環境全β放射能のバックグラウンド計数の気象データを用いた推定方法の検討

一般化線形モデルによる回帰分析とシミュレーション実験

茅島 正資^a,野中 良一^a,播田實 千惠子^a,鈴木 俊也^a,栗田 雅行^b

降水試料の全β放射能測定において、バックグラウンド計数の分布の母平均を、実測値からではなく、利用可能な 気象データを用いて推定する方法を検討した.環境放射能測定のバックグラウンドに宇宙線が影響を与えることが知 られており、また、地表に達する二次宇宙線強度は、高層の気温と地表の気圧が影響することがわかっている.そこ で、全β放射能測定のバックグラウンド計数を応答変数、高層の気温と地表の気圧を説明変数にした一般化線型モデ ルにそったモデル式を作った.これを全β放射能測定のバックグラウンドを1年間測定して収集した計数データにあ てはめるポアソン回帰分析を行ったところ、高層の気温の効果係数は、-0.115%/℃、測定地点の気圧の効果係数は、 0.069%/hPa であった.これらの効果係数を用いた予測式から推定した分布の母平均を、実測したバックグラウンド 計数から推定した分布の母平均と比較した.その結果、気象データを用いたバックグラウンド計数の分布の母平均の 推定は、実測値から計算して求めた推定値よりも精度が良いことが示された.また、これらの効果係数を用いた予測 式を使用して、試料測定の前後に行うバックグラウンド測定の計数が同一母集団からの互いに独立な無作為標本とみ なせるか否かの検討を行った.その結果、2個のバックグラウンド計数は、同一ポアソン分布からの計数とみなせる ことが分かり、全β放射能測定のバックグラウンド計数の挙動の解析に、同一母集団からの無作為抽出のコンピュー タシミュレーションの手法が使えることが示された.

キーワード: 全β放射能,バックグラウンド,降水試料,宇宙線,高層気温,気圧,一般化線形モデル,計数データ, 効果係数,シミュレーション実験

はじめに

東京都健康安全研究センター(以下本センターと略す) では国からの委託を受け、環境放射能水準調査の1項目と して、降水中の全 β 放射能を測定している.この全 β 放射 能の測定は、一般にバックグラウンド計数の値が高く、ば らつきが非常に大きい.

全β放射能の算出に用いる正味試料計数は、グロス試料 計数(試料の直接の測定値)からバックグラウンド計数を 差し引いて求めるが、一般にグロス試料計数とバックグラ ウンド計数の差はそれほど大きくなく、正味試料計数が負 になることがしばしば起きている.また、検出の判定は、 正味試料計数が計数誤差の3倍以上の場合と決められてお り、そこで用いる測定誤差は、正味試料計数とバックグラ ウンド計数と、それぞれの測定時間とから計算される.こ の検出の判定がバックグラウンド計数の大きなばらつきの 影響を受けており、比較的高いグロス試料計数であっても、 そのときのバックグラウンド計数が通常より大きければ、 不検出と判定され、その逆の場合も起きている.

また,全β放射能測定では,バックグラウンド測定を, 試料測定の前後に1回ずつ行っており,その2個の計数デー タを正味試料計数と計数誤差の計算に使用する.しかし, 一般に放射線(能)の測定における計数誤差は、2回に分けて測定しても2回の測定にかかる測定時間で連続して1回 測定しても変わらないことが知られている.手間を増やし てバックグラウンドを2回に分けて測定しているのは、試 料測定のあいだに、バックグラウンドに影響する要因の大 きさが変動することに対処するためだと言われているが、 その要因の変動の大きさとその効果についてはあまり定量 的な議論がなされていない.

その要因に関しては、定性的には放射線の測定に宇宙線 が大きく影響していることが知られている¹⁻⁵⁾.また、地 表に達する二次宇宙線の強度に気圧や気温などの気象条件 が影響することも明らかにされており⁶⁻⁸⁾、それらの効果 の程度を定量的に表す効果係数を求める研究もなされてい る^{2,3)}.この2組の関係を合わせれば、気圧や気温などの 気象条件の変化を、二次宇宙線強度の変化を介さず直接、 全 β 放射線測定でのバックグラウンド計数の母平均の推定 式を作ることが理論的に可能である.

ところで、1970年代に提案された一般化線形モデル⁹は、 着目する計数データがいくつかの要因に影響を受けるよう な現象のデータ解析に適用することができる.この統計モ デルを用いた統計手法は、1990年代の後半に開発され、ウ

◎ 東京都健康安全研究センター薬事環境科学部

a 東京都健康安全研究センター薬事環境科学部環境衛生研究科 169-0073 東京都新宿区百人町 3-24-1

ェブ上で無料配布されている統計ソフトウェアR言語に組 み込まれており、今日ではデータ解析に多くの研究者がR 言語を利用している.

R言語の一般化線形モデルを用いた統計手法を使えば, 要因の側である気圧と気温の気象データは,気象庁がウェ ブ上で公開しており利用可能であり,これに,1年程度の, 全β放射能のバックグラウンド計数データの実測値を加え ることにより,気圧と気温の気象条件が全β放射能のバッ クグラウンド計数に及ぼす効果係数を求めることができる. さらに求めた係数を使えば,気圧と気温のデータからバッ クグラウンド計数を求める推定式を作ることができ,全β 放射能測定におけるバックグラウンド計数についての定量 的な考察が可能となる.

以上のような見通しのもと、公開されている気象データ から全β放射能測定のバックグラウンド計数の分布の母平 均の推定式を作ること、同推定式の精度を実測値による方 法と比較して評価すること、および、同推定式を全β放射 能測定の2回のバックグラウンド計数の分布の同一性の考 察に応用すること、分布の同一性が確かめられたならばそ れをコンピュータシミュレーションを行ってバックグラウ ンド計数の性質について考察することを目的として本研究 を行った.

実験方法

1. 測定装置および測定場所

全 β 放射能の測定には、日立アロカメディカル(株)製 の β 線自動分析装置JDC-3201Bを用いた.本装置はサンプ ルチェンジャーを装備し、検出器部(ADB-121)は、検出 器にプラスチックシンチレータ(直径50 mm,厚さ0.5 mm) を用いている.測定室の遮蔽は、厚さ3 cm鉛遮蔽である.

測定場所は,鉄筋コンクリート建物の3階で,標高は約34mであった.

2. 測定および測定データ

3種類の繰り返し測定を行った.詳細を表1に示す.

3. 気象データ

1) 素データ

気象データは、気象庁がウェブで公開している過去の観 測データ¹⁰⁾を利用した.地上データは、観測地点名「東京」 (2014年12月1日までは、東京都千代田区大手町、全β放 射能測定値点から東南東へ6.0 km,12月2日以降は、東京 都千代田区北の丸公園、東南東4.9 km)の海面気圧と現地 気温を使用した.高層データは、観測地点名「館野」茨城 県つくば市長峰(北東55 km)の500 hPa 面の気温を使用 した.

2) 整形データ

データ解析には、素データを整形したデータを用いた. 測定地点の気圧は、「東京」の海面気圧を、「東京」の現地 気温を使用して測定地点の高度に校正した気圧を使用した. また、高層気温の30分ごとの値には、「館野」の9時、21時 の高層気温観測データを円滑スプライン補間して求めた気 圧を使用した.

4. データ解析および解析ソフトウェア

データ解析には統計解析向けプログラミング言語, R言語 Version 3.0.3を使用した.

高層気温データの補間には、Rの円滑スプライン補間関数 smoothsplain を用いた. ポアソン回帰分析には、一般 化線形モデルの枠組みでデータ解析を行うRの glm 関数 で、確率分布にポアソン分布を指定し、リンク関数はデフ ォールトのまま対数リンクを使用して行った. シミュレー ション実験では、Rのポアソン乱数発生関数 rpois を用い た.

結果及び考察

1. 物理現象のモデル化

1) 宇宙線に対するプラスチックシンチレータの感度

測定のバックグラウンドについて考察するときには,ま ず,検出器に感度を有しバックグラウンドの発生に寄与し ているものを特定する必要がある.本センターの全β放射 能の測定は,検出器にプラスチックシンチレータを用いた 測定装置を使用している.このプラスチックシンチレータ は,測定対象である測定試料中の放射性核種から放出され るβ線のほかに,γ線や,ミューオンなどの宇宙線に関連 する一連の放射線にも感度を有している.このうちγ線は, 軽元素との相互作用が小さいため感度が比較的小さく,ま たシンチレータの厚さも0.5 mm と薄いため,バックグラ ウンド計数への寄与は無視できる.一方,プラスチックシ ンチレータは,多くの放射線測定で宇宙線の寄与分を計数

表1. 測定試料

測定試料	測定時間	繰り返し回数	測定モード	測定期間
ブランク試料 ^{*1}	1秒間	10000回	試料の交換なし*2	2014年5月13日
ブランク試料*1	30分間	12812回	試料の交換なし*2	2014年5月13日 ~2014年5月17日
ブランク試料 ^{*1} ,降水試料 ^{*1} ,ブランク試料 ^{*1}	30分間	3個×499回	3個の試料を繰り返し測定	2014年3月31日 ~2015年4月2日

*1 ブランク試料は、空の試料皿. 降水試料は、採取後102時間経過した試料である.

*2 試料の交換なしとは、試料を測定室にとどめて測定時間の区切りごとに計数を記録するモードである.

回路上で減算する反同時測定のガード検出器として使用されている.このことからわかるように、プラスチックシン チレータは、宇宙線に対する高い感度を有しており、宇宙 線はバックグラウンド計数に大きく寄与する.したがって、 バックグラウンド計数のばらつきについて考察する場合に は、宇宙線の変動について考察する必要がある.

2) 宇宙線の変動要因の種類と変動の時間幅

地表面での二次宇宙線強度は、時間変動することが知ら れており、11年周期の太陽活動の変動に起因する一次宇宙 線の大きな変動の上に、二次宇宙線の地表への到達に関係 する地球の大気圏内の変動(気象要因)が重ね合わさって 時間変動を生じていると考えられる²⁴⁾. 気象要因は、さ らに、測定点における低層気圧と、高層等圧面の気温の2 つの要因に分けられる^{2,3)}. 低層気圧は、宇宙線強度の減 弱に関して、遮蔽体の質量にたとえることができる. 高層 気温は、大気頂上の高さの代替尺度で、いわば遮蔽体の厚 みに相当し、地表に届くミューオンの密度に関係している. つまり、ミューオンの寿命は短く、発生点から測定点まで の距離が長くなると、測定点に到達するミューオンの数が 少なくなる. 高層気温は、季節的な時間幅で変動し、低層 気圧は、高気圧と低気圧が入れ替わる数日程度の周期で変 化する.

太陽活動の変動が宇宙線の強度に影響する11年という周 期の長さは、バックグラウンド測定を行った1年の期間に 比べて比較的長く、測定期間の1年の間の太陽活動の変動 が影響する一次宇宙線の強度は一定であったと仮定しても それほど無理な仮定ではない.そうすると、地表に達する 二次宇宙線強度は、2つの気象要因に規定されることにな り、二次宇宙線強度の影響を受ける全β放射能測定のバッ クグラウンド計数には、この2つの気象要因の変動が反映 して決まると近似的に考えることができる.

2. 計数変動の確率分布の確率理論による検討

β線放出核種を含め、すべての放射性核種の壊変は、ラ ンダムに生起する.つまり、放射性壊変は、本質的なばら つきを伴っている.放射性核種の壊変のこのばらつきは、 ポアソン過程としてモデル化されデータ解析に適用される. ポアソン過程のモデルが適用可能となる条件は次の3つで ある¹¹⁾.

- (1) 定常性:核種ごとに壊変する確率(壊変定数)が 一定している.
- (2) 独立性:ある原子核がいつ壊変しようとも、その ことはほかの原子核の壊変時期に影響を与えない.

(3) 希少性:2個の原子核の壊変が同時に生起する確率は非常に小さく無視できる.

ポアソン過程としてモデル化できる現象から収集された データのばらつきは、互いに逆数関係にある2つのパラメ ータのどちらかをもつ2つの確率分布として表現できる.

- (1) 指数分布:収集されたデータを2個の事象が生起 する時間間隔の分布として整理すると、事象が生 起する平均時間間隔をパラメータとする連続な指 数分布となる.
- (2) ポアソン分布:収集されたデータを特定の単位時間内の生起回数の分布として整理すると、特定時間内に生起する平均回数をパラメータとするポアソン分布となる。

放射線測定における計数は、一定時間内の放射線の検出 回数である.この検出の回数と放射性核種の壊変の個数と は、比例関係にあるので、バックグラウンド計数を放射性 核種の放射線の検出に由来する部分と、宇宙線の検出に由 来する部分に分けて考えると、前者のばらつきは、壊変定 数が一定であるので、ポアソン分布として表現できる.後 者のばらつきがポアソン分布として表現できるかについて は、別途考察する必要がある.

3. 計数の確率分布の予備実験による検討

測定時間1秒で10000回, ブランク試料を繰り返し測定す る連続約13時間の予備実験を行い, 短い時間幅であれば全 β 放射能測定のバックグラウンド計数のばらつきはポアソ ン分布に近い分布をするだろうとの予測をたてて, おおよ そどのような分布をするかを調べた.

得られた10000個の1秒ごとの計数の素データから,放射 線が検出された時間間隔の分布(図1),および異なる測定 時間(1秒,5秒,9秒,12秒,16秒,20秒)について,一 定時間に検出された放射線の個数,すなわち一定の測定時 間の計数の分布を計算した(図2).



図1. 放射線検出の時間間隔の分布





10000秒間に,合計2585個の放射線を検出したので,放 射線を検出した平均時間間隔は,3.87秒/個,1秒間に計数 した放射線の平均個数は,0.2585個/秒であった.もし, 放射線の検出時間間隔の分布が指数分布になっていれば, 前者は指数関数のパラメータの推定値になっているはずで ある.このパラメータを指数分布の累積分布関数に代入し て推定指数分布を計算した(図1).図からわかるように推 定指数分布曲線はデータのヒストグラムによく適合した.

また,測定時間を変えて,一定測定時間ごとのバックグ ラウンド計数の分布を描いたヒストグラム(図2)は,平 均が大きくなるにしたがって,非対称な分布の形が左右対 称な正規分布に近づくこと,分布の平均が最頻ピークにな ることなど,バックグラウンド計数の分布がポアソン分布 に近い分布であることをうかがわせた.

以上の結果から、半日程度の時間幅では、二次宇宙線強 度はおおよそ一定であると仮定でき、全β放射能測定のバ ックグラウンド計数の分布を、平均が一定のポアソン分布 に近い分布をすることが示された.

4. 一般化線形モデルによるモデル化

高層気温と測定地点気圧のデータからバックグラウンド 計数の母平均を推定する式を作るには、つぎの手順を踏ま なければならない.

- 一般化線形モデルの枠組みにそって統計モデルを 作成する.
- (2) 統計モデルに、バックグラウンド計数の1年間の測 定データ、および高層気温と低層気圧の観測デー タをあてはめ、統計モデルのパラメータを推定す る.
- (3) 高層気温と低層気圧のバックグラウンド計数の母
 平均 μ に対する効果係数を求める.
- (4) 高層気温と測定地点気圧のデータからバックグラ ウンド計数の母平均を推定する式を導く.

最初に,一般化線形モデルの枠組みにそった統計モデル を作成した.

一般化線形モデルでは、応答変数のばらつきには、性質

表2. ポアソン回帰分析に使用したデータの基本統計量

		最小値	最大値	範囲	平均值	標準偏差	データ数
バックグラウンド計数	(count)	365	554	189	466	22.1	12812
高層気温	(°C)	-33.3	-2.2	31.1	-16.6	8.39	12812
測定地点の気圧	(hPa)	973.5	1027.1	53.6	1009.4	7.34	12812

の異なる2つの成分を含んでいると考える. この2つの成分 のうちの1つは、ランダム成分と呼ばれ、ある確率分布に したがって応答変数がランダムに変動する. もう1つは、 系統成分と呼ばれ、説明変数の効果が応答変数に反映する 部分である.

一般化線形モデルでは、応答変数のランダム成分が従う確 率分布を一定の確率分布の中から指定することができる. に、この特徴に合致した確率分布はポアソン分布である. なお、従来の線形モデルである直線回帰や重回帰分析は、 ランダム成分の分布に等分散の正規分布を仮定しているの で計数データの解析には使えない.

応答変数は対数関数を介して説明変数の一次式と関係づけられる.一般化線形モデルでは、応答変数を直接説明変数の線形結合式(線形予測子と呼ばれる)と関係づけるの



図 3. ポアソン回帰分析に用いたデータとバックグラウンド計数母平均の推定値

研究では応答変数は計数データであるが、一般に計数値 は負値にはならず、とり得る値は非負の整数に限られる. また、そのばらつきには母平均 µ が大きくなるにしたが って大きくなるという特徴がある.予備実験でも見たよう ではなく、応答変数をいちど対数に変換した量を線形予測 子と結びつける.これにより、応答変数が負値にならない ことが保障される.また、対数関数を介すことにより説明 変数の効果を積で表すことができる.この効果は、説明変 数の係数に反映される.

以上のように当研究で作成したモデルは、応答変数の確 率分布にポアソン分布を仮定し、応答変数の対数を、説明 変数の1次式とリンクさせている.回帰式を次に示す.

$$log(cnt, \mu) = \alpha + \beta_1 hat + \beta_2 mpp$$
(1)

```
 cnt.μ: バックグラウンド計数の母平均
 hat : 高層気温
 mpp : 測定地点の気圧
 α : パラメータ1 (直線回帰の切片に相当する)
 β<sub>1</sub> : パラメータ2 (効果を表す傾きに相当する)
 β<sub>2</sub> : パラメータ3 (効果を表す傾きに相当する)
```

5. 1年間繰り返し測定実験

全β測定装置が使用可能な時間に断続的に約1年間,測 定時間30分でバックグラウンドの測定を繰り返し,12812 個のバックグラウンド計数の測定データを収集した.また, 測定時間に対応する時刻の上層気温および低層気圧の30分 平均値を気象庁が公開している過去の気象データから計算 した.これらのデータを図3に,縮約統計量を表2に示す. 変動幅は,バックグラウンド計数:189 count,高層気温: 31.1 °C,低層気圧:53.6 hPa で,再現性のある回帰分析を 行うのに十分な説明変数の範囲であると考えられる.ちな みに,バックグラウンド計数の平均は465.7 cunt,分散は 488.6 count であり,バックグラウンド計数の分布が,過 分散気味であり,このことから,1年の時間幅ではバック グラウンド計数の分布が,平均値一定のポアソン分布とは みなせないことがうかがわれる.

6. モデル選択と効果係数の計算

1年間の測定で収集したバックグラウンド計数データを 使って、バックグラウンド計数の母平均 μ に対する高層 気温と測定地点気圧の効果係数を求めた.統計解析ソフト ウェアRの一般化線形モデル分析を行うglm 関数で、モ デル式(1)を指定し、応答変数に実測して収集したバック グラウンド計数データを、説明変数に気象庁の公開データ から計算して求めた高層気温と測定地点気圧を入力し、パ ラメータの推定値を計算した.モデルの良さを比較するた めに、モデル式(1)の他に3つの一般化線形モデル(バ ックグラウンド計測の母平均が気象要因の影響を受けない 一定モデル、高層気温にのみ影響されるTモデル、測定点 の気圧に影響されるPモデル)を仮定し、同様のポアソン 回帰分析を行った.結果を表3に示す.説明変数にどの項 目を選んだモデルがいちばん良い予測ができるかをAIC (赤池の情報量基準)で調べた.AICは、予測が良いとい う意味でのモデルの良さを示す指標で、モデル選択の基準 として使われ、モデルを比較して、よりAICの値が小さい モデルが、より良い予測ができるモデルであると判断され る.表3から、予想どおり、高層気温と測定値点気圧から バックグラウンド計数を予測するTPモデルがいちばん AICの小さく、バックグラウンド計数の母平均を予測する 4つのモデルのなかではいちばん良い予測ができるモデル であるといえる.

つぎに,推定されたパラメータから,効果係数を計算した.

(1) 式からは、次式が導かれる.

$$\frac{\operatorname{cnt.} \mu_{\rm f} - \operatorname{cnt.} \mu_{\rm i}}{\operatorname{cnt.} \mu_{\rm i}} = e^{\beta_1 \Delta \operatorname{hat}} + e^{\beta_2 \Delta \operatorname{mpp}} - 1 \qquad (2)$$

cnt. μ_i : バックグラウンド計数の母平均(初期値)
 cnt. μ_f : バックグラウンド計数の母平均(最終値)
 Δhat : 高層気温の増分
 Δmpp : 低層気圧の増分

(2) 式で、 Δ mpp = 0 のとすれば、右辺は exp($\beta_1\Delta$ hat) - 1 となり、hat が1単位(1 hPa) 増加したときに、cnt.µ がバックグラウンド計数母平均の最初の値 cnt.µf に対す る増加率が求まる.これに100を乗じた値が高層気温の効 果係数である.同様にして、測定地点気圧の効果係数 exp($\beta_2\Delta$ mpp)-1 を求めることができる.

計算の結果, 高層気温の効果係数は, -0.115%/°C, つまり,高層気温の1℃の上昇でバ ックグラウンド計数が平均して0.115%減少する.低層気 圧の効果係数は,-0.069%/hPa であり,低層気圧が1 hPa 上昇すると,バックグラウンド計数は平均して0.069%減 少すると推定できた.

表3. ポアソン回帰分析結果

パラメータ	一定モデル	Pモデル	Tモデル	TPモデル
α	6. 143477	6. 464539	6. 127133	6.817159
β1	_	_	-0.000981003	-0.001148962
β2	_	-0.000318063	_	-0.000686352
AIC	115695.3	115664.8	115293.6	115155.9





図4 高層気温と測定値点気圧から推定したバックグラウンド計数の母平均曲面

7. 予測式の計算

(1) 式と(2) 式から,2つの予測式が導ける.ひとつは,高層気温と測定値点気圧からバックグラウンド計数の 母平均を予測する式である.

$$cnt.\mu = e^{\alpha + \beta_1 hat + \beta_2 mpp} \tag{3}$$

もうひとつの予測式は、一定時間における高層気温の変 化量 Δ hatと低層気圧の変化量 Δ mppから、この時間での全 β 放射能のバックグラウンド計数の母平均の変化量 Δ cnt. μ を推定する式である.

$$\Delta \operatorname{cnt.} \mathfrak{u} = e^{\beta_1 \Delta \operatorname{hat} + \beta_2 \Delta \operatorname{mpp}} \tag{4}$$

予測式(3)を使うと、任意の高層気温と測定値点気圧 におけるバックグラウンド計数の母平均を推定することが できる.図4に推定したバックグラウンド計数の母平均曲 面を3次元透視図で表す.ワイヤフレームの格子点が,高 層気温と測定値点気圧から予測式(3)を使って計算した バックグラウンド計数の母平均である.グラフの断面から, 高層気温が下がるにつれて,また、測定点気圧が下がるに つれて,バックグラウンド計数の平均面が増加しているこ とがわかる.

8. 推定式の精度の検討

式(3)が、実測データからバックグラウンド分布の母 平均の推定値を求める方法と比べて、精度が向上している ことを実測データとの比較により示した.

1) 実測データの収集

降水試料1個とブランク試料2個(ブランク試料1, ブラ ンク試料2)を測定時間30分で, 全β測定業務と同じ順序 で, ブランク試料1, 試料測定, ブランク試料2の測定サイ クルを499回繰り返し測定した.また, 試料測定時刻に対 応する高層気温と測定高度気圧データを気象庁の公開デー タから計算した.

2) 計算およびグラフ表示

つぎに、バックグラウンド計数の分布の母平均の推定値 を2個の実測値を平均する方法と、予測式(3)を使って高 層気温と測定高度気圧データから求める方法とで計算し、 それぞれのバックグラウンド母平均の推定値を使って、試 料の正味計数を計算した.それぞれの方法で求めたバック グラウンド推定値をバックグラウンド実測値とともに、時 系列プロットとヒストグラムで示す(図5(A)~(F)). また、両方法で計算した正味計数の散布図を図5(G)に 示す.図5(H)、(I) に、高層気温と測定地点気圧の時 系列プロットを示す.

図5(G)により、両方法で求めた試料の正味計数を比較すると、気象データからバックグラウンド計数の母平均を推定する方法で求めた値がやや高めであるが、相関係数が0.85でよく一致していることがわかる.また、ヒストグラム図5(A)と図5(E)を比べると、実測値から求めたバックグラウンド計数の分布の母平均のばらつき(標準偏差15.4 count)に比べて、気象データを用いた推定値の方がばらつき(標準偏差2.8 count)が非常に小さいことがわかる.気象データを用いた推定値の方がばらつきが小さいことは、時系列でプロット図5(C)と(F)からもわかる.以上により、気象データからバックグラウンド計数の分

布の母平均を推定する方法は,安定した精度の高い推定方 法であるといえる.



図 5. バックグラウンド母平均の実測値からの推定値と気象データからの推定値

9. バックグラウンド計数の独立同一分布の検討

一般に測定の精度をあげる方法として同じ試料を繰り返 しn回測定し、そのn個の測定値を平均した値を測定値とし て採用する方法がとられる.このとき、測定値の標準誤差 は、1回の測定の標準誤差の1/√nになることが期待でき る.しかし、このことが成り立つのは、n回の測定のあい だ測定条件が一定に保たれ、個々の測定値が統計モデルと して、互いに独立な同一母集団分布からの無作為抽出標本 とみなせる場合に限られる.

全β放射能測定の場合,通常1回の測定に30分以上を要 し、しかも、測定は二次宇宙線強度の影響を受けるので、 二次宇宙線強度に影響を及ぼす高層気温と測定点の気圧が n回の測定を繰り返すあいだ一定に保たれている保証はな い.

もし、試料測定の前後2回のバックグラウンド測定で得られる計数を、同一ポアソン分布からの無作為抽出標本とみなすことができれば、統計モデルとしては非常に単純となり、2個の計数の標準誤差は、単に2個の計数の平均の $1\sqrt{2}$ になる.また、全 β 放射能測定のバックグラウンド計数のばらつきの考察に、時間を要するn回の繰り返し測

定が必要な場合にも、実測の代わりに簡単なコンピュータ シミュレーションの代替手法が使える.前節で導いた一定 時間内の高層気温の変化量と測定地点の気圧の変化量から バックグラウンドの母平均の変化量を推定する予測式(4) を用いて、2個のバックグラウンド計数の母平均の同一性 を検討した.

1) 実測データの準備

β 放射能測定業務ではバックグラウンド測定は、30分間 の試料測定の前後に行うので、バックグラウンド測定は測 定開始時刻が1時間異なっている.効果係数を求めたとき に使った12812個のバックグラウンド計数データの中から、 同じデータを重複して使わないようにして、測定開始時刻 が1時間異なる2個の計数の対データ6341組を選び出した. また、バックグラウンド計数の対データそれぞれの測定時 刻に対応する高層気温と測定高度気圧データを気象庁の公 開データから計算した.以下計数対データのうち、先行す る計数をBG1計数データ、ほかをBG2計数データと呼ぶ.

2) 測定値の独立性の検討

まず高層気温と測定高度気圧の変動が狭い範囲に入る場合のBG1計数とBG2計数の相互の独立性を調べるために,



図 6.高層気温と測定値点気圧の狭い変化範囲でのバックグラウンド計数の独立性

ー定の範囲の高層気温と測定高度気圧(図6(A)のデー タ範囲B)に入るバックグラウンド計数1341対を選び出し, 全データ対(図6(A)のデータ範囲Aに対応)と相関係 数と回帰係数を計算し比較した.データ範囲Bに対応する BG1計数とBG2計数の相関係数は0.00074(データ範囲Bに 対応するBG1計数とBG2計数の相関係数は0.078),特定の 3) 測定値の母平均の同一の検討

つぎに、高層気温データと測定高度気圧データの対内の 差(1時間の変化量)、 Δ hat、 Δ mpp を計算した.これら の値を推定式(4)に代入し、バックグラウンド母平均の1 時間の変化量の推定値を計算し、その分布のヒストグラム を、実測値から計算した1時間の変化量の推定値とともに、



図 7. 測定時間が1時間異なるバックグラウンド計数の対の変化量





図7に示す.

傾向を表す回帰係数も0.00077 (データ範囲Bに対応する BG1計数とBG2計数の相関係数は0.080) とともに非常に 小さく、しかも高層気温と測定高度気圧を狭い範囲に限る と0 に近づく傾向が見られた.このことから、高層気温と 測定高度気圧の変動が狭い範囲に入るときにはBG1計数と BG2計数は互いに独立であるといえる.

図7からわかるように、気象データから推測した1時間の 変化量の推定値は、実測値から計算した推定値に比較して 非常に小さく、6341個のバックグラウンド母平均の推定値 のうち、1カウントを超える違いがあるのはわずか8個だけ であり、残りの6341個はすべて違いが1カウント以下であ る.したがって、β放射能測定業務の2回のバックグラウンド計数1時間の変化量は、母平均が同じポアソン分布から得られた測定値であると見なしても支障がない程度であるといえる.

以上により, 試料測定の前後の2回のバックグラウンド 測定で得られる計数は, 同一母集団分布からの無作為抽出 標本とみなすことができる¹²⁾.

10. シミュレーション実験

試料の全β放射能の検出率が真の正味試料計数の違いに よってどのように変化するか,また,計算上正味試料計数 が負になる割合は真の正味試料計数の違いによってどのよ うに変化するかなどを知りたい場合には,実測により確か めるという手法が使えない.これは,放射能測定の場合, 普通の研究機関では既知濃度の放射線源を準備することが できず,また,長時間を要する繰り返し実験のあいだ測定 条件(この場合,高層気温と測定地点の気圧)を一定に保 つことが不可能なためである.

前節で1時間程度の全β測定では、測定値を互いに独立 な同ーポアソン分布からの無作為標本とみなせることを示 した.この保証があれば、検出率や負の正味試料計数の出 現割合は、コンピュータシミュレーションにより調べるこ とができる.バックグラウンド計数と試料の正味計数の母 平均をBG.mu, SMP.muと仮定すれば、ポアソン分布の再 生性から、グロスの試料計数の母平均は、BG.mu+ SMP.mu となる.Rのポアソン乱数発生関数 rpois を使えば、 rpois(1000000, BG.mu)、rpois(1000000, BG.mu+SMP.mu)と すれば、コンピュータ上で、バックグラウンドと試料の 100万回の繰り返し実験を行うことできる.

バックグラウンド計数の母平均が 470 count / 30 min, (真の) 正味試料計数が0~200 count / 30 minの場合の検 出率と負の正味試料計数の出現率のシミュレーション実験 を行った.結果を図8に示す.平常時の降水の全β放射能 測定では,試料の正味計数はせいぜい数10 count / 30 min 程度であると考えられる.図から,正味試料計数が54 count / 30 minの場合,検出と判定される割合は,14.2%で あることがわかる.正味試料計数が174 count / 30minにな れば,ほぼ,100%.検出される.正味試料計数の計算値 が負になる割合は,正味試料計数が54 count/30 minの場合, 2.6 %, 20 count/30 minの場合, 22.6 %であることがわか る.

まとめ

- (1) 全β放射能測定のバックグラウンド計数に及ぼす高 層(500hPa 面)気温および測定地点高度の気圧の効 果係数は、それぞれ、-0.115 %/°C、0.069 %/ hPa であった。
- (2) 高層気温と測定高度気圧からバックグラウンド計数の母平均を推定する推定式を作成し、バックグラウンド計数を実測によらず、しかも精度良く推定する

方法を提示した.

(3) 推定式を実際に応用して、降水中の全β放射能測定の前後2回のバックグラウンド計数は、統計学的には、互いに独立な同一分布からの無作為標本として扱うことができることを示した.したがって、全β放射能測定のバックグラウンド計数の挙動をコンピュータシミュレーション実験により調べることができることを示した、

文 献

- 1) 藤波直人, 渡辺哲也, 伊吹勝蔵:保健物理, 29,309-313,1994.
- 小林恒夫:福島県立医科大学総合科学研究センター紀 要,1,2-7,2012.
- 3) 港 進: RADIOISOTOPES, 62, 375-383, 2013.
- 竹上弘彰,高松邦吉,日野竜太郎,他:日本原子力学 界和文論文誌,13,7-16,2014.
- 5)静間 清,横畑憲二,稲田晋宣:広島大学大学院工学 研究科研究報告, 53,87-93,2004.
- 6)和田雅美,須田友重:日本物理学会誌, 8,563-577, 1966.
- 7) 小田 稔:宇宙線(改訂版), 1967, 裳華房, 東京.
- 8) 西村 純:宇宙放射線, 1986, 共立出版, 東京.
- D. Dobson and A. G. Barnett and H. London. *An* introduction to generalized linear models 1990, CRC Press, London.
- 10) 気象庁 | 過去の気象データ検索: http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/etm/
- J. Kingman *Poisson processes* 1993, Clarendon Press, Oxford.
- P. G. Hoel. *Itroduction to Mathematical Statistics* 1983, John Wiley & Sons, New York.

An estimation method for background counts of environmental total beta activity using meteorological data: regression analysis using a generalized linear model and computer simulation

Masashi KAYASHIMA^a, Ryoichi NONAKA^a, Chieko HATAMI^a, Toshinari SUZUKI^a and Masayuki KURITA^a

In this study, we assessed a method for estimating the mean value of background counts of environmental total beta activity measurements of precipitation samples. In this method, the mean is calculated from available meteorological data rather than background measurements . The upper atmosphere temperature and air pressure are known to influence secondary cosmic ray intensity at the ground level, and cosmic rays affect the radiation measurements. We developed a regression equation based on a generalized linear model framework, in which the mean of the background count distribution is predicted from two sets of meteorological data. We measured the background count of the total beta activity for 1 year. Poisson regression analysis was performed by applying this data to the regression equation, and we determined the effect coefficients of the high-rise temperature and the air pressure to be -0.115 %/°C and -0.069 %/hPa, respectively. We compared the means (population) estimated using the predictive formula with the values calculated from measured background counts. The results from the formula were better in terms of precision than the measured data. In addition, we considered whether background counts data can be regarded as independently and identically distributed random variables. The results showed that the background counts data can be regarded as counts obtained from a Poisson distribution with the same mean. Computer simulations can be used as a method of understanding the behavior of the background in environmental total beta activity measurements.

Keywords: total beta activity, background, rain precipitation sample, cosmic ray, upper atmospheric temperature, atmospheric pressure, generalized linear model, count data, effect coefficient, simulation experiment

 ^a Tokyo Metropolitan Institute of Public Health,
 3-24-1, Hyakunin-cho, Shinjuku-ku, Tokyo 169-0073, Japan