降水時におけるガンマ線線量率上昇事象の再現期間の推定

猪股 弥生^{*1}, 五十嵐康人^{*2}, 千葉 長^{*1}, 青山 道夫^{*2}, 廣瀬 勝己^{*2}, 山澤 弘実^{*3},
飯田 孝夫^{*3}

(2006 年 11 月 20 日受理)

(2007 年 1 月 30 日再受理)

Estimate of Return Periods for Enhanced Gamma Ray Dose Rates Due to Precipitation

Yayoi INOMATA^{*1}, Yasuhito IGARASHI^{*2}, Masaru CHIBA^{*1}, Michio AOYAMA^{*2}, Katsumi HIROSE^{*2},
Hiromi YAMAZAWA^{*3} and Takao IIDA^{*3}

In order to contribute for the establishment of criteria whether the high level of gamma (γ) ray dose rate is an unusual value, statistical analysis for its frequency distribution was carried out. The γ ray dose rates monitored at six sites (Minamihoroni, Kariwa, Wajima, Asahikawa, Ohno, and Tokai-mura Oshinobe) in Japan during the periods from 2000 to 2004 were subjected to the analysis. The γ ray dose rates were not normally distributed but the distribution distorted to higher side. Our statistical analysis suggests that the γ ray dose rates above “average + 3 σ ” or “100 nGy/h”, which are the conventional definition, occurred frequently. Here we propose the use of more suitable method to detect the unusual value of the enhanced γ ray dose rates on the basis of the “return period”. It is the recurrence frequency of high γ ray dose rates. Estimate of the return periods, which is usually used for the extreme event of meteorology, is given for the first time in this field. In this study, we compared two methods to calculate the return periods: *empirical return period* (T_H) based on Hazen plot by using the enhanced γ ray dose rates and *theoretical estimated return period* (T_G) based on Gumbel distribution by using average and standard deviation of the enhanced γ ray dose rates. There were significant differences of T_H as well as T_G between monitoring sites. It turned out that the judgment of an unusual value must be considered based on T_H and T_G at each monitoring site.

KEY WORDS: gamma ray dose rates, return periods, precipitation, ²²²Rn and its progeny, monitoring.

I 緒 言

ガンマ (γ) 線線量率 (線量率) は, 主に原子力施設からの事故による人工放射能の漏洩を検知するために, 全国でモニタリングされている。しかし, 大気中における線量率の上昇は, このような人為的要因に起因するだけではなく, 自然現象によっても引き起こされる。このうち, 降水時の線量率上昇は, 降水によって大気中から除去され地表面に沈着したラドン (²²²Rn) の壊変生成物である鉛 (²¹⁴Pb) やビスマス (²¹⁴Bi) 等の放射線に由来することがよく知られており, これまでに多くの研究がおこなわれてきた^{1~3)}。

^{*1} 気象研究所気候研究部; 茨城県つくば市長峰 1-1 (〒305-0052)

Climate Research Department, Meteorological Research Institute;
1-1 Nagamine, Tsukuba, Ibaraki 305-0052, Japan.
E-mail: yinomata@mri-jma.go.jp

^{*2} 気象研究所地球化学研究部; 茨城県つくば市長峰 1-1 (〒305-0052)

Geochemical Research Department, Meteorological Research Institute; 1-1 Nagamine, Tsukuba, Ibaraki 305-0052, Japan.

^{*3} 名古屋大学大学院工学研究科; 愛知県名古屋市千種区不老町 (〒464-8603)

Graduate School of Engineering, Nagoya University; Fro-cho, Chikusa-ku, Nagoya, Aichi 464-8603, Japan.

比較的最近, 日本各地のモニタリングポストにおいて, 降水時に過去最大値を超える高レベルの線量率が相次いで観測された^{4~6)}。 γ 線スペクトルの分析から, これらの高線量率は ^{222}Rn の壊変生成物に起因していたことが明らかになっている^{4,6)}。しかしながら, 殆どのモニタリングポストでは線量率を測定しているだけであり, γ 線のスペクトル分析はなされていない。そのため, 高レベルの線量率が発生するたびに, それが人為的に発生したものか, 或は自然現象に起因したものかを判断できず, 担当者が困惑しているのが現状である。

高レベルの γ 線線量率を異常値と判定する基準として, 文部科学省の“連続モニターによる環境 γ 線測定法”では, 平均値からの偏差(=観測値-平均値)が標準偏差(σ)の3倍を超えた値($+3\sigma$)を異常値としている⁷⁾。また, 線量率が 100nGy/h を超えた際に異常事態の可能性があると原因の調査にあたることになっている^{2,8)}。しかしながら, これらの“判定基準”は, 実際の線量率の分布形を検討することなく, その分布形が単純に正規分布をしているという仮定のもとに設定, 或は任意に閾値を設定したものであり, 合理性に乏しい。降水時の線量率上昇は, 地表面からの ^{222}Rn 放出, ^{222}Rn 及びその壊変生成物の大気中の輸送, 降水による ^{222}Rn 壊変生成物の沈着などが絡みあった自然現象である。人為的要因による線量率の上昇を迅速に検出するためにも, 降水時の線量率上昇量の範囲や高レベルの線量率が発生する頻度などについて, 地域的, 時間的特性を明らかにし, これに基づいた異常値判定の基準を定めるべきである。

γ 線線量率の異常値を判定する基準としては, ある値以上の線量率が観測される間隔がどれくらいであるかを推定しておき, それよりも短い間隔で観測されたとき, これを異常値とする方法が適用できる可能性がある。これは, 観測値の統計解析をもとに, 或る値以上の観測値が何年に一度起こりうる可能性があるかを推定する方法であり, 豪雨や強風などの異常現象の判定に用いられている“再現期間”の概念である。降水時の線量率上昇は自然現象であることから, 過去の上昇量と比較して異常に大きな上昇量は, 豪雨や強風と同様に異常事象になぞらえることができると考えられる。そこで, 本研究では γ 線線量率の異常値を判定する新しい基準の設定に寄与することを目的として, 線量率上昇量の再現期間を初めて推定した。

Fig. 1 Locations of the present data collection site over Japan. The monitoring sites located on the coast of the Sea of Japan: Minamihoroni (43°N , 140.6°E), Kariwa (37.4°N , 138.6°E), and Wajima (37.4°N , 136.9°E). The monitoring sites located inland and the coast of the Pacific Ocean: Asahikawa (43.8°N , 142.4°E), Ohno (37.4°N , 141.0°E), and Tokai-mura Oshinobe (36.5°N , 140.6°E).

II 解析方法

1. 統計解析に用いたデータ

解析に用いた γ 線線量率のデータは, 気象庁観測所(輪島, 旭川), 北海道原子力環境センター(南幌似), 新潟県環境生活部(刈羽), 福島県原子力センター(大野), 及び茨城県環境監視センター(東海村押延)においてモニタリングされた。**Fig. 1**にモニタリング地点を示す。 γ 線線量率の測定は, 環境 γ 線連続自動測定装置でおこなわれた。なお, 各モニタリング地点で使用されている測定装置の検出部($\text{NaI}(\text{TI})$ シンチレーション検出器)は同等の規格($2\phi \times 2$ インチ)であることから, 相互比較が可能であるものと考えられる。 γ 線線量率の統計解析には, 一時間値を用いた。

降水量は, モニタリング地点に併設された転倒ます形雨量計で測定された。本研究では, 一時間あたりの降水量を用いた。なお, 一時間あたりの降水量が 0.5mm 以下の時間は, 降水がなかったものとされた。南幌似, 刈羽, 大野, 東海村押延では, 降水の有無を調べるために,

感雨計も設置してあった。

γ 線線量率は、降水時及び非降水時に分類された。降水時のデータについては、降水がなかった日の日最小線量率からの“上昇量”を解析に用いた。なお、降水量が 0.5 mm 以下では、線量率のデータは非降水時の値に分類される。しかし、感雨計のデータは降水が観測された時間の前後にも降水があったことを示しているものが多かった。そこで、降水が観測された前後 3 時間に得られた線量率についても、降水時のデータとした。本研究で解析を行った期間は、2000 年から 2004 年の 5 年間である。刈羽については、2001 年から 2004 年の 4 年間について解析をおこなった。

2. γ 線線量率上昇量の再現期間の推定方法

“再現期間”とは、異常な豪雨や強風が何年（或いは何か月、何日）に一度発生するかを示す指標であり、気象学や水文学の分野で、豪雨や強風などの異常事象を判定するために導入されている概念である^{9~13}。そこで、同様の手法を用いて、 γ 線線量率上昇量の再現期間を推定した。

本研究では、観測値（月最大値）を降順に並べることによって得られる Hazen plot（経験的分布）をもとに“経験的再現期間（ T_H ）”^{11~12}を計算した。また、異常事象の分布形を表現するとされている Gumbel 分布を外挿して“理論的再現期間期待値（ T_G ）”をもとめた^{11~12}。また、これらの適合度を検証するために、 T_H と T_G の比較をおこなった。

(1) 再現期間の計算

γ 線線量率の上昇量の月最大値を確率変数と考え、 x とする。 x は確率密度関数 $f(x)$ に従うものとする、 x の確率分布関数 $F(x)$ は、以下の式で定義される。

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(x) dx \quad (1)$$

x がある特定の値 x_p 以下となる確率（非超過確率）が“ $F(x_p)$ ”であるとする、 x がある特定の値 x_p 以上となる確率（超過確率）は“ $1-F(x_p)$ ”であらわされる。

再現期間 T は x が T の間に、一度の割合で x_p 以上になる時間間隔のことで、

$$T(x) = \frac{1}{1-F(x_p)} \quad (2)$$

で定義される^{9~14}。

(i) 経験的再現期間

経験的再現期間（ T_H ）は、観測値を大きい順に並べた

順序統計量に非超過確率を与える式に当てはめて求められる¹⁴。本研究では、降水量の再現期間を求めるために使用されている Hazen plot を用いた¹¹。

Hazen plot では、ある地点における線量率上昇量の月最大値を大きい順（ $x_1 > x_2 > x_3 > \dots > x_n$ ）に並べたとき、その p 番目統計量 x_p の超過確率は、

$$1-F(x_p) = \frac{(2p-1)}{2n} \quad (3)$$

と定義される^{11,12}。

再現期間 T_H は、(2) 式より

$$T_H = \frac{2n}{(2p-1)} \quad (4)$$

で与えられる^{11,12}。観測値の最大値は $p=1$ であることから、経験的再現期間 T_H は $2n$ 、すなわち観測期間の 2 倍となる。これは定義であり、線量率上昇量の最大値に対する T_H は、観測値の数が 4 年分の刈羽では 8 年、観測値の数が 5 年分の他のモニタリング地点では 10 年となる。

(ii) 理論的再現期間期待値

理論的再現期間期待値は、確率変数のデータに極値分布関数 $F(x)$ をあてはめ、(2) 式より外挿することによって推算される。極値分布は、ある一定期間内（年、月単位など）の観測値のなかで最大のものを x_n とするとき、 x_n の集合の分布を表す。極値分布が持つ平均や標準偏差などのパラメーターは、“極端な現象”の頻度や度合いを示している¹⁰。理論的再現期間期待値の推定には、いくつかの極値分布関数が提唱されている^{9~13}。本研究では、気象学や水文学分野の極値推定に有用とされている Gumbel 分布をもとに、理論的再現期間期待値を推定した。

Gumbel 分布の分布関数 $F(x_p)$ は、次式で定義される^{9~14}。

$$\begin{aligned} F(x) &= \exp(-e^{-y}) \\ y &= \alpha(x - \beta) \\ \alpha &= \frac{1.283}{\sigma} \\ \beta &= \mu - 0.45\sigma \end{aligned} \quad (5)$$

y : 基準化変数

α : 標準偏差（ σ ）を示すスケールパラメーター

β : 平均値（ μ ）を示す位置パラメーター

再現期間期待値 T_G は, (2) 及び (5) 式から

$$T_G = \frac{1}{(1 - F(x_p))} = \frac{1}{(1 - \exp(-e^{-\gamma}))} \quad (6)$$

で導かれる。

Fig. 2 Frequency distribution of hourly γ ray dose rates at (a) Minamihoroni, (b) Kariwa, (c) Wajima, (d) Asahikawa, (e) Ohno, and (f) Tokai-mura Oshinobe. Vertical bar means $+3\sigma$ of the average value of the γ ray dose rates. The γ ray dose rates higher than the vertical bar are defined by the unusual value based on the guideline of environmental gamma ray measuring method by the continuation monitor⁷⁾. Dashed vertical bars are the average value excluding precipitation periods. N is the data number used in the statistical analysis. n is the number above 3σ of the average value of the γ ray dose rates. The relative rates of high γ ray dose rates above the 3σ of the average value are also given.

III 結果と考察

1. γ 線線量率及び線量率上昇量の頻度分布

Fig. 2 に, 2000 ~ 2004 年にモニタリングされた γ 線線量率の頻度分布を示す。平均値 (μ) からの偏差が標準偏差の 3 倍をこえた値 ($\mu + 3\sigma$) を実線で, 非降水時における線量率の平均値を破線で示した。各地点とも, 線量率の頻度分布は, 高いレベル側にひずんだ非対称の分布をしていた。また, これらの頻度分布には明瞭な地域差が認められ, 日本海側のモニタリング地点 (南幌似, 刈羽, 輪島) における γ 線線量率の変動範囲は内陸及び太平洋側のモニタリング地点 (旭川, 大野, 東海村押延) と比較すると大きい。特に 70–80 nGy/h を超える高 γ 線線量率は, 内陸及び太平洋側のモニタリング地点と比較して, 日本海沿岸のモニタリング地点において多く出現していることがわかる。なお, 平均値からの偏差が 3σ を超える線量率は, 南幌似 52 nGy/h, 刈羽 53 nGy/h, 輪島 60 nGy/h, 旭川 47 nGy/h, 大野 47 nGy/h, 東海村押延 51 nGy/h であった。これらが全データに占める割合は, 南幌似 0.87%, 刈羽 1.9%, 輪島 2.0%, 旭川 0.66%, 大野 2.0%, 東海村押延 1.5% であった。

γ 線線量率は, 地表付近の自然放射性核種と降水によって地表付近に沈着した ^{222}Rn 壊変生成物に由来する。非降水時の線量率の平均値からの標準偏差 ($\pm\sigma$) は 1–5 nGy/h であることから (**Fig. 2, Table 1**), 非降水時の線量率はほぼ一定であるとみなしてもよい。そのため, 非降水時の平均値をこえる γ 線線量率は降水によって地表付近に沈着した ^{222}Rn 壊変生成物に由来すると考えられる^{15, 16)}。一方, 非降水時の平均値より小さい線量率

Table 1 Statistics of the hourly γ ray dose rates analyzed in this study.

Monitoring post	γ ray dose rates ¹ (all data) Mean $\pm 3\sigma$ ⁴ (nGy/h)	γ ray dose rates ² (without precipitation) Mean $\pm \sigma$ (nGy/h)	Enhanced γ ray dose rates ³ (with precipitation) Range (nGy/h)
Minamihoroni	33 $\pm$ 19	33 $\pm$ 5	~ 60
Kariwa	37 $\pm$ 16	35 $\pm$ 2	~ 86
Wajima	44 $\pm$ 16	42 $\pm$ 2	~ 102
Asahikawa	33 $\pm$ 14	32 $\pm$ 4	~ 35
Ohno	41 $\pm$ 6	40 $\pm$ 1	~ 44
Tokai-mura Oshinobe	43 $\pm$ 8	42 $\pm$ 2	~ 49

1: All γ ray dose rates analyzed in this study

2: γ ray dose rates without precipitation

3: Enhanced γ ray dose rates during precipitation from the baseline level

4: 3σ is used as the standard deviation based on the guideline of environmental gamma ray measuring method by the continuation monitor⁷⁾.

は、積雪、降水後の土壌水分の増加、冠水などによって大地からの γ 線が遮蔽されたこと、などによるものと考えられる¹⁷⁾。非降水時の平均値より小さい線量率は、積雪のある日本海側や内陸のモニタリング地点で多く観測されている。

Fig. 3a は、降水時における線量率上昇量の頻度分布

Fig. 3a Frequency distribution of hourly enhanced γ ray dose rates at (a) Minamihoroni, (b) Kariwa, (c) Wajima, (d) Asahikawa, (e) Ohno, and (f) Tokai-mura Oshinobe. N is the data number used in the statistical analysis. The enhanced γ ray dose rates above the dotted line are the unusual value based on the guideline of environmental gamma ray measuring method by the continuation monitor⁷⁾.

を示したものである。非降水時の線量率は、大地 γ 線量率を反映してモニタリング地点毎に異なっていたことから (Fig. 2, Table 1), 降水時の線量率上昇量を一律の基準で比較するために、ここでは非降水日の日最小値からの上昇量を示した。各モニタリング地点とも、線量率の上昇量が大きくなるにつれて、その出現回数は低下し

Fig. 3b Cumulative frequency distribution of hourly enhanced γ ray dose rates at (a) Minamihoroni, (b) Kariwa, (c) Wajima, (d) Asahikawa, (e) Ohno, and (f) Tokai-mura Oshinobe. Y scale is probability. Data are measured in the period in 2000 to 2004. N is the data number used in the statistical analysis. The enhanced γ ray dose rates above the dotted line are the unusual value based on the guideline of environmental gamma ray measuring method by the continuation monitor⁷⁾.

ている。平均値からの偏差が 3σ を超える高 γ 線線量率を線量率上昇量に換算すると、南幌 19 nGy/h、刈羽 18 nGy/h、輪島 18 nGy/h、旭川 15 nGy/h、大野 7 nGy/h、東海村押延 9 nGy/h となる。

Fig. 3b は線量率上昇量の相対累積頻度を示したものであり、縦軸を正規確率スケールで表している。線量率上昇量と相対累積頻度の関係は直線にならないことから、降水時の線量率上昇量は正規分布であるとはいえない。

Table 1 に、全データ及び非降水時データの線量率の平均値とその標準偏差、降水時の線量率上昇量の範囲をまとめた。

“平均値からの偏差が 3σ を超える γ 線線量率を異常値とする”という判定基準は、線量率の分布が正規分布であるという仮定の上になされたものであり、実際の線量率やその上昇量の頻度分布とは明らかに異なっている。単純に正規分布を仮定した判定基準を基にして、平均値からの偏差が 3σ を超える線量率を異常値の可能性があると判定するのは適切ではないように考えられる。

Fig. 4 Relation between enhanced γ ray dose rates and return periods (month). Symbols represent the return periods estimated from Hazen plot (T_H). Curves represent the expected return periods estimated from the Gumbel distribution (T_G). Horizontal dotted line (T_{10}) indicates the rates of enhanced γ ray dose occurred once in ten years. M: Minamihoroni, K: Kariwa, W: Wajima, A: Asahikawa, O: Ohno, T: Tokai-mura Oshinobe.

2. 降水時の γ 線線量率上昇量の再現期間の推定

Fig. 4 は、降水時の γ 線線量率上昇量の月最大値を横軸に、再現期間を対数スケールの縦軸にプロットしたものである。Hazen Plot から計算した経験的再現期間 (T_H) をシンボルで、Gumbel 分布から推定した理論的再現期間期待値 (T_G) を実線で示す。

T_H は、各モニタリング地点によって異なっている。さらに、線量率上昇量と T_H の関係には、内陸及び太平洋側のモニタリング地点と日本海側のモニタリング地点とで、明らかな違いが認められる。

内陸及び太平洋側のモニタリング地点では、 T_H が約 1.5 か月以下では下方に凸な曲線に、それ以上では最大値を除くとほぼ直線をしていた。また、最大値を除くと T_H は T_G とよく一致している。データの分布が仮定した分布型に従っているとき、データと再現期間の関係は直線となることから¹³⁾、内陸及び太平洋側のモニタリング地点で観測された線量率の上昇量の出現頻度分布は Hazen plot や Gumbel 分布にしたがっているといえる。

一方、日本海側のモニタリング地点では、線量率上昇量に対する T_H は単純な直線や曲線で近似できない。線量率上昇量が 30 ~ 35 nGy/h 以下の時には、 T_H は下方に凸な曲線と直線からなり、これは T_G とほぼ一致している。しかし、線量率の上昇量が 30 ~ 35 nGy/h 以上の時には、 T_H と T_G の乖離が認められる。このことは、線量率の上昇量が多い事象の出現頻度分布は、Hazen plot や Gumbel 分布とは異なっていることを示している。

T_H と T_G の乖離は、 γ 線線量率の上昇量が多い事象は、小さい事象とは異なるプロセスによって生じていることを反映しているのかもしれない。統計学の理論では、標本を得た期間に事象を引き起こす要因の物理的性質は変わらないと仮定している。しかしながら、線量率上昇量の変動は、大地からの ^{222}Rn 放出量の変動、 ^{222}Rn とその壊変生成物の大気中の輸送、及び ^{222}Rn 壊変生成物の沈着などを反映している。 T_H と T_G の乖離は、線量率上

Table 2 Estimate of the return period expected value (T_G) with using Gumbel distribution.

Sites	Expected value of enhanced γ ray dose rates (nGy/h)					
	2	6	12	24	72	144
Minamihoroni	27	40	47	54	65	72
Kariwa	29	46	55	64	77	86
Wajima	33	52	62	72	88	98
Asahikawa	18	26	31	36	43	48
Ohno	15	22	26	30	36	40
Tokai-mura	17	24	28	32	38	41

昇量が高い事象 ($>30\sim35\text{ nGy/h}$) では、上記のいずれかの要因、またはその相乗効果によって、より多量にエアロゾル態の ^{222}Rn 壊変生成物が地表付近に沈着したことを反映している。このような違いが生じた原因については、我々の理解はまだ充分ではない。

Table 2 に、任意の T_G ($2\sim144$ か月) に対する γ 線線量率上昇量の期待値を示した。先に、線量率上昇量が大きい事象は Gumbel 分布に従っていないと述べたが、ここでは参考までに記載した。なお、Hazen plot の定義による各モニタリング地点 (刈羽以外) で観測された線量率の最大上昇量 (南幌 59 nGy/h、輪島 102 nGy/h、旭川 35 nGy/h、大野 44 nGy/h、東海村押延 49 nGy/h) の T_H は、10 年となる。刈羽については、線量率上昇量の最大値 (86 nGy/h) の T_H は 8 年となる。言い換えると、各モニタリング地点の γ 線線量率上昇量の最大値は 10 年 (刈羽では 8 年) に一度の割合で出現する。

3. 再現期間を用いた異常値の判定

異常値の判定は、任意の値に対する T_H や T_G の関係に基づいて行われる。第二位以下の値と再現期間の関係が直線に載っていて、第一位 (最大値) の値がその直線からかけ離れている際に、第一位の値は、異常値の可能性があると判定できる。より具体的に示すと、それまでの再現期間曲線から数十年に一度出現するとされた高レベルの線量率が、数年に一度出現するようになったとする。それは、過去の再現期間曲線からはずれず、異常値の可能性があると判定できる。あるいは、特に高レベルの線量率が出現しなくても、観測期間が長くなるにつれて再現期間曲線の勾配が変わっていった際には、これまでの線量率の上昇とは異なるプロセスが生じていると判断できる。

降水時の高レベルの線量率上昇には、 ^{222}Rn 壊変生成物だけではなく、人工放射能が寄与している可能性がある。線量率上昇量だけでは、人工放射能の寄与を判断することはできない。しかし、再現期間曲線から“異常値”と判断できる高レベルの線量率上昇量が出現した際に、スペクトル分析をおこなうなど、原因を特定するための速やかな対処が可能となると考えられる。さらに、人為的要因が認められない状況下で“異常値”が頻繁に検出される場合は、 ^{222}Rn とその壊変生成物の発生—輸送—沈着過程のうちの、何らかの要因が変化している可能性が考えられる。人工放射能漏洩の検知だけではなく、“地球環境のモニタリング”という観点からも、線量率上昇量の再現期間の推定や、“異常値”の検出は有用であると考えられる。

豪雨や強風などの異常事象に対しては、他の確率分布形の導入や、分布形を規定するパラメーターの推定法なども検討されている^{9)~10)}。しかし、どの方法が最適なのか、なかなか最終的結論は得られていない。今後、線量率上昇量、特に大きな上昇量の再現期間を推定するために、実際の分布をより忠実に表現できる他の確率分布形やそのパラメーターなどについて、検討していく必要がある。

IV ま と め

1) 日本の 6 地点 (南幌、刈羽、輪島、旭川、大野、東海村押延) において、2000～2004 年にモニタリングされた γ 線線量率及び降水時の線量率上昇量の頻度分布を調べた。各地点の γ 線線量率の頻度分布は、線量率が高いレベル側にひずんだ非対称の分布をしていた。その分布には明瞭な地域性が認められ、日本海側のモニタリング地点で観測された線量率の範囲は、内陸及び太平洋側のモニタリング地点のものと比較して大きかった。これらの頻度分布は正規分布をしていないため、“平均値からの偏差が 3σ を超える線量率”を異常値であると判断する、或いは恣意的に閾値を設定するのは、不適切であるように考えられる。

2) γ 線線量率の異常値を判定する新しい基準の設定に寄与するため、異常気象の判定に用いられている“再現期間”の概念を導入し、線量率上昇量に対する再現期間の推定を初めて試みた。

γ 線線量率の上昇量に対する経験的再現期間 (T_H) は、モニタリング地点毎に異なっていた。線量率上昇量が小さい事象では、 T_H は理論的再現期間期待値 (T_G) と一致している。しかし、線量率上昇量が大きい事象では、 T_H と T_G に乖離が認められた。これは、線量率の上昇量が大きい事象では、小さい事象と異なるプロセスによって、より多くの ^{222}Rn 壊変生成物が沈着したことを示唆していると考えられる。

以上の統計解析から、 γ 線線量率上昇量の異常値を判定する基準として、モニタリング地点毎に再現期間曲線を作成し、線量率の上昇量に対する再現期間を推定することは、非常に有効であると考えられる。

データを提供していただいた、気象庁旭川地方気象台及び輪島測候所、北海道原子力環境センター、新潟県環境生活部、福島県原子力センター、茨城県環境監視センターの方々に感謝いたします。本研究の遂行にあたりお世話を頂きました気象庁地球環境・海洋部環境気象管理

官付今滝 利博氏, 石井一雄氏に御礼を申し上げます。
本研究は文部科学省原子力試験研究費により遂行されました。

参 考 文 献

- 1) ラドン族調査研究委員会；岡部 茂（編）“大気中のラドン族と環境放射能”，(1985), 日本原子力学会, 東京.
- 2) ラドン族調査研究委員会；岡部 茂（編）“続大気中のラドン族と環境放射能”，(1990), 日本原子力学会, 東京.
- 3) ラドン族調査研究委員会；岡部 茂（編），“大気中のラドン族と環境放射能Ⅲ”，(1995), 日本原子力学会, 東京.
- 4) 佐藤文雄, 遠藤光義, 佐々木広朋, 高橋浩子, 加藤謙太郎；福島県における空間線量率の過去最大値超過について, 環境放射能調査研究成果論文抄録集, **45**, 48-49 (2003).
- 5) 外山浩司, 武田文宣, 大川哲信；環境放射線常時監視に係る事例対応について, 茨城県公害技術研究報告, **14**, 17-20 (2005).
- 6) 小川 登；降雨に伴う空間 γ 線線量率の増加—気象条件による事例解析—, *Isotope News*, **628**, 6-8 (2006).
- 7) 文部科学省；連続モニターによる環境 γ 線測定法, 放射能測定シリーズ, **17**, 日本分析センター (1996).
- 8) 気象庁；大気放射能観測指針, 気象庁 (1996).
- 9) 外山奈央子, 水野 量；L-moments を用いた地域頻度解析による全国アメダス地点における確率降水量の推定, 気象庁研究時報, **54**, 207-214 (2002).
- 10) 三浦大輔, 水野 量；L-moments を用いた強風の再現期待値の推定, 気象庁研究時報, **56**, 97-125 (2004).
- 11) 菊池原秀和；確率雨量について, 気象研究ノート, **10**, 610-612 (1959).
- 12) 鈴木昭夫, 菊池原秀和；異常豪雨を考慮した日降水量再現期間の推定法, 天気, **31**, 179-189 (1984).
- 13) 藤部文昭；気候変動の実態とその検出—大雨は増えているか—, *Estrela*, **136**, 24-28 (2005).
- 14) 気象庁統計課；日降水量の再現期間の推定法に関する調査, 測候時報, **25**, 181-186 (1958).
- 15) 湊 進；サーベイメーターを携帯して記録した 1 時間毎の自然放射線線量率, *Radioisotopes*, **48**, 327-333 (1999).
- 16) 松田秀晴, 湊 進；日本における主な岩石中の放射能, *Radioisotopes*, **48**, 760-769 (1999).
- 17) K. SAITO; External doses due to terrestrial gamma rays on the snow cover, *Radiat. Prot. Dosim.*, **35**, 31-39 (1991).