

信州大学工学部 正 員 荒木 正夫
同 上 正 員 寒川 典昭
同 上 学生員 斎藤 貢一

§1. 概 要

本研究では長野県内の広域的な水資源計画へ有効な情報を提供するために、旬降水量を基準単位として空間的分布特性を経年変化を踏まえて把握し、主成分の回帰により特定の観測所の降水量を再現・予測する。あわせて、主成分の数と累積寄与率の関係を議論する。

§2. 主成分分析の基本式¹⁾

n 個のサンプルが独立に得られ、そのおのおのについて P 通りの特性値 (X_i) が測られているとき、この P 通りの特性値の重み付き平均、いわゆる第 1 主成分は次式で与えられる。

$$Z_k = \sum_{i=1}^P a_{ki} X_i \quad \dots (1) \quad \sum_{i=1}^P a_{ki}^2 = 1 \quad \dots (2)$$

ここで、 $\{a_{ki}\}$ は、 Z_k が $Z_1, Z_2, \dots, Z_{k-1}$ と無相関になるという条件のもとで Z_k の分散が最大になるように定められる。すなわち $\{a_{ki}\}$ は Z_k の分散 λ_k (固有値) に対応する固有ベクトルを充当すればよい。 Z_k の分散の総分散に対する割合 λ_k/P は寄与率と呼ばれ、 m 個の主成分の寄与率の和、

$$\sum_{k=1}^m \lambda_k / P \quad \dots (3)$$

は累積寄与率とみられる。 $m=P$ とすると寄与率の合計は 1 となるから、ここで m と P 個の変数のちがって、た情報の全部をつくすことになる、主成分と従属変数との回帰は主成分を説明変数とした多重回帰分析に他ならず、また Z_k を X_i にちがって回帰係数を求めることも可能である。

§3. 長野県内旬降水量への適用と考察

ここでは図 2 に示す 15 ヶ所の降水観測所の 1966 年～1976 年の降水データを用いて解析した。まず一年ごとのつかう降水母集団に層別化するために各月を層別化の基本単位として“無相関に関する χ^2 検定”²⁾ を拡張して用いると、次のような降水母集団が得られる。

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

従って、上記の母集団ごとに相関行列によって主成分分析を行なうと以下のことがわかった。

1) 降水母集団によって差異はみられるが、第 1 主成分の寄与率は 60～80%，第 3 主成分までの累積寄与率は 90～99% を示す。すなわち個々の変数 (降水量) のもつ情報は第 3 主成分までにはほとんど含まれている。

2) 図 1 は 1966 年～1973 年の 8 年間のデータから求めた第 3 主成分までの固有ベクトルを 3 次元表示したものである。この結果図 2 のように観測所が統合され、1 つのグループ内では観測所相互間の相関も高く、各主成分の固有ベクトルの値が近似しているため、同一の降水パターンをもつものとみなされる。図 1、図 2 は第 II 期について示したものであるが、降水母集団ごとに降水パターンに変動のあることが明らかにされた。

3) 次に、1966 年～1967 年、1968 年～1969 年、……の 2 年ごとのデータで降水母集団ごとに主成分分析

を行なうと、第1主成分の固有ベクトルは安定しているが第2、第3主成分の固有ベクトルに変動がみられた。表1はこの動きを知るために3次元空間を8つの象限に分けて記述したものであり、これより降水パターンの経年的変化がとらえられる。また生データとの比較から第1主成分は全域的に降った降水の大きさに関する因子と思われるが、この因子は解析期間内では変動してな

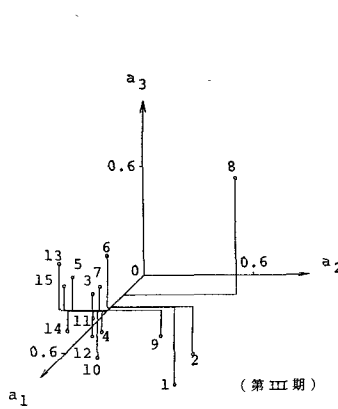


図1 固有ベクトルの3次元表示



図2 降水観測所のグループ化

表1 固有ベクトルの経年的変動(第III期)

観測所番号	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
1966-67年	4	4	2	2	2	2	2	4	4	3	3	3	1	1	1
1968-69年	3	4	3	3	1	2	2	4	4	3	1	1	1	1	1
1970-71年	4	4	1	1	1	1	1	2	4	4	4	4	3	4	1
1972-73年	1	1	3	4	2	2	2	2	1	4	2	4	4	4	4
1974-75年	1	1	1	4	3	2	2	1	2	2	1	3	3	4	4

1: $a_1(+)$ $a_2(+)$ $a_3(+)$
 2: $a_1(+)$ $a_2(+)$ $a_3(-)$
 3: $a_1(+)$ $a_2(-)$ $a_3(+)$
 4: $a_1(+)$ $a_2(-)$ $a_3(-)$

か、たとと解釈される。

4) 北牧地点旬降水量について、

原系列のコレログラムと

原系列から傾向変動と季節変動を取り除いた定常系列のコレログラムを図3に示す。この図から旬降水量にはほとんど持続性がなくマルコフ型モデルで予測することが不可能であろうと思われる。そこで北牧の旬降水量を他地点の主成分から回帰させるモデルを考えた。training期間を1966年～1973年、checking期間を1974年～1976年にとり計算した結果、回帰係数は表2、再現・予測は図4のようになった。表2から北牧を含むグループ内の観測所が大きな回帰係数をもっていることが読みとれる。

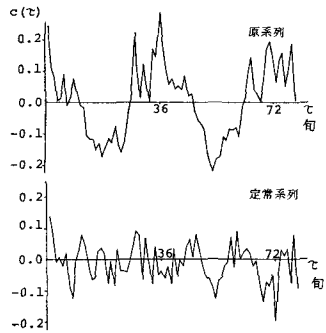


図3 コレログラム(北牧)

表2 回帰係数

観測所番号	const.	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
I	2.223	.248	.173	.037	.030	.068	.031	-.045	.099	.028	.007	.034	-.006	.008	.022
II	-0.484	.215	.111	.041	.009	.120	.119	-.133	.125	.053	.050	.045	-.008	.026	.070
III	-7.905	.391	.028	.078	-.041	-.140	-.051	.163	.256	.089	.038	.106	-.030	.042	-.031
IV	-9.889	.298	.163	.061	.015	.099	.041	-.100	.159	.001	.001	.032	.012	.023	.015
V	-8.129	.154	.055	.018	.038	.076	.055	.173	.118	.161	.080	.012	.003	.021	.011

本稿では旬降水量を対象として、空間的な分布特性を全期間で、及び経

年的に明らかにすることができた。さらに満足の高い精度で旬降水の再現・予測を行なうことができた。

今後、流量に関しても同様な議論を行ない、水資源計画への有効な入力情報にしたいと考えている。

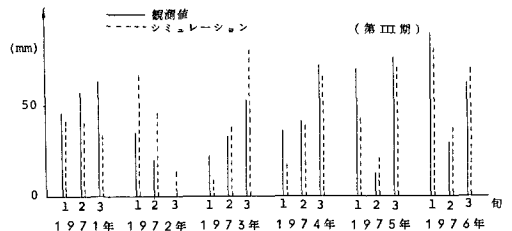


図4 旬降水量シミュレーション(北牧)

参考文献

- 1) たとえば、奥野、久米、芳賀、吉沢：多変量解析法、日科技連、PP.159～257、1971年10月。
- 2) 岸根卓郎：理論・応用統計学、養賢堂、PP.391～394、1969年7月。
- 3) 石原、池淵：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、土木学会論文報告集第197号、1972年1月。