地下水中のラドン濃度異常と地震発生との 関連性の統計的検討

東京大学理学部地球惑星物理学教室* 中谷正生・森 俊哉・田辺清人
東京大学理学部地殻化学実験施設** 五十嵐 丈 二

Statistical Study on the Relationship between Groundwater Radon Anomalies and Earthquake Occurrences

Masao NAKATANI, Toshiya MORI, Kiyoto TANABE

Department of Earth and Planetary Physics, Faculty of Science, University of Tokyo,
2-11-16, Yayoi, Bunkyo-ku, Tokyo 113, Japan

and George IGARASHI

Laboratory for Earthquake Chemistry, Faculty of Science, University of Tokyo,
7-3-1, Hongo, Bunkyo-ku, Tokyo 113, Japan

(Received June 22, 1991; Accepted January 11, 1992)

Groundwater radon anomalies are often interpreted as being related to earthquake occurrences, although their relation has not been clearly established. As a first step in discuss with what certainty the radon anomalies can be related to earthquake occurrences, we have made a statistical study on the significance of the correlation between the groundwater radon anomalies identified under a certain test described below and the earthquake occurrences around the observation site. Continuous observations on groundwater radon concentration coupled with environmental conditions have been made for many years by the Laboratory for Earthquake Chemistry, University of Tokyo. In this study, the radon data at KSM (Kashima, Fukushima, Japan) for a period of 1364 days are used to extract anomalies. The test for anomalous radon data is the absolute difference between the observed values and the values expected from the model we have adopted, whose function is to remove the effects of changes in environmental conditions. We detected 80 radon anomalies during the 1364 days, quite independently of any seismic information. We then selected 75 earthquakes from around KSM, making no reference to the radon data. Comparing those identified radon anomalies with the earthquake occurrences, we found that radon anomalies appeared most frequently of the first and second days after an earthquake. And this tendency is statistically judged to be significant for a 1% significance level. This is our first conclusion. We also found a precursory-like tendency that radon anomalies are likely to appear on 6 and 7 days before an earthquake. To estimate the significance of this precursory-like tendency, we have made a stochastic simulation in which we assume both our first conclusion and the actual occurrence pattern of the earthquakes. And this simulation led us to our second conclusion: the radon anomalies frequently detected on 6 and 7 days before an earthquake cannot be interpreted as precursory for a 5% significance level.

Key words: Groundwater radon, Earthquake-related anomaly, Statistical significance.

§ 1. はじめに

地下水中のラドン濃度が地震に関連して異常な変化を

した例が、多数報告されている。例えば、1966年4月の
タシケント地震の前には数年間にわたるラドン濃度の増
加および地震後の急激な減少 [ULOMOV and MAVASHEV
(1971)], 1978年1月14日の伊豆大島近海地震 ($M7.0$)
前には伊豆半島中伊豆の地下水中のラドン濃度の急激な

* 〒113 東京都文京区弥生 2-11-16

** 〒113 東京都文京区本郷 7-3-1

Fig. 1. Location map of the KSM observation site for monitoring groundwater radon.

変動 [WAKITA *et al.* (1980)] が観測されている。

一方で、観測点近くに震源を持つ比較的大きな地震でもその影響がラドン濃度に現れないこともあり、また地震のない時期にもラドン濃度が原因不明の変化をすることもある。地下水に関連したものに限らず、地震の前兆現象はそのメカニズムが必ずしも明確でないものが多く、また、異常の形態が一定ではない。[気象研究所地震火山研究部 (1990)]。

今回、まず予知以前に現象と地震との関連を考える基礎的な方法として「一定の基準の下に検出された異常と実際の地震との相関の有無を統計的に評価する」という手段を用いた。この方法によって、現象と地震との関連性を客観的に評価することができる。

東京大学理学部地殻化学実験施設では、東海地方、伊豆半島及び福島県東部を中心に地下水連続観測点を設置しており、地下水中のラドン濃度、水位、水温などを観測している。観測は自動化されており、一時間に一回サンプリングして、その測定値を電話回線を通して東京にテレメータ伝送している。これらの観測点の中で、福島県相馬郡鹿島町の観測点（以下 KSM と表記）は地震に対してきわめて敏感で、これまでに 10 を越える地震に関連した異常な変化が検出されている [WAKITA *et al.* (1989); IGARASHI and WAKITA (1990)]。筆者らは、今回このデータを多変量解析の手法で分析して、ラドン濃度異常と地震発生との関連性を統計的に評価した。

§ 2. 観測の概要

KSM 観測点は、福島県東部をほぼ海岸線に沿って走

Fig. 2. Schematic figure of the chamber for detecting α ray from groundwater radon.

る双葉断層上に設置され、北緯 $37^{\circ}41'27''$ 、東経 $140^{\circ}53'31''$ 、標高 93 m に位置している (Fig. 1)。観測孔の深度は 200 m、採水位置の深度は 124~129 m で、自噴井である。自噴量は約 30 ml/min と、きわめて微量である。

ラドン濃度の測定装置としては、小容量型 NW 式水中ラドン連続測定器（アロカ社製）が使用されている。水中ラドン濃度の連続測定の原理は次のようなものである [NOGUCHI and WAKITA, (1977)]。汲み上げた地下水を測定装置の検出部に連続的に注入し、地下水中のラドンガスを検出部の気相に放出させる。この気相中のラドンが放射性壊変して放出する α 粒子を ZnS (Ag) シンチレーションカウンタで連続的に検出し、地下水中のラドン濃度を定量する (Fig. 2)。この装置のラドン濃度の検出感度は約 1000 cpm/エマン (1 エマン = 10^{-10} ci/l) で、検出器自体のバックグラウンドは約 5 cpm ときわめて低く、検出濃度限界は約 0.01 エマン (10^{-12} ci/l) でカウント数にして 10 cpm である。これらの値は KSM のラドン濃度 500 cpm~2500 cpm であるから、バックグラウンドの影響は小さい。得られたラドン濃度データの例を、同時に測定している容器内水温、大気圧とともに Fig. 3 に示す。

Fig. 3 をみるとラドン濃度と水温に相関があるのははっきり分かる。その理由を考えるためにまず、ラドン濃度の定量方法を少し詳しく検討してみる。

ラドン濃度測定容器内は液相と気相に分かれていて、外気とは遮断されている。地下水中のラドンは容器内で気相にも移行し、その温度での分配係数に従って、気-液間に濃度平衡が成立する。測定値として出力されるのは、気相部上端の α 線検出器からの電気信号である。こ

Fig. 3. Example of the observed data on groundwater radon, water temperature in the radon-measuring chamber, and barometric pressure. An earthquake is indicated with its magnitude and distance from KSM.

の値は検出部の温度が一定に保たれていれば、地下水中のラドン濃度と比例関係にある。しかし、検出部に導かれた地下水の温度が変化すると、気-液間の分配係数が変化し、測定値も変化してしまう。即ちわれわれがラドン濃度と呼んでいる測定値の変動は、容器内の水温の変動に影響されている。また、溶解平衡だけを考えるとラドン濃度の変動と水温の変動の間にはタイムラグがないはずだが、実際 Fig. 3 をよく見ると両者の間にタイムラグがあるのが分かる。その理由としては、ラドンの液相と気相への分配が、完全に平衡に達していないこと、及び検出部中の気体の更新が完全に行われていないことが考えられる。

次に気圧の影響である。我々は、ラドン濃度の変動は地殻にたまる歪を反映していると考えている。しかし、地殻の歪を起こすのは、地球内部の活動だけでなく、気圧や地球潮汐、地下水の大量汲み上げ、降水等もその原因となる。そこで今回は、比較的取扱の容易な気圧の影響も考慮することにした。

§ 3. データ解析と異常判定

3.1 異常判定のプロセス

ラドン濃度の時系列データに現れる地震に関連した異常を検出するために我々は次の仮定にたった。すなわち、「地震と無関係なラドン濃度の変化は、水温と気圧の

変化を反映したものであり、ある時刻のラドン濃度は、その時刻及びその時刻以前の水温及び気圧のデータを適当なモデルに代入して予測することができる。」としたのである。

この仮定は、気圧及び水温は地震活動に無関係であるということを前提としている。気圧は地震活動に無関係と思われるが、水温は無関係であるとはいえない。しかし、我々の観測している水温は § 1 で述べたように、ラドン測定容器内の水温であり、帯水層における地下水の温度そのものではない。そしてラドン測定容器内での水温は、地下水の流量が小さいために気温の影響を大きく受けて変動してしまう。仮に地震活動による地下水の温度そのものの変動があったとしても、容器内水温の変動要因としては観測室内の気温のほうが支配的であろう。実際 1989 年 4 月から採水位置（深度 126 m）での水温の測定も開始したが、16.07℃ で一年を通してきわめて一定であり、その変動幅は 0.02℃ 程度である。

さて、我々の仮定に立てば次のようなプロセスを踏むことによって機械的に「異常」を検出することができる。

1. 「異常」を発見したい期間を「予測区間」に指定し、予測区間の直前の適当な長さの期間を「解析区間」とする。

2. 解析区間のラドン・水温・気圧のデータを用いてモデルを決定する。（モデルについては後述）

3. 2. で決定したモデルに、予測区間（及び解析区間の一部）の水温・気圧のデータを代入して、予測区間内でのラドンのモデル値を求める。

4. 3. で求めた予測区間内のモデル値と、対応する時刻の実測値を比較しなんらかの基準で「異常」であるかないかを判定する。（判定基準については後述）

この一連の手続きの中で「モデル」と「判定基準」は、いろいろと差し替えることができる。この二つの要素は地震活動と観測量の間をつなぐ物理的なメカニズムを考慮して決定されたり、あるいは単に経験的に決められたりする。この二つの要素の選択は、経験的な方法においては特に恣意的であるが、その選択においては、「異常判定の」結果と地震活動との対応の善し悪しを評価する事により有意な結論がえられるであろう。

3.2 モデル

筆者らが今回用いたのは、時刻 i のラドン濃度 y_i を気圧 P 、水温 T の現在及び過去の値 ($P_i, P_{i-1}, \dots, T_i, T_{i-1}, \dots$) と定数 C 及び残差 e_i で説明しようとする、次のような多変量線形回帰モデルである。

$$y_i = \sum_{k=0}^{M-1} a_k P_{i-k} + \sum_{k=0}^{L-1} b_k T_{i-k} + C + e_i \quad (1)$$

松本・他 (1989) によって地下水位時系列データに多変

Fig. 4. Example of the determination of the multi-variate regression model (Eq. (1)), and the prediction based on the model; the model was determined by using ten-days data (August 1–10, 1985), and radon concentrations on August 11 were predicted. Solid and dashed lines in the bottom are observed and estimated radon concentrations, respectively. The differences between the observed and estimated values (the residuals) are plotted in the top; the dashed-dotted lines indicate $\pm 3\sqrt{FPE}$ levels.

量線形回帰モデルを適用する研究がなされており、筆者らはこれを参考にしている。

回帰係数 a_k , b_k はさきに述べた解析区間においてモデル値と実測値のフィットが最も良いように最小自乗法で決定する。またモデルの最適次数は AIC 最少化法による方針を採った。AIC はパラメータの最尤推定値を θ 、モデルの最大対数尤度を $l(\theta)$ 、パラメータの数 $(M+L+3)$ によって、(3 が加えられているのは、平均値、分散、定数 C の分)

$$AIC = -2l(\theta) + 2(M+L+3) \quad (2)$$

で定義されており、AIC が小さいモデルほど、データが持つ情報をより良く反映していると考えられる。[赤池 (1976)]

予測区間の長さは、検出したい異常のタイムスケールに従って決めるべきである。KSM におけるラドン濃度異常は地震の前後数日に現れることが多い [IGARASHI and WAKITA (1990)]。このような数日のラドン濃度異

常の始まりを検出するために、ここでは予測区間の長さを 1 日に設定する。

解析区間は、モデルの回帰係数と最適次数を正確に決定するのに十分な長さを持つ必要がある。いくつかの期間で解析区間の長さを変えてモデルのあてはめを試みたところ、およそ 5 日 (データ数にして 120 個) 以上の長さであればその解析区間内で回帰係数の値、最適次数ともほぼ変わらないことがわかった。また、予測区間の長さより解析区間の長さのほうが十分に長ければ、決定されたモデルは予測区間でも適用できると考えてよいであろう。これらのことから解析区間の長さを、予測区間の 10 倍の長さである 10 日間に設定した。このモデルでのフィットの様子の一例を Fig. 4 に示しておく。

3.3 判定基準

上記のような方法で予測を行ったとき、予測区間のラドン濃度観測値が異常であるかどうかを判定する基準を決定する。回帰モデルによって予測をしたときの平均 2 乗予測誤差の推定量として、

$$FPE = \frac{N+(M+L+3)}{N-(M+L+3)} \sigma^2 \quad (3)$$

がある [AKAIKE (1969)]。ここで、 σ は、解析区間における残差 e_i の標準偏差である。つまり、解析区間と予測区間での説明変数 (回帰係数) の分布が一致しているとき、予測区間における観測値と予測値との差 (予測誤差) の標準偏差は $\sqrt{FPE}$ であると期待される (ただし、この値は 1 期先 (1 時間後) の予測に適用されるべきであるが、本研究では 24 期先 (24 時間後) まで予測しているので、予測誤差はこの期待値より大きくなってしまう)。ここでは、異常の「大きさ」と「長さ」の両方を考慮して、予測区間の 24 個のラドンデータの観測値とモデル値との差に関して、 $|y_i^{obs} - y_i^{model}| > 3\sqrt{FPE}$ のデータが 6 個以上あればその区間は異常と判定することにする。

1985 年から 1988 年までの 4 年間に KSM で実際に観測されたデータを分析し、異常の判定を行った。途中停電や点検等でデータの連続性を欠いている部分は使えないので、それらを除くと、我々の異常判定の日数は 1364 日である。この期間内に検出された異常の総数は 80 日であった。

§ 4. ラドン濃度異常と地震の関連性

つぎに、このようにして地震活動に関する情報をまったく使わずに決定したラドン濃度異常と、東北地方および周辺地域での地震活動との関係を調べる。

まず対象とする地震を選択する必要があるが、マグニチュードと震源距離の 2 つを基準にするのが最も単純であろう。選択基準を「鹿島観測点からの距離 400 km

以内に発生したマグニチュード 5 以上の地震」とすると、観測期間中にこのような地震が発生した日は全部で 75 日であり、前節で決定したラドン濃度の異常日とは

ほぼ同数である。この地震の選択基準も、ラドン濃度異常の判定基準と同様恣意的である。本研究では議論しないが、種々の選択基準についてラドン濃度異常との関連性を調べて比較することにより、ラドン濃度がどのような地震に対して異常を示すかの知見が得られるかもしれない。

Fig. 5 は、地震発生日とラドン濃度異常が検出された日とを比較したものである。これを見ただけでは、両者の間に関係があるのかどうかは良くわからない。そこで、地震発生日とその前後 2 週間について、ラドン濃度異常が検出された数をヒストグラムにしたのが Fig. 6 である。地震発生日とラドン濃度異常日が一致したのは 3 回だけだが、地震発生日の 2 日後にラドン濃度異常が検出されたのは 15 回もあることがわかる。ついでラドン濃度異常が多いのは地震発生日の翌日 (11 回)、3 日後と 6 日前 (9 回) の順である。そこで、Fig. 6 にみられるこれらの異常の集中の統計的な意義を検討する。

直感的にはラドン濃度異常が、Fig. 6 のような集中を見せるのはラドン濃度が地震の起こる時刻もしくは起こった時刻を知っているということを意味するように思われる。しかし、ラドン濃度が地震を全く知らなくても、たまたま地震の近くに起こった場合が多かっただけということも考えられる。そこで、異常の集中の意義を評価するためには、偶然によって Fig. 6 に見られるような集中が起こる確率を計算すればよい。

ラドン濃度異常が地震活動に全く関連なく起こる現象であるとする。(より正確に言えば、ある日に地震が起こ

Fig. 5. Distributions of radon anomalies and occurrences of the selected earthquakes (magnitude ≥ 5.0 , distance from KSM ≤ 400 km).

Fig. 6. The distribution of Rn anomaly with time relative to the nearest earthquake. For each earthquake, the occurrence of a Rn anomaly relative to the earthquake has been plotted. The resulting histogram indicates the predominance of two Rn anomaly occurrences; (1) a precursor at 6-7 days before the earthquake, (2) a postseismic anomaly 1-3 days after the earthquake.

Fig. 7. Probability of the number of radon anomalies which would 'accidentally' be detected on the days when the selected earthquake occurred [Eq. (4)] for $N=1364$, $M=75$, $n=80$.

るかかどうかということ、その日にラドン濃度異常が起るかかどうかということは全く関係がないとするということ。) このとき、全部で n 回検出されたラドン濃度異常のうち k 回が地震発生日に当たる確率を計算しよう。これは N 本 (総判定日数 1364 に相当) のうち M 本 (地震発生日の日数 75 に相当) が当たりであるくじを、戻さずに n 回引いてそのうち k 本が当たりである確率に相当する。この確率は

$$p_n(k) = \frac{M C_k \cdot N - M C_{n-k}}{N C_n} \quad (4)$$

であたえられる。この式に $n=80$ (ラドン濃度異常の全検出数) を代入した結果を Fig. 7 に示す。最も実現確率の高いのは $k=4$ で、その確率は約 20% である。もしラドン濃度異常が地震と無関係に発生していたとすると、地震発生日に検出されるラドン濃度異常の数の実現確率は Fig. 7 の確率分布に従うはずである。

また、Fig. 6 には、地震発生日の前後二週間についての異常の集中も示してあるが、 x を -14 から $+14$ までの任意の整数とすると、地震発生日と x 日ずれた日というのも 1364 日のうちの 75 日を占めるから、ラドン濃度異常と地震が無関係な現象であるとするれば、上と全く同じ議論でその日にラドン濃度異常が検出される確率も Fig. 7 に示すものと同じ分布に従う。(地震発生日は $x=0$ の場合に対応する。)

まず、一番異常の集中している地震発生の 2 日後 ($k=15$ 回の異常が検出されている。) についてみる。(4) 式を使って、 k が 15 以上となる確率を計算すると、 $p_n(k \geq$

15) = 0.0012% となる。すなわち地震とラドンが無関係であるにも関わらず、地震発生の 2 日後に 15 個以上の異常の集中が起こる確率は 0.0012% であり、統計的検定の言葉でいえば有意水準 0.002% で、「地震とラドン濃度異常が無関係である」という仮説は棄却される。

次に異常が集中しているのは、地震発生日の 1 日後 ($k=11$ 回) で、同じように確率を計算すると $p_n(k \geq 11) = 0.32\%$ であり、0.5% の有意水準で偶然ではないといえる。この結果は IGARASHI and WAKITA (1990) の、鹿島における地震直後のラドン濃度変化は地震発生日後 1~2 日遅れて最大振幅に達するという結果と調和的である。

これらに次ぐ異常の集中は地震発生日の 3 日後と 6 日前 ($k=9$ 回), 7 日前 ($k=8$ 回) である。これらが偶然である確率は、 $p_n(k \geq 9) = 2.7\%$, $p_n(k \geq 8) = 6.7\%$ である。これらの集中は、地震の 1, 2 日後のものほど強くはないものの、前兆現象の可能性を示唆するものであり、興味深い。しかし、我々は次の点に注意しなければならない。

Fig. 6 で異常の検出数を数えるに当たっては、ダブルカウントを許しており、ある 1 つの異常が 2 つ以上の地震に関係づけられている可能性がある。我々は、1 つの地震について、その前後 2 週間を分析の対象としているから、4 週間以内の時間間隔で 2 つの地震が起こっているときには、その間に起こった異常は、先に起こった地震の post-seismic な異常としてもカウントされるし、後に起こった地震の pre-seismic な異常としてもカウントされる。ひとたび地震とラドン濃度異常の間に関連性が認められた場合には、ここで述べたように地震の x_1 日後と x_2 日後の異常の集中に対してそれぞれ独立に検定を行うということは妥当でなく、特別な配慮を必要とする。たとえば、地震発生日がランダムではなく、ある周期性をもつ場合、「みかけの」前兆的ラドン濃度異常が現れるかもしれない。次節ではこの問題を議論し、地震発生日の 6 日前、7 日前の異常の集中の意義を評価する。

§ 5. 前兆的ラドン濃度異常の統計的有意性

地震発生は、広い空間スケールでは、時間的にはほぼランダムな現象であると予想されるが、限られた空間スケールでみた場合、余震というものを考えるだけでも、ランダムであると言い難い。今回我々が対象とした地震全てについて、地震発生間隔のヒストグラムをつくってみると (Fig. 8), 間隔 10 日のところにピークがあることがわかる。このような場合、ある日が地震の x 日後であるという事象とその日が地震の $(10-x)$ 日前、及び、

Fig. 8. Histogram of intervals of the selected earthquakes.

Fig. 9. Result of a stochastic simulation in which the number of post-seismic radon anomalies is artificially enhanced to be 11, 15, and 9 on the first, second, and third days after an earthquake. The actual earthquake occurrence pattern is incorporated into the simulation.

($x+10$) 日後であるという事象が独立ではなくなっている。このことは、Fig. 6 で、ある地震の x 日後に起こった異常は、別の地震の $(10-x)$ 日前、及び、 $(x+10)$ 日後の異常としてもカウントされているケースが多いことを意味する。前節で指摘した地震の 6、7 日前の異常の集中は、地震の 4 日後、3 日後の異常の集中がダブルカウントされて見かけ上でできたものに過ぎない恐れがあるのだ [地震の 4 日後のラドン濃度異常は 3 回だけなので、6 日前の異常 (9 回) への影響は小さいと思われる]。そこで、実際の地震発生パターンを組み入れた方法で、6 日前、7 日前のラドン濃度異常を評価する。手段とし

ては、確率的なシミュレーションを用いた。

まず、地震発生日としては、実際に地震の起こった日付をそのまま用いる (地震は 75 個)。次に、異常の起こった日を乱数を用いて決めるが、そのとき地震の 1、2、3 日後には、それぞれ、11 個、15 個、9 個の異常が起きるようにする。具体的には、乱数を用いて、 $(11-4)=7$ 個の地震を選び出し、それらの地震の 1 日後にラドン濃度異常日をおく。ここで 4 を引いているのは、偶然に地震発生日の 1 日後に当たった異常の分を差し引くためである。同様に $(15-4)=11$ 個、 $(9-4)=5$ 個の地震をそれぞれ選び、地震の 2 日後、3 日後に異常をおく。

残った $(80 - 7 - 11 - 5) = 57$ 個の異常は、対象期間 1364 日にランダムに配置する。

これで、地震の 1, 2, 3 日後の異常の集中及び、実際の地震の発生パターンを組み込んだモデルができた。このモデルについて、Fig. 6 に相当するヒストグラムを描いたのが、Fig. 9 である。ただし、試行を 1000 回繰り返して、平均値と 1σ のエラーバーをつけてある。Fig. 9 での地震の 1 日後、2 日後、3 日後の異常の数は、それぞれ、ほぼ 11, 15, 9 個で、Fig. 6 に一致するが、これはモデルをそうなるようにつくったからである。この結果を用いて、Fig. 6 における 6 日前、7 日前の地震前兆的ラドン濃度異常の意義を考える。

1000 回の試行のうちで、6 日前に 9 個以上の異常が起こっていた回数は 53 回で割合にして 5.3%、7 日前に 8 個以上の異常が起こっていた回数は 172 回 (17.2%) であった。(4) 式を用いて単純に確率を計算した結果 (p_k ($k \geq 9$) = 2.7%, p_k ($k \geq 8$) = 6.7%) と比較すると、それぞれ 2.0 倍、2.6 倍の確率で起こっている。これはラドン濃度異常のダブルカウントの影響であると考えられる (地震発生 7 日前のダブルカウントの割合が高いのは、地震発生パターンに間隔 10 日のピークがあるため (Fig. 8) 地震発生 3 日後のラドン濃度異常のダブルカウントの寄与が高いせいであろう)。すなわち、地震の 1, 2, 3 日後の異常の集中のみを仮定して、実際の地震発生パターンの下、偶然に 6 日前にラドン濃度異常が 9 回検出される可能性は 5% 強である。いいかえると、前兆的ラドン濃度異常は偶然の産物であるという仮説は、有意水準 5% の下で採択せざるを得ない。

§ 6. 結 論

我々は、福島県鹿島観測点 (KSM) において測定された地下水中ラドン濃度のバックグラウンド変動は水温と気圧の変化を反映すると考え、この変動を、気圧と水温の並行観測時系列データからラドン濃度の値を算出する 2 変量線型回帰モデルで表現した。次にそのモデルにより計算されたラドン濃度の値と実測値を比較し、便宜的に決定した一定の基準を越えた異常データが含まれた日を、ラドン濃度異常日と定義した。1985 年から 1988 年の 4 年間 (1364 日間) に、ラドン濃度異常日と判定されたのは、80 日であった。(ラドン濃度異常日の判定には地震発生に関する情報は全く使っていない。)

一方、この解析期間中に鹿島観測点から 400 km 以内にマグニチュード 5 以上の地震が発生した日は 75 日であった。この両者を比較して統計的に評価した結果、次のようなことが明らかになった。

1. ラドン濃度異常日は地震発生日の翌日 (80 回のラ

ドン濃度異常中、11 回) と 2 日後 (15 回) に集中している。これらのラドン濃度異常と地震発生との関係が偶然である確率はきわめて低く、有意水準 1% で、両者の関係が偶然であるという仮説は棄却される。

2. さらに、地震発生 6 日前 (9 回)、7 日前 (8 回) にもラドン濃度異常の集中がみられた。しかし、これらの前兆的ラドン濃度異常は、地震後のラドン濃度異常の集中がダブルカウントされて見かけ上でてきたものに過ぎない恐れがある。地震発生 1, 2, 3 日後のラドン濃度異常の集中及び実際の地震発生パターンを組み込んだ確率的なシミュレーションを行った結果、これらの地震発生前の異常の集中が偶然であるとの仮説は有意水準 5% で採択せざるを得ないことがわかった。

我々は、地震活動とラドン濃度との関連性を評価する方法を示してきたが、多変量回帰モデルと統計検定を用いたこの評価法はモデルの形・異常の定義・地震の影響範囲などの設定に柔軟性を持っている。したがって、ラドン濃度に限らず、種々の時系列データに適用することによって、各観測点各観測項目について、地震との関連性を個別に評価することができる。ここで示した鹿島観測点のラドン濃度だけでは前兆的異常の統計的有意性は十分に高いとはいえなかった。しかし、多点、多項目観測データの評価結果を重ね合わせることで、前兆的異常の有意性を高めること、ひいては地震の“予知確率”を高めることが可能になるであろう。

謝 辞

この研究を進めるにあたり激励して頂き、また、貴重なコメントを頂いた東京大学理学部地殻化学実験施設脇田 宏教授に感謝いたします。原稿を読み貴重なコメントを頂いた京都大学防災研究所小泉尚嗣博士、地質調査所松本則夫氏に感謝致します。Abstract の英語表現を添削して頂いた東京大学地震研究所 Dr. P. Sammonds に感謝いたします。

参考文献

- AKAIKE, H., 1969, Fitting autoregressive models for prediction, *Ann. Inst. Stat. Math.*, **21**, 243-247.
 赤池弘次, 1977, 情報量基準 AIC とは何か, *数理科学*, **153**, 5-11.
 IGARASHI, G., and H. WAKITA, 1990, Groundwater radon anomalies associated with earthquakes, *Tectonophysics*, **180**, 237-254.
 気象研究所地震火山部, 1990, 地震前兆現象のデータベース, 気象研究所技術報告, No. 26, 329 pp.
 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—多変量線型回帰モデルの地下水位時系列への適用—, 地質調査所

- 月報, **40**, 613-623.
- NOGUCHI, M. and H. WAKITA, 1977, A method for continuous measurement of radon in groundwater for earthquake prediction, *J. Geophys. Res.*, **82**, 1353-1357.
- ULOMOV, V. I. and B. Z. MAVASHEV, 1971, The Tashkent earthquake of 26 April 1966, *Acad. Nauk Uzbek SSR FAN*, 188.
- WAKITA, H., G. IGARASHI, Y. NAKAMURA, Y. SANO and K. NOTSU, 1989, Coseismic radon changes in groundwater, *Geophys. Res. Lett.*, **16**, 417-420.
- WAKITA, H., Y. NAKAMURA, K. NOTSU, M. NOGUCHI and T. ASADA, 1980, Radon anomaly: A possible precursor of the 1978 Izu-oshima-kinkai earthquake, *Science*, **207**, 882-883.