

地震にともなう地下水位変動の定量的な検出法の開発 —多変量線形回帰モデルの地下水位時系列への適用—

松本 則夫* 高橋 誠** 北川源四郎***

MATSUMOTO, N., TAKAHASHI, M. and KITAGAWA, G. (1989) Development of linear multivariate regression model to detect coseismic changes of groundwater level. *Bull. Geol. Surv. Japan*, vol. 40(11), p.613-623.

Abstract : Two multivariate regression models have been constructed to detect coseismic changes of the ground water level. One model is

$$gwl_n = \sum_{i=0}^M a_i p_{n-i} + \sum_{i=0}^N b_i t_{n-i} + const + \varepsilon_n$$

and the other is

$$gwl_n = \sum_{i=1}^L c_i gwl_{n-i} + \sum_{i=0}^M d_i p_{n-i} + \sum_{i=0}^N e_i t_{n-i} + const + \varepsilon_n$$

where gwl is the groundwater level, p is the barometric pressure, t is the theoretical earth tide, $const$ is constant, and ε_n is Gaussian noise with zero mean. L , M and N denote regression orders of gwl , p and t , respectively. We determine the regression orders and the regression coefficients by minimizing AIC (Akaike's Information Criterion).

These models are applied to time series data of groundwater level collected at the Haibara observation well in Shizuoka Prefecture, Japan. In view of detecting changes of groundwater level, the first simple model is better. This is, i) the standard deviation of the residual of the first model is nearly equal to accuracy of the measurement, ii) with the first model, the changes of groundwater level associated with the precipitation or the occurrence of earthquakes can be quantitatively detected, while it is not possible with the second model.

1. はじめに

地震に先行する, または地震にともなう地下水位変動は内外の多くの研究者によって報告されている (たとえば, WAKITA, 1975; 脇田ほか, 1980). 地質調査所では1977年度より東海地方における地下水・地下ガスによる地震予知の研究を行い(地震予知・地球化学的研究グループ, 1984), 地下水位について, 簡単な気圧・地球潮汐補正を行い, 地震に先行する変化, あるいは地震にともなう変化を検出している (たとえば地質調査所, 1981; 地質調査所, 1984). しかし, 地下水位に対する気圧・地球潮汐補正法については十分な検討が行われておらず, また, 補正後の地下水位変化値には, 降雨の影響・人工的なノイズの影響が残っている等の問題があり, 地震にともなう異常値のみを検出する手順が定まっていないのが

現状である.

本報告は, 最終的には地震に先行する地下水位変動の検出法の確立を目標として, 静岡県榛原観測井における地下水位時系列を説明するために, 水位変動自身の過去の履歴・気圧及び地球潮汐を説明変数とする多変量線形回帰モデルをつくり, それらのモデルの中から地震にともなう地下水位変動の検出のための適切なモデルを選択することを目的とする. また, 地下水位に対し本報告で作成したモデルを適用したときの地震にともなう水位の変化量及び降雨の影響の大きさについて議論する.

2. 観測地域の概要

解析対象とした坑井は静岡県榛原町坂口にあり(第1図), 坑口の標高は58m, 坑井最大深度は坑口より170m, ストレーナ(特定の深さの滞水層内の地下水の挙動を知る目的で井戸に挿入する開孔側管)は深度71-154mにある. 坑井の構成岩石は, 深度0-3mは「ローム」,

* 地質情報センター ** 環境地質部 *** 統計数理研究所

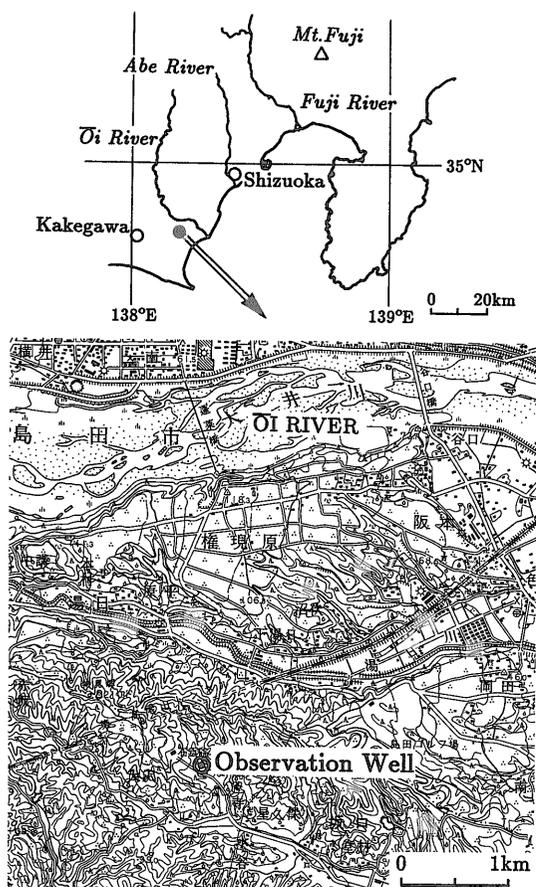


Fig. 1 Location of the Haibara observation well. Map used in this figure is a part of topographic map "Kakegawa" (1 : 50000) published from the Geographical Survey Institute of Japan.

3-38 m は泥岩, 38-130 m は砂岩を主とし, 130-170 m は泥岩からなる。深度 3-130 m は掛川層群, 130-170 m は相良層群と考えられている(加藤ほか, 1981)。比抵抗検層の結果から, ストレーナによって観測される滞水層は深さ 50-80 m の層であると推測される。

3. 観測システム及び観測データ

本地域では 1978 年 3 月より水位観測を行っている。測定は中浅測器(株)社製のフロートレス式水位計で行っている(加藤ほか, 1981)。観測器の分解能と精度は, 1981 年 2 月まではそれぞれ 10 cm, ±20 cm で, それ以降は 1 mm, ±2 mm である。観測は 2 分ごとに行い, データは NTT の専用回線で, 観測地点の子局から地質調査所内の親局にリアルタイムで送られている(佃ほか, 1980)。

観測した地下水水位データの例を観測地点の気圧, 降水

量, 理論潮汐と共に第 2 図に示す。解析の対象とした榛原観測井では地下水水位変動は気圧, 潮汐, 降雨の影響を受け, 特に気圧の影響が大きい(杉山ほか, 1981)。第 3 図に降雨がほとんどない区間での地下水水位と気圧の散布図を示す。地下水水位と, 気圧の 110 分遅れとがよい相関を示している。

4. 解析手法

地下水水位変動から地震活動にともなう異常値を検出するために, 2 つの多変量線形回帰モデルを作成する。

一つは現在の水位 gwl_n を気圧 p , 理論潮汐 t の現在及び過去の値 ($p_n, t_n, p_{n-1}, t_{n-1}, \dots$) と定数 $const$ 及び残差(正規白色雑音) ϵ_n で説明しようとするモデル(以下これを水位自身を含まないモデル, または Model 1 と呼ぶ)である。

$$gwl_n = \sum_{i=0}^M a_i p_{n-i} + \sum_{i=0}^N b_i t_{n-i} + const + \epsilon_n \quad (1)$$

もう一つは水位 gwl_n を水位の過去の値 ($gwl_{n-1}, gwl_{n-2}, \dots$) と, 気圧 p , 理論潮汐 t の現在及び過去の値と, 定数 $const$ 及び残差(正規白色雑音) ϵ_n で説明しようとするモデル(以下これを水位自身を含むモデル, または Model 2 と呼ぶ)である。

$$gwl_n = \sum_{i=1}^L c_i gwl_{n-i} + \sum_{i=0}^M d_i p_{n-i} + \sum_{i=0}^N e_i t_{n-i} + const + \epsilon_n \quad (2)$$

(1)式, (2)式の最適な次数 L, M, N の決定には AIC 最小化法を用いる(北川, 1980)。AIC は, パラメータの最尤推定値を $\hat{\theta}$, モデルの最大対数尤度を $l(\hat{\theta})$, 調整可能なパラメータ数を k とすると

$$AIC = -2l(\hat{\theta}) + 2k \quad (3)$$

と定義されている(赤池, 1976; 坂元ほか, 1983)。AIC が小さいモデルほど, データが持つ情報をよりよく反映していると考えられる。したがって, AIC を用いることによって, 複数のモデルからの最良モデルの選択やモデルの次数の決定が合理的に, ほぼ自動的に行うことができる。

具体的に 2 つのモデルにおける AIC 最小化法について述べる。解析する最大次数を M 次までとし, 水位, 気圧, 潮汐がそれぞれ n 個 ($gwl_1, \dots, gwl_n, p_1, \dots, p_n, t_1, \dots, t_n$) 観測されているとする。このとき, もとめる係数をまとめて θ (Model 1 の場合, $\theta = (a_0, \dots, a_{m+1}, b_0, \dots, b_{m+1}, const, \sigma^2)$ ここで σ^2 は残差 ϵ_n の分散) と表すと, m 次 ($m=0, 1, \dots, M$) のときの Model 1 の尤度は,

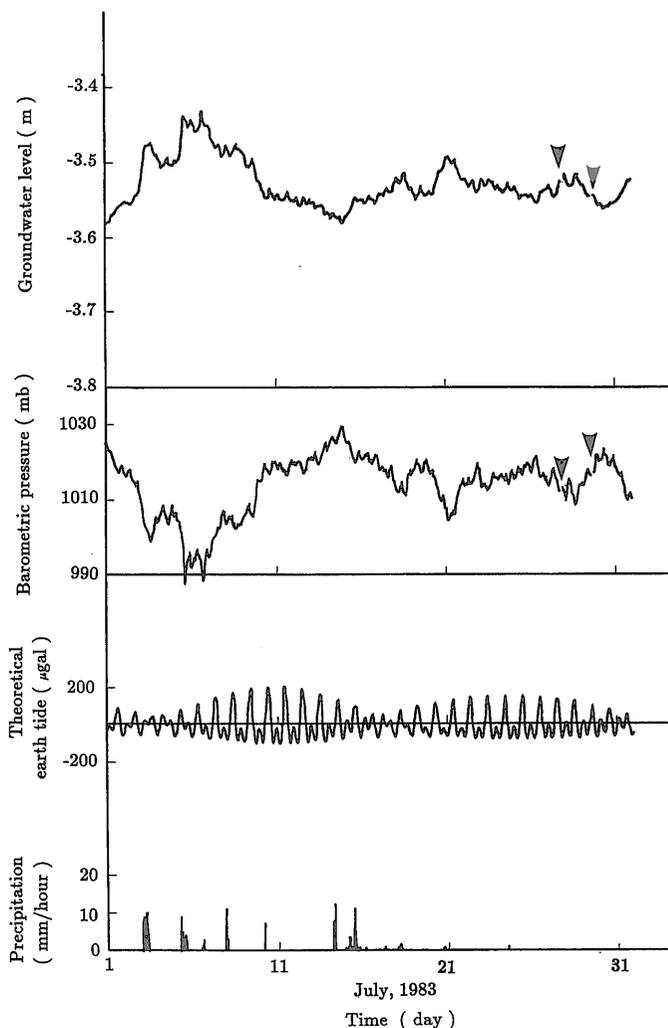


Fig. 2 Observed groundwater level, barometric pressure and precipitation, and theoretical earth tide at Haibara. Groundwater level is measured from the well head. ▼ indicates missing observation.

$$\begin{aligned}
 L_1(\theta) &= p(gwl_1, \dots, gwl_n) \\
 &= p(gwl_1, \dots, gwl_M) \\
 &\quad \times \prod_{i=M+1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \left[gwl_i - \sum_{j=2}^{m+1} a_j p_{i-j} - \sum_{j=2}^{m+1} b_j t_{i-j} - const \right]^2\right\} \\
 &\quad \times \exp\left\{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{j=M+1}^n \left[gwl_j - \sum_{j=2}^{m+1} a_j p_{i-j} - \sum_{j=2}^{m+1} b_j t_{i-j} - const \right]^2\right\} \quad (4)
 \end{aligned}$$

ここで、 $p(gwl_1, \dots, gwl_n)$ は、 gwl_1, \dots, gwl_n の同時分布である。対数尤度 $l(\theta)$ は

$$= p(gwl_1, \dots, gwl_M) \left[\frac{1}{2\pi\sigma^2} \right]^{-\frac{n-M}{2}}$$

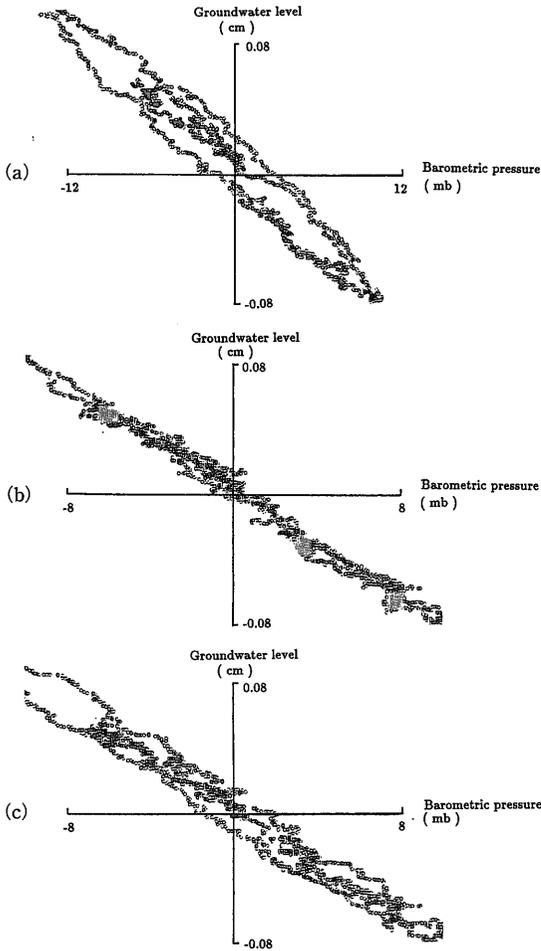


Fig. 3 Dispersion diagram of the barometric pressure against the water level from May 1 to May 9 of 1982. Both the barometric pressure and the water level are the differences between two successive data points separated by 24 hours. (a) Correlation between water level and barometric pressure. (b) Correlation between water level and barometric pressure delayed for 110 minutes. (c) Correlation between water level and barometric pressure delayed for 180 minutes.

$$\begin{aligned}
 l_1(\theta) &= \log p(gwl_1, \dots, gwl_M) - \frac{n-M}{2} \log 2\pi \\
 &\quad - \frac{n-M}{2} \log \sigma^2 \\
 &\quad - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=M+1}^n \left[gwl_i - \sum_{j=2}^{m+1} a_j p_{i-j} - \sum_{j=2}^{m+1} b_j t_{i-j} - const \right]^2
 \end{aligned} \tag{5}$$

である。

また、Model 2 では、尤度は、

$$\begin{aligned}
 L_2(\theta) &= p(gwl_1, \dots, gwl_n) \\
 &= p(gwl_1, \dots, gwl_M) \prod_{i=M+1}^n p(gwl_i | gwl_{i-1}, \dots, gwl_{i-m})
 \end{aligned} \tag{6}$$

ここで、 $p(gwl_i | gwl_{i-1}, \dots, gwl_{i-m})$ は観測値 $gwl_{i-m}, \dots, gwl_{i-1}$ が得られたもとの gwl_i の条件付き分布である。また、対数尤度は

$$\begin{aligned}
 l_2(\theta) &= \log p(gwl_1, \dots, gwl_M) + \sum_{i=M+1}^n \log p(gwl_i \\
 &\quad | gwl_{i-1}, \dots, gwl_{i-m})
 \end{aligned} \tag{7}$$

となる。

対数尤度の最大化は、 M が n に比べて十分大きいときに、近似的にそれぞれ次の (8)、(9) 式の最小化と同値である。Model 1 では、

$$D_1(m) = \frac{1}{n-M} \sum_{i=M+1}^n \left[gwl_i - \sum_{j=2}^{m+1} a_j p_{i-j} - \sum_{j=2}^{m+1} b_j t_{i-j} - const \right]^2 \tag{8}$$

Model 2 では、

$$\begin{aligned}
 D_2(m) &= \frac{1}{n-M} \sum_{i=M+1}^n \left[gwl_i - \sum_{j=1}^m c_j gwl_{i-j} - \sum_{j=2}^{m+1} d_j p_{i-j} \right. \\
 &\quad \left. - \sum_{j=2}^{m+1} e_j t_{i-j} - const \right]^2
 \end{aligned} \tag{9}$$

この最小二乗法の解法としては、直交変換にもとづく方法が精度がよく、取り扱いも便利である(坂元ほか, 1983)。この方程式を解くことによって最適な係数をもとめることができる。次数 m ($m=0, 1, \dots, M$) のとき、パラメータの数は、Model 1 では $a_2, \dots, a_{m+1}, b_2, \dots, b_{m+1}, const, \sigma^2$ の $2m+2$ 個であり、Model 2 では $c_1, \dots, c_m, d_2, \dots, d_{m+1}, e_2, \dots, e_{m+1}, const, \sigma^2$ の $3m+2$ 個である。よって次数 m のときの AIC は、Model 1 の場合は

$$AIC(m) = (n-M) \log D_1(m) + 2(2m+2) \tag{10}$$

Model 2 の場合は、

$$AIC(m) = (n-M) \log D_2(m) + 2(3m+2) \tag{11}$$

となる。実際には、まず、 $AIC(m)$ の最小値を探し、その次数 m について係数をもとめる。選択した次数 m は、水位を説明する各々の変数の過去の値の必要な数を示す。

このアルゴリズムで次数および係数をもとめるために、統計数理研究所の時系列解析ソフトウェア、TIM-SAC-78 のなかの MULMAR (AKAIKE *et al.*, 1979) を一部変更して使用した。

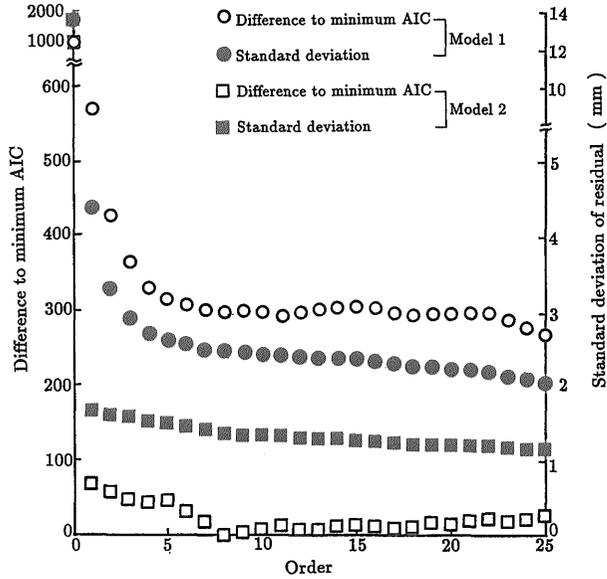


Fig. 4 Standard deviation and AIC for each regression order as the result of application of Model 1 and Model 2 to water level under the conditions of neither precipitation nor earthquake (20:10 July 15 - 18:10 July 27, 1983). Model 1 uses present and past data of barometric pressure and theoretical earth tide as a regressor, and Model 2 uses past data of water level, present and past data of barometric pressure and theoretical earth tide. Minimum AIC is obtained for the regression order 8 of Model 2.

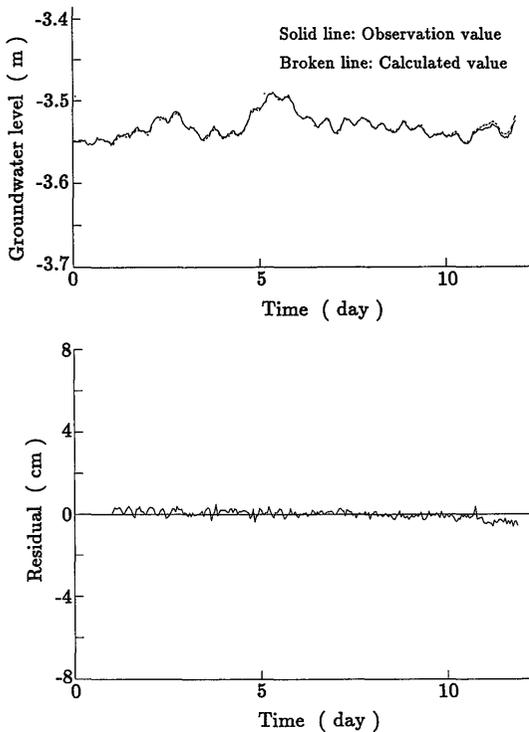


Fig. 5 Observed and calculated water level, and the residual. The calculation is made for the Model 1 with the minimum AIC estimates (MAICE) order of 25.

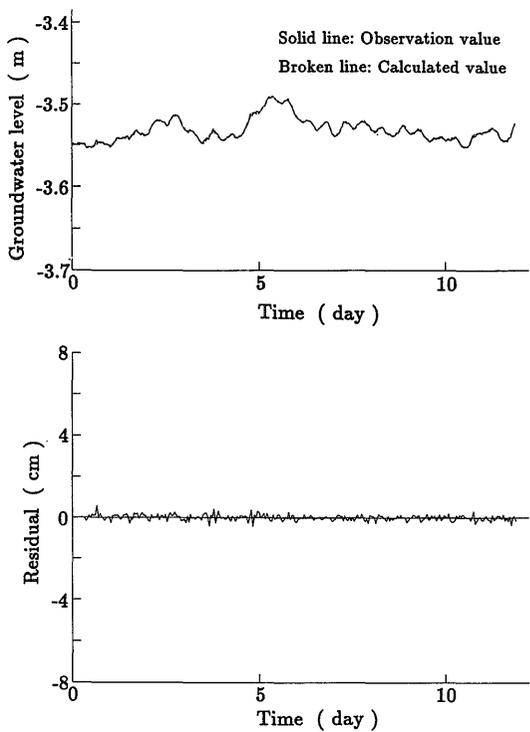


Fig. 6 Observed and calculated water level, and the residual. The calculation is made for the Model 2 with the MAICE order of 8.

5. 解析結果

解析データのサンプリング間隔は1時間とした。リアルタイムで送られてくる地下水水位等のデータには欠測があり、1983年3月までは最長200時間程度、それ以降は600時間程度連続サンプルをとることができた。その条件のもとで4で述べた解析を行った。

水位に対する降雨の影響は明らかに非線形であることから、今回適用したモデルの説明変数には使用しない。しかし、水位変動は降雨の影響を受けている (たとえば地質調査所, 1983) ので、それぞれのモデルが降雨の影響をどのように表しているかを知るために、解析区間を降雨のない場合とある場合に分けて解析を行った。

5.1 地震にともなう水位変動がない場合

5.1.1 降雨がない場合 (Case 1)

水位自身を含まないモデル (Case 1・Model 1)

各々の説明変数の次数を最大25次までとして、1983年7月15日20時-27日18時の287時間を解析した。次

数による AIC 及び残差の標準偏差の変化を第4図に示す。AICは、25次までで水位を回帰した場合、25次のときが最も小さい。しかし、6次以上では次数が増えても、AICはほとんど変わらない。参考のために、25次を選択したときの Model 1 の予測値及び残差を第5図に示す。残差 ϵ_n の標準偏差 σ の大きさも6次 (2.53 mm) と25次 (2.04 mm) ではほとんど変わらず、その値は地下水水位の観測の精度 (± 2 mm) とほぼ同じ大きさである。

水位自身を含むモデル (Case 1・Model 2)

各々の説明変数の次数を最大25次までとして、Case 1・Model 1と同じデータを解析した。次数による AIC 及び残差の標準偏差の変化を第4図に示す。AICは8次で最小となる。8次を選択したときの Model 2 の予測値及び残差を第6図に示す。このときの AIC の値及び残差 ϵ_n の標準偏差 σ の値は、Case 1・Model 1の25次の場合の AIC 及び残差の標準偏差の値に比べ、それぞれ小さい。データ間隔は1時間であるから、Case 1では、現在

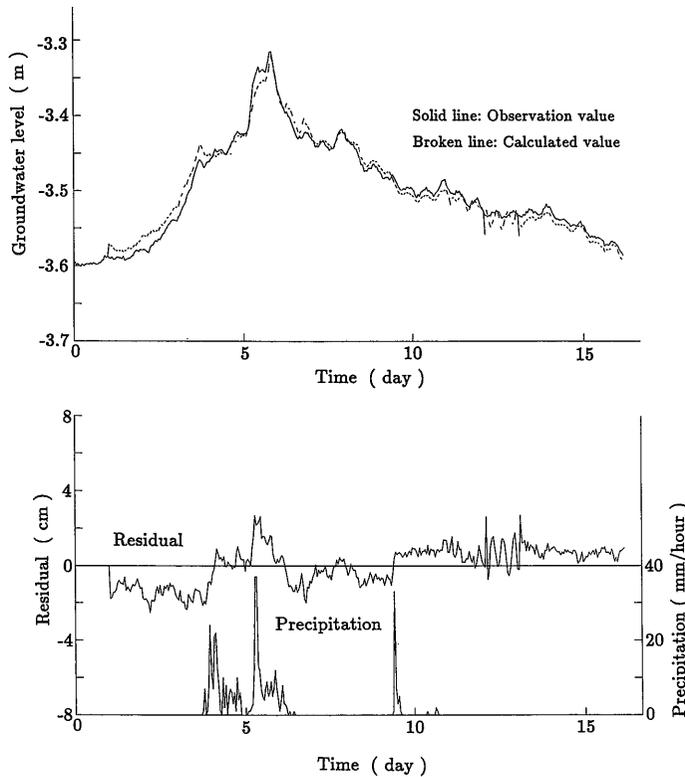


Fig. 7 Observed and calculated water level and the residual with precipitation (18: 10 Aug. 11 - 23: 10 Aug. 27, 1983). The calculation is made for the Model 1 with the MAICE order of 25. Standard deviation σ of the residual is 10.3 mm. Maximum regression order for the calculation is 25.

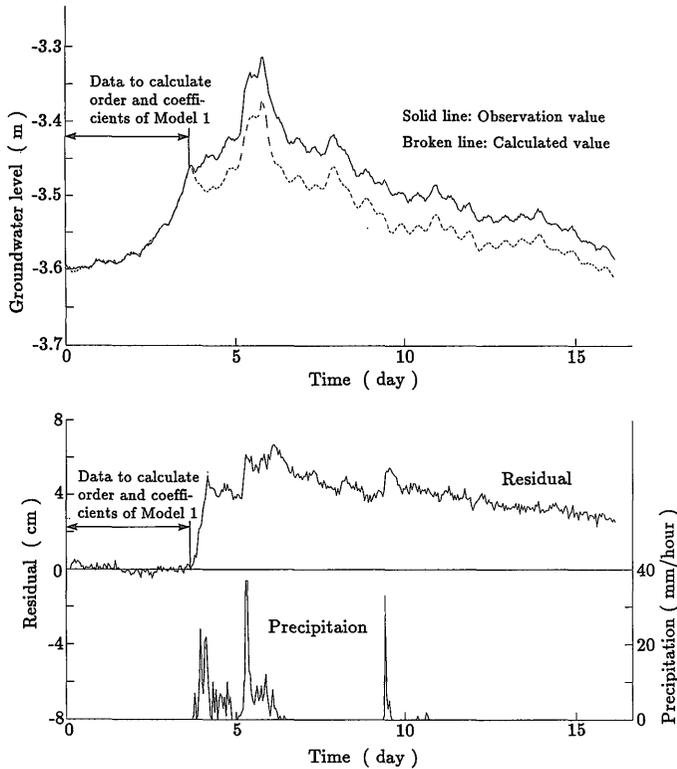


Fig. 8 Observed and calculated water level and the residual with precipitation. The model is constructed from the first 90 data points of the water level before the precipitation, and the calculation is made for the Model 1 with the MAICE order of 4. Standard deviation σ of the residual for the 90 data points is 1.7 mm. Maximum regression order for the calculation is 10.

の水位を、1時間前から8時間前の水位の値及び現在から7時間前の気圧と潮汐の値、そして定数で説明するモデル、すなわち、8次の水位自身を含むモデルが最もあてはまりがよいことを示している。ただし、モデルのあてはまりのよさと、地震等にともなう水位変化検出に適合するかどうかは別問題である。この点については後で議論する。

5.1.2 降雨がある場合 (Case 2)

水位自身を含まないモデル (Case 2・Model 1)

各々の説明変数の次数を最大25次までとして、1983年8月11日18時-27日23時の390時間を解析した結果を第7図に示す。地震が発生せず、降雨のない場合 (Case 1) のModel 1と同じように25次でAIC最小となっているが、残差の標準偏差は降雨がない場合に比べ桁が大きくなっている。降雨の影響を評価するために、データのうち、降雨がない90時間のみを用いてModel 1の最適な次数と係数を決め、地下水位を予測した値と残

差を第8図に示す。残差はCase 1・Model 1の残差に、降雨による影響と考えられるトレンド成分が付加されており、降雨による水位の変化は残差の変化として検出することができる。

水位自身を含むモデル (Case 2・Model 2)

各々の説明変数の次数を最大25次までとして、降雨がある場合の水位自身を含まないモデル (Case 2・Model 1)と同じデータを水位自身を含むモデルで解析した結果を第9図に示す。降雨がない場合 (Case 1) のModel 2と比べると、残差の標準偏差は大きい。しかし、Model 1についてCase 1とCase 2のときの残差の標準偏差を比較した場合よりも、増大の程度が小さい。したがって、Case 2でも、水位自身を含むモデルの方が水位自身を含まないモデルよりもあてはまりがよい。さらに、降雨にともなう残差の変化は一部分だけ認められる。しかし、このモデルでは降雨にともなう水位変化を物理的に説明していない。一方、降雨のない区間で最適な次数・係数

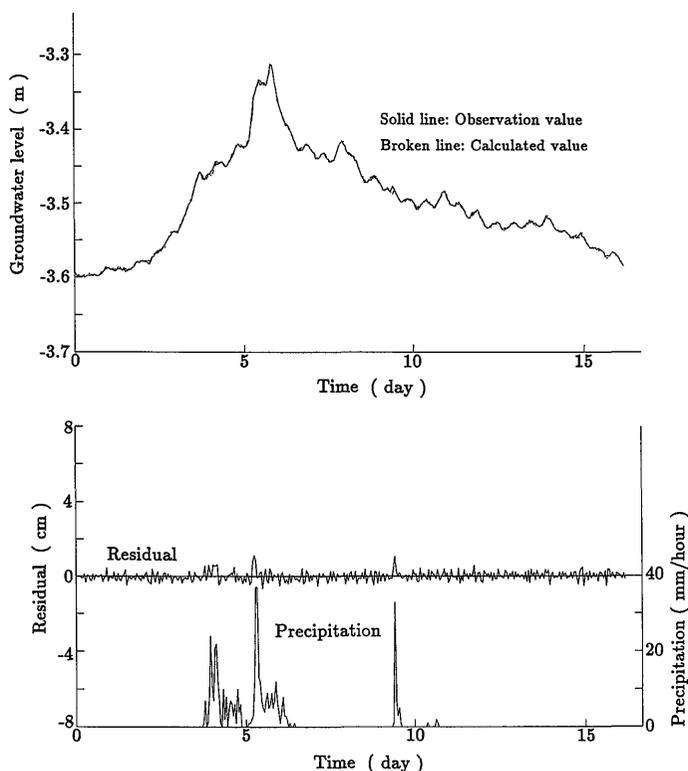


Fig. 9 Observed and calculated water level and the residual with precipitation. The calculation is made for the Model 2 with the MAICE order of 4. Standard deviation σ of the residual is 2.5 mm. Maximum regression order for the calculation is 25.

を求めた Model 2 による残差によって降雨に対応した水位変化がみられた。しかし、Model 2 の説明変数である水位自身の過去の値は、他の説明変数すなわち、気圧と理論潮汐に対して明らかに独立でない。よって降雨のない区間でもとめた Model 2 による残差は、降雨にともなう水位変化を定量的に評価できない。したがって、Model 2 について降雨のない区間で最適な次数・係数を求めて水位を予測することは本報では行わなかった。

5.2 降雨がなく、地震にともなう水位変動がある場合 (Case 3)

1983年8月8日12時47分山梨県東部においてM6.0の地震が発生した。このときには地下水の異常変動がみられ、その前後に降雨がないことから、地震にともなう変動と解釈されている(地質調査所, 1984)。そこで、1983年8月3日17時-11日16時の合計192時間の地下水位データについて、2つのモデルを用いて解析を行った。

水位自身を含まないモデル (Case 3・Model 1)

最大次数20次までとして192時間すべてから次数と

係数をもとめた結果を第10図に示す。地震が起こった時刻の前後で明らかな水位変化は認められない。そこで、地震の発生前110時間でモデルの次数、係数を決めて予測値と実際の値を比べたものが第11図である。この解析では、地震がなく降雨がない場合 (Case 1) の Model 1 の解析結果からみて、降雨がなければ最大6次の解析でも水位は精度よく回帰されることと、110時間では最大20次の解析にはデータ長が足りないことから、解析は最大6次で行った。残差は地震にともなって明瞭に変化している。

水位自身を含むモデル (Case 3・Model 2)

最大次数20次までとして、192時間すべてから次数と係数をもとめた結果を第12図に示す。192時間の全期間を用いて Case 3 に Model 2 を当てはめたときは、水位自身を含まないモデル (Model 1) と比べ残差は小さい。さらに、最小 AIC の値も Model 1 より小さい。このことより、降雨がなく、地震が発生した場合でも Model 1 よりも、Model 2 の方が水位をよりよく説明しているといえる。しかし、このモデルでは、地震にともなう水位

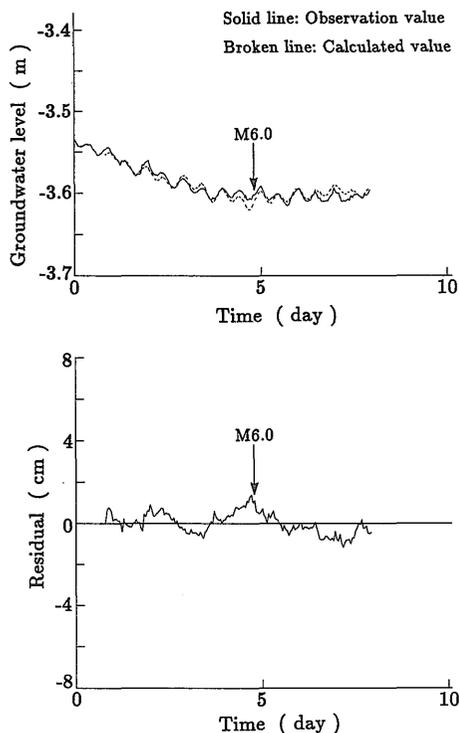


Fig. 10 Observed and calculated water level and the residual including coseismic water level anomaly under the conditions of no precipitation (17:10 Aug. 3 - 16:10 Aug. 11, 1983). The calculation is made for the Model 1 with the MAICE order of 20. Standard deviation σ of the residual is 5.1 mm. Maximum regression order for the calculation is 20. "M 6.0" indicates the earthquake occurred the eastern part of Yamanashi Prefecture at 12:47 Aug. 8, 1983.

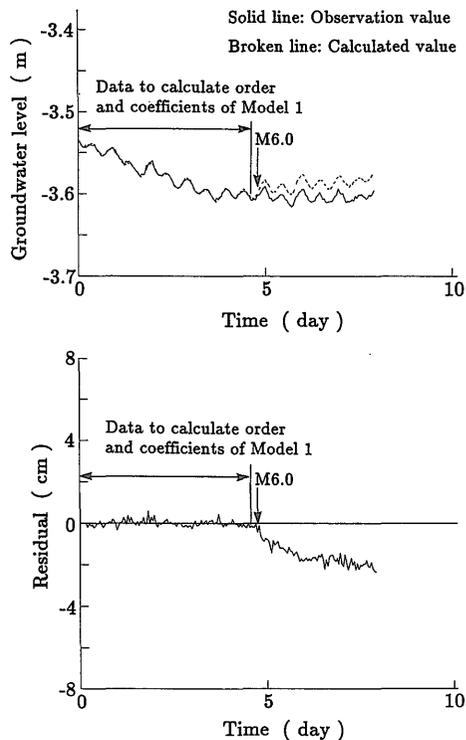


Fig. 11 Observed and calculated water level and the residual including coseismic water level anomaly under the conditions of no precipitation. The model is constructed from the first 110 data points of the water level before the earthquake, and the calculation is made for the Model 1 with the MAICE order of 5. Standard deviation σ of residual during the 110 data is 1.4 mm. Maximum regression order for the calculation is 6. "M 6.0" indicates the earthquake occurred the eastern part of Yamanashi Prefecture at 12:47 Aug. 8, 1983.

変化を定量的に検出しているとはいえない。なお、Model 2 の説明変数である水位自身の過去の値は、他の説明変数すなわち、気圧と理論潮汐に対して明らかに独立でないので、地震の発生前のデータ区間で係数・次数を求めた Model 2 による残差によって、地震にともなう水位変化は評価できない。

また、地震の前後で解析区間を分けて、それぞれの区間について、Model 2 の最適な次数、係数をもとめた。そのときの最小 AIC と残差の分散を、全区間でもとめたものとあわせて、第 1 表に示す。地震の前後でデータ区間を分けて次数、係数をもとめた方が、全区間でもとめたときに比べ、最小 AIC の値が小さい。このことについては、後で議論する。

6. 考 察

上記の 3 つのケースで、水位自身を含むモデル (Model 2) が、水位自身を含まないモデル (Model 1) よりも水位の変動をよく説明している。しかし、地震にともなう水位の異常値検出を目的とする多変量回帰モデルとしては、水位自身を含まないモデルの方が、水位自身を含むモデルよりも適切である。理由を以下に述べる。

地震がなく降雨がない場合 (Case 1)、地震がなく降雨がある場合 (Case 2)、地震が発生し降雨のない場合 (Case 3) の 3 つのケースについて 2 つのモデルを比較すると、Model 1 に比べ、Model 2 の方が AIC、残差の標準偏差ともに小さい。したがって、Model 2 の方が

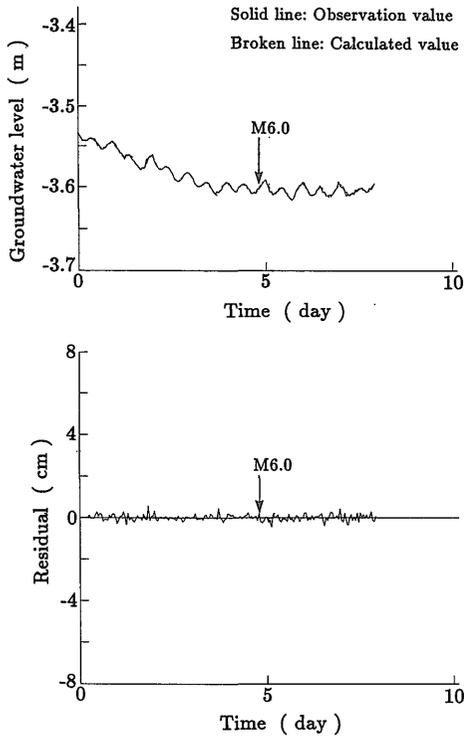


Fig. 12 Observed and calculated water level and the residual including coseismic water level anomaly under the condition of no precipitation. The calculation is made for the Model 2 with the MAICE order of 6. Maximum regression order for the calculation is 20. "M 6.0" indicates the earthquake occurred the eastern part of Yamanashi Prefecture at 12:47 Aug. 8, 1983.

Model 1 よりよく水位を説明している。しかし降雨にともなう、あるいは地震にともなう水位変化を定量的には検出することができない。

また、第1表からわかるように、地震が発生し降雨がない場合 (Case 3) では、水位自身を含むモデル (Model 2) は地震の前後でデータ解析区間を分けた方が、モデルのあてはまりがよい。このことは、Case 3 のデータは局所定常 AR モデル (KITAGAWA and AKAIKE, 1978) を適用すれば、地震にともなう水位変化の開始時刻をもとめることができる可能性があることを示している。しかし、この開始時刻をもとめるためには、常に地震発生後のデータが必要である。また、水位の変化量をもとめることはできない。本研究の最終的な目標である地震に先行する地下水位変動の検出では、地震後のデータを使うことはできず、さらに、水位の変化量を明らかにしなければならない。以上のことより、水位自身を含むモデル

Table 1 Minimum AIC estimated from the whole data and that estimated by dividing the data into two parts; before (1) in this table) and after (2) in this table) the earthquake. The summation of two AICs ((1)+(2)) is smaller than the AIC estimated from the whole data. Maximum regression order for the calculation is 10.

	Minimum AIC		Standard deviation of residual (mm)	Regressors of minimum AIC model
Whole data (191 hr)	-2310.2		1.515	$gw1_1-gw1_6,$ $p_0-p_5,$ t_0-t_5
Before earthquake (114 hr)	(1) -1361.0	(1)+(2) -2323.7	1.346	$gw1_1, gw1_2,$ $p_0,$ t_1, t_2
After earthquake (77 hr)	(2) -962.7			1.546

は、地震にともなう、さらには地震に先行する水位変動検出には不適切である。

水位自身を含まないモデル (Model 1) は、水位自身を含むモデル (Model 2) に比べ、モデルのあてはまりの点では若干劣る。しかし、地震がなく、降雨がない場合 (Case 1) では Model 1 をあてはめたときの残差 ϵ_n の標準偏差 σ は地下水位計測の精度とほぼ同じ大きさであり、Case 1 では説明変数が気圧と潮汐だけでも、水位を十分回帰しているといえる。さらに、あらかじめ、地震がなく、降雨がない区間で最小 AIC 時の次数・係数をもとめておけば、降雨や地震にともなう変動のような、説明変数に加えていない要因による水位変動を、残差の変化として示すことができる。よって、地震にともなう異常値検出のためには、水位自身を含まないモデル (Model 1) を採用するのがよいと考えられる。

なお、第8, 11図からわかるように、降雨の影響による残差の変化量は今回対象としたデータでは最大 6.7 cm であり、地震にともなう残差の変化量は最大 2.2 cm である。したがって、地震にともなう水位変動は、降雨による水位変動に隠される可能性がある。このことより、地震にともなう水位変化をよりの確に検出するためには、本報告で適切であるとした水位自身を含まないモデルに、降雨の影響を付け加えたモデルを開発する必要がある。

7. ま と め

地震に先行する地下水位の検出法の確立を目的として、地震にともなう地下水位変動検出のための2つの多

変量回帰モデルを作成した。ひとつは、水位を定数、気圧と地球潮汐の現在と過去の値及び正規白色雑音で説明するモデル(水位自身を含まないモデル)で、もうひとつは、水位を水位自身の過去の値・定数・気圧と地球潮汐の現在と過去の値及び正規白色雑音で説明するモデル(水位自身を含むモデル)である。2つのモデルを比較した結果、地震にともなう水位変動を定量的に検出するためには、水位自身を含まないモデルが優れていることがわかった。また、降雨がなく地震の影響がないデータ区間で水位自身を含まないモデルの次数と係数をもとめ、地震の発生後のデータにそのモデルをあてはめることによって地震の影響と思われる水位変動を定量的に検出することができた。さらに、降雨のない区間のデータで水位自身を含まないモデルの次数と係数をもとめ、そのモデルを降雨のある場合のデータにあてはめることによって、水位に対する降雨の影響を示すことができた。

今後、本報告で作成したモデルに、降雨の影響を付け加えたモデルを開発し、そのモデルを水位変動に適用することによって、降雨時の地震にともなう水位変動を検出することが可能になるとと思われる。降雨の影響を考慮にいれたモデルの作成と地下水位への適用は現在研究中であり、その結果は統報の予定である。

謝辞 本研究を進めるにあたり、地質調査所地質情報センター 佐藤岱生氏、野呂春文氏には粗稿を読んでいただき、多くの御教示を賜った。ここに深く感謝の意を表する。

本研究の一部は、統計数理研究所個別共同研究(63-共研-106)として行われた。

文 献

- 赤池弘次(1976) 情報量基準 AIC とは何か。数理科学, no. 153, p. 5-11.
- AKAIKE, H., KITAGAWA, G., ARAHATA, E. and TADA, F. (1979) TIMSAC-78, Computer Science Monographs, no. 11. The Institute of Statistical Mathematics, 275 p.
- 地質調査所(1981) 東海地域榛原観測井における伊豆半島東方沖地震前後の水位変化について。地震予知連絡会報, vol. 25, p. 226-229.
- (1983) 東海地方東部地域におけるテレメータによる地下水位観測結果(1978年-1982年)(1)。地震予知連絡会報, vol. 30, p. 263-270.
- (1984) 東海地方東部地域におけるテレメータによる地下水位観測結果(1983年)(2)。地震予知連絡会報, vol. 32, p. 266-269.
- 地震予知。地球化学的研究グループ(1984) 地質調査所における地下水、地下ガスによる地震予知研究の概要(その2)。地質ニュース, no. 358, p. 14-24.
- 加藤 完・池田喜代治・東野徳夫・垣見俊弘・井野盛夫(1981) 東海地方東部地域の地震予知に関する地下水観測システム—観測井及び観測機器について—。地調月報, vol. 32, p. 45-55.
- 北川源四郎(1980) 時系列解析—時間領域でのモデリングとその応用。情報処理, vol. 21, p. 1174-1183.
- KITAGAWA, G. and AKAIKE, H. (1978) A procedure for the modeling of non-stationary time series. *Ann. Inst. Statist. Math.*, vol. 30, no. 2, B, p. 351-363.
- 坂元慶行・石黒真木夫・北川源四郎(1983) 情報量統計学。共立出版, 東京, 236 p.
- 杉山雄一・佃 栄吉・加藤 完・池田喜代治(1981) 東海地域の地下水観測データの解析—地下水位変動の解析(その1)—。地調月報, vol. 32, p. 133-150.
- 佃 栄吉・衣笠善博・杉山雄一(1980) 東海地域地震予知のための地下水変動データ処理・監視システム。地調月報, vol. 31, p. 619-634.
- WAKITA, H. (1975) Water wells as possible indicators of tectonic strain. *Science*, vol. 189, p. 553-555.
- 脇田 宏・中村裕二・浅田 敏(1980) 1978年伊豆大島近海地震および1978年宮城県沖地震前の地下水位の変化。地震予知連絡会報, vol. 23, p. 60-62.

(受付: 1989年6月27日; 受理: 1989年7月18日)