

長期的降水パターン変動による利水安全性の変化

The Change of Robustness of Water Resource System due to Long-Term Precipitation Pattern Fluctuation

九州大学工学部 正員 河村 明
九州大学工学部 正員 神野 健二
九州大学工学部 正員 上田 年比古

1. はじめに

近年、水不足が都市を中心にして深刻化している。これに伴って、従来よりさらに詳細な水資源計画が必要となり、水資源の直接的入力となる降水時系列の特性解析が不可欠となっている。また、水不足の主要な原因は少雨の継続より招来される自然現象すなわち渇水であるが、水資源計画においては降水時系列の渇水発生頻度と規模の推定が非常に重要な項目となっている。従来、水水量の渇水期における特性を解析するための手法として、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など、その量に着目した研究が主なものであり^{1),2)}、降水のパターン変化による渇水期の特性などは余り考慮されていない。またこれまで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るなどしている^{3),4)}。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っこんだ降水時系列の解析を行うことができず、降水パターンの変化による利水安全性の検討もほとんどなされていない。

著者らは既に通常のカルマンフィルター（以下OKFと記す）および適応のカルマンフィルター（以下AKFと記す）を用いた水文時系列の新しい解析手法を提案している^{5),6)}。本報ではこれらを降水時系列に適用して、長期的降水パターンの変動解析を行うことにより、渇水発生が生起する降水パターンについての解析を行うとともに、長期的降水パターンの変化による利水安全性の変化についての検討を行おうとするものである。すなわち、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的確率変動モデルで表し、まず、OKFを用いて平均的降水パターンを算出し、実降水のこれからのずれの度合を異常検出指標^{5),6)}を用いて算定し、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するとともに、その異常降水の特徴を調べて異常降水をタイプ分けし渇水に陥る過程について検討を行う。次に、周期的確率変動モデルのシステムパラメーターをAKFにより同定してゆき、対象の降水時系列のシステムパラメーターが変化した時点とその量を同定することにより、降水時系列を同じシステム状態量を持つ幾つかの降水区間に分割できることを示し、それぞれの区間の降水パターンの特徴を、システムパラメーターの同定結果やOKFによる異常降水のタイプの出現率などから検討し、渇水の生じやすい区間すなわち利水安全性の低い区間を見出す。次いで各区間ごとに、渇水の水文学的指標として用いられている渇水持続曲線^{1),7)}（以下DDCと記す）を作成し、各区間の渇水持続曲線の差より、多雨区間、平年並みの区間および渇水区間における利水安全性の違いについて検討を行う。

2. 適用降水時系列の概略的特性

本報では、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。ここではまず適用降水時系列の概略的特性をみてみよう。一般に年降水量はほぼ正規分布に従うといわれている⁸⁾ので、Fig.1に92年間の年降水量を正規確率紙上にWeibullプロットによりプロットした結果を示している。この図より年降水量はほぼ正規分布に従っているように見えるが、多雨年や少雨年は正規分布の直線からずれている。 χ^2 検定では有意水準10%で正規分布であるという仮説は棄却される。これより多雨年や少雨年の現われる年は、平年の年降水量を表す単一母集団とは異なった母集団から取り出されているとも考えられる。またこの図の理論直線からの外れ具合より、年降水量の量的に異常な年とその異常の程度を知ることができる。例えば、多雨年1位の1980年の降水量は相当な異常多雨であることがわかる。Fig.2は年降水量の平均値からの偏差の累加量 R_i を示し

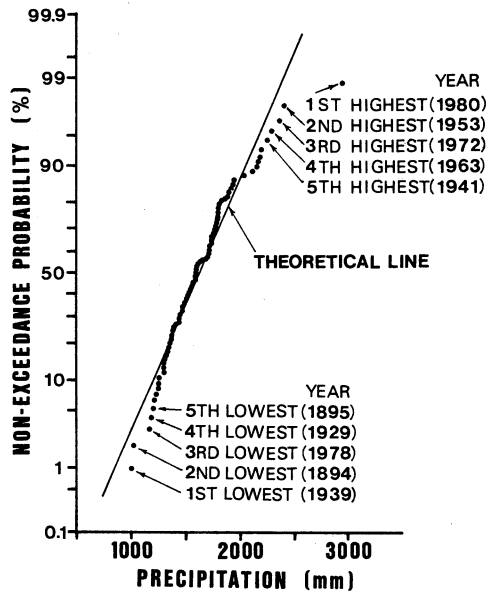


Fig.1 Plot of the annual precipitation data on the normal distribution paper.

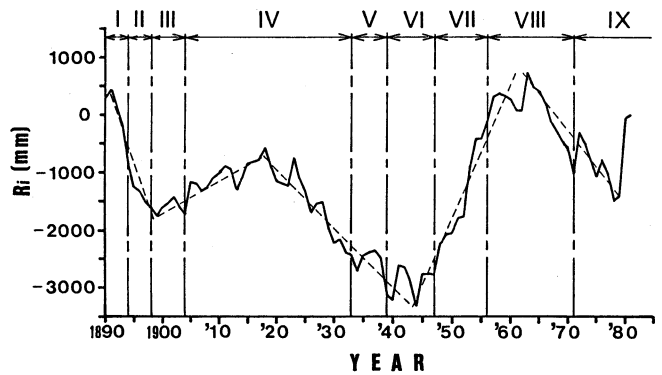


Fig.2 Plot of cumulative annual precipitation departures from mean. Broken line indicates the general tendency.

ていて、降水時系列の長期的変動の概略を示すための参考として挙げたものである。図中には後節においてAKFにより分割される区間 (I, II, ..., IX) も併記している。この図で累加曲線 (実線) の右上がりが多雨年、右下がり少雨年であり、またこの図の破線は年降水量の大体の傾向を示したものである。この破線が数十年にわたって上昇・下降を示していることは、年降水量が数十年にわたって、多雨期、少雨期にわかれることを示したもので興味あることである。すなわちおよそ1891年~1899年の間、1918年~1944年の間および1963年~1978年の間は少雨期間、1899年~1918年の間と1944年~1963年の間は多雨期間であり、長周期的な経年変動が認められる。特に1918年から1963年に対応する40数年程度の長周期は福岡市年降水量の最大エントロピー法 (MEM) によるスペクトル解析結果⁹⁾ の顕著な4.4年周期に対応するものと考えられる。

3. OKF, AKFによる長期的降水パターン変動の解析⁶⁾

3.1. 降水時系列のモデル化

異常降水現象としての渇水についてみると、1967年の佐賀における渇水のように、各月の雨とも一本調子に少ないのではなく、降水のある月は平年の二倍も降り、降らない月は全く降らないという状態で総量として渇水に陥っている¹⁰⁾。福岡市については、たとえば昭和57年6月の降水は45mmで平年の17%しかなく6月としては气象台始まって以来の少雨であった。また翌月7月も9日までは4mmの降水しかなく、このため7月10日より福岡市は制限給水にふみきった。しかしこの日より今度は一転して多雨傾向となり、このため7月の降水量は554mmと平年の2倍以上の降水となっている。なおこの年の年降水量はほぼ平年並となっている。このように異常降水は平年に比べて異常な多雨と少雨が共に出現する状態の継続として現われることが多いようである¹⁰⁾。本報では以上のことを考慮して渇水と異常多雨とを同じ異常降水現象としての範疇より取り扱う。よって、異常多雨、異常少雨を量的に同等に取り扱うため、まず92年間の月降水時系列データを対数変換により正規化する。次に、長期的な降水時系列の傾向を調べるため高周波成分カットフィルターをかけた時系列の平滑化を行う⁶⁾。次にk時点における対数変換平滑化時系列の値 $y(k)$ を次式のように周期的確率変動モデルで表わす。

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

ここに、 f_i : 周波数成分 q : f_i の個数
 M_y : 平均値 A_i, B_i : f_i に対する振幅
 w : 確率変動項で平均値 0, 分散 W の正規性白色雑音
 として、式 (1) でモデル化された時系列の f_i は $y(k)$ の MEM によるスペクトル解析の結果得られた $q = 5$ 本の卓越周波数 $f_1 = 1/48, f_2 = 5/12, f_3 = 1/12, f_4 = 1/3, f_5 = 5/12$ (cycle/month) (それぞれ、4年、1.2年、1年、3か月、2.4か月周期に相当) 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^{5), 6), 11)}。

3. 2. 異常降水の解析

OKF により同定される M_y, A_i, B_i を用いて算定される $y(k)$ の 1 ステップ先の予測値 (イノベーション) が平均的降水時系列パターンを示すことを利用し、この予測値と実測降水量との差より対象の降水時系列の異常値検出指標 ϕ_* を各時点において計算すると、この ϕ_* の大きさにより l か月間 (ここでは $l = 15$ とした) の降水パターンの異常な期間とその異常の度合を定量的に検出できる^{5), 6), 11)}。Table 1 は 92 年間で ϕ_* のピークが 4 を超えた 19 個の異常降水すなわち 5 年に 1 度程度の異常降水を、 ϕ_* のピークの大きさの順すなわち異常さの度合の

順に挙げたものである。次にこの 19 個の異常降水の特徴を調べた結果、異常降水のタイプは A : 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 : 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 : 平年より極端な多雨と小雨が 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 つに大別された。

Table 1 の Type の欄はこれ示している。Table 1 より 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タイプ 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。

3. 3. 降水時系列の分割による降水パターンの解析

AKF はイノベーションの変動状況から、システム状態量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 とその大きさを推定し、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⁵⁾。本報の場合 θ は降水パターンの変化時点であり、 θ の最尤推定値は ϕ_* を最大にする時点 k として求められ、また降水パターンの変化の有無は ϕ_* と閾値 η の大小関係を比較して検定される⁶⁾。さて、WMO (世界気象機関) の統計的立場によると、気候変化の解釈は時間スケールによって異なり、ある時間スケールで異常とみなされる現象もより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。本研究では 92 年間の降水量時系列について月単位で解析しているため、降水パターンの変化の検出は数年~数十年以内に起こる変化 (WMO の時間スケールでいえば modern スケールに相当する) の検出になろう。したがってここでは 10 年に 1 回程度生じる降水パターンの変化を対象にすることにして、OKF により得られた Table 1 の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 M_y, A_i, B_i を修正しながら逐次同定していった。その結果降水パターンの変化は 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 Table 2 には各分割区間の最終時点での AKF によるパラメーター値および OKF による全期間 (92 年間) の最終時点でのパラメーター値を示している。Fig. 3 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

TABLE 1 The abnormal precipitation periods detected by OKF.

Rank	Peak ϕ_*		Type
	Magnitude	Time of occurrence	
1	7.90	Apr. 1894	A
2	7.85	July 1904	C
3	6.14	July 1956	C
4	6.09	May 1980	B
5	6.08	Feb. 1939	A
6	6.02	Oct. 1944	C
7	5.68	Oct. 1971	C
8	5.16	Aug. 1933	C
9	5.15	Oct. 1962	B
10	5.08	June 1902	C
11	4.93	July 1899	C
12	4.90	June 1948	B
13	4.72	May 1953	B
14	4.52	Jan. 1951	C
15	4.45	July 1977	A
16	4.21	Apr. 1913	C
17	4.19	Aug. 1936	C
18	4.19	Apr. 1941	B
19	4.15	July 1976	C

TABLE 2 Identified system parameters by AKF, OKF and SALS.

Mean		Frequencies(cycle/month) and their amplitudes										
		$f_1 = 1/48$		$f_2 = 5/72$		$f_3 = 1/12$		$f_4 = 1/3$		$f_5 = 5/12$		
Epoch	M_y	A_1	B_1	A_2	B_2	A_3	B_3	A_4	B_4	A_5	B_5	
AKF	I	0.53	0.06	0.02	0.06	-0.00	-0.10	-0.09	0.01	0.00	-0.01	0.00
	II	0.43	-0.15	-0.01	0.00	-0.12	0.01	-0.06	0.01	0.04	-0.04	0.02
	III	0.55	0.03	-0.02	-0.02	0.02	-0.12	-0.13	0.00	-0.01	-0.01	0.01
	IV	0.53	0.03	-0.01	0.03	0.02	-0.10	-0.10	0.03	0.02	-0.03	-0.00
	V	0.50	-0.03	-0.01	-0.01	-0.02	-0.18	-0.04	-0.00	0.01	-0.02	0.01
	VI	0.51	0.03	0.13	-0.05	0.02	-0.19	-0.09	0.01	0.03	-0.03	-0.00
	VII	0.61	-0.01	0.03	-0.03	0.04	-0.11	-0.12	0.02	0.02	-0.04	0.00
	VIII	0.53	0.02	0.01	0.01	-0.00	-0.14	-0.10	0.01	0.00	-0.02	-0.01
	IX	0.54	-0.12	-0.04	-0.02	-0.04	-0.14	-0.11	0.01	0.01	-0.01	-0.01
OKF	Total	0.54	-0.00	0.00	0.01	0.01	-0.12	-0.10	0.02	0.01	-0.02	-0.00

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、Table 2のAKFのパラメーター同定結果は各区間の最小二乗法による値とほとんど一致し、OKFによる同定結果は全期間に対する最小二乗法の値と一致することを確認している。

3.4. 各分割降水区間の降水パターンの特徴

Table 2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。ここではTable 2およびFig.1、Fig.2よりAKFによる各分割区間の降水パターンの特徴について調べてみよう。まず

Table 2の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ると無視できる程小さい。区間III、IV、V、VIIIはTable 3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、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、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タイプCの異常降水が出現しやすい傾向にあるようである。区間Iは、1年周期が他の周期成分に比べ卓越しており、 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、Table 2より M_y が小さく、Fig.1、Fig.2より92年間の少雨2位の年(1894年)と少雨5位の年(1895年)が含まれていてこの区間は少雨区間といえる。また1年周期が顕著でなく、長周期成分 A_1, B_2 が卓越しており、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 2の M_y とFig.1、Fig.2から多雨区間といえるが、Table 2より $f_1 \sim f_5$ の振幅はほぼOKFの同定結果と同様の値であり、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および区間IXは、Table 2より4年周期の振幅 A_1 か 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.3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。

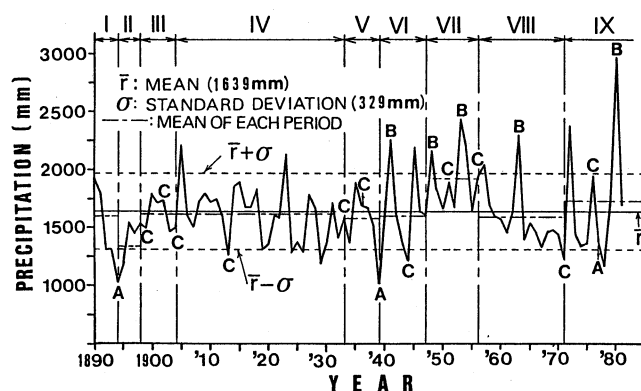


Fig.3 The annual precipitation sequence divided by AKF into nine different epochs. A, B and C are the types of the abnormal precipitation detected by OKF.

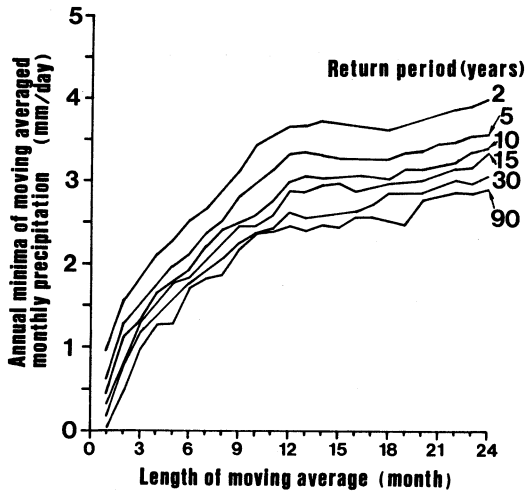


Fig.4 DDC of the monthly precipitation for the 92-year record.

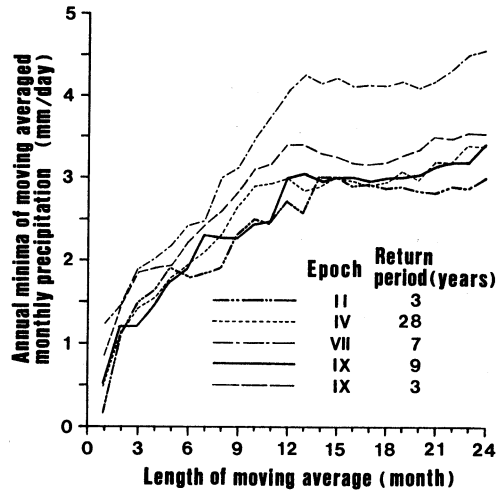


Fig.5 DDC of the monthly precipitation for epochs II, IV, VII and IX.

4. 分割降水区間の利水安全性の検討

ここでは、92年間の降水時系列および前節でAKFにより分割されその特徴が把握された降水区間に対して、渇水の水文学的指標として妥当なDDC¹⁾を描くことにより、各降水区間の違いにより利水安全性がどのように変化するかを検討する。なお、DDCは水文時系列の渇水を表わす指標として、水需給量とは無関係な絶対的尺度であり、また時系列特性を伝える情報量を有していて、式(2)の $D_i(m)$ で定義される⁷⁾。

$$D_i(m) = i\text{-th smallest}_{j=1, \dots, N} \cdot \min_{\tau=j\text{-th year}} \frac{1}{m} \sum_{t=\tau}^{\tau+m-1} Z(t) \quad (2)$$

ここに、 $Z(t)$: 月平均降水量 (mm/day) N : 観測年数 m : 移動平均月数 (months)

すなわちDDCは生の月降水時系列に対して、まず移動平均月数 m の移動平均時系列をつくり、その時系列の各年から年最小値を取り出して小さい順に並べて i 番目に小さいものを取り出す。そして i 番目に相当する非超過確率もしくはその逆数の確率渇水年をパラメータにとり、 m の変化に伴い、この i 番目に小さい年最小移動平均降水量がいかに変化するかを示した図である。ここで、 i -th smallestの確率年 T_i 年はWeibullプロットの式を用いると次式で表わされる。

$$T_i = (N+1)/i \quad (3)$$

Fig.4には92年間の時系列に対するDDCを、Fig.5にはAKFにより分割された降水区間の中で区間II, IV, VII, IXに対するDDCを示している。これらの図より移動平均月数 m が12か月を越すとDDCの傾き(増加率)が急に減少していることがわかる。これより m を1年以上取っても $D_i(m)$ の値の増加は余り期待できないといえる。Fig.5より渇水期である区間IIのDDCについてみると(区間IIは区間長が5年弱しかないので再現期間 T_i が3年のDDCを示すと)、これは平均的降水パターンである区間IVの再現期間 $T_i = 28$ 年のDDCよりも小さくなっている。これは区間IIにおける3年渇水が区間IVの28年渇水よりも厳しいことを示している。特にこの区間のDDCは m が1年以上となるとその増加がほとんど期待できないといえる。また区間IIの3年渇水のDDCはFig.4の $T_i = 15$ 年のそれより小さく、特に $m = 6 \sim 9$ か月や $m = 20 \sim 24$ か月では $T_i = 30$ 年のそれよりも小さくほとんど $T_i = 90$ 年のDDCと同程度になっている。このためこのような渇水区間IIでは容易に15年渇水以上の渇水が生じるといえる。よってもし平均的降水パターンの資料より設計された水資源システムがこのような渇水区間に移行するとその利水安全性はかなり低くなるといえる。

次にFig.5の多雨区間VII(区間長は8年8か月)の $T_i = 7$ 年のDDCをみても、 m が10か月以下ではFig.4の $T_i = 2$ 年に対するDDCとほぼ同様の値であり、 m が11か月以上では $T_i = 2$ 年のDDCよりもはるかに大きくなっている。これ

より区間Ⅶの7年渇水では通常の2年に1度の降水よりも多くの降水が期待でき、他の降水区間で設計された水資源システムはこの区間になるとその利水安全性を増すといえるが、逆にこの区間の降水をもとにして設計された水資源システム（例えば福岡市のEダムなど）は、この区間が終わって他の降水区間に移行した場合、その利水安全性はかなり低下すると考えられる。

次に、Fig.5の降水パターン変動の大きい降水区間Ⅹ（区間長は10年2か月）の $T_i = 9$ 年のDDCをみると、これは区間Ⅳの $T_i = 2$ 年のそれとほぼ同じか、もしくは $m = 9 \sim 11$ か月のところではかなり低くなっているため、変動の大きい降水区間では、結局通常の水資源システムの利水安全性は低下することが示唆される。しかし、区間Ⅹの $T_i = 3$ 年に対するDDCをみるとこれはFig.4の $T_i = 5$ 年のそれとほぼ同程度であり、これより渇水の程度が小さい場合は平均的な降水のDDCが期待されるようである。

以上のように各降水区間でかなりDDCが異なり、これによりどの降水区間の資料で水資源システムが設計されたのか、あるいは、現在どのような降水パターンの区間にいるのか利水安全性に大きく影響するといえる。

5. むすび

本報では、実際の降水時系列の資料として、福岡市92年間の月降水量を用い、まずOKFを用いて降水の異常な期間とその異常性の度を客観的かつ定量的に検出し、異常降水のタイプを評価、分類した。ついで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見なせる降水区間に分割し、各降水区間の降水パターンの特徴について検討を行った。次に92年間の時系列およびAKFにより分割された降水区間ごとにDDCを描くことにより長期的降水パターン変動による利水安全性の変化について検討を行った。その結果、降水パターンの変化によりその利水安全性が大きく異なることが示され、水資源システムの設計に用いられた降水パターンと現在の降水パターンの違いが利水安全性に大きく影響を及ぼすことが示された。

参考文献

- 1) 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。
- 2) 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。
- 3) 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。
- 4) 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。
- 5) 河村 明・上田年比古・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。
- 6) 河村 明・上田年比古・神野健二：降水時系列の長期的パターン変動の解析，土木学会論文集，第363号／Ⅱ-4，pp. 155-164, 1985年11月。
- 7) 竹内邦良・吉川秀夫：渇水持続曲線法とマスカープ法，土木学会論文報告集，第303号，pp. 53-63, 1980年11月。
- 8) 篠原謹爾：河川工学，共立出版，pp. 19-21, 1975年。
- 9) 上田年比古・神野健二・河村 明・高吉晋吾：降水時系列が周期関数で表わ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。
- 10) 根本順吉：異常気象を追って，中央公論社，1974年。
- 11) 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。