水文・水資源学会誌
J. Japan Soc. Hydrol. & Water Resour.
Vol. 7, No. 3 (1994) PP. 177-187

水文諸量の時系列解析手法に関する検討(1)

—降雨と地下水位の応答解析—

Study on Time Series Analysis of Some Hydrological Variables(1)

—Analysis on the Response of Rainfall vs. Groundwater Level Fluctuation—

榎田充哉* (佐賀大学大学院・国土防災技術科)

Mitsuya ENOKIDA Dr.'s Course, Saga Univ.・Japan Conservation Eng. & Co., Ltd

大宅康平** (佐賀大学大学院)

Kouhei OUYA Graduate school, Saga University

大串浩一郎***・岸原信義*** (佐賀大学理工学部)

Koichiro OGUSHI・Nobuyoshi KISHIHARA Faculty of science and Engineering, Saga University

A method for time series analysis of hydrological variables that have a response relation with an incitement variable such as precipitation has not been established yet. In this paper, we propose an analyzing method to estimate the periods of change in the relation of two variables of them based on the time series analysis of observed data such as fluctuation of ground water level in Shimabara city. Using the result, we have examined the relation between abnormality of ground water and phenomena such as volcanic activity and seismism.

Key words rainfall, groundwater level, double-mass analysis, analysis of covariance

降水量などの誘因変量との応答関係にある水文学量についての時系列解析手法は確立されているとはいえない現状である。本論では島原市での地下水位観測データを用いて時系列解析を行い、このような2変量の応答関係の変化時期を推定する解析手法を提案すると共に、島原での地下水異常と火山活動や地震活動などの関連性について考察を行った。

キーワード：降雨，地下水位，DM解析，共分散分析

I. はじめに

水文諸量の時系列解析に際しては、解析対象とする水文学量が降水量などの誘因変量との応答関係にあるため、少なくとも2変量以上の多変量の時系列解析を行なう必要があり、その解析手法は必ずしも確立されているとは云えないのが現状である。そこで、本論では主として明らかに降雨と地下水位との応答

関係に変化が生じたと思われる井戸の月、または旬平均水位を対象にして時系列解析手法について検討を行なった。日単位データの検討は第2報として別途に行なう予定にしている。

降雨と地下水位との応答関係に関する既往の研究には、菅原らが流出解析のモデルとして提案したタンクモデルを、降雨に対する地下水位変動のモデルとして適用した吉松(1980)や奥西ら(1977)の研究、両

*佐賀大学大学院，国土防災技術科 〒105 東京都港区虎ノ門3-18-5

Graduate school, Saga University (Japan Conservation Engineers & Co., Ltd), 3-18-5, Toranomon Minato-ku, Tokyo, 105

**佐賀大学大学院 Graduate school, Saga University

***佐賀大学理工学部 Faculty of science and engineering, Saga University

者を周期関数としてフーリエ変換を用いて応答関数を導く方法を示した、末包ら(1980)の報告などがある。榎田(1992)もタンクモデルと独自のモデルを用いて、降雨から地すべり地の地下水位変動を予測する方法を示している。しかし、これらは何れも降雨と地下水位の応答関係そのものを調べるもので、その応答関係の変化の有無や変化時期に関する指標は示していない。

岸原ら(1988)は、河川の流域特性の時系列変化を示す指標として、Merriamが提案したDM解析を用い共分散分析等を併用することで変化の時期を推定する方法を示している。

本論は、この方法を発展させた解析手法で降雨と地下水位との応答関係の変化の有無と変化時期の推定を効率的に行い、2変量の時系列解析手法としての本解析手法の確立のための1つの段階とするものである。

今回、主として解析の対象とした井戸は、現在盛んに火山活動を行なっている雲仙普賢岳の山麓島原市内の川本氏宅井戸である。「水の都」と呼ばれる島原市は地下水が豊富であり、多数の湧水地点が観光の名所となっている。約200年ぶりの火山活動に伴って、市内各所で地下水位の異常変動や湧水質の異常が報告されている。

例えば、川本氏宅井戸水位は、通常は最も水位が低下する1991年の秋から1992年の始めにかけて降雨が少なかったにも拘らず水位が異常に上昇した。また、1992年5月にはその近くのユースホステルの井戸の水温が異常上昇していることが確認されたが、この井戸水はその前年の夏までは冷房用として使用され、当時水温の異常はなかったことから、1991年秋から1992年春にかけての何時かの時期に、水温が上昇したものと推定されている。このような水温の上昇は複数の井戸で確認されているが、川本氏宅井戸水位の異常上昇と時期がほぼ一致している。

本論では、この水位の異常上昇の検出可能性の観点から手法を検討し、その後他の井戸の月または旬単位のデータを解析して、火山活動・地殻変動に伴う降雨と地下水の応答関係の変化について検討を行った。

II. 解析に用いたデータと島原の地質構造

島原市内においては、今回の火山活動に関連して各機関による水文諸量の観測が行なわれつつある。図一1に今回解析に用いた井戸の位置を示す。各井

表一 解析に用いたデータの仕様

解析対象項目	解析対象期間	解析対象単位	観測方法
川本氏宅井戸	1986年 5月～1993年 1月	月単位	自記
川本氏宅井戸	1991年 5月～1993年 2月	旬単位	自記
配水地井戸	1989年 7月～1993年 2月	月単位	自記
配水地井戸	1991年 5月～1993年 3月	旬単位	自記
眉山1号井戸	1991年 5月～1993年 3月	旬単位	自記
本光寺井戸	1991年 5月～1993年 2月	旬単位	手動
吉田氏宅井戸	1991年 5月～1993年 2月	旬単位	手動
ユースホステル井戸	1992年 6月～1993年 3月	旬単位	手動

注) 配水地データには途中に欠測あり。

図一 島原市内地下水観測地点位置図

図二 雲仙普賢岳周辺の地質構造 (井田:1992)

戸のデータの仕様は表-1の通りである。ユースホステルの井戸水位は水温の異常が確認されてからの観測であり、水温の変化が起こったと思われる1991年秋から1992年春にかけての観測データはない。ユースホステル井戸の水温は1992年8月の時点で約29度であった。

島原市内での地下水の様々な異常現象が火山活動に伴うものであるとすれば、島原の特異な地質構造を理解する必要がある。図-2は雲仙普賢岳周辺の地質構造を模式的に示したものである(井田,1992)。島原半島のほぼ中央部には別府から九重、阿蘇、熊本を経て島原半島に至る大地溝帯が通り、その幅は20~30km、長さは約150kmにも達し、最大陥没量は2,000~2,500mと推定されている。普賢岳もその地溝帯の中にある。また、半島の西側にある千々石湾は過去の大きな火山のカルデラであり、群発地震の震源密集域となっている。大地溝帯に沿って複数の温泉地が点在しているが(太田,1973)、大地溝帯の北側の境界に当たる千々石断層が島原市のほぼ中心部を東西に横切っている。島原市内での地下水の異常地点の分布もこの大地溝帯とほぼ一致している。

III. 解析手法の提案

本論で用いた解析手法とその流れを以下に示す。

1. 実効雨量の算出

地下水位と降雨との応答関係を解析するに際して、当日の降雨のみならず過去の降雨の影響を考慮する実効雨量を用いた。実効雨量 R_c は元来、過去の降雨状況から経過時間毎の土の水分量の相対的な大きさを表現しようとしたもので、地下水位等との相関が高い。実効雨量の算出方法はいくつか提案されているが、本論では次の式を用いた。

$$R_c = \alpha \cdot R_0 + \alpha^2 \cdot R_1 + \dots + \alpha^{n+1} \cdot R_n \quad (1)$$

ここで、 R_0 : 当日雨量, R_n : n 日前の日雨量, α : 減少係数 ($0.5 < \alpha < 1$) である。 $\alpha \leq 0.5$ の場合は時間単位の実効雨量を用いる。

通常、半減期とはある物質の量が半減するまでの時間を指す場合が多いが、実効雨量の場合には、次の如く減少係数が半減する迄の日数、つまり降雨の影響の程度が半減する時を意味している。いま、半減期を M とすると、

$$\alpha^M = 0.5$$

$$\therefore \alpha = 0.5^{1/M}$$

よって t 日前の α は

$$\alpha^t = 0.5^{t/M} \quad (2)$$

となる。

(1)式は当日の雨量に対する係数が最大であり、当日の雨量の影響が最も強い場合にのみ適用出来るので、実効雨量と地下水位との時差を確かめる必要がある。また、解析を進める上で両者の相関関係が統計的に有意であることを確かめる必要がある。このために系列相関分析を行なった。

2. 系列相関係数の算出

一般に誘因水文系列 x (降雨量や実効雨量)が解析対象系列 y (地下水位)に何期かの時差をもって影響しているかどうかを検討するために系列相関分析が用いられる。系列相関分析では、時差 $k=0$ から初めて、計算可能な最大時差 $k=m$ まで系列相関係数 r_k を求め、その絶対値の最大値 r_n が統計的に有意であれば、 x と y の間には時差 n の時差回帰モデルが成立すると判定するものである。系列相関分析を行うことによって2変量の時差を知ると共に、両者間に有意な相関関係があるかの判定をすることができる。

本論文では、降雨と地下水位の長期的な応答関係の変化を調べるために、旬または月単位の平均地下水位と降雨との応答関係を調べている。表-2に川本氏宅井戸の月降水量と地下水位の系列相関係数表を示した。データ数が多いため解析対象全期間のデータを用いても系列相関係数に有意性が認められるが、相関係数の値は小さい。これは、後述の如く月降水量と月平均水位との応答関係に変化が生じた

表-2 系列相関係数表 (降雨量と地下水位: 川本氏宅井戸)

期間 \ 時差	0ヶ月	1ヶ月	2ヶ月	3ヶ月	データ数
全期間 (ケース1)	0.3739**	0.3809**	0.3184*	0.1232	81
~91年7月 (ケース2)	0.7196**	0.6971**	0.5542**	0.2944*	63
~89年7月 (ケース3)	0.7737**	0.7454**	0.6240**	0.3577*	39

注) *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

表-3 系列相関係数表と実効雨量の半減期 (実効雨量と地下水位: 川本氏宅井戸)

半減期 \ 時差	0ヶ月	1ヶ月	2ヶ月	3ヶ月
1ヶ月	0.9279**	0.7431**	0.4323**	0.062
2ヶ月	0.8479**	0.5336**	0.1388	-0.261
3ヶ月	0.6826**	0.3354*	-0.052	-0.3542
4ヶ月	0.5102**	0.1794	-0.1657	-0.3958
5ヶ月	0.3648**	0.0680	-0.2279	-0.3973

注) *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

ためであると考えられる。事実、変化前の時期を選んで系列相関係数を算出すると、相関係数の値が大きくなる。したがって、後述の解析により両者の応答関係に変化が確かめられた場合には再度系列相関係数を算出し、再検討を行なう必要がある。

表一3に川本氏宅井戸の月平均地下水位と実効雨量との相関係数を示したが、時差ゼロで半減期1ヶ月の場合が最も相関係数大きいことがわかる。この表には、時差1, 2, 3ヶ月の場合の相関係数も示しているが、実際の解析では時差と半減期の違いによる系列相関係数の変化を同時に比較し、時差および半減期を決める。

3. DM解析 (Double-Mass Analysis)

実効雨量と地下水位との応答関係の変化の有無の検討と変化の時期の推定にはDM解析を用いた。

DM解析は気象統計学の分野で開発された手法で、最初Merriam(1937)が提案し、その後Kohler(1949)が手法の適用上の留意点などについて述べている。すなわちKohlerは、いくつかの気象観測点の中に欠測値がある場合の補充や、ある観測点が移動してきた以前のその地点のデータの推測などが次の様な条件を満たせば可能であるとしている。

- ①両変量の間に比例関係がある事。
- ②両変量の間に高度な相関関係が認められる事。
- ③基準変量が記録期間中一貫性を有している事。

などで、この手法は降雨量と流出量との間で、流出量に観測誤差などがある場合にも降水量のデータを用いて流出量の補正にも使えるとし、具体的な方法を例示している。

その後、中野ら(1960)は、このDM解析を流域からの流出状況の変化を推定する手法として用いる際の問題点を検討し、Kohlerの条件に次の条件を追加した。

- ④従属変量の長期傾向における変動の原因が別の資料で明らかである事。

岸原ら(1988)は、東北地方のブナ林の伐採の影響を検出する手法として、この方法の適用可能性について検討を行なった。DM解析を両変量間の変化の時期の推定に用い、他の地点のデータの推測などの様な定量的な使用を考えなければ、上記の厳密な条件は必ずしも必要でなく、変化の時期の推定前後の資料を他の統計的手法、例えば共分散分析などを用いる事の有効性などについて述べている。

いま、相対応する変量の系列、 $X_1, X_2, \dots, X_n$

と $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ の間に正比例関係が成り立つ時は、それぞれの相対応する積算値を直交座標上に順次プロットすれば、各点は一定の勾配をもつ直線に沿って散らばり続き、これを結べば、その直線に近いDouble-Mass Lineを得る。

$$Y_1 = \alpha X_1, Y_2 = \alpha X_2, \dots, Y_n = \alpha X_n \text{ とすれば} \\ \Sigma Y_i = \alpha \Sigma X_i \text{ 故に } \Sigma Y_i / \Sigma X_i = \alpha$$

いま、このDouble-Mass lineが勾配の異なる2つ以上の部分からなる折線で示されるときは、それぞれの折点で両変量群の比例関係が変化した事を意味する。

Y_n までは勾配が α で、その後直線の勾配が β に変化する(両変量間の関係に変化が生じた)場合には、

$$Y_{n+1} = \beta X_{n+1}, Y_{n+2} = \beta X_{n+2}, \dots, Y_m = \beta X_m \\ \text{とすれば、} \Sigma Y_i / \Sigma X_i = \beta \text{ となる。}$$

つまり、それぞれの積算値をプロットすれば、その折線の時点に変化が生じている事を意味すると共に、折線の勾配変化が両変量間の関係変化の定量的表現になる。

次に、両変量間に次の様な直線回帰の関係がある場合について検討する。

1 から n までは、 $Y = \alpha X \pm C$ の関係があるとすれば、前と同様に

$$Y_1 = \alpha X_1 \pm C_1, \dots, Y_n = \alpha X_n \pm C_1 \\ \Sigma Y_i = \alpha \Sigma X_i \pm n C_1 \\ \Sigma Y_i / \Sigma X_i = \alpha \pm n C_1 / \Sigma X_i$$

また、 $\bar{X}_n \equiv \Sigma X / n$ とすれば、

$$\Sigma Y_i / \Sigma X_i = \alpha \pm C_1 / \bar{X}_n$$

その後、両者の関係が変化し、その比が β になったとすれば、 $n+1$ から m までの X の平均を $\bar{X}_m$ とすると

$$\Sigma Y_i / \Sigma X_i = \beta \pm C_2 / \bar{X}_m$$

この時、 Y 軸の切片 C の値が X の平均に比べて大きければ、 α および β の影響が相対的に小さくなり、勾配の変化は両者の関係を正しく表現出来ない事になる。

4. 共分散分析による変化の統計的有意性の確認

DM解析により、誘因変量と解析対象変量との応答関係に変化が認められた場合には、共分散分析により変化の統計的有意性を確かめる。その結果有意な変化が認められない区間については、期間を統合して再度共分散分析を行う。

5. 部分回帰式による変化時期の確定

一般に、水文諸量の時系列解析を行なう場合には、

季節変動などの周期変動の影響を除去する目的で移動平均が用いられる。例えば、川本氏宅井戸水位の月平均水位のDM解析には、季節変動を除去するために規準化12項(1年間)移動平均値が最終的には用いられたが、移動平均の性質によりDM解析で求められた変化の時期には幅があることが予想され、変化の時期の確定には原データに遡って検討する必要がある。そのために、DM解析の結果などを用いて、両者の応答関係が正常と推定される時期を選定し、この期間の両者の原データを用いて両者の回帰式を作成し、全期間の解析対象変数の実測値と推定値の差の時系列図を描き、変化の時期を推定する。推定された時期別に再度共分散分析を行なってその統計的有意性を確認する。

以上の如く、応答関係が認められる水文量の時系列解析には、①系列相関による時差の確認。②実効雨量の半減期の確定と算出。③周期が認められる場合には移動平均などによる周期成分の除去。④DM解析による変化の有無とその時期の判定。⑤共分散分析による統計的有意性の確認。⑥移動平均などを行なった場合には、原系列のデータの一部を用いた両変数間の回帰式による変化の時期の確定。などの手法を採用することにより定量的な解析が可能となるものと思われる。但し、前述の如く、両変数の応答関係の時系列に変化が認められた場合には、この解析の流れは何度もフィードバックする必要がある。

IV. 解析手法の有効性の検討

図一3に川本氏宅井戸の月平均水位と島原アメダスデータ(月降水量)の時系列を示した。図からもわかる様に、月降水量と月平均水位の時差は認められず、月降水量の季節分布と同じく、毎年6～7月に最高水位を、1～2月に最低水位を示している。ところが、1991年7月に例年の如く水位の上昇と、8月に水位の低下を示した後に、9月から極端な寡雨であるにも拘らず再度水位の上昇傾向を示し、例年最低水位を示す冬季の1月、2月に既往最高の水位を示すにいたっている。降水量との関係からみて、この水位上昇は異常であると判断される。そこで、この川本氏宅井戸水位に提案した解析手法を適用し、手法の有効性の検討を行なうことにした。

1. 実効雨量と系列相関係数による時差の算出

まず、全期間について各種半減期による実効雨量を算出し、表一3の如く実効雨量と地下水位との相

関係数行列を求め、相関係数の大小から時差なし(0ヶ月)、半減期1ヶ月の実効雨量を用いることにした。

2. DM解析(1)―原系列のDM解析―

算出された島原市における月降水量と川本氏宅井戸の月平均地下水位とのDM解析の結果を図一4に示した。図からもわかる様に、両者の関係は線形性を示さず波うっている。これは、両者に認められる季節変動の影響のためと思われる。

3. DM解析(2)―12項移動平均のDM解析―

原系列のDM解析に認められる季節変動を除去するために、12項移動平均をもとめ、再度DM解析を行なった結果を図一5に示した。これによれば、両者はほぼ直線関係を示し、変化の時期も1988年12月頃と推定されたが、肉眼でも識別された図一3の1991年晩夏からの水位異常が検出されていない。この原因としては、両変数の絶対値に大きな差があるため

図一3 川本氏宅井戸の水位変化図

図一4 原データによるDM解析図

図一5 12項移動平均データによるDM解析図

図一6 基準化した12項移動平均データによるDM解析図

に、累積値が大きくなる検討期間の末期には変化が不明瞭になったものと推定される。

4. DM解析(3)一規準化12項移動平均値のDM解析一

そこで、両者の尺度を同一にして比較・検討するために、12項移動平均値を規準化してDM解析を行なったものが図一6である。ただし、規準化した値を累積すれば最後はゼロになるので、規準化した値に3をプラスして累積している。図でわかる様に勾配の変化が視覚的に5時期で認められる。しかし、この変化時期区分が統計的に有意であるかどうかは不明であるので、変化時期区分の統計的妥当性について共分散分析を用いて検討を行なった。

5. 共分散分析による変化の統計的有意性の確認

解析の経過を第1期(1986年5月~1988年12月)と第

表一4 井戸水位の各期における回帰・相関解析 (川本氏宅井戸水位)

時期	自由度	Sx^2	Sxy	Sy^2	相関係数	回帰係数
1	31	630976	559.48	0.577	0.927	8.857×10^{-4}
2	16	77783	93.80	0.175	0.805	1.206×10^{-3}
組内	47	708759	653.28	0.751	0.895	9.217×10^{-4}
全体	48	733468	655.49	0.752	0.883	8.937×10^{-4}

表一5 修正平均値の推定 (川本氏宅井戸水位)

期	X(実効雨量mm)	x(偏差)	b x	Y(水位mm)	修正平均値
1	229.20	16.367	1.451×10^{-2}	-3.64	-3.65
2	182.02	-30.81	-3.715×10^{-2}	-3.64	-3.61

表一6 共分散分析による修正平均値の差の検定 (川本氏宅井戸水位)

変動因	検定の誤差			分散比
	自由度	平方和	分散	
全変動	47	0.165		F=0.0165/0.00324=5.09* 危険率5%で有意性が認められる
組内平均	46	0.149	3.24×10^{-3}	
修正平均値間	1	1.65×10^{-2}	1.65×10^{-2}	

注) *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

2期(1989年1月~1990年12月)の比較を例にして説明する。

まず、各期における修正平均値を求めるために、規準化しない原データを用いて各期の回帰・相関係数を算出し、表一4に示した。表一4で求められた組内の回帰係数bを用いて各期の地下水位の修正平均値を次の表一5の如く求めた。表からわかる様に、各時期の水位の平均値は同値を示しているが、実効雨量で調整した修正平均値は時期別の平均値に較差が認められる。つまり、第2期は第1期に比較して、少ない降雨により水位が上昇している。この修正平均値の差の有意性は表一6の共分散分析表により検定される。

共分散分析により求められた、各時期の修正平均値間の差の有意性の検討結果は表一7に示されている。分散分析では殆ど有意性が認められなかった各時期の両変数の応答関係に、第5期と第6期を除いて変化(有意な差)が認められる。この結果、規準化12項移動平均値のDM解析による両変量の応答関係の変化の時期の推定が、ほぼ妥当であったと考えることが出来る。

第5期と第6期の間に有意な変化が認められないので、これを統合して新たに第5期として再度共

表一 各期の統計値と共分散分析の結果
(月単位DM解析, 区分1)

項目	第1期	第2期	第3期	第4期	第5期	第6期
データ数	32	17	6	7	4	15
実効雨量平均mm	229.2	182.0	198.8	217.1	153.0	139.5
平均月水位 m	-3.64	-3.64	-3.55	-3.66	-3.41	-3.45
修正平均値 m	-3.65	-3.61	-3.64	-3.56	-3.67	-3.68
相関係数	0.927	0.805	0.958	0.952	0.263	0.204
分散分析	0.01	3.74	3.48	14.95**		0.15
共分散分析	5.09*	7.10*	44.62**	95.92**		0.11

注) 第1期: 1986年5月～1988年12月, 第4期: 1990年11月～1991年6月
 第2期: 1989年1月～1990年5月, 第5期: 1991年7月～1993年1月
 第3期: 1990年6月～1990年10月, 第6期: 1991年11月～1993年1月
 *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

表一 各期の統計値と共分散分析の結果
(月単位DM解析, 区分2)

項目	第1期	第2期	第3期	第4期	第5期
データ数	32	17	6	7	19
実効雨量平均mm	229.2	182.0	198.8	217.1	142.4
平均月水位 m	-3.64	-3.64	-3.55	-3.66	-3.44
修正平均値 m	-3.65	-3.61	-3.64	-3.56	-3.67
相関係数	0.927	0.805	0.958	0.952	0.208
分散分析	0.01	3.74	3.48	13.02**	
共分散分析	5.09*	7.10*	44.62**	19.94**	

注) 第1期: 1986年5月～1988年12月, 第4期: 1990年11月～1991年6月
 第2期: 1989年1月～1990年5月, 第5期: 1991年7月～1993年1月
 第3期: 1990年6月～1990年10月
 *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

散分析を行うと表一8のような結果となった。

各期間の修正平均値は、期間毎の変化を定量的に表現する指標の一つである。

6. 部分回帰と共分散分析による地下水位変化時期の確定

前節のDM解析では、12項移動平均値を用いたために変化の時期に多少のズレが生じる場合が予想される。そこで、まずDM解析で求められた第1期のデータを用いて両変量の回帰式を求め、観測値と推定値の差を算出してその時系列をプロットすると図一7とほぼ似た時系列分布図が得られた。その図から実測値と推定値との差が1989年8月から急に大きくなっており、第1の変化時期は1988年12月でなく、1989年7月までと推定の方が合理的であると判断された。基準期間を解析開始時期より1989年7月までとし、再度両変量の回帰式を作成し、回帰式により推定された全期間の地下水位と実測値の差を求めプロットしたのが図一7である。DM解析の結果

表一 川本氏宅水位の共分散分析の結果
(月単位, 推定値との差による期間区分)

項目	第1期	第2期	第3期	第4期	第5期
データ数	39	16	7	11	8
実効雨量平均mm	221.9	185.5	217.1	151.1	130.4
平均月水位 m	-3.65	-3.59	-3.66	-3.35	-3.57
修正平均値 m	-3.66	-3.56	-3.57	-3.68	-3.35
相関係数	0.923	0.908	0.952	-0.20	0.501
分散分析	3.05	2.38	43.85**	23.72**	
共分散分析	45.60**	26.24**	62.08**	21.59**	

注) 第1期: 1986年5月～1989年7月, 第4期: 1991年7月～1992年5月
 第2期: 1989年8月～1990年11月, 第5期: 1992年6月～1993年1月
 第3期: 1990年12月～1991年6月
 *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

図一 7 実測値と推定値の差の時系列図

と照合しながら、この実測値と推定値との差の時系列図から両変量の応答関係の時期を推定した。共分散分析の結果を表一9に示す。いずれの時期の修正平均値間にも有意な差が認められることから、時期区分を確定した。この解析結果により、表一2のケース3、表一3の系列相関係数と実効雨量の半減期の算出には第1期のデータを用いている。

第4期(1991年7月～1992年5月)が水位の上昇が最も著しい時期で、図一3では冬季の寡雨期における異常な水位上昇の時期にあたる。後述の如く、この時期には川本氏宅の周辺で地下水異常が認められている。

以上のように、本解析手法によって水位の異常時期を含む降雨と地下水位の対応の変化時期を客観的に検出し、変化の定量的な指標を示すことができた。

V. 解析手法の適用 (旬平均地下水位の解析)

1. 周期変動の除去

前節までの月平均水位に対する解析では12項(1

年間)移動平均を用いたが、川本氏宅井戸以外の井戸では連続した観測期間が約2年間と短く、季節変動を除去するための36項(1年間)移動平均による解析は適切でない。そこで移動平均の項数を変化させて、実効雨量と地下水位の相関の変化を調べたが、顕著な変化はみられなかった。季節変動を完全に除去することはできないが、不規則変動を除去する目的で9項移動平均を採用した。

2. 観測開始時の異常水位に関する対策

雲仙普賢岳の火山活動に伴う地下水挙動の監視のために1991年5月より観測が開始されているが、観

実効雨量累積値 (規準化九項移動平均)

図-8 旬単位の正方向DM解析図

実効雨量累積値 (規準化九項移動平均)

図-9 旬単位の逆方向DM解析図

測開始直後の6月中旬から下旬にかけて、600mmに近い大雨が降り地下水位が急上昇した。また、この時期は川本氏宅井戸水位が異常となる直前であり、前章で検討した解析手法をそのまま適用することは困難であろうと判断された。観測開始直後の水位が異常である可能性を考慮して以下の検討を行った。

①観測終了時を起点として逆方向に累積を行う逆方向DM解析を行い、これまでの方法での正方向DM解析結果と対比する。

②川本氏宅井戸の月平均水位に対する解析結果との整合性を調べる。

図-8に川本氏宅井戸の旬平均水位についての正方向DM解析図を、図-9に逆方向DM解析図を示す。1, 2旬程度の差はあるものの、ほとんど同じ解析結果となっている。

月平均水位に対する解析結果と比較すると、DM解析による1991年7月の変化時期と部分回帰による1992年6月頃の変化時期がほぼ一致している。概ね、月単位の解析で発見できなかった小さな変化が検出された結果となっており、両者の解析結果に矛盾は

図-10 旬単位DM解析による期間区分結果の対比

表一10 川本氏宅井戸水位の統計値と共分散分析の結果(旬単位DM解析による区分2)

項目	第1期	第2期	第3期	第4期	第5期
データ数	19	9	16	23	11
実効雨量平均mm	301.7	224.6	144.0	215.1	100.3
平均月水位 m	-3.58	-3.41	-3.29	-3.50	-3.72
修正平均値 m	-3.60	-3.44	-3.38	-3.32	-3.53
相関係数	0.941	-0.69	-0.94	0.576	0.720
分散分析	10.47**	14.94**	39.00**	36.38**	
共分散分析	61.67**	10.44**	83.80**	10.70**	

注) 第1期: 1991年2月上旬～1991年8月上旬, 第4期: 1992年4月下旬～1992年12月上旬
 第2期: 1991年8月中旬～1991年11月上旬, 第5期: 1992年12月中旬～1993年3月下旬
 第3期: 1991年11月中旬～1992年4月中旬
 *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

表一13 吉田氏宅井戸水位の統計値と共分散分析の結果(旬単位DM解析による区分)

項目	第1期	第2期	第3期	第4期
データ数	12	31	10	11
実効雨量平均mm	395.9	189.6	199.9	92.40
平均月水位 m	-4.87	-4.91	-4.96	-5.06
修正平均値 m	-4.90	-4.89	-4.91	-4.99
相関係数	0.752	0.916	0.933	0.639
分散分析	11.23**	9.73**	41.84**	
共分散分析	5.15**	70.97**	13.82**	

注) 第1期: 1991年5月下旬～1991年9月中旬, 第3期: 1992年8月上旬～1992年11月上旬
 第2期: 1991年9月下旬～1992年7月下旬, 第4期: 1992年11月中旬～1993年2月下旬
 *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

表一11 配水地井戸水位の統計値と共分散分析の結果(旬単位DM解析による区分)

項目	第1期	第2期	第3期	第4期
データ数	19	17	18	29
実効雨量平均mm	552.4	834.5	546.8	607.3
平均月水位 m	-50.56	-49.21	-49.36	-49.51
修正平均値 m	-50.15	-49.62	-49.22	-49.32
相関係数	0.956	0.853	0.894	0.863
分散分析	51.21**	0.81	18.44**	
共分散分析	22.08**	14.61**	11.31**	

注) 第1期: 1990年12月中旬～1991年6月中旬, 第3期: 1991年12月中旬～1992年6月上旬
 第2期: 1991年6月下旬～1991年12月上旬, 第4期: 1992年6月中旬～1993年3月下旬
 *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

表一14 本光寺井戸水位の統計値と共分散分析の結果(旬単位DM解析による区分)

項目	第1期	第2期	第3期
データ数	31	18	10
実効雨量平均mm	1516.6	1431.9	1213.1
平均月水位 m	-31.53	-31.70	-31.72
修正平均値 m	-31.55	-31.68	-31.72
相関係数	0.952	0.610	0.995
分散分析	8.41**	3.07	
共分散分析	20.33**	6.55**	

注) 第1期: 1991年6月中旬～1992年4月中旬,
 第2期: 1992年4月下旬～1992年10月中旬,
 第3期: 1992年10月下旬～1993年1月下旬
 *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

表一12 眉山1号井戸水位の統計値と共分散分析の結果(旬単位DM解析による区分)

項目	第1期	第2期	第3期
データ数	24	12	42
実効雨量平均mm	8098.4	7757.6	7656.4
平均月水位 m	-13.26	-13.97	-14.56
修正平均値 m	-13.70	-13.57	-14.11
相関係数	0.919	0.921	0.948
分散分析	7.71**	5.84*	
共分散分析	13.06**	16.41**	

注) 第1期: 1991年6月上旬～1992年1月下旬,
 第2期: 1992年2月上旬～1992年5月下旬,
 第3期: 1992年6月上旬～1993年7月下旬
 *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

表一15 ユースホステル井戸水位の統計値と共分散分析の結果(旬単位DM解析による区分)

項目	第1期	第2期	第3期
データ数	18	4	8
実効雨量平均mm	637.9	419.4	364.1
平均月水位 m	-6.49	-6.75	-6.73
修正平均値 m	-6.52	-6.64	-6.78
相関係数	0.953	0.727	0.946
分散分析	29.04**	1.29	
共分散分析	18.97**	38.36**	

注) 第1期: 1992年6月上旬～1992年11月下旬,
 第2期: 1992年12月上旬～1993年1月上旬,
 第3期: 1993年1月中旬～1993年3月下旬
 *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

生じていない。正方向と逆方向のDM解析結果の比較は、他の全井戸水位についても解析・検討を行ったが、いずれも同様の結果となった。これらのことから、従来通り正方向DM解析が採用可能であり、かつ、詳細な変化時期の推定に効果があることが判った。

3. 旬平均水位による期間区分

図-10に旬単位のDM解析による期間区分結果の井戸間の対比図を示す。それぞれの共分散分析結果は表-10から表-15に示す。図中の推定値はDM解析で区分した1つの期間を基準に部分回帰を行い、その回帰式から推定した水位である。観測値との違いとその時間的な変化を視覚的に確認することが出来る。

各井戸の期間区分を比較すると、1991年7月頃と1992年5月頃、1992年12月頃に変化時期が集中している。

VI. 島原市内各井戸の変化状況

1. 実効雨量と地下水位の相関

表-16に各観測地点での実効雨量の半減期と地下水位との時差の一覧表を示す。表には相関係数 r と寄与率 r^2 が併記されている。旬単位の川本氏宅井戸と配水地井戸での相関が低いのは、解析期間の大部分が地下水位の異常時期に当たることと、その異常の度合いが大きいことが原因である。これらを除けば、いずれも高い相関係数を示しており、地下水位変動に対する実効雨量の寄与率も高い。

2. 川本氏宅井戸とユースホテル井戸の相関

両井戸の水位変動の相関分析を行ったが、相関係数は $r = 0.9350$ と非常に高い。いずれも大地溝帯内に位置し距離が非常に近いこと、地下水の異常時期がほぼ同じであることなどから、前述のようにユー

スホテル井戸の水温の上昇と川本氏宅井戸水位の異常上昇には何らかの関連があると思われる。川本氏宅井戸水位の異常上昇時期から推定すれば、ユースホテル井戸の水温の上昇は1991年8月頃から始まり、同年11月頃には顕著な異常水温になっていたと推定される。

3. 島原市内での異常水位の時期

図-10を見ると、1991年8月頃から1992年7月頃にかけて、川本氏宅井戸の他に吉田氏宅井戸、配水地井戸の水位も高水位の状態にある。この時期に島原市内で何らかの地殻変動的な変化が起きていると思われる。

火山活動との関係を見ると、この時期の少し前から普賢岳の火山活動も盛んになり、1991年3月29日には地獄跡・九十九島・屏風岩の3火口が同時噴火し、4月には3度目・4度目の噴火が起きている。さらに5月24日には最初の火砕流が発生し、6月3日には死者43名をだした大火砕流が起こった。火山性地震の回数は1991年4月から7月までの総回数が3,047回で、1日平均約25回であるのに対し、1991年11月には1日の発生回数140回を記録、同年12月1日には1日に500回を超え、12月4日には445回、12月13日には324回を記録するなど噴火以来最多となっている。

川本氏宅井戸水位の月単位解析結果(図-7、表-9)から長期的な変化をみると、普賢岳の最初の噴火が1990年11月17日であるが、第2期と第3期の境に一致している。また、第3期と第4期の境の1991年6月には死者43名を出す大火砕流が発生し、第4期での相対的な水位のピークの時期(1991年12月~1992年2月)と火山性地震回数のピーク時期がほぼ同じである。

島原市内各地点の地下水温は、16度程度の地域と20度~30度という異常水温を記録している地点に分

表-16 実効雨量の最速半減期と時差

地点	最速半減期	時差	相関係数	寄与率
川本氏宅井戸水位(月単位)	1ヶ月	0ヶ月	0.928**	0.861
川本氏宅井戸水位(旬単位)	3旬	0旬	0.492**	0.242
配水地井戸水位(月単位)	2ヶ月	3ヶ月	0.466**	0.217
配水地井戸水位(旬単位)	8旬	8旬	0.636**	0.405
眉山1号井戸水位(旬単位)	9.1旬	1旬	0.945**	0.893
本光寺井戸水位(旬単位)	1.7旬	2旬	0.904**	0.818
吉田氏宅井戸水位(旬単位)	3旬	0旬	0.805**	0.648
ユースホテル井戸水位(旬単位)	8旬	0旬	0.968**	0.937

注) *印: 5%水準で有意, **印: 1%水準で有意

かれる。ユースホステルや川本氏宅を含めた異常水温の分布が大地溝帯の位置とほぼ一致しており、島原市内での一連の地下水の異常も、火山活動と大地溝帯の地殻変動に関係するものであると思われる。

VII. おわりに

本論の成果を以下にまとめる。

- ①地下水位と降雨との応答関係を知るために実効雨量を用い、実効雨量の半減期の変化と系列相関分析結果を同時に比較することで最適な半減期と降雨と地下水位変動の時差を調べ、両者の相関の統計的な有意性を確認した。
- ②DM解析と移動平均、データの規準化を組み合わせることで効果的な変化時期の推定方法を示した。
- ③DM解析の結果をもとに部分的な回帰分析を行い、回帰式による推定値を基準に相対的な水文量の変化様相から期間区分を確定する方法を示した。
- ④期間区分の統計的な有意性を共分散分析にて確認し、有意性がない場合は時期を統合する方法を示した。
- ⑤応答関係の変化を定量的に表す指標としてDM解析での勾配の変化と共分散分析の修正平均値を挙げた。
- ⑥島原の月または旬単位の地下水位データに本解析手法を適用することで本解析手法の有効性を示した。
- ⑦月平均水位または旬平均水位の解析結果をもとに島原市内での異常水位の期間を総合的に判断し、地質構造や火山活動などの関係について考察した。

第2報では日単位の地下水位データや他の水文量をもとに、より細かな変化時期の推定方法について検討した結果を報告する予定である。

この研究は文部省科学研究費総合研究(A)―研究代表者・山口伊佐夫―と一般研究(B)―研究代表者・岸

原信義―の研究補助により行なったものであるが、貴重な資料の貸与・観測協力などを賜った島原市役所企画課ならびに雲仙測候所・熊本営林局に厚く謝意を表するものである。

参考文献

- 1) 井田喜明(1992): 普賢岳はなぜ噴火したか, 毎日クラブ別冊, 毎日新聞社, pp84-87
- 2) 榎田充哉(1992): 地すべり地における水位変動のモデル解析, 地すべり, 29-2, pp28-38
- 3) 太田一也(1973): 島原半島における温泉の地質学的研究, 九大理・島原火山観測所研究報告, 第8号, pp1-33
- 4) 岸原信義, 熊谷直敏, 野上啓一郎(1988): 植生条件の変化が流況に及ぼす影響に関する検討, 日本林学会大会講演集99回, pp.162
- 5) Kohler, M.A. (1949): On the use of double-mass analysis for testing the consistency of meteorological records and for making required adjustment. Bull. Amer. Met. Soc., 30, pp.188-189
- 6) Merriam, C.F. (1937): A comprehensive study of the rainfall on the Susquehanna Valley., Trans. Amer. Geo. Union, 18, pp.471-476
- 7) 中野秀章, 森沢万佐男, 菊谷昭雄(1960): 林況変化が溪川流出におよぼす影響のdouble-mass analysisによる解析, 日林誌, 42-1, pp.10-17
- 8) 奥西一夫, 中川鮮(1977): 高知県繁藤地区の大規模崩壊について(その2), 京大防災研年報, 20, pp223-236
- 9) 末包昭彦, 榎根勇(1980): 熊本平野における降雨に対する地下水位の応答, 地理学評論, 53-10, pp666-671
- 10) 吉松弘行(1980): 地すべり地における地下水位現象の解析, 地すべり, 62, pp20-25
(1993年11月1日受付, 1994年2月9日受理)