地震にともなう地下水位変化検出のための時系列解析

——静岡県浜岡観測井への適用——

地質調査所* 松本 則夫・高橋 誠

Time Series Analysis for Detecting Changes of Ground Water Level due to Earthquake at Hamaoka Observation Well, Shizuoka Prefecture, Central Japan

Norio MATSUMOTO and Makoto TAKAHASHI

Geological Survey of Japan, Higashi 1-1-3, Tsukuba, Ibaraki 305, Japan

(Received September 24, 1992; Accepted January 9, 1993)

Multiple regression and autoregression analyses are applied to the ground water level observed at Hamaoka observation well, Shizuoka Prefecture, central Japan for the purpose of detecting anomalous changes of the water level due to earthquakes. These analyses can eliminate barometric response, tidal response and response due to precipitation from the observed water level. During the period from April 1983 to March 1992, a change of corrected water level is detected just after Western Nagano Prefecture Earthquake that occurred on September 14th, 1984. This anomalous change is the only coseismic change detected at Hamaoka well. Whereas, thirteen coseismic fluctuations of the corrected water level are detected during the same observation period at Haibara well about 20 km north of Hamaoka well. Because a aquifer observed at Hamaoka well is less confined than that at Haibara well, the corrected water level at Hamaoka well is less sensitive to earthquakes than that at Haibara. The corrected water level at Hamaoka well is compared to volumetric strainmeter of Japan Meteorological Agency at Hamaoka, 150 m northwest of the Hamaoka well. The strainmeter is changed only after the Western Nagano Prefecture Earthquake during April 1983 to October 1991. The change of corrected water level at Hamaoka well is thought to express strain nearby the well.

Key words: Earthquake, Ground water level, Coseismic change, Time series analysis, Hamaoka, Shizuoka, Central Japan.

§1. はじめに

地震に先行する地下水位変化は内外で様々な報告がなされており、地震予知研究の重要な分野の 1 つに位置づけられている [力武 (1979), ROELOFF (1988), 川辺 (1991)]. 地質調査所では、地震予知研究の一環として、1977 年より地下水位・地下ガス等による地震予知の研究を行っている [地震予知・地球化学的研究グループ (1984)]. 地下水位については、1992 年 7 月現在では茨城県つくば市、静岡県榛原町、浜岡町、掛川市の 4 カ所で 9 本の坑井を用いて観測を続けている [高橋 (1993)]. 地下水位は地震による変化のほかに、気圧、地球潮汐

および降雨によって大きな影響を受けることが知られている [樫根 (1980)]. いままで、地下水位変化と地震との関係を論ずる際には、簡単な比例関係で気圧および地球潮汐補正を施した水位を用いてきた。そして、いくつかの地震直後の水位変化を報告してきた [例えば地質調査所 (1981, 1983, 1984)]. 最近になって、地下水位に対する気圧および潮汐などの最適な影響を見積もる方法が提案された [IGARASHI and WAKITA (1991), MATSUMOTO (1992)]. これによって、従来、これらの影響で明確でなかった地震にともなう水位変化を区別することが可能となった。

本報告では、静岡県浜岡水位観測井の水位データに MATSUMOTO (1992) の多変量回帰および自己回帰モデル

* 〒305 茨城県つくば市東 1-1-3

による時系列解析（以下、MR-AR 解析と呼ぶ）を適用して、水位変化と地震との関係を明らかにする。さらに、この解析結果を静岡県榛原観測井の解析結果 [MATSUMOTO (1992)] および気象庁の浜岡体積歪計のデータと比較し、その差異について議論する。

§2. 観測地域の概要

浜岡水位観測井は、1979年に地震予知のための観測井として、浜岡町立佐倉保育園敷地内に設置された。Fig. 1に観測井の位置を示す。坑口の標高は37 m、坑井の口径は直径200 mm、深さは270 mである。加藤・他(1981)によれば、本観測井では深度19 m以深は第三紀中新世の相良層群と考えられている。比抵抗検層の結果、深度16~60 mの部分が帯水層であると推測される。また、ストレナナの位置は153.9~264.5 mで、そのほかの深度にはケーシング（鉄管）が施されている。すなわち、比較的浅い深度にある卓越した帯水層を避けるように、相良層中にストレナナが挿入されている。本観測井の水位回復試験による透水量係数は、 $3.7 \times 10^{-6} \text{ m}^2/\text{s}$ である [加藤・他(1981)]。

§3. 観測システムおよびデータ

浜岡観測井では、地下水位のほかに気圧、降水量を1979年より2分ごとに観測している。地下水位は中浅測器のフロートレス式水位計 I-504 で観測を行っている [加藤・他(1981)]。地下水位データの分解能および精度は、観測開始から1983年3月まではそれぞれ10 cm, $\pm 20 \text{ cm}$ で、1983年3月26日以降はそれぞれ1 mm, $\pm 2 \text{ mm}$ である。1985年11月に観測したデータをFig. 2に示す。Fig. 2に示した観測データからわかるように、地下水位は、気圧とほぼ逆相関の関係にある。また、変化する量は少ないながらも降雨の影響も受けている。

観測データは、観測開始直後からテレメータシステムによって地質調査所に送られている。1989年1月までは安立電気製テレメータ装置によってA/D変換および2分ごとの専用回線によるリアルタイムのデータ送信を行っていた [佃・他(1980)]。それ以降は、観測したアナログデータはヒューレットパッカード製のミニコンピュータによってA/D変換され、さらに、同じミニコンによってNTTのDDX回線を通じ2分ごとのデータが1時間おきに地質調査所に送られている [高橋(1993)]。1992年現在の地質調査所の地下水テレメータシステムについては高橋(1993)を参照されたい。

§4. 解析方法

地下水位の時系列解析はMR-AR解析を用いた。以下

ではその方法を述べる。

被圧地下水位は気圧 p 、地球潮汐 t および降雨 r の影響を大きく受ける [例えば樫根(1980)]。浜岡観測井でも、地下水位はおもに気圧および降雨の影響を受けている。そこで、観測した水位 y_n を、つぎのように気圧の影響 P_n 、地球潮汐の影響 T_n 、降雨の影響 R_n 、定数 C 、および正規白色雑音 ε_n の和であらわすことにする。

$$y_n = P_n + T_n + R_n + C + \varepsilon_n. \quad (1)$$

本解析では、(1)式を観測した水位・気圧・降水量データおよび理論地球潮汐データにあてはめて、気圧の影響・潮汐の影響および降雨の影響を求める。次に、これらの影響では説明できない地下水位変化（以下‘補正後の水位変化’と呼ぶ）を取り出す。

(1)式の中の気圧の影響・潮汐の影響は時間遅れ変数を用いて、

Fig. 1. The location of Hamaoka observation well.

Fig. 2. Observed ground water level, barometric pressure, and precipitation at Hamaoka well in November 1985. Zero value of the water level is taken as the head of the well and the water level increases downward.

$$P_n = \sum_{i=0}^{l_1} a_i p_{n-i} \quad (2)$$

$$T_n = \sum_{i=0}^{l_2} b_i t_{n-i} \quad (3)$$

と表わされるものと仮定する [松本・他(1989)]. このとき, (1), (2), (3) 式は y_n を目的変数とする多変量回帰モデルを構成する.

降雨は数 100 時間以後の水位にも影響をおよぼすものと考えられている [例えば権根(1980)]. しかし, 通常の回帰モデルでは変数が数 100 以上の問題を解くのは実用的でない. そこで, (1) 式の降雨の影響 R_n を次の自己回帰モデルで表わす [赤池・中川(1972)].

$$R_n = \sum_{i=1}^m c_i R_{n-i} + \sum_{i=1}^m d_i r_{n-i} \quad (4)$$

(4) 式は, 降雨直後には大きく変化し, さらに, ある時間以後には非常にゆっくりと減衰する地下水位に対する降雨の応答の状態を, 少数のパラメータを用いて表現している [付録 A].

MR-AR 解析の具体的な手順を以下の通りである.

(i) 降雨が少なく, さらにマグニチュードの大きい地震や震源が観測井に近い地震がない期間について, 水位 y_n と気圧 p_n , 理論潮汐 t_n の値に (5) 式をあてはめる.

$$y_n = \sum_{i=0}^{l_1} a_i p_{n-i} + \sum_{i=0}^{l_2} b_i t_{n-i} + C + \varepsilon_n \quad (5)$$

(5) 式の次数 l_1, l_2 と係数 a_i ($i=0, \dots, l_1$), b_i ($i=0, \dots, l_2$), C は AIC 最小化法 [赤池(1972), KITAGAWA and AKAIKE (1978)] によって決定する.

(ii) (i) で求めた係数を用いて,

$$Y_n = y_n - \sum_{i=0}^{l_1} a_i p_{n-i} - \sum_{i=0}^{l_2} b_i t_{n-i} - C \quad (6)$$

によって, 残差 Y_n をもとめる.

(iii) (ii) で求めた Y_n と降水量 r_n に対し,

$$Y_n = \sum_{i=1}^m c_i Y_{n-i} + \sum_{i=1}^m d_i r_{n-i} + w_n \quad (7)$$

をあてはめ, 降雨の影響の係数を求める. 次数 m と係数 c_i, d_i ($i=1, \dots, m$) は AIC 最小化法によってもとめる.

ここで, w_n は観測雑音 (正規白色雑音) である.

得られた $c_1, \dots, c_m, d_1, \dots, d_m$ を用いて, 降雨の影響を次の式で推定する.

$$R_n = \sum_{i=1}^m c_i R_{n-i} + \sum_{i=1}^m d_i r_{n-i} \quad (8)$$

ただし,

$$R_0 = R_{-1} = \dots = R_{1-m} = 0,$$

$$r_0 = r_{-1} = \dots = r_{1-m} = 0 \quad (9)$$

とする.

(iv) (i) で求めた気圧および地球潮汐の影響の係数

と, (iii) で求めた降雨の影響の係数, および観測した水位・気圧・潮汐および降水量データによって, 補正後の水位変化 z_n を推定する.

$$z_n = y_n - \sum_{i=0}^{l_1} a_i p_{n-i} - \sum_{i=0}^{l_2} b_i t_{n-i} - C - R_n \quad (10)$$

このようにして求めた補正後の水位変化と地震との関係を調べる.

§5. 数値計算法

(5) 式をデータに当てはめる方法については MATSUMOTO (1992) によって詳しく説明されている. ここでは, (7) 式の次数 m と係数 $c_1, \dots, c_m, d_1, \dots, d_m$ を求める具体的な計算法について述べる.

降水量データが N 個与えられ, さらに, あらかじめ (6) 式で, 観測した水位から気圧および潮汐の影響を差し引いた残差 Y_n が N 個求められているとする. 求める係数をまとめて $\theta = (c_1, \dots, c_m, d_1, \dots, d_m, \sigma^2)$ とする. ここで, σ^2 は w_n の分散である. 計算する最大次数を M 次とすると, (7) 式で表される m 次 ($m < M$) のモデルの尤度は

$$\begin{aligned} L(Y_1, \dots, Y_N | \theta) &= p d f(Y_1, \dots, Y_N) \\ &= \prod_{i=M+1}^N \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma^2} \right. \\ &\quad \times \left[Y_i - \sum_{j=1}^m c_j Y_{i-j} - \sum_{j=1}^m d_j r_{i-j} \right]^2 \left. \right\} \\ &\quad \times p d f(Y_1, \dots, Y_M) \end{aligned} \quad (11)$$

となる. ここで $p d f(Y_1, \dots, Y_N)$ は $Y_1, \dots, Y_N$ の同時確率密度分布である.

対数尤度は

$$\begin{aligned} l(Y_1, \dots, Y_N | \theta) &= \log p d f(Y_1, \dots, Y_M) - \frac{N-M}{2} \log 2\pi \\ &\quad - \frac{N-M}{2} \log \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=M+1}^N \left[Y_i - \sum_{j=1}^m c_j Y_{i-j} - \sum_{j=1}^m d_j r_{i-j} \right]^2 \end{aligned} \quad (12)$$

となる. N が M に比べて十分大きいときは $\log(p d f(Y_1, \dots, Y_M))$ を無視できるので, 対数尤度を最大化することは,

$$\begin{aligned} \hat{\sigma}^2 &= D(m) \\ &= \frac{1}{N-M} \sum_{i=M+1}^N \left[Y_i - \sum_{j=1}^m c_j Y_{i-j} - \sum_{j=1}^m d_j r_{i-j} \right]^2 \end{aligned} \quad (13)$$

とし, さらに $D(m)$ を最小化することと同値になる. ここで $\hat{\sigma}^2$ は σ^2 の最尤推定量である. すなわち, $D(m)$ を最小にすることによって, m 次の係数 $c_1, \dots, c_m, d_1,$

…, d_m の最尤推定値を求めることができる。

(13) 式を解く最小二乗法は、直交変換による解法によって精度よく計算することができる [坂元・他 (1983)]. いま、

$$\mathbf{a} = \begin{bmatrix} c_1 \\ d_1 \\ \vdots \\ c_m \\ d_m \end{bmatrix}, \quad \mathbf{b} = \begin{bmatrix} Y_{M+1} \\ Y_{M+2} \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix},$$

$$X = \begin{bmatrix} Y_M & r_M & Y_{M-1} & r_{M-1} & \cdots & Y_{M-m+1} \\ Y_{M+1} & r_{M+1} & Y_M & r_M & \cdots & Y_{M-m+2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \cdots & \vdots \\ Y_{N-1} & r_{N-1} & Y_{N-2} & r_{N-2} & \cdots & Y_{N-m} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} r_{M-m+1} \\ r_{M-m+2} \\ \vdots \\ r_{N-m} \end{bmatrix} \quad (14)$$

とすると、(13) 式は次のように表される。

$$D(m) = \frac{1}{N-M} \|\mathbf{b} - X\mathbf{a}\|_{N-M}^2 \quad (15)$$

ただし、 $\|\mathbf{x}\|_n$ は n 次元ベクトルのユークリッドノルムをあらわすものとする。任意の $(N-M) \times (N-M)$ 直交行列を U とすると、直交変換はノルムを不変に保つので、

$$D(m) = \frac{1}{N-M} \|U\mathbf{b} - UX\mathbf{a}\|_{N-M}^2 \quad (16)$$

が成り立つ。そこで、

$$UX = \begin{bmatrix} s_{11} & \cdots & s_{1,2m} \\ \vdots & & \vdots \\ 0 & & s_{2m,2m} \\ \vdots & & \vdots \\ 0 & & 0 \end{bmatrix} \quad (17)$$

となるような直交行列 U を Householder 変換などの手続を用いて求める [例えば斎藤 (1983)]. このとき、 $\mathbf{f} = U\mathbf{b}$ とすると、(16) 式は

$$D(m) = \left\| \begin{bmatrix} f_1 \\ \vdots \\ f_{2m} \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} s_{11} & \cdots & s_{1,2m} \\ \vdots & & \vdots \\ 0 & & s_{2m,2m} \end{bmatrix} \mathbf{a} \right\|_{2m}^2 + \sum_{i=2m+1}^N f_i^2 \quad (18)$$

となる。(18) 式の右辺第一項を 0 とするとき $D(m)$ は最小となるので、

$$\begin{bmatrix} f_1 \\ \vdots \\ f_{2m} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} s_{11} & \cdots & s_{1,2m} \\ \vdots & & \vdots \\ 0 & & s_{2m,2m} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_1 \\ d_1 \\ \vdots \\ c_m \\ d_m \end{bmatrix} \quad (19)$$

を解くことで次数 m の係数 $c_1, \dots, c_m, d_1, \dots, d_m$ の最小二乗解を求めることができる。このとき

$$\hat{D}(m) = \min D(m) = \frac{1}{N-M} \sum_{i=2m+1}^N f_i^2 \quad (20)$$

となる。

(7) 式の最適な次数は AIC 最小化法を用いて選択する。 m 次のモデルの自由パラメータの数は $2m+1$ 個であるから、このときの AIC は

$$AIC(m) = (N-M)(\log 2\pi + 1) + (N-M) \log \hat{D}(m) + 2(2m+1) \quad (21)$$

である。計算を行った M 次までの中から、AIC が最小である次数 m を選択する。

AIC 最小化法で次数を選択するためには、 $\hat{D}(0), \dots, \hat{D}(M)$ を求める必要がある。しかし、最高次である M についてだけ Householder 変換等で

$$\begin{bmatrix} f_1 \\ \vdots \\ f_{2M} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} s_{11} & \cdots & s_{1,2M} \\ \vdots & & \vdots \\ 0 & & s_{2M,2M} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_1 \\ d_1 \\ \vdots \\ c_M \\ d_M \end{bmatrix} \quad (22)$$

と変形したのち f_i ($1 \leq i \leq M$) を求め、(19), (20) および (21) 式に代入することによって、 m 次の $\hat{D}(m)$, $AIC(m)$ ($1 \leq m \leq M-1$) および係数を容易に計算することができる [坂元・他 (1983)]. なお、欠測の処理については付録 B に示す。

§6. 解析結果

MR-AR 解析を用いて、浜岡観測井で 1983 年 4 月から 1992 年 3 月に観測されたデータを解析した。地下水

位および気圧データは、カルマンフィルターを用いた方法 [松本(1990)] で 10 分ごとのデータについて欠測値を補間した。そして、水位、気圧、降雨および理論地球潮汐データは最終的に 1 時間ごとのサンプリング間隔とした。

地下水位に対する気圧と地球潮汐の影響の係数 a_i , b_j および次数 l_1 , l_2 ($0 \leq i \leq l_1$, $0 \leq j \leq l_2$) は 1985 年の 701 時から 1700 時 (1 月 30 日 4 時～3 月 12 日 19 時) の 1000 時間について求めた。また、降雨の影響の係数 c_i , d_i と次数 m ($1 \leq i \leq m$) は 1985 年の 6001 時から 8000 時 (9 月 8 日 0 時～11 月 30 日 7 時) について求めた。気圧、地球潮汐および降雨の影響の次数をそれぞれ $l_1 = 30$, $l_2 = 5$, $m = 25$ まで計算を行った結果、AIC が最小となった次数は $l_1 = 14$, $l_2 = 3$, $m = 25$ であった。得られた係数を Table 1 に示す。

Fig. 3 に観測された水位、解析後の気圧の影響 ((2) 式の P_n)、地球潮汐の影響 ((3) 式の T_n)、降雨の影響 ((4) 式の R_n) および補正後の水位 ((10) 式の z_n) を示す。Fig. 3 の期間 (1985 年 11 月) では、観測した地下水位変化の最大振幅は 13.2 cm である。これに対して補正後の水位の変化の最大振幅は 3.7 cm である。今回の解析では、1 カ月以上の周期のトレンド成分は地震直後 (あるいは直前) の水位変化として考えない。しかるに、Fig. 3 の期間では、補正後の水位変化 3.7 cm のほとんどがこのト

レンド成分である。このトレンド成分の変動を除いて考えると、Fig. 3 に示された期間での補正後の水位の変動は非常に小さく、観測した地下水位から適切に気圧、地球潮汐および降雨の影響を求めていることと判断できる。

Fig. 4 に 1983 年 4 月から 1992 年 3 月の時系列解析の結果を示す。地震直後に補正後の水位が 1 cm 以上変化したのは、1984 年 9 月の長野県西部地震 ($M 6.8$, 浜岡観測井からの震源距離 142.9 km) 直後である。このときには、Fig. 5 に示す通り、地震の直後に水位が 2.1 cm 下降した。また、浜岡観測井では、長野県西部地震の前には水位変化は認められなかった。

なお、決定した降雨の影響は、1985 年のデータ解析期間の中で最適なモデルである。そのため、このほかの期間では、水位に対する降雨の応答が異なっている場合がある。その場合には、本論文の方法では降雨の影響を完全には補正できない。1983 年 8 月の集中豪雨の期間での補正後の水位の急増が、この典型的な例である。

Fig. 3. The observed ground water level, estimated barometric response, estimated tidal response, estimated response due to precipitation and corrected water level which is obtained by eliminating the three responses from the observed water level in November 1985.

Table 1. Optimum coefficients of the barometric and tidal responses and response due to precipitation. a_i ($\times 10^{-6}$ m/Pa) and b_i (mm/ 10^{-8} cubic strain) are barometric coefficients and tidal coefficients respectively. c_i ($\times 10^{-2}$), and d_i ($\times 10^{-5}$ mm/m) are coefficients of precipitation. C (m) is a constant.

order	a_i	c_i	d_i	order	c_i	d_i
0	4.055			14	5.356	-0.886
1	6.303	-56.51	-22.51	15	-2.087	-1.957
2	5.055	-25.97	-17.32	16	-3.165	-2.869
3	5.073	-21.60	-10.87	17	-4.053	-9.758
4	3.570	0.589	-5.639	18	-1.625	7.548
5	2.295	-1.120	-5.534	19	-1.074	3.798
6	1.056	2.559	2.979	20	1.884	-3.326
7	1.509	2.467	1.631	21	-3.288	2.173
8	0.954	-4.645	1.042	22	-0.949	-1.287
9	-0.499	-1.973	-2.335	23	-4.501	5.893
10	0.978	-0.850	1.960	24	3.932	6.459
11	-0.383	3.298	3.271	25	6.807	2.758
12	1.636	4.869	3.396			
13	3.226	1.915	5.105			

$b_0 = 2.14$, $b_1 = -3.76$, $b_2 = 1.78$; $C = 11.21$

Fig. 4. The corrected water level (thick lines) and the observed water level (thin lines) from April 1983 to March 1992. The symbol "M 6.8" denotes the occurrence of Western Nagano Prefecture Earthquake. The magnitude of the earthquake is 6.8 and hypocentral distance from Hamaoka well is 142.9 km.

Fig. 5. Magnification of the corrected water level (thick lines) and the observed water level (thin lines) around the occurrence of Western Nagano Prefecture Earthquake.

Fig. 4 の中で、長野県西部地震直後以外で補正後の水位の急減あるいは急増の部分は、降雨の影響を補正しきれなかった部分である。

§7. 考 察

浜岡観測井の約 20 km 北に榛原観測井が設置されている [佃・他 (1980), Fig. 1 参照]。榛原観測井での補正後の水位は、浜岡観測井の観測期間と同じ期間、すなわち、1983 年 4 月から 1992 年 3 月では、12 個の地震の直後に変化している [MATSUMOTO (1992), 一部未発表]。それに対して、浜岡観測井では、前述の通り、補正後の水位変化は 1984 年長野県西部地震の直後にだけあらわれている。

Fig. 6. The relationship between hypocentral distance from Hamaoka well and magnitude of earthquake from April 1983 to March 1992. The dotted line denotes threshold of earthquakes after which corrected water level at Haibara well changes [MATSUMOTO *et al.* (1990)].

Table 2. Transmissivity, screened depth, 'barometric coefficient' and 'tidal coefficient' at Haibara and Hamaoka observation well respectively. The 'barometric coefficient' and 'tidal coefficient' in this table are calculated as a single coefficient of proportionality determined by the least squares procedure.

	Haibara obs. well	Hamaoka obs. well
transmissivity($\times 10^{-6} \text{m}^2/\text{s}$)	4.6	3.7
screened depth(m)	71 - 153	153.9 - 265.4
"barometric coefficient"(mm/mb)	7.7	3.3
"tidal coefficient"(mm/ 10^{-8} strain)	1.4	0.03

Fig. 6 に水位変化をともなった地震の震源距離とマグニチュードの関係を示す。Fig. 6 の中の点線は、榛原観測井において水位変化があった地震についての震源距離とマグニチュードの関係のしきい値である [松本・他 (1990)]。Fig. 6 から、浜岡観測井では、榛原観測井に比べてより大きいマグニチュードか、またはより震源距離が近い地震後に水位変化をともなっていることがわかる。

以上の2点から、浜岡観測井の水位は、榛原観測井と比べて地震に対する感度が低いといえる。この原因は以下のように考えられる。

Table 2 に榛原観測井及び浜岡観測井での透水量係数と、係数を1つのみ用いた従来の最小二乗法で求めた、気圧係数および潮汐係数を示す。Table 2 の通り、透水量係数はどちらの観測井でもほとんど変わらない。すなわち、測定対象としている帯水層での地下水の流動性はどちらの場所でも変わらないことが予想される。しかし、浜岡観測井では榛原観測井に比べ、気圧係数・潮汐係数どちらも小さい。特に、定常的におこっている潮汐による歪の効果を表す潮汐係数が非常に小さい。地震後の水位変化が地震直後の歪の変化のあらわれであると考えれば、潮汐係数が小さい浜岡観測井の水位は、榛原観測井に比べて、歪に対する感度が小さいことが推測される。この原因の1つは、浜岡観測井は榛原観測井よりも深いところにストレナがあるにもかかわらず、榛原観測井に比べ、被圧の程度が低いと推測される。

浜岡観測井の150 m 北西には、気象庁の体積歪計が設置されている [二瓶・他 (1987)]。設置されている深度は250mで、浜岡観測井のストレナ位置の下部に相当する。気象庁地震予知情報課 (1984a) によると、1984年長野県西部地震直後に浜岡の体積歪計が伸びの方向にステップ状に変化した。浜岡観測井での地下水位の減少は、帯水層が準非排水条件をみたとしていると仮定すれば [RICE and CLEARY (1976), 川辺 (1991)]、体積歪計の伸びのセンスと一致する。また、1983年4月～1991年10月では、浜岡の体積歪計データについては、1984年長野県西部地震以外では、地震直後の目だった歪変化が報告されていない [気象庁地震予知情報課 (1983, 1984

ab, 1985ab, 1986ab, 1987ab, 1988ab, 1989ab, 1990ab, 1991ab, 1992)]。このことによって、地震直後の歪変化に対する感度については、浜岡水位観測井の水位と浜岡の体積歪計が定性的にはほぼ同じ程度の感度と推測できる。以上のことから、浜岡水位観測井の補正後の水位変化は坑井付近の歪変化を反映していると考えられる。

§8. ま と め

静岡県浜岡観測井のデータにMR-AR解析を適用した結果、次のことが明らかとなった。

(1) 浜岡観測井の1983年4月から1992年3月の補正後の水位は、1984年9月の長野県西部地震直後に変化した。

(2) 榛原観測井に比べて、浜岡観測井の地震直後の水位変化の数は非常に少なく、また、2つの坑井の潮汐係数に大きな違いがある。これは、両井の被圧の程度の違いが原因の1つと考えられる。

(3) 気象庁浜岡体積歪計が、1984年長野県西部地震の直後に、伸びの方向に変化した。浜岡観測井の水位低下は、歪計の動きのセンスと一致する。その他の地震の直後には体積歪計のデータに目だった変化がないので、浜岡観測井の補正後の水位変化は、坑井付近の歪変化を反映していると考えられる。

今後の課題は、地震と関係する水位変化がある観測井および水位変化がない観測井双方の特徴を調べ、地震に「敏感」な坑井の地質学的な環境を明らかにして、地震に関連する水位変化のメカニズムに迫ることである。

謝 辞

本研究の時系列解析は統計数理研究所北川源四郎教授のご指導を賜りました。また、地震のデータとして、気象庁の震源カタログを使用させていただきました。地質調査所の野田徹郎氏、野呂春文氏、中野 司氏には原稿に対して有益な助言をいただきました。また、川辺岩夫氏、五十嵐丈二氏には本稿を査読していただき、有益なご指摘をしていただきました。記して感謝の念を表します。

本研究の一部は統計数理研究所共同研究 (課題番号 4

共研-49)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, 5-11.
- 赤池弘次・中川東一郎, 1972, ダイナミックシステムの統計的解析と制御, サイエンス社, 189 pp.
- 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, 地震予知連絡会会報, **25**, 226-229.
- 地質調査所, 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), 地震予知連絡会会報, **30**, 263-270.
- 地質調査所, 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), 地震予知連絡会会報, **32**, 266-269.
- IGARASHI, G. and H. WAKITA, 1991, Tidal responses and earthquake-related changes in the water level of deep wells, *J. Geophys. Res.*, **96**, 4269-5278.
- 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, 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—観測井および観測機器について—地調月報, **32**, 45-55.
- 川辺岩夫, 1991, 地震にともなう地下水・地球化学現象, 地震 **2**, 44 特集号, 341-364.
- 気象庁地震予知情報課, 1983, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1982 年 11 月~1983 年 4 月), 地震予知連絡会会報, **30**, 236-252.
- 気象庁地震予知情報課, 1984a, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1983 年 5 月~10 月), 地震予知連絡会会報, **31**, 321-332.
- 気象庁地震予知情報課, 1984b, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1983 年 11 月~1984 年 4 月), 地震予知連絡会会報, **32**, 236-246.
- 気象庁地震予知情報課, 1985a, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1984 年 5 月~1984 年 10 月), 地震予知連絡会会報, **33**, 312-322.
- 気象庁地震予知情報課, 1985b, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1984 年 11 月~1985 年 4 月), 地震予知連絡会会報, **34**, 298-308.
- 気象庁地震予知情報課, 1986a, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1985 年 5 月~1985 年 10 月), 地震予知連絡会会報, **35**, 318-329.
- 気象庁地震予知情報課, 1986b, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1985 年 11 月~1986 年 4 月), 地震予知連絡会会報, **36**, 276-285.
- 気象庁地震予知情報課, 1987a, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1986 年 5 月~1986 年 10 月), 地震予知連絡会会報, **37**, 287-297.
- 気象庁地震予知情報課, 1987b, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1986 年 11 月~1987 年 4 月), 地震予知連絡会会報, **38**, 360-371.
- 気象庁地震予知情報課, 1988a, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1987 年 5 月~10 月), 地震予知連絡会会報, **39**, 234-245.
- 気象庁地震予知情報課, 1988b, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1987 年 11 月~1988 年 4 月), 地震予知連絡会会報, **40**, 291-301.
- 気象庁地震予知情報課, 1989a, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1988 年 5 月~10 月), 地震予知連絡会会報, **41**, 377-389.
- 気象庁地震予知情報課, 1989b, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1988 年 11 月~1989 年 4 月), 地震予知連絡会会報, **42**, 360-371.
- 気象庁地震予知情報課, 1990a, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1989 年 5 月~10 月), 地震予知連絡会会報, **43**, 391-401.
- 気象庁地震予知情報課, 1990b, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1989 年 11 月~1990 年 4 月), 地震予知連絡会会報, **44**, 258-267.
- 気象庁地震予知情報課, 1991a, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1990 年 5 月~10 月), 地震予知連絡会会報, **45**, 331-342.
- 気象庁地震予知情報課, 1991b, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1990 年 11 月~1991 年 4 月), 地震予知連絡会会報, **46**, 299-309.
- 気象庁地震予知情報課, 1992, 東海・南関東地域における歪観測結果 (1991 年 5 月~10 月), 地震予知連絡会会報, **47**, 318-328.
- KITAGAWA, G. and H. AKAIKE, 1978, A Procedure for the modeling of non-stationary time series, *Ann. Inst. Statist. Math.*, **30**, No. 2, B, 351-363.
- 松本則夫, 1990, 地下水位および気圧時系列データの欠測補間法, 地震 **2**, 43, 199-204.
- MATSUMOTO, N., 1992, Regression Analysis for Anomalous Changes of Ground Water Level Due to Earthquakes, *Geophys. Res. Lett.*, **19**, 1193-1196.
- 松本則夫・北川源四郎・高橋 誠, 1990, 定常時系列解析による地震にともなう水位変化の検出, 地球惑星科学関連学会合同大会共通セッション講演予稿集, 218.
- 松本則夫・高橋誠・北川源四郎, 1989, 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—, 地調月報, **40**, 613-623.
- 二瓶信一・上垣内修・佐藤 馨, 1987, 埋込式体積歪計による観測 (1) 1976 年~1986 年の観測経過, 験震時報, **50**, 65-88.
- RICE J. R. and M. P. CLEARY, 1976, Some basic stress diffusion solutions for fluid-saturations elastic porous media with compressible constituents, *Rev. Geophys. Space Phys.*, **14**, 227-241.
- 力武常次, 1979, 地震予報・警報論, 学会出版センター, 371 pp.
- ROELOFFS, E. A., 1988, Hydrologic Precursors to Earthquakes: A Review, *Pure Appl. Geophys.*, **126**, 177-209.
- 斎藤正徳, 1983, 最小二乗法の計算法, 物理探鉱, **36**, 24-38.
- 樫根 勇, 1980, 水文学, 大明堂, 272 pp.
- 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, 236 pp.

高橋 誠, 1993, 地震予知のための地下水テレメータ観測システム, 地学雑誌, 印刷中.

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, 31, 619-634.

付録A 降雨効果の係数について

本文(4)式の係数 c_i, d_i ($1 \leq i \leq m, m$ は高々数十)と

$$R_n = \sum_{i=1}^k e_i r_{n-i} \quad (A-1)$$

の係数 e_i ($1 \leq i \leq k, k$ は $e_i \gg e_k$ となるような十分大きい数で, たとえば 3000) との関係について述べる.

$Z^i a_n = a_{n-i}$ となるような遅延演算子 Z^i を用いると, (4)式は

$$\left[1 - \sum_{i=1}^m c_i Z^i\right] R_n = \left[\sum_{i=1}^m d_i Z^i\right] r_n \quad (A-2)$$

となる. ここで,

$$\left[1 - \sum_{i=1}^m c_i Z^i\right] \left[1 + \sum_{i=1}^{\infty} a^* Z^i\right] = 1 \quad (A-3)$$

となるように a^* を定義する (ここで, c_i は定常で, $i \rightarrow \infty$ で $a^*_i \rightarrow 0$ となるものと仮定する). (A-2)式より

$$R_n = \left[1 + \sum_{i=1}^{\infty} a^* Z^i\right] \left[\sum_{i=1}^m d_i Z^i\right] r_n \quad (A-4)$$

となる. (A-4)式を (A-1)式と比べると

$$e_n = d_n + \sum_{i=1}^{n-1} d_i a^*_{n-i} \quad (n \leq m)$$

$$e_n = \sum_{i=1}^m d_i a^*_{n-i} \quad (n > m) \quad (A-5)$$

となる. 一方, (A-3)式は Z についての恒等式なので,

$$a^*_n = c_n + \sum_{i=1}^{n-1} c_i a^*_{n-i} \quad (n \leq m)$$

$$a^*_n = \sum_{i=1}^m c_i a^*_{n-i} \quad (n > m) \quad (A-6)$$

となる. $n > m$ のときの (A-5)式, (A-6)式それぞれを Z^i を使って表すと

$$e_n = \left[\sum_{i=1}^m d_i Z^i\right] a^*_n \quad (A-7)$$

$$a^*_n = \left[\sum_{i=1}^m c_i Z^i\right] a^*_n \quad (A-8)$$

となる. (A-7)式, (A-8)式より,

$$\frac{e_n}{\sum_{i=1}^m d_i Z^i} = \frac{a^*_n}{\sum_{i=1}^m c_i Z^i} \quad (A-9)$$

となる. よって,

$$\sum_{i=1}^m d_i a^*_{n-i} = \sum_{i=1}^m c_i e_{n-i} \quad (A-10)$$

である. これを (A-5)式に代入すると

$$e_n = d_n + \sum_{i=1}^{n-1} c_i e_{n-i} \quad (n \leq m), \quad (A-11)$$

$$e_n = \sum_{i=1}^m c_i e_{n-i} \quad (n > m) \quad (A-12)$$

となる. (A-11), (A-12)式は, $n \leq m$ では e_n が非常に大きく変化し, さらに $n > m$ では e_n が変化の振幅および係数の絶対値自身が減衰していく降雨のモデルを表現できる.

付録B 長期間の欠測の処理

観測したデータに長期間の欠測がある場合は次のように処理し, 解析を行う. ここでは5章の計算法について具体的に述べる.

水位・気圧・降水量の各データが N 個あり, そのうち時刻 α から β まで欠測であるとする. このとき, 5章の直交変換による解法を用いる際に, 時刻 α から β までのデータを計算から除外するために, b および X を (14)式の代わりにつぎのようにおく.

$$b = \begin{bmatrix} Y_{M+1} \\ Y_{M+2} \\ \vdots \\ Y_{\alpha-1} \\ Y_{\beta+m+1} \\ \vdots \\ Y_N \end{bmatrix}, \quad X = \begin{bmatrix} Y_M & r_M & \cdots & Y_{M-m+1} & r_{M-m+1} \\ Y_{M+1} & r_{M+1} & \cdots & Y_{M-m+2} & r_{M-m+2} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ Y_{\alpha-2} & r_{\alpha-2} & \cdots & Y_{\alpha-m-1} & r_{\alpha-m-1} \\ Y_{\beta+m} & r_{\beta+m} & \cdots & Y_{\beta+1} & r_{\beta+1} \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \cdots & \vdots & \vdots \\ Y_{N-1} & r_{N-1} & \cdots & Y_{N-m} & r_{N-m} \end{bmatrix} \quad (B-1)$$

その他の計算は5章で述べた通りに行う.