

降水時系列の長期的パターン変動の解析

ANALYSIS OF LONG-TERM PATTERN FLUCTUATIONS IN A PRECIPITATION SEQUENCE

河村 明*・上田年比古**・神野健二***

By Akira KAWAMURA, Toshihiko UEDA and Kenji JINNO

Ordinary Kalman filter (OKF) and adaptive Kalman filter (AKF) are used to analyze the long-term pattern fluctuations in a precipitation sequence. They are applied to the smoothed logarithmic-transformed monthly average precipitation sequence at Fukuoka City.

An abnormality detection index ϕ_* calculated by OKF is used to detect the abnormal precipitation period and to quantitatively estimate the magnitude of the abnormality. The structure of these abnormal periods is studied.

The system parameters of the precipitation sequence are identified by AKF. The time of occurrence of parameter change and magnitude of change are estimated. The sequence can then be divided into several periods, where each period consists of the same parameters. Characteristics of the precipitation pattern in each period divided by AKF and of the change from one period to the other are investigated.

1. ま え が き

降水時系列の検討に当たっては、主として①異常降水と②降水時系列の変動特性に関する説明が必要と考えられる。さて第1の異常降水については、周知のように近年頻発する傾向にあって、自然災害の多発など、社会的問題となりつつある^{1)~3)}。従来、異常降水については、たとえば年降水量の確率的処理から、渇水の程度を求めると、その量に着目した研究が主なものであったようである^{4),6)}。しかし、異常降水には、その量のみならず、降水パターンの異常もまた考えられよう。たとえば少雨化傾向が続き、ついに制限給水に突入したのに、すぐその後逆に大水害を引き起こすほどの多雨が続き、年降水量そのものは平年並(WMO(世界気象機関)の定義では、平年値(normal value)とは、西暦年次の末尾の値が1の年から始まる最近の30か年間の算術平均値とされ、10年経過するごとに更新し、現在の平年値は1951年から1980年に対するものとされている。本報での平年とはこの定義に従うことにする)であっても、平

均的降水パターンから明らかに外れた降水現象を経験することがあるが、これもまた異常降水の1つと考えられ、この検討も必要と考えられる。

次に第2の降水時系列の特性については、従来降水量の長期的傾向をみるための手法として、年降水量について、移動平均法などにより時系列を平滑化し、年降水量の概略の長期的傾向を求めたりなど^{5),7)}している。しかしこのような解析では、概略の傾向の把握にとどまり、降水パターンの変動傾向など、よりつつこんだ降水時系列の解析を行うことができなかった。

以上のことから、本論文では、降水時系列を1つの動的システムからの出力とみなし、これを周期関数でモデル化し、異常降水の検出では、通常のカルマンフィルター(Ordinary Kalman Filter, 以下OKFと記す)による平均的降水パターンを算出し、次に実降水のこれからのずれの度合いを異常検出指標 ϕ_* ⁸⁾により求めて、降水の異常性を定量的に把握するとともに、その異常降水の特徴を検討する。次に降水時系列の解析については、まず、降水時系列を同じ特性をもつ降水区間に分割することを試みる。すなわち、周期関数モデルのシステムパラメーターを適応的カルマンフィルター(Adaptive Kalman Filter, 以下AKFと記す)により同定し、降水時系列の動特性、すなわち降水システムを記述するシ

* 学生会員 工修 九州大学大学院工学研究科水工土木学専攻博士後期課程(〒812 福岡市東区箱崎6-10-1)

** 正会員 工博 九州大学教授 工学部水工土木学科(同上)

*** 正会員 工博 九州大学助教授 工学部水工土木学科(同上)

ステムパラメーターの変化時点と変化量を求めることにより、同じシステムパラメーターとみなせる降水区間に分割することを可能にしている。次いで、分割区間の降水パターンと各区間相互の移行特性について検討を加えている。

2. 降水資料解析の定式化

本論文では、実際の資料についての解析を主目的とし、降水資料として、福岡気象台開設明治23年(1890年)から昭和56年(1981年)までの92年間の月平均降水量(mm/day)1104か月の時系列データを用いた。この時系列データのヒストグラムをFig.1(a)に示す。一般に月平均降水量の分布は非対称であり、対数変換やn乗根変換によって正規分布で近似できるといわれている⁹⁾ことから、データの対数変換値のヒストグラムを求めると、Fig.1(b)になり、一応対数正規分布とみなすことが可能と考えられる。さらにここでは、長期的な降水時系列の傾向を調べることを目的として、時系列の高周波数成分のカットおよびよりよい正規化を行うために、対数変換月平均降水量時系列をさらに次の式(1)に示す再帰形のlow-pass フィルター¹⁰⁾にかけデータの平滑化を行う。

$$y(k) = (1-\alpha)\log\{z(k)\} + \alpha y(k-1) \dots\dots\dots (1)$$

ここに、

k：時点

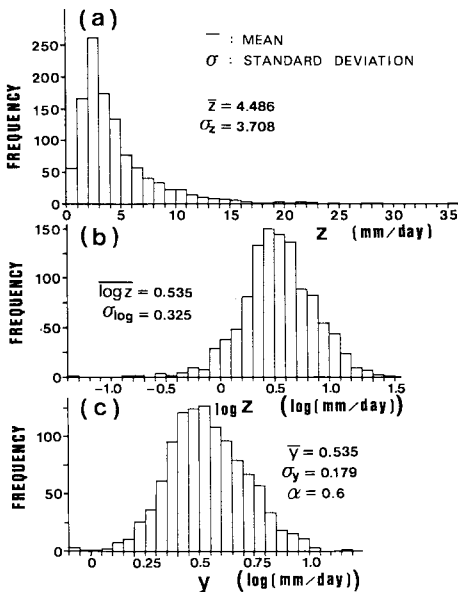


Fig.1 Histogram of (a) monthly average precipitation, (b) logarithmic-transformed monthly average precipitation and (c) smoothed logarithmic-transformed monthly average precipitation.

y：対数変換平滑化時系列の値 {log (mm/day)}

α：平滑化係数

z：月平均降水量 (mm/day)

式(1)の平滑化係数αによる周波数応答関数H(f)のフィルタゲイン|H(f)|の2乗は式(2)で与えられる¹⁰⁾。

$$|H(f)|^2 = \frac{(1-\alpha)^2}{(1+\alpha^2) - 2\alpha \cos 2\pi f \Delta t} \dots\dots\dots (2)$$

ここに、f：周波数、Δt：時間刻み

式(2)をΔt=1か月として図示するとFig.2のようなフィルター特性となり、各αにより高周波成分がカットされる状況がわかる。いま、福岡市の対数変換月平均降水データについて、たとえば、α=0.6に対する最大エントロピー法(MEM)によるスペクトル解析の結果をFig.3に示す。α=0.6以上になると、高周波成分がこの図よりさらに小に、低周波成分がこの図よりさらに大になり、またα=0.6以下ではこの逆になる。さて、本報では、解析目的から考えて、1年以上の長周期成分

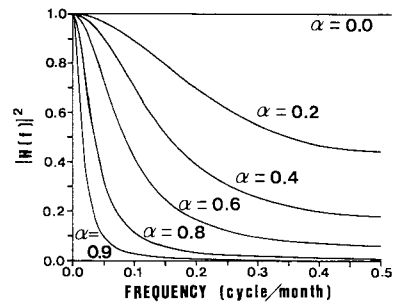


Fig.2 Frequency characteristics of gain factor for different smoothing coefficients α.

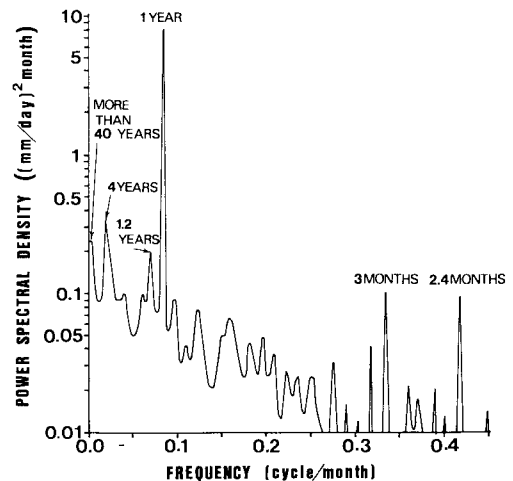


Fig.3 MEM spectrum of smoothed logarithmic-transformed monthly average precipitation (α=0.6).

を引き立たせるためには、1年以上の長周期成分（周波数が0.083 cycle/month以下の周波数）のパワースペクトルのピーク値が1年未満の短周期成分に対するそれと同等かそれ以上にすることがよいと考え、Fig.3程度の α が適当として、 $\alpha=0.6$ を用いることにする。なおこの場合の時系列データのヒストグラムはFig.1(c)に示している。

いま $y(k)$ を次式のように周期関数でモデル化する。

$$y(k) = M_y + \sum_{i=1}^q (A_i \sin 2\pi f_i k + B_i \cos 2\pi f_i k) + w(k) \quad \dots\dots\dots (3)$$

ここに、

- f_i : 周波数
- q : f_i の個数
- M_y : 平均値
- A_i, B_i : f_i に対する振幅

w : ランダム成分で平均値0、分散 W の正規性白色雑音

ここで、時系列を多周期成分の周期関数によりモデル化したのは、①地球は自転および公転による周期運動をしていて、その自然現象には周期性が存在している^{11),12)}。②天候の異常は周期的にやってくるのがかなりある^{2),3)}。③周期関数による時系列の表示は多くの工学の分野でしばしば採用されていることなど⁸⁾を考慮したからである。

さて、Fig.3の結果より、40年以上の長周期成分は周期無限大に相当する平均値 M_y で代用し、式(3)における $q=5$ として、図に記載の4年、1.2年、1年、3か月、2.4か月に対する周波数成分 $f_1=1/48$ 、 $f_2=5/72$ 、 $f_3=1/12$ 、 $f_4=1/3$ 、 $f_5=5/12$ (cycle/month)を用いる。また、月平均降水量の生データ $z(k)$ のMEMによるスペクトル解析の結果を $y(k)$ のそれと比較すると、卓越周期は同じとなり、 $z(k)$ の周波数特性は $y(k)$ に保存されていた。ただし $z(k)$ の各周期のスペクトルの大きさの順位は、 $y(k)$ のそれと異なっていて、1年周期の次に2.4か月周期と3か月周期が卓越し、4年、1.2年周期はこれらよりも小さくなっていた。

さて、式(3)でモデル化された時系列の周波数成分 f_i を与えて、平均値 M_y および振幅 A_i, B_i をOKFおよびAKFを用いて逐次同定してゆくことを考える⁸⁾。OKFおよびAKFのシステム方程式はそれぞれ式(4)および式(5)で表わされ、観測方程式はOKF、AKFともに式(6)である。

$$x(k+1) = \Phi(k)x(k) + \Gamma(k)u(k) \quad \dots\dots\dots (4)$$

$$x(k+1) = \Phi(k)x(k) + \Gamma(k)u(k) + \delta_{k\theta}G(k) \quad \dots\dots\dots (5)$$

$$y(k) = H(k)x(k) + w(k) \quad \dots\dots\dots (6)$$

ここに、

- k : 時点
- x : システムの状態量ベクトル (n 次元ベクトル)
- Φ : 既知の状態遷移ベクトル ($n \times n$ 行列)
- Γ : 既知の変換行列 ($n \times p$ 行列)
- u : システム雑音. 平均値0で分散 U の独立な正規性白色雑音 (p 次元ベクトル)
- G : 異常値ベクトル (n 次元ベクトル)
- θ : 異常発生時点
- $\delta_{k\theta}$: クロネッカーのデルタ ($k=\theta$ で1, $k \neq \theta$ で0)
- y : 観測量ベクトル (m 次元ベクトル ($m \leq n$))
- H : 既知の観測行列 ($m \times n$ 行列)
- w : 観測雑音. 平均値0で分散 W の独立な正規性白色雑音 (m 次元ベクトル)

ここでは、状態量ベクトルの次元 $n=11$ 、観測量ベクトルの次元 $m=1$ であって、システム方程式(4)、(5)の状態量 $x = [M_y, A_1, B_1, \dots, A_5, B_5]^T$ 、 $\Phi(k)=I$ であり、観測方程式(6)は式(3)であって $H(k)=[1, \sin 2\pi f_1 k, \cos 2\pi f_1 k, \dots, \sin 2\pi f_5 k, \cos 2\pi f_5 k]$ である。ここで、状態量 M_y, A_i, B_i はシステムパラメーターであり、以後単にパラメーターとよぶことにする。いまシステム雑音の分散 $U=0$ とし、観測雑音の分散 W は式(3)において92年間1104か月のデータより最小二乗法¹³⁾により求められた M_y, A_i, B_i を用いて算定された $y(k)$ の残差の分散 $W=0.019$ を用いた。また x の最適推定値の初期値 $\hat{x}(0|0)$ は最小二乗法により求められた M_y, A_i, B_i の値を用いた。これらを用いた、OKFおよびAKFによるパラメーターの推定過程、および周期関数時系列に対するOKF、AKFの種々の特性については参考文献8), 14)を参照されたい。

次に、時点 k でのシステムの異常を定量的に表わす異常検出指標 $\phi_*(k, l)$ の算定式⁸⁾を以下に挙げておく。

$$\phi_*(k, l) \triangleq \sqrt{\phi^T(k, l) \mu^{-1}(k, l) \phi(k, l)} \quad \dots\dots\dots (7)$$

ここに、

$$\phi(k, l) \triangleq \sum_{i=1}^l A^T(k, k+i) V^{-1}(k+i) \nu(k+i) \quad \dots\dots\dots (8)$$

$$\mu(k, l) \triangleq \sum_{i=1}^l A^T(k, k+i) V^{-1}(k+i) A(k, k+i) \quad \dots\dots\dots (9)$$

$$A(k, k+i) \triangleq H(k+i) \Psi(k, k+i) \quad \dots\dots\dots (10)$$

$$\Psi(k, k+i) \triangleq \begin{cases} \Phi(k+i-1)(I-K(k+i-1)H(k+i-1)) \\ \cdot \Psi(k, k+i-1) & i \geq 2 \\ I & i = 1 \\ 0 & i \leq 0 \end{cases} \quad \dots\dots\dots (11)$$

$$V(k+i) \triangleq E[\nu(k+i)\nu^T(k+i)]$$

$$=H(k+i)P(k+i|k+i-1)H^T(k+i)+W(k+i) \dots\dots\dots(12)$$

ここに、

- △：定義，T：転置記号
- ν ：1ステップ先の観測量の予測残差（イノベーション）
- l ：イノベーション蓄積個数
- I ：単位行列（ $n \times n$ 行列）
- K ：カルマンゲインマトリックス（ $n \times m$ 行列）

ここで時点 k におけるカルマンゲインマトリックス $K(k)$ は次式を順次計算して得られる。

$$P(k|k-1) = \Phi(k-1)P(k-1|k-1)\Phi^T(k-1) + \Gamma(k-1)U(k-1)\Gamma^T(k-1) \dots\dots\dots(13)$$

$$K(k) = P(k|k-1)H^T(k) \cdot [H(k)P(k|k-1)H^T(k) + W(k)]^{-1} \dots\dots\dots(14)$$

$$P(k|k) = [I - K(k)H(k)]P(k|k-1) \dots\dots\dots(15)$$

ここに、

$P(k|k-1)$ ：時点 $(k-1)$ までの観測量を用いた、時点 k のシステム状態量の推定誤差共分散行列

$P(k|k)$ ：時点 k までの観測量を用いた、時点 k のシステム状態量の推定誤差共分散行列

U ：システム雑音の共分散行列（ $p \times p$ 行列）

W ：観測雑音の共分散行列（ $m \times m$ 行列）

3. 異常降水の解析

2. で定式化された OKF によるパラメーターの同定結果は、その時点までのデータを用いた最小二乗法による値とほとんど等しくなる¹⁴⁾（後述の Table 3 の OKF による最終時点の同定結果 [2 欄] と、全データに対する最小二乗法の値 [3 欄の Total の行] と一致している）。また OKF の同定結果は初期の何時点かでほぼ収束し

て、それ以後の変動は余りない^{8),14)}。したがってパラメーターのほぼ収束して以後の OKF による予測値は、最小二乗法の結果を用いて得られる降水量とほぼ一致する。いま全データに対する最小二乗法の結果による降水量曲線を、平均的降水パターンと定義すると、これは上述のように、OKF の予測値を連ねた線とほぼ一致し、さらにまた 92 年間の月降水量の各月ごとの平均値を連ねた曲線ともほぼ一致する。

さて、ここで、OKF による異常降水の検出について述べる。OKF により逐次同定される M_y, A_i, B_i を用いて算定される時系列 $y(k)$ の 1 ステップ先の予測値は、前述のようにほぼ平均的降水パターンの値となるので、この予測値と観測量(実測値)との差 ν (イノベーション)を用いて式 (7) の異常検出指標 ϕ_* を各時点において計算すると、各時点より l か月間の実測降水量の、平均的降水パターンからのずれの具合が定量的に求められる。よって、この ϕ_* の大きさにより、 l か月間の実測降水パターンの異常の程度を検出できる。ここでは、式 (7) のイノベーション蓄積個数 l は状態量の計算に必要な次元数、システム異常の検出精度など^{8),14)}を考慮して $l=15$ とした。以上を 92 年間の月降水量対数変換平滑化時系列に適用した結果、 ϕ_* のピークが 6, 5, 4 および 3 を越えた異常降水の時点数として、それぞれ 6, 10, 19 および 44 個が得られた。したがって、92 年間のデータであることから、これらの異常降水はそれぞれ平均的にみておよそ 15 年, 9 年, 5 年および 2 年に 1 度生じるような異常である。ここで、後述の異常降水のタイプの評価・分類などにはある程度の数の異常降水データが必要であるが、2 年に 1 度の異常は通常異常降水の解析の対象とはならないので、本節の OKF による解析では、92 年間で ϕ_* のピークが 4 を越えた 19 個の異常降水すなわち 5 年に 1 度程度の異常降水を解析の対象とし

Table 1 Characteristics of abnormal precipitation periods (up to 5 th order) as detected by OKF.

Order	Peak ϕ_* and its time of occurrence	Characteristics	type
1	7.90 Apr.1894	この年の 5、7、8、10 月と翌年の 4、5、8、9 月は極めて雨が少なく、全般的に平年を下回る少雨が継続し、特にこの年 5 月は当月少雨 2 位 [*] 、8 月は全月少雨 2 位 ^{**} 、10 月は当月少雨 3 位(全月 6 位)、翌年 5 月は当月少雨 6 位、8 月は当月少雨 5 位、9 月は当月少雨 3 位。このためこの年は少雨 2 位、翌年は少雨 5 位の年となった。	A
2	7.85 Jul.1904	この年の 6 月までは平年以上の多雨、7 月~10 月はかなりの少雨で、特に 8 月は全月少雨 1 位。翌年 3 月、7 月、8 月はそれぞれ当月多雨 1 位、6 位、5 位で、この年は多雨 6 位の年。9 月より 11 月まではまた少雨となり変動の大きい降水パターンとなった。	C
3	6.14 Jul.1956	7 月まで平年並。8、9 月は多雨、特に 8 月は当月多雨 2 位。11 月から翌年 3 月まで少雨、11 月は当月少雨 3 位、12 月は当月少雨 1 位(全月 4 位)、3 月は当月少雨 7 位。しかし 7 月は当月多雨 2 位(全月 4 位)となり変動の大きい降水パターンとなった。	C
4	6.09 May.1980	この時点(ϕ_* ピーク時点)より多雨化傾向が顕著となり、特に 7 月が当月多雨 1 位(全月 2 位)、8 月が当月多雨 2 位(全月 3 位)であり、結局この年は多雨 1 位の年となった。	B
5	6.08 Feb.1939	平年では多雨期の 5 月~9 月が極端な少雨で、5 月は当月少雨 8 位、6 月は当月少雨 4 位。また 12 月も当月少雨 2 位(全月 7 位)となり、結局この年は少雨 1 位の年となった。翌年も 1 月が当月少雨 5 位、5 月は当月少雨 1 位となり少雨傾向が継続した。	A

注) * 92 年間の 5 月降水のうちの少雨 2 位の意味； ** 92 年間の全体の月降水のうちの少雨 2 位の意味

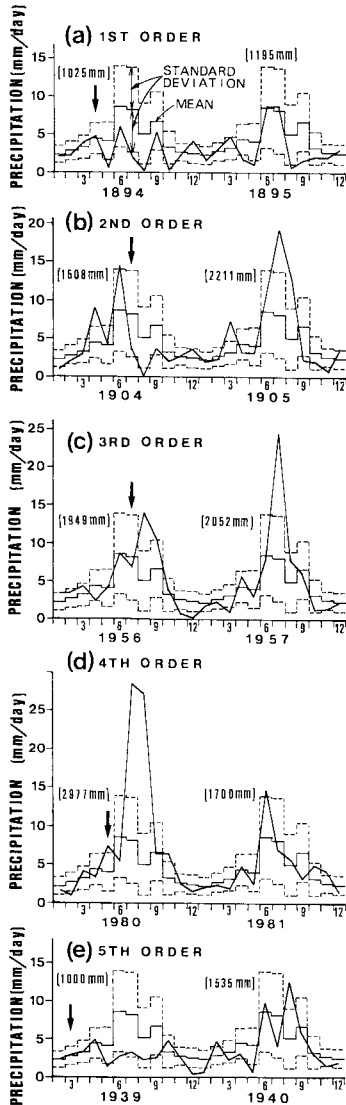


Fig. 4 Abnormal precipitation periods (up to 5th order) detected by OKF. The terms in parenthesis are the annual precipitation amounts; downward-arrow indicates the time of peak ϕ_* as detected by OKF.

た. ここでは、 ϕ_* のピークが4を越えた付近の ϕ_* の算定に用いられた降水量すなわちこの ϕ_* のピーク付近から、15か月程度先までの間の降水量の特徴を調べた。Table 1は、このうち ϕ_* のピークの大きさの順すなわち異常さの度合の順に第5位までを挙げたものである。なお、表中 Type の欄については後述している。また、この表に対応する月降水量時系列を Fig. 4 に示している。図中には、92年間の各月ごとの平均値(実線柱状図)と平均値±標準偏差の線(点線柱状図)も併記している。

4. 降水時系列の分割による降水パターンの解析

AKFはイノベーション v の変動の状況から、システム状態量 x の異常発生の有無を一般化尤度比検定法により検定し、もし異常発生と判断されれば、システムの異常発生時点 θ と異常値 $G(\theta)$ を推定し、判定時点においてシステム状態量とその推定誤差共分散行列を修正するものである⁸⁾。本論文の場合 θ は降水パターンの変化時点であり、 θ の最尤推定値 $\hat{\theta}$ は ϕ_* を最大にする時点 k として次式で得られる。

$$\hat{\theta} = \{k | \max \phi_*(k, l)\} \dots \dots \dots (16)$$

式(16)によるオンラインでの具体的な $\hat{\theta}$ の推定法については参考文献8)を参照されたい。そして式(16)により求められる $\hat{\theta}$ を次式の θ に用いて、降水パターンの変化の有無を検定する。

$$\phi_*(\theta, l) \underset{H_0}{\overset{H_1}{\geq}} \eta \dots \dots \dots (17)$$

ここに、

η : 閾値

H_0 : 降水パターンが変化していないという仮説

H_1 : $k = \theta$ で状態量に異常値 $G(\theta)$ が発生し、降水パターンが変化したとする仮説

次に、一般化尤度比検定法により降水パターンの変化が検出されると、その変化量 $G(\theta)$ の最尤推定値 $\hat{G}(\theta)$ は次式により推定される。

$$\hat{G}(\theta) = \mu^{-1}(\theta, l)\phi(\theta, l) \dots \dots \dots (18)$$

次にこれを用いて、これまでのシステム状態量の推定値 \hat{x}_{old} とその推定誤差共分散行列 P_0 を次式のように修正して、変化後の降水パターンに適応させることになる。

$$\hat{x}_{new}(\theta + i | \theta + i) = \hat{x}_{old}(\theta + i | \theta + i) + \Delta(\theta, \theta + i)\hat{G}(\theta) \dots \dots \dots (19)$$

$$P_{new}(\theta + i | \theta + i) = P_0(\theta + i | \theta + i) + \Delta(\theta, \theta + i)\mu^{-1}(\theta, l)\Delta^T(\theta, \theta + i) \dots \dots \dots (20)$$

ここに、

$$\Delta(\theta, \theta + i) \triangleq [I - K(\theta + i)H(\theta + i)]\Psi(\theta, \theta + i) \dots (21)$$

このようにして、降水パターンの変化時点をとらえることにより、降水時系列を同じパラメーターをもつ降水区間に分割することができる。

さて、WMOの統計的立場からの分類によると、降水現象を含めた気候の変化(climatic change)は、④傾きまたは傾向(trend)、⑤ゆらぎ(fluctuation or variation)および③途切れ(discontinuity)(不連続な変化)の3つに分けられ、さらにゆらぎはふれ(oscillation)(1つの安定した平均値のまわりの上下変動)とぐらつき(vacillation)(ある平均値から次の平均値への移行区

間での変動)に分けられる。そしてゆらぎには、その特性により反復 (rhythm) と、さらにこれが規則的になった周期性 (periodicity) が考えられている¹⁾。また気候変化の解釈は、時間のスケールにより異なってきて、1年以下の単位の変化から地質時代的变化まであり、これらは全く異質の気候変化である。このため考えている時間スケールにより、たとえばある時間スケールでは傾きとみなされる変化が、他の時間スケールではゆらぎとみなされることもあり、また異常とみなされる現象も長い時間スケールでみると異常とはみなされなくなったりする。

本論文では92年間の降水量について月単位で解析しているので、AKFによる降水パターンの変化の検出は、時間スケールでいうと数年~数十年以内に起こる変化(WMOの時間スケールでいえば modern に相当¹⁾する)の検出になる。したがって式(17)の閾値 η もこのことを考慮して選択しなければならない。ここでは10年に1回程度生ずる降水パターンの変化を対象にすることにして、前述のOKFにより得られた異常降水における第10位までの ϕ_* が閾値 η を越えるように $\eta=5.0$ とした。

以上のようにして η を定め、 ϕ_* が η よりも大となればAKFの理論により、降水パターンが変化したとしてパラメーターを修正しながら逐次同定していった。その結果パターン変化は92年間の降水時系列で8回生じた。すなわち降水時系列は9つの降水区間に分割された。このパターン変化の推定時点と ϕ_* のピーク値を Table 2

Table 2 Estimated time of the start of the precipitation pattern changes and peak ϕ_* as detected by AKF.

Estimated time	Apr. 1894	May 1898	Jul. 1904	Aug. 1933	Feb. 1939	Nov. 1947	Jul. 1956	Oct. 1971
Peak ϕ_*	7.90	6.34	6.85	5.45	5.12	5.29	6.19	5.68

に示している。また Table 3 の1欄は各分割区間の最終時点でのAKFによるパラメーター値を示し、2欄はOKFによる全期間(92年間)の最終時点でのパラメーターの値を示し、3欄はAKFによる各分割区間と全期間とについて最小二乗法(SALS)¹³⁾により得られたパラメーターの値を示している。次に Table 4 は Table 3 の1, 2欄に示すAKFおよびOKFによるパラメーターを用いた場合の各区間と全期間での残差の平均と標準偏差を示している。また Table 5 は前述のOKFによる ϕ_* のピークが4を越えるものとして得られた19の異常降水が、AKFで分割されたどの区間に生起しているかを示している。なお表の2欄は後述の異常降水のタイプを示し、3欄は ϕ_* のピークの大きさの順位を示している。また Fig. 5 には年降水量時系列について、AKFにより分割された降水区間およびOKFで得られた19の異常降水の発生時点の年を示している。なお横鎖線は各区間の年降水量の平均を示している。また Fig. 6 は次式で求められる年降水量の偏差累加量を示していて、この資料の長期的変動の概略¹⁵⁾を示すための参考として挙げたものである。

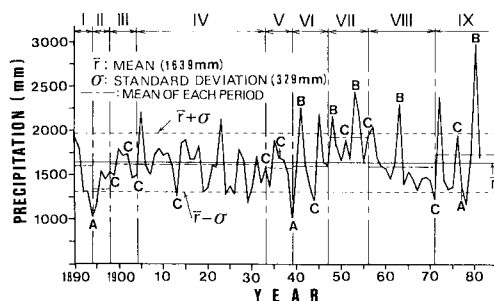


Fig. 5 The annual precipitation sequence divided by AKF into nine different periods. A, B and C are the types of the abnormal precipitations detected by OKF.

Table 3 Identified system parameters by AKF, OKF and SALS.

	Period	Mean	Frequencies(cycle/month) and their amplitudes																						
			Number	Interval	My	$f_1=1/48$				$f_2=5/72$				$f_3=1/12$				$f_4=1/3$				$f_5=5/12$			
						A_1	B_1	A_2	B_2	A_3	B_3	A_4	B_4	A_5	B_5										
1	AKF	I	1~52	0.53	0.06	0.02	0.06	-0.00	-0.10	-0.09	0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00			
		II	53~101	0.43	-0.15	-0.01	0.00	-0.12	0.01	-0.06	0.01	0.04	-0.04	0.02	-0.04	0.02	-0.04	0.02	-0.04	0.02	-0.04	0.02			
		III	102~175	0.55	0.03	-0.02	-0.02	0.02	-0.12	-0.13	0.00	-0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01			
		IV	176~524	0.53	0.03	-0.01	0.03	0.02	-0.10	-0.10	0.03	0.02	-0.03	0.02	-0.03	0.00	-0.03	0.00	-0.03	0.00	-0.03	0.00			
		V	525~590	0.50	-0.03	-0.01	0.01	-0.02	-0.18	-0.04	+0.00	0.01	-0.02	0.01	-0.02	0.01	-0.02	0.01	-0.02	0.01	-0.02	0.01			
		VI	591~695	0.51	0.03	0.13	-0.05	0.02	-0.19	-0.09	0.01	0.03	-0.03	-0.00	0.01	-0.03	-0.00	0.01	-0.03	-0.00	0.01	-0.03			
		VII	696~799	0.61	-0.01	0.03	-0.03	0.04	-0.11	-0.12	0.02	0.02	-0.04	0.00	-0.04	0.00	-0.04	0.00	-0.04	0.00	-0.04	0.00			
		VIII	800~982	0.53	0.02	0.01	0.01	-0.00	-0.14	-0.10	0.01	0.00	-0.02	0.01	0.00	-0.02	0.01	0.00	-0.02	0.01	0.00	-0.02			
		IX	983~1104	0.54	-0.12	-0.04	-0.02	-0.04	-0.14	-0.11	0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01			
2	OKF	Total	1~1104	0.54	-0.00	0.00	0.01	0.01	-0.12	-0.10	0.02	0.01	-0.02	0.01	-0.02	0.00	-0.02	0.01	-0.02	0.00	-0.02				
		I	1~52	0.53	0.06	0.02	0.06	-0.00	-0.10	-0.09	0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01	0.00	-0.01				
3	SALS	II	53~101	0.43	-0.15	-0.01	0.00	-0.12	0.01	-0.06	0.01	0.03	-0.03	0.02	-0.03	0.02	-0.03	0.02	-0.03	0.02	-0.03				
		III	102~175	0.55	0.03	-0.01	-0.03	0.03	-0.13	-0.13	0.00	-0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01				
		IV	176~524	0.53	0.03	-0.01	0.03	0.03	-0.10	-0.10	0.03	0.02	-0.03	0.02	-0.03	0.00	-0.03	0.00	-0.03	0.00	-0.03				
		V	525~590	0.51	-0.02	-0.03	-0.01	-0.01	-0.18	-0.06	+0.00	0.01	-0.02	0.00	-0.02	0.00	-0.02	0.00	-0.02	0.00	-0.02				
		VI	591~695	0.52	0.01	0.13	-0.04	0.02	-0.19	-0.09	0.01	0.03	-0.03	0.00	-0.02	0.00	-0.02	0.00	-0.02	0.00	-0.02				
		VII	696~799	0.61	-0.01	0.03	-0.02	0.05	-0.11	-0.12	0.01	0.02	-0.03	0.00	-0.03	0.00	-0.03	0.00	-0.03	0.00	-0.03				
		VIII	800~982	0.53	0.02	0.01	0.01	-0.00	-0.14	-0.10	0.01	0.00	-0.02	0.01	0.00	-0.02	0.01	0.00	-0.02	0.01	0.00				
		IX	983~1104	0.54	-0.11	-0.05	-0.02	-0.02	-0.15	-0.11	0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01	0.01	-0.01				
		Total	1~1104	0.54	-0.00	0.00	0.01	0.01	-0.12	-0.10	0.02	0.01	-0.02	0.01	-0.02	0.00	-0.02	0.01	-0.02	0.00	-0.02				

$$R_i = \sum_{t=1}^i (r_t - \bar{r}) \dots \dots \dots (22)$$

ここに、

R_i : i 年間の年降水量の偏差累加量 (mm)

r_i : i 年目の年降水量 (mm)

\bar{r} : 年降水量の平均値 (1 639 mm)

なお Fig. 6 には AKF によって分割された区間を示している。また図の破線は概略の傾向を示すために挿入した線であり、この下り勾配区間は少雨期、上り勾配区間は多雨期を示している。

5. 考 察

OKF の適用結果をみてみよう。Fig. 4 の実線柱状図に示される福岡市の平年の降水パターンは 4 月、6~7 月、9 月の 3 つの山をもち、これらはそれぞれ菜種梅雨、梅雨、台風期の時期に相当している。また標準偏差は上述の 3 つの多雨期に大きく少雨期には小さくなっている。次に Table 1, Fig. 4 に例示するように、OKF による ϕ_* から異常降水を検出した結果、異常降水のタイプは A : Fig. 4 (a), (e) のように、各月とも平年以下の少雨が 1 年ないし 2 年程度継続し、大渇水となる可能性が大きい少雨継続タイプ、B : Fig. 4 (d) のように、平年以上の多雨が 1 年から 2 年程度継続する多雨継続タイプ、C : Fig. 4 (b), (c) のように、平年より極端な多雨と少雨が 2~4 か月おきに交互に現われる変動の大きいタイプの 3 つに大別される。Table 1, 5 の Type の欄はこれを示している。なお、 ϕ_* のピークが 4 を越

える 19 個の異常降水のうちタイプ A が 3 回、B が 5 回、C が 11 回生起して C が最も多い。したがって ϕ_* が増加傾向にあるときや急激に大きくなったときは、降水量に極端な値が出現しやすい C を想定して、異常少雨、異常多雨に対する注意が必要と考えられる。以上のように、降水資料があれば OKF により、降水の平均的パターンを作成しながら、 ϕ_* の計算で、異常降水を定量的に検出することができ、これにより異常降水の特性を把握することができると思われる。

次に AKF の適用結果をみてみよう。Table 3 より AKF のパラメーターの同定結果 (1 欄) は各区間の最小二乗法 (SALS) の同定結果 (3 欄) とほとんど一致することがわかる。なお OKF による同定結果 (2 欄) は最小二乗法の全期間に対する同定結果 (3 欄の Total の行) と少数点以下 5~7 桁まで一致した。また Table 4 より、残差の平均と標準偏差は、AKF の結果の方が OKF の結果より、どの区間においても小さくなっている。したがって全期間を同一の降水パターンとして、同一のパラメーターを用いて解析するよりも、AKF によって分割された各区間ごとに別の降水パターンとして、それぞれのパラメーターを用いて解析した方が、適合精度が向上することがわかる。

次に Table 3 の M_y の変動から、多雨期や少雨期を知ることができ、また f_i に対する振幅 A_i , B_i から、各区間での卓越周波数成分を知ることができる。

まず、Table 3 の 2 欄に示す OKF の結果すなわち平均的降水パターンをみると、1 年周期の振幅 (A_3 , B_3) が卓越しており、他の周期成分の振幅は 1 年周期のそれに比べかなり小さい。なお、この OKF による平均的降

Table 4 Mean and standard deviation of residuals from the fitted model whose parameters are estimated by AKF and OKF.

Period number	AKF		OKF	
	Mean	Std.dev.	Mean	Std.dev.
I	-0.000	0.110	0.005	0.129
II	0.000	0.112	-0.114	0.192
III	-0.000	0.102	0.019	0.111
IV	0.000	0.122	-0.005	0.128
V	0.008	0.127	-0.023	0.138
VI	0.008	0.112	-0.021	0.153
VII	0.001	0.100	0.077	0.109
VIII	0.000	0.125	-0.003	0.128
IX	-0.008	0.112	0.014	0.143
Total	0.000	0.116	0.000	0.138

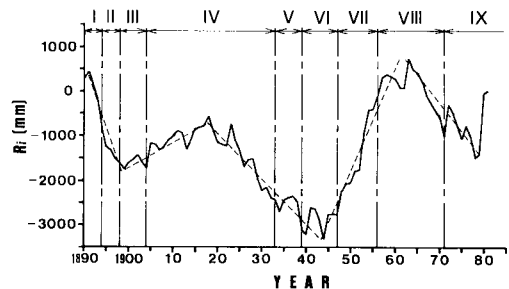


Fig. 6 Plot of cumulative annual precipitation departures from mean. Broken line indicates the general tendency.

Table 5 The types of the abnormal precipitations detected by OKF in each precipitation period determined by AKF.

Period No.	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX																				
Type		A	C	C	C	C	C	B	C	C	A	B																	
Order		1	1	1	0	2	1	6	8	1	7	5	1	8	6	1	2	1	4	1	3	3	9	7	1	9	1	5	4

水パターンの形状は、3. で述べたように Fig. 4 の実線柱状図とほぼ一致した形状となる。

次に Table 3 の 1 欄, Table 5 および Fig. 5, 6 より AKF による各分割区間の降水パターンの特徴と各区間相互の移行特性について調べてみよう。

まず、分割区間の降水パターンについて考察する。区間Ⅲ, Ⅳ, Ⅴ, Ⅷは Table 3 の AKF の同定結果より、各パラメーターは 1 年周期が卓越し、それ以外の周期成分は小さく、OKF の同定結果とほぼ同じであり、したがってほぼ平均的降水パターンの区間といえる。また、Table 5 よりこれらの平均的降水パターンの区間に、異常降水が生じる場合は、C が出現しやすい傾向にあるようである。

区間Ⅰは Table 3 の 1 欄より、1 年周期が他の周期成分に比べ卓越していて、 A_1, A_2 がやや大きめではあるが、平均的降水パターンに類似しているといえる。

区間Ⅱは、92 年間の少雨 2 位の年 (1894 年) と少雨 5 位の年 (1895 年) が含まれ、Fig. 5, 6 よりこの区間は少雨期といえる。Table 3 より M_y が小さく、また 1 年周期が顕著でなく、長周期成分 A_1, B_2 が卓越し、平均的降水パターンとはかなり異なった区間といえる。

区間Ⅶは、Table 3 の M_y と Fig. 5, 6 から多雨期といえるが、Table 3 より $f_1 \sim f_3$ の振幅はほぼ OKF の同定結果と同様な値であり、この区間の月降水の降水波形はほぼ平均的な降水パターンの形状といえる。

区間Ⅵおよび現時点を含む区間Ⅸは、Table 3 より 4 年周期の振幅 A_1 が B_1 が大きい。これは区間Ⅵに対して少雨 1 位の年 (1939 年) および多雨 5 位の年 (1941 年)、また区間Ⅸに対して多雨 3 位の年 (1972 年)、福岡大洪水を引き起こした少雨 3 位の年 (1978 年) および多雨 1 位の年 (1980 年) などを含む少雨年と多雨年が、Fig. 5 の区間Ⅵ, Ⅸに示されるように、顕著な 4 年周期で交互に出現していることに対応している。また Table 5 から、この区間には A, B, C の 3 つの異常降水タイプが出現しており、変動の大きい区間であることがわかる。すなわち区間Ⅵ, Ⅸは、降れば異常に降り、降らねば異常に降らず、数年でならせばほぼ平年並の降水という、4 年周期の卓越した、そして非常に変動の大きい区間といえる。

次に、Table 5 において A が含まれる区間Ⅱ, Ⅵ, Ⅸは、Table 3 よりいずれも 4 年周期が卓越していて、またこれらの区間では Table 5 より他の異常降水タイプ B, C も起こるようで、変動の大きい降水パターンとなる傾向にある。なおこの区間では、平均的降水パターンに対するパラメーターを用いるより、AKF により得られるその区間の周期特性が加味されたパラメーターを用いることにより、モデルの適合精度がかなり向上すると考えら

れる。このことは、Table 4 の区間Ⅱ, Ⅵ, Ⅸについては特に、AKF の残差の平均値と標準偏差が OKF のそれよりかなり小さいことから肯定されよう。

次に各区間相互の移行特性について、主に Table 3 についてみてみよう。区間ⅠからⅡの移行は、異常な降水パターンⅡへの移行による M_y と A_1, B_2, A_3 の変化といえ、ⅡからⅢは、Ⅱの異常な降水パターンが平年に戻ったことによる M_y と A_1, B_2, A_3, B_3 の変化といえる。次に区間Ⅲ, Ⅳ, Ⅴの間の移行については、これらの区間が平均的降水パターンであることから、Table 3 では顕著な移行特性はやや認めにくい、ⅢからⅣは、主として A_2 の符合変化、ⅣからⅤは、ほぼ $f_1 \sim f_3$ の振幅の変化が挙げられよう。次にⅤからⅥは、Ⅵの 4 年周期の卓越による A_1, B_1 の変化、ⅥからⅦは M_y と 4 年周期が元に戻ったための A_1, B_1 の変化、ⅦからⅧは M_y の変化、ⅧからⅨはⅨの 4 年周期の卓越による A_1 の変化に起因するといえよう。

以上のことから降水区間相互の移行は、主として、平均値 M_y の変化と 1 年以上の長周期成分 $f_1 \sim f_3$ の振幅の大きさまたは位相の変化に起因するといえる。

本論文は降水時系列を同じ降水特性をもつ区間に分割して、分割区間の降水パターンの分析を試みたものであるが、ここではこの分割について考察してみよう。元来、降水時系列は非定常なものと考えられ、したがってモデル関数式 (3) のパラメーター M_y, A_1, B_1 は時間的に変動するものと考えられる。そして、これらの変化には急変の場合と漸変の場合が考えられる。このうち急変の場合はたとえば、太陽面の爆発現象や火山爆発などの突発的原因による気候特性の変化^{11-3), 12)}や、突然ある気団の支配下に置かれ、その結果の降水特性の変化¹⁾などが考えられよう。最近の異常気象では確率的にみて今までは別の母集団からの出現が始まったとみなくてはならないと述べられている^{11, 2)}。このように、時系列の母集団が、ある母集団から他の母集団へ移り変わったと考えられる場合は、その時点でパラメーターをジャンプさせ、新たな母集団に対するパラメーターのもとに、現象が続くことになる。したがって、この場合はパラメーターの変化は階段状となり、その結果として時系列の分割が行われることになる。そしてこのような場合、本法はきわめて適切な手法であるといえる。次に、パラメーターが漸変する場合を考える。これにはたとえば、太陽黒点の数の変動や天体運動に起因して、降水特性したがってパラメーターが経年的に漸変する^{11, 3)}ことなどが挙げられる。このような場合、現象に応じてパラメーターを漸変させる必要があるが、現時点では、前もって変動特性のわからない漸変するパラメーターを求めることは困難と考えられる。この対策の 1 つとして、パラメーターを

固定してある期間進んで、時系列データへの追従が困難になった時点で、パラメーターのジャンプを行い、漸変するパラメーターに、階段状に追従させてゆくことが考えられる。本法による分割は、漸変する非定常時系列については、このような階段状の追従を行うための手法といえ、全期間について平均的な固定パラメーターを用いるのに比べて、精度は向上すると考えられる。

次に、時系列に適合させる分割頻度については、時系列が明確な急変点をもって分割される現象では、それに応じた分割を行えばよいが、一般の降水時系列にみられるように急変と漸変が混在する状態では、分割頻度に関する基準は一般には定めにくい。なお、分割頻度は閾値 η の大きさに異なり、 η を小にすれば分割頻度は増加し時系列への追従はよくなるが、分割頻度の増加は降水パターンの分析や降水予測などへの利用上からはあまり好ましくないと考えられる。このことから分割頻度したがって η は使用目的も考慮して決められるものといえる。本論文では、4. で述べたように平均区間長がほぼ 10 年程度になるような $\eta(=5.0)$ を用いている。

6. む す び

本論文は、通常のカルマンフィルター (OKF) および適応的カルマンフィルター (AKF) を用いて、降水時系列の異常降水の検出と同じパラメーターをもつ降水区間への分割の手法を述べ、これを、実際の降水時系列の資料として、福岡市の 92 年間の月降水量の対数変換平滑化時系列に適用して、この手法が降水パターンの解析に有効に利用できることを示したものである。得られた結果を要約すると次のようである。

(1) OKF を用いて、降水の平年からのずれから異常検出指標 ϕ_* を計算することにより、降水の異常な期間とその異常性の度合を客観的かつ定量的に検出でき、また異常降水のタイプを評価、分類できる。

(2) AKF を用いて、降水時系列を、システムモデルの同じパラメーターとみなせる降水区間に分割できる。またこの分割降水区間のパラメーターにより、各区間の降水時系列の特徴および区間相互の移行特性を知ることができ、この分割は降水パターンの検討に有効である。

(3) AKF による分割降水区間のパラメーターは、この区間の最小二乗法により得られるパラメーターとほとんど一致する。またこのパラメーターによる各区間の降水時系列の推定結果は、降水の全期間からの平均的パラメーターによる推定結果に比べ、残差がかなり小さくなる。

(4) ここで述べる降水時系列の分割は、降水の非定常時系列の近似的表現に有効である。

次に福岡市の降水時系列について得られた結果を記すと次のようである。

① 異常降水のタイプは A: 各月とも平年以下の少雨継続タイプ, B: 各月とも平年以上の多雨継続タイプ, C: 極端な多雨と少雨が 2~4 か月ごとに交互に現われる変動の大きいタイプの 3 つに大別された。

② 異常降水のタイプのうち C が最も多く出現した。したがって ϕ_* が増加の傾向あるいは急激に大きくなったときは、異常少雨、異常多雨の注意が必要といえよう。

③ 平均的降水パターンの区間に、異常降水が生じる場合は、タイプ C が出現しやすい傾向にあるようである。

④ 分割降水区間の移行は主として平均値の変化と長周期成分の振幅の大きさまたは位相の変化に起因するようである。

⑤ 現時点 (1981 年) の福岡市の降水は、4 年周期が卓越していて、極端な多雨年と少雨年が周期的に現われやすい変動の大きい降水区間すなわち異常降水の現われやすい区間となっているようである。

さて以上のように、本論文の手法を用いて、従来漠然としていた異常降水を検出し、また降水時系列を同じ性質の区間に分割して、降水時系列の特性を解析することにより、将来の降水時系列の特徴と生起の可能性の予知、さらにまた予測、水文計画の一助に資することができる。たとえば、水資源計画における渇水基準年が、多雨期で変動が小さく少雨が出現しにくい降水期間の資料に基づいて選定されていたとすれば、計画時点では渇水に対して確率的に十分安全であったとしても、その後、たとえば平均値の低下や、変動が大きくなり少雨が出現しやすい降水期間への移行により、計画時の渇水に対する安全率が低下している場合も十分考えられ⁷⁾、この場合計画時点と現時点についての AKF による降水パターンの解析が有用となると考えられる。また、月や年単位の降水の模擬発生を行う場合、本論文で得られた分割降水区間の降水パターンの特徴を考慮すれば、より精度よく行えると考えられる。

なお、本研究を遂行するにあたって、昭和 58 年度文部省科学研究費 (一般研究 C, 代表: 上田年比古) の補助を受けたことを記し、謝意を表す。また、本研究に種々協力頂いた大学院生 高橋秀人君 (現在、宮崎県庁) に深謝申し上げる。

参 考 文 献

- 1) 根本順吉: 異常気象を追って, 中央公論社, 1974 年.
- 2) 和田英夫ほか: 異常気象, 講談社, 1965 年.
- 3) 相楽正俊: 気象大異変, 廣済堂出版, 1981 年.
- 4) 吉川秀夫・竹内邦良: 渇水持続曲線の性質とその応用, 土木学会論文報告集, 第 234 号, pp. 61~71, 1975 年 2 月.

- 5) 若松基夫：北部九州の渇水について，第34回年次学術講演会研究討論会資料，福岡渇水と水資源開発（話題3），pp. 23～26，1979年10月。
 - 6) 扇田彦一ほか：渇水対策の推進方策に関する考察（Ⅰ），水道協会雑誌，第52巻第9号（第588号），pp. 2～16，1983年9月。
 - 7) 扇田彦一ほか：渇水対策の推進方策に関する考察（Ⅱ），水道協会雑誌，第53巻第1号（第592号），pp. 10～19，1984年1月。
 - 8) 上田年比古・河村 明・神野健二：適応的カルマンフィルターによる異常値検出について，土木学会論文集，第345号／Ⅱ-1，pp. 111～121，1984年5月。
 - 9) 鈴木栄一・岡本雅典：降水量の分布とその正規化に関する2, 3の問題，気象と統計，第6巻，第3号，pp. 13～15，1955年12月。
 - 10) J. S. ベンダット・A. G. ピアソル（得丸英勝ほか訳）：ランダムデータの統計的処理，培風館，pp. 289～296，1976年。
 - 11) 山本義一編：気候変動，東京大学出版会，1979年。
 - 12) 河村 武編：気候変動の実態，古今書院，1980年。
 - 13) 中川 徹・小柳義夫ほか：最小二乗法標準プログラムSALS（第2版），利用の手引，九州大学大型計算機センター，1979年。
 - 14) 河村 明・神野健二・上田年比古：周期関数時系列に対する適応的カルマンフィルターの異常値検出特性について，第28回水理講演会論文集，pp. 383～390，1984年2月。
 - 15) 上田年比古・神野健二・河村 明・高吉晋吾：降雨時系列が周期関数で表される場合の異常値検出について，九大工学集報，第55巻，第6号，pp. 585～591，1982年12月。
(1984. 10. 30・受付)
-