

適応的フィルタリング法による福岡市降雨時系列の異常値検出に関する一考察

九州大学 学生員 河村 明

学生員 高橋 秀人 学生員 長浜 和実

正員 神野 健二 正員 上田 年比古

1. はじめに 渇水時の被害を少なくするためには、降雨時系列の動特性が変化する兆候の見られる時点とその変化の規模を推定し、予測精度を上げ、適切な渇水対策を立てることが必要である。本報は、この動特性の変化の推定について Kalman フィルターに一般化尤度比検定法を併用した、いわゆる適応的フィルタリング法を福岡市の降雨時系列に適用し検討したものである。

2. 渇水時の福岡市降雨時系列の概略 明治23年から昭和56年までの92年間の日降水量記録をもとに、月平均降水量(mm/day)と標準偏差(mm/day)を計算した。これらの値に渇水年第1位の昭和14年前後3年間と渇水年第3位の昭和53年前後4年間の実降雨とを対比させて図示したのが図-1である。図-1からも分かるように、標準偏差は、6~9月の多雨期は相当大きく、12~3月の冬期は小さい。S14年は多雨期の降雨が極めて少ないために渇水が生じた。一方S53年は、前年の7月から少雨化傾向となりS52年11月とS53年6月の顕著な陽性偏差を除きこの傾向がS53年11月まで続いている。これ以外の渇水年(M27年渇水第2位、M28年渇水第5位、S4年渇水第4位)についても降雨時性を調べると前年あるいはそれ以前より漸次少雨化傾向となるものや突発的に少雨となり渇水に到る年もあり、渇水時の降雨パターンは多様である。

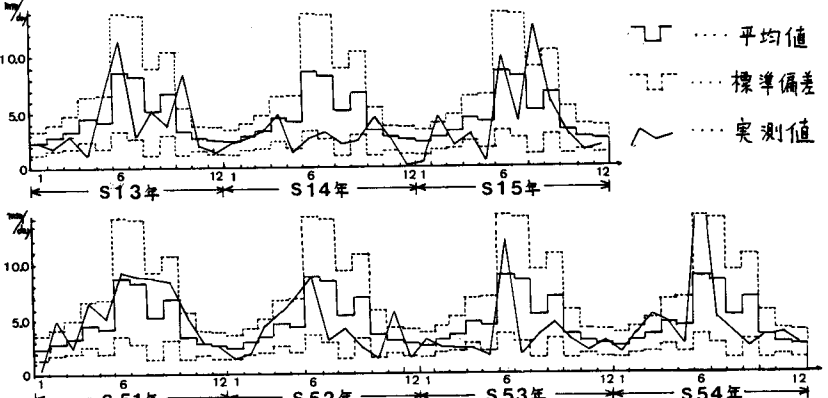


図-1 月平均降水量の平均値、標準偏差および実降水量

3. 福岡市降雨時系列への適応的フィルタリング法の適用 前述のように、渇水年の月平均降水量のパターンは多様であり、平年値との比較だけでも少雨化傾向が捉え易いものと、それだけでは捉えにくいものがあると推察される。したがって定量的に検討を加えるためには少雨化傾向の始まった時点やその変化の大きさの検出・推定などを客観的な量として表す必要がある。そのために本報では福岡市の降雨時系列を一つの動的システムとして表し、これに適応的フィルタリング法を適用した。この手法は、一般化尤度比検定法により、システムの異常値発生の有無を観測値時系列の変動状況から検定し、もし異常値が検出されればシステムが変化したものと考えて、その発生時点および大きさを定量的に推定し、異常値の大きさに応じてシステムの状態量を修正するものである。本報では月平均降水量が対数正規分布で近似できることを考慮し、これの対数変換をとり、さらに low-pass フィルターをかけた平滑化を行った。すなわち、 $y(k) = (1-c)\log r(k) + cy(k-1) \dots (1)$ 、ここに $c=0.6$ 、 $r(k)$ ：月平均降水量(mm/day)、 k ：時点である。この対数変換平滑化データ $y(k)$ は次式に示すように、平均値、周期成分およびランダム成分の和で表わされると仮定した。すなわち、 $y(k) = M + \sum_{i=1}^5 (A_i \sin 2\pi f_i k + B_i \cos 2\pi f_i k) + w(k) \dots (2)$ 、ここに、 M ：平均値、 f_i ：周波数、 A_i, B_i ： f_i に対する振幅、 $w(k)$ ：平均0、分散0.03の正規性白色雑音である。なお、 f_i の値には、対数変換平滑化データをMEM(最大エントロピー法)にかけスペクトル解析を行って求めた卓越周波数を用いた。その値は各々、 $f_1=1/4$ 、 $f_2=3/2$ 、 $f_3=1/2$ 、 $f_4=1/3$ 、 $f_5=3/2$ であり、これらは順に、4.5年、1.2年、1年、1/4年、1/5年周期である。式(2)は適応的フィルタリング法および比較のための通常のKalmanフィルターを適用する場合の観測方程式として使われている。

4. 適用結果および考察 (2)式のパラメーター: M_t , A_t , B_t をシステム状態量とし, これを適応的フィルタリング法および通常の Kalman フィルターで逐次同定し 1 ステップ (1 ヶ月) 先の予測を行った結果を図-2, 図-3 に示す。図-2 を見ると, 渇水第 1 位の S14 年のデータに対する通常の Kalman フィルターの異常検出指標 ϕ^* の値が 3 へ 4 となっている。異常検出指標 ϕ^* は, 「異常値が発生していないという仮説 H_0 」と, 「 $t=0$ 時点において異常値 $\delta q(t)$ が発生しているという仮説 H_1 」との確率の比によって定義されているから, この値が閾値 $\eta=3$ よりも大きいということは, 少なくとも 3 倍以上の確率が仮説 H_1 が受容できる。すなわち, おなり高い信頼性を持って 1 年の降雨に対して異常渇水であると言える。一方, 適応的フィルタリング法の異常検出指標 ϕ^* の値は 2 前後であり, 通常の Kalman フィルターよりも予測精度が高かったことになる。これは, 異常値発生時刻を S11 年 8 月と推定し S14 年 2 月にシステムが修正されたからである。図-3 を見ると, S52 年後半および S53 年のデータに対する通常の Kalman フィルターの異常検出指標 ϕ^* の値が閾値 $\eta=3$ を上回っており 1 年の降雨に対して異常渇水であると言える。次に適応的フィルタリング法の異常検出指標 ϕ^* の値は, この期間中の月平均降水量の予測残差が図-2 の場合に比べて小さく, また S52 年 11 月と S53 年 6 月に 1 年並の降雨があったことにより明確なピークを示さなかった。そのために異常発生時点の決定が難しく, またその大きさを推定するまで時間がかかっている。次に渇水年第 2 位から第 5 位までの, システムの各パラメーターの修正量を表-1 に示す。渇水となる降水システムには, 1 年以上の長周期成分のパラメーターの変化が大きく寄与している。この特性は異常値を検出するまでの時間を短縮するための有効な手掛かりとなる。

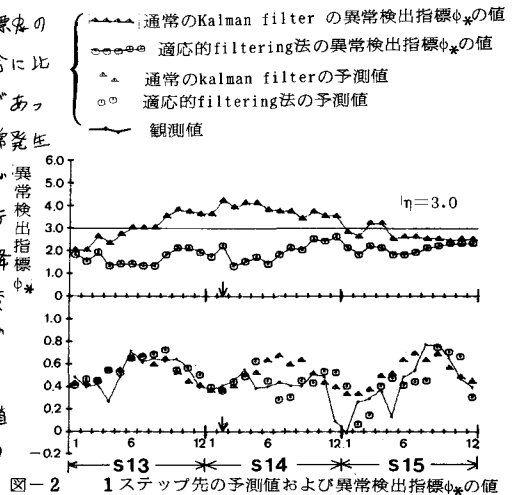


図-2 1 ステップ先の予測値および異常検出指標 ϕ^* の値

5. 結び ①: 適応的フィルタリング法は, 渇水を異常値発生による降水システムの変化で捉える手法として, おなり有効である。②: 通常の Kalman フィルターを併用し, 通常の Kalman フィルターの異常検出指標 ϕ^* の値と閾値 η を比較することにより異常渇水が否かを判断し, 適応的フィルタリング法により, 異常値の発生時刻とその大きさを推定していく方法を採れば, 渇水に対してより適切な判断ができる。

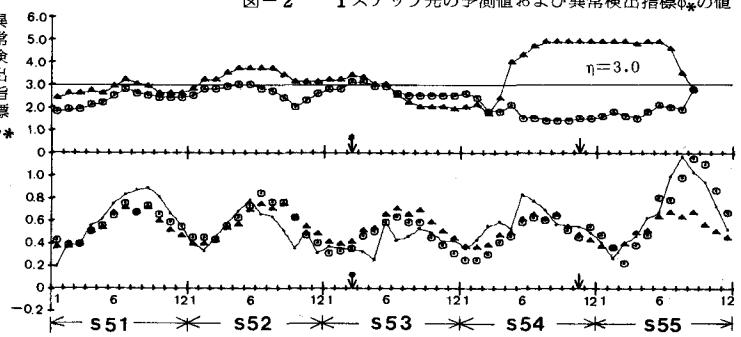


図-3 1 ステップ先の予測値および異常検出指標 ϕ^* の値

表-1 各渇水年の各パラメーターの修正量

渇水年	パラメーター										
	平均 M_t	周期 4.5 年		周期 1.2 年		周期 1.0 年		周期 0.25 年		周期 0.2 年	
		A_1	B_1	A_2	B_2	A_3	B_3	A_4	B_4	A_5	B_5
平年	0.5350	0.0129	-0.0290	0.0072	0.0056	-0.1239	-0.1000	0.0156	0.0141	-0.0211	-0.0025
第1位	-0.0276	-0.1502	-0.1526	0.0839	0.0639	-0.0066	0.1120	0.0458	-0.0146	0.0011	-0.0253
2位	-0.0733	-0.0057	-0.0181	0.0830	-0.1752	-0.0093	0.0585	-0.0063	-0.0046	0.0093	-0.0016
3位	0.0844	0.1433	-0.0120	-0.0463	-0.1351	-0.0746	0.0942	-0.0140	-0.0141	0.0346	-0.0001
4位	0.0130	-0.0386	-0.0010	0.0313	0.0438	0.0073	0.0101	0.0130	0.0051	-0.0030	-0.0003
5位	-0.0733	-0.0057	-0.0181	0.0830	-0.1752	-0.0093	0.0585	-0.0063	-0.0046	0.0093	-0.0016

参考文献

- 1) 上田・河村・神野: 時系列のシステムパラメーターのジャンプ変動の同定, 第 27 回水理講演会論文集, 1983 年 2 月
- 2) 福岡管区 異常気象報告 第 62 号 ~ 第 69 号, 昭和 53 年 4 月, No. 63. pp. 3-4.