほとんど変化なく、第3主成分までの累積寄与率は80～86

%である。第1主成分の因子負荷量の変化は全体的に小さいが、変化が大きいのは鹿教湯、鬼無里、三浦である。第2主成分の因子負荷量はどの地点でも変化が大きく、絶対値が大きいのは古谷、鹿教湯、鬼無里、小赤沢、三浦である。第3主成分の因子負荷量も同様に変化が大きく、絶対値が大きいのは鬼無里、小赤沢である。又、高瀬と鬼無里は経年的に同じ動きをしており、片桐松川は経年変化のほとんどないことが分かる。

2) 母集団一Ⅱ

a) 第3主成分までの累積寄与率は82.2%であり、母集団一Ⅰについて小さい。第1主成分だけでほとんど説明される地点は、北山、大鹿、片桐松川、福島、玉滝である。古谷と鬼無里は第1主成分と第2主成分の因子負荷量がほぼ等しく、この2つの主成分によって説明される。小赤沢は因子負荷量が $(r_1, r_2, r_3) = (0.40, 0.55, 0.70)$ となり、第1～第3のどの主成分に対しても大きな値を示している。

b) 第1と第2主成分の寄与率の変化が著しい。第1主成分の因子負荷量の変化が大きい地点は、古谷、鹿教湯、奈川、鬼無里、小赤沢、三浦であり、第2主成分では、古谷、鬼無里、小赤沢、第3主成分では、奈川、高瀬、小赤沢、北山、三浦である。1968年～69年は、特に第1主成分の寄与率が低く、この期間の降水状況は他の期間と著しく異っていたと考えられる。

3) 母集団一Ⅲ

a) 第3主成分までの累積寄与率は93.0%と5つの母集団の中で最大の値を示している。第1主成分だけでほとんど説明される地点は、鹿教湯、贄川、奈川、鬼無里、大鹿、片桐松川である。小赤沢の因子負荷量は $(r_1, r_2, r_3) = (0.53, 0.65, 0.49)$ となり、3つの主成分によって説明されることが分かる。

b) 第1、第2主成分の変化が著しく、第3主成分までの累積寄与率は91～99%と非常に高い。第1主成分の因子負荷量の変化が大きい地点は、北牧、古谷、高瀬、鬼無里、小赤沢、三浦である。第2主成分の因子負荷量はほとんどの地点で大きい変化をしている。第3主成分の因子負荷量は、北牧、古谷、小赤沢、大鹿で変化が大きい。1970年～71年は特に第1主成分の寄与率と因子負荷量が大きく、ほとんど第1主成分が各地点の降水量を支配している。小赤沢は第2主成分に対する依存度が高い。

4) 母集団一Ⅳ

a) 第3主成分までの累積寄与率は89.0%である。第1主成分だけでほとんど説明される地点は、贄川、奈川、北山、片桐松川と木曾川流域の各地点である。高瀬、鬼無里、小赤沢は第1と第2の2つの主成分でほとんど説明される。

b) 第1～第3主成分の寄与率の変化はほとんどなく、第3主成分までの累積寄与率は90%前後である。第1主成分の因子負荷量は小赤沢以外で変化が小さいが、第2主成分の因子負荷量はほとんどの地点で大きい変化をしている。第3主成分の因子負荷量の変化が大きいのは、古谷、鹿教湯、小赤沢である。

5) 母集団一Ⅴ

a) 第3主成分までの累積寄与率は89.1%である。第1主成分だけでほとんど説明される地点は、鹿教湯、贄川、奈川、北山、片桐松川と木曾川流域の各地点である。小赤沢は第1と第2主成分によってほとんど説明され、大鹿は第1と第3主成分によってほとんど

説明される。

b) 第1～第3主成分の寄与率はほとんど変化がなく、第3主成分までの累積寄与率は90%前後である。

第1主成分の因子負荷量は小赤沢以外の地点で変化が少なく、第2主成分の変化が大きい地点は古谷、高瀬、鬼無里、小赤沢である。第3主成分の因子負荷量は賛川、鬼無里、大鹿で変化が大きい。

以上、母集団ごとに主成分分析の結果の特徴を記述したが、これらの考察から、前出の表-1、表-2、図-2の具体的な数値を参考にして、図-3の降水パターンを得た。この図で、1つのグループ内では同一の降水パターンをもつものとみなされる。図から明らかのように、冬期には局所的な降水のため観測所のグループ化が小分割され、夏期には全体的に一樣な降水のため、観測所が大きく統合された。又、1つのグループに属する観測所は必ずしも同一流域に属するとはかぎらず、他の流域にまたがってグループ化されることもあった。

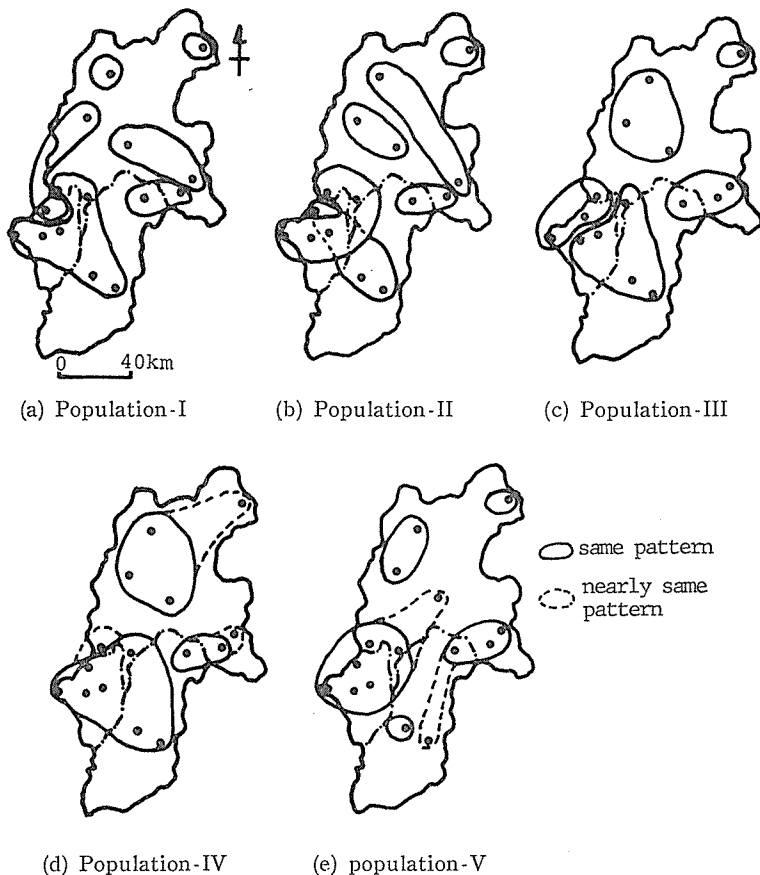


Fig. 3 Pattern of precipitation

3.3 回帰分析による推定

旬降水量をコレログラム解析⁹⁾すると、図一4上段の系列相関係数 $c(\tau)$ が得られ、1年の卓越周期がみられる。そこで、原系列から傾向変動と季節変動を取り除いた定常系列¹⁰⁾をコレログラム解析すると、図一4下段のようになり、ほぼランダム系列とみなすことができる。図一4は北牧(県東部)に関するコレログラムであるが、小赤沢(県北部)、大鹿(県南部)、王滝(県西部)についてもほぼ同様な結果が得られた。これは旬降水量をマルコフ型モデルにより模擬発生させることが困難であることを示している。そこで、北牧の旬降水量を他地点の旬降水量の主成分から推定することを考え、1966年～73年の北牧を除く14地点のデータを用いて主成分分析を行い、固有値0.9以上の主成分を北牧の旬降水量に回帰させた。

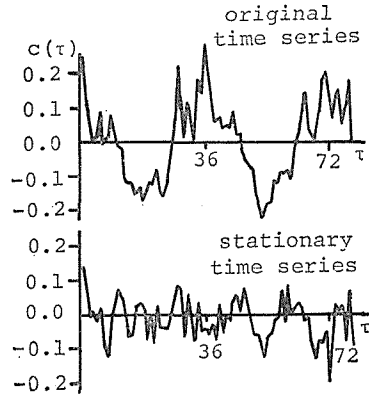


Fig.4 Correlograms of original and stationary time series (Kitamaki)

表一3は主成分をもとの変数に変換したときの偏回帰係数、すなわち、(2.11)、(2.12)式から計算される係数を示している。降水母集団ごとに偏回帰係数が異なるが、図一3に示した北牧を含むグループ内の観測所が大きな値をとっていることが分かる。

次に、この偏回帰係数と各地点の旬降水量から、(2.10)式を用いて1971年～73年の再現、1974年～76年の推定を行った。図一5はその結果を図示したものである。降水は非常にランダム性の大きな現象であり、推定・予測が難かしいとされているが、このシミュレーション値は観測値をよく説明している。又、推定は再現と同程度の適合度が得られており、好ましい結果となっている。

Table 3 Partial regression coefficient

Station No.	const.	2	3	4	5	6	7	8
I	2.223	.248	.173	.037	.030	.068	.031	-.045
II	-0.484	.215	.111	.041	.009	.120	.119	-.133
III	-7.905	.391	.028	.078	-.041	-.140	-.051	.163
IV	-9.889	.298	.163	.061	.015	.099	.041	-.100
V	-8.129	.154	.055	.018	.038	.076	.055	.173

Station No.	9	10	11	12	13	14	15
I	.099	.028	.007	.034	-.006	.008	.022
II	.125	.053	.050	.045	-.008	.026	.070
III	.256	.089	.038	.106	-.030	.042	-.031
IV	.159	.001	.001	.032	.012	.023	.015
V	.118	.161	.080	.012	.003	.021	.011

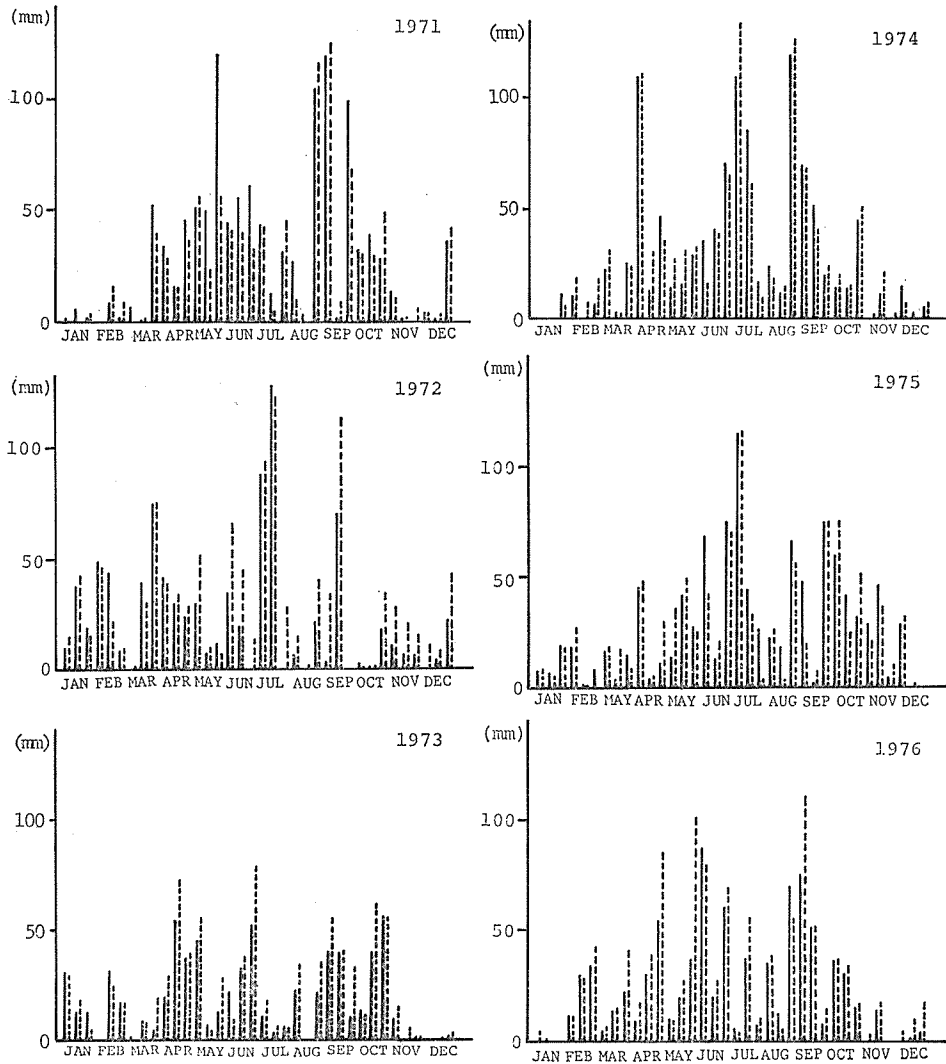


Fig. 5 (a) Reappearance of ten-day precipitation (Kitamaki)

—: observed value; ----: reproduced value

Fig. 5 (b) Estimation of ten-day precipitation (Kitamaki)

—: observed value; ----: estimated value

ここで、北牧は県東部に位置し、図-3からわかるように、1、2個の観測所と小グループを形成しているため推定の難しい観測所の1つである。にもかかわらず、このような精度でシミュレーション値が得られたことは、他の多くの観測所でも北牧と同精度以上で再現・推定されることが予想される。

4 結 論

本研究では、長野県内の旬降水量を対象として主成分分析により因子負荷量等の諸性質を介して、経年変化を踏まえた降水の空間的分布特性を把握し、回帰分析により未観測降水量の推定問題を論じた。結果を要約すると次のようになる。

- 1) 旬降水量のもつ情報は3つの主成分によりほとんど説明される。
- 2) 降水母集団ごとに空間的分布特性が異なり、降雪期には局所的な降水のため観測所のグループが小分割され、夏期には全域的に一様な降水のため観測所が大きく統合された。
- 3) 2年ごとの空間的分布特性の変動をみると、地点により季節によりその変動が異なり、4, 5, 6月の経年変動は著しいことがわかった。
- 4) 北牧旬降水量のシミュレーションでは、再現から推定になっても精度の低下はみられず、十分な精度でシミュレートできた。又、他の観測所のシミュレーションも北牧と同精度以上で推定されることが予想できた。

ここでは旬降水量を対象にしたが、この議論を他の時間単位の降水データ、及び種々の時間単位の流量データに関しても適用し、水資源計画へさらに精密な情報を提供していきたいと考えている。

参 考 文 献

- 1) 室田 明, 江藤剛治, 角湯正剛: 広域的な月水文学量の解析とそのシミュレーション; 土木学会論文報告集, (203), 1~11, (1972.7).
- 2) K. Hoshi: A Study on the Analysis and Simulation of Precipitation by the Multivariate Statistical Model; Proc. of JSCE, (213), 77-87, May 1973.
- 3) 例えば, 奥野忠一, 久米均, 芳賀敏郎, 吉沢正: 多変量解析法; 161, 日科技連, 1971年10月.
- 4) 例えば, 前出3), p.30.
- 5) 長野県土木部: 松塩諏訪地域地下水観測調査報告書; 36, 1977年3月.
- 6) 前出5), pp.36~37.
- 7) 建設省河川局: 雨量年表; 日本河川協会, 1966~76年.
- 8) 岸根卓郎: 理論・応用統計学; 375~376, 養賢堂, 1969年7月.
- 9) 鈴木栄一: 気象統計学; 145, 地人書館, 1968年8月.
- 10) 前出5), p.234.