

宮崎早野論文批判補遺(1)

黒川眞一 くろかわ しんいち

高エネルギー加速器研究機構名誉教授

谷本 溶 たにもと よう

ローマ大学トル・ヴェルガータ数学科

本誌6月号および7月号に掲載する宮崎早野論文批判補遺において、本誌2月号、3月号、4月号の宮崎早野論文を批判する論考の中で十分に展開することができなかったことを論ずる¹。まず今月号の補遺(1)では、4月号で指摘した、論文中で99パーセンタイルとされているものが実は90パーセンタイルであることの議論を補強し、さらにこれに関連して、放射線防護の基準の決め方と、大きな被曝をしている住民についての論文での扱いについて宮崎早野論文を批判する。来月号の補遺(2)においては、航空機による線量測定の過大評価について論じるとともに、宮崎早野論文批判のまとめとして、科学論文を書くときに守られなければならないルールから宮崎早野論文がどのように逸脱しているかを論ずる。

第1節では、ICRP勧告に従えば平均値を放射線防護における基準とすることが誤りであることを示す。続く第2節では、 $0.23\mu\text{Sv/h}$ という空間線量率が年あたり1mSvの追加被曝線量の基準とみなしてよいことが宮崎早野第1論文を用いることで言えることを示す。次いで、第3節では第1論文と第2論文に共通して、論文中で99パーセンタイルとされていたものが、実は90パーセンタイルであることを、あらためて論じ、本誌4月号での議論を補強する。第4節では、第1論文の図4と第2論文において図6の縦軸を 2.3mSv/3月 ($1.06\mu\text{Sv/h}$)に制限したことにより、被曝線量が大い市民の存在が見えなくなってい

ることを示し、具体的な例として第2論文の図6の7か月目の被曝線量分布を復元したものを図示する。第5節では、第2論文の図6において外れ値を示す点の個数が少ないことについて問題提起を行う。

1. 平均値を放射線防護における線量拘束値として用いることは誤りである

ここではまず、ICRP 勧告によれば、線量拘束値は平均値でなく、95 パーセンタイルにもとづくべきであることを確認する。

放射線防護において、代表的個人という概念がある。ICRP 勧告 101a「公衆の防護を目的とした代表的個人の線量評価」(2005 年 9 月)²には“代表的個人”が定義されている。その定義をこの勧告の「抄録」の記述を使って示すと次のようになる。

「それゆえ、公衆の防護の目的には、仮定であれ具体的であれ、関連する線量拘束値の遵守の判断にその線量を適用することができる個人を特徴付ける必要がある。この個人は“代表的個人”と定義される。」

「確率論的線量評価においては、それが計画された施設であれ、現存する状況からであれ、集団から無作為に抽出された人が比較的大きな線量を受ける確率がおよそ 5% 以下であるように、代表的個人を定めるべきであると、委員会は勧告する。」

この代表的個人の定義から、次のようなことが言える。すなわち、第1論文で行わなければならないことは、係数の平均あるいは中央値と政府の決めた 0.6 という係数を比較するのではなく、係数の 95 パーセンタイル値と政府の決めた係数を比べるべきである。そうであれば、第1論文の議論の項で示された、

「我々の研究は、個人線量は周辺線量に比例し、その比例係数は $c=0.15 \pm 0.03$ である。この研究で求められた係数は政府が採用している係数 0.6 の 0.25 倍である。内藤たちは[22]100 人ほどの小グループを対象として、係数 0.2 を得ており、

やはり政府の係数より小さい。これらの結果は、距離間隔が荒い測定である航空機によるものでもあっても、汚染された地域に住む住民の個人線量を評価するのに役立つことを示している。私たち(および内藤たち)の研究では、係数 c を導き出すために、航空機を用いて $\dot{H}^*(10)$ を測定し、個人線量計を用いて $H_p(10)$ を測定している。一方、2011 年に日本政府は実効線量を $\dot{H}^*(10)$ から評価するモデルを作成したが、振り返ってみると、それは個人線量を 3~5 倍過大評価していることになる。」

はまったくの間違いであることになる。遵守されるべきはほとんどの住人が線量拘束値を超える被曝をしないことであり、95 パーセンタイル値が拘束値以下になることが確実に守られるべきである。

さらに、抄録には、

「このような評価によって 20~30 人あるいはそれよりも多くの人が、関連する拘束値を超える線量を受けている可能性が示唆されるなら、これらの人々の特徴を詳しく調査する必要がある。更なる分析の後に、20~30 人の線量が関連する線量拘束値を本当に超える可能性が高いことが示されるならば、被ばくを制限するための措置を考えるべきである」

と書かれている。伊達市では最も人数が少ない区域 A にも 2500 世帯以上あるから、その 5% は数百人以上となり、まさに 95 パーセンタイルかそれ以上の人の線量を調査する必要があることが勧告されているのである。

第1論文の図 4c は、市民全員が対象者となった 2012 年 10~12 月のガラスバッジの線量率を縦軸に、航空機による周辺線量率の測定値を横軸にとった図である。この図から、係数の中央値はほぼ 0.15 かそれより幾分か大きいことがわかる。また第1論文の図 5 から、線量がゼロの市民を除いた集団の係数の分布は $\sigma=0.567$ の対数正規分布をすることがわかる³。そしてこのような対数正規分布では 95 パーセンタイルは中央値の 2.54 倍である。これが図 4c にも当てはまると仮

定すると、係数にして $0.15 \times 2.54 = 0.38$ のところが 95 パーセンタイルである。

第 1 論文のガラスバッジによる被曝線量は本誌 3 月号で指摘したようにいくつかの要因により過小評価されている。しかし、それらの過小評価を考慮しなくとも、日本政府が作成したモデルは、第 1 論文がいうように、「個人線量を 3~5 倍過大評価している」のではなく、95 パーセンタイルに対して $0.6/0.38 = 1.6$ 倍の過大評価にしかすぎない。さらに、最も大きい過小評価の原因である、航空機による線量測定が地上における線量測定よりも 1.7 倍(この値は本誌 3 月号で使った値とは異なる。この値の根拠については、次号掲載予定の第 6 節で考察する)になるという過大評価を修正するだけで、政府のモデルでも規制値としては不十分になる。つまり、ICRP 勧告に従って代表的個人を定めるなら、宮崎早野第 1 論文は、政府の定めた基準でも放射線防護の基準としては不十分であることを示していることになる。

2. 空間線量率 $0.23 \mu\text{Sv/h}$ は代表的個人の年あたり 1 mSv に対応する

第 1 論文の結論には「 $0.23 \mu\text{Sv/h}$ は 1 mSv/年ではない」という趣旨のことは書かれていないが、第 1 論文が発表された当時、早野氏は Twitter 上で次のような発信を行っている。

[早野氏 twitter からの引用]

ふと気づいたら、12/6 に公開された論文：伊達市のガラスバッジと航空機モニタリングの比較($0.23 \mu\text{Sv/h}$ は 1 mSv/年にあらず) <https://iopscience.iop.org/article/10.1088/1361-6498/37/1/1> がすでに 3543 ダウンロード

2016-12-19

(読まれているなあ - ちょっと驚いた)伊達市のガラスバッジデータを分析したら 1 mSv/年に相当する空間線量率は $0.23 \mu\text{Sv/h}$ のほぼ 4 倍だった - 宮崎・早野論文、公開 1 ヶ月

で 7646 ダウンロード <https://iopscience.iop.org/article/10.1088/1361-6498/37/1/1>

2017-01-07

政府の $0.23 \mu\text{Sv/h} = 0.04$ (バックグラウンド) + 0.19 でした。伊達市のガラスバッジと航空機モニタリングの比較から得た今回の結論は $0.04 + 0.19 \times 4 = 0.8$ ぐらいが、年間 1 mSv 相当(中央値)ということです。伊達市の蓄積した膨大なガラスバッジデータからの結論。

2017-01-08

2 ヶ月弱で 20000 ダウンロード超えた。
<https://iopscience.iop.org/article/10.1088/1361-6498/37/1/1> 伊達市の大規模ガラスバッジデータと航空機モニタリングデータを比較した宮崎・早野論文。(追加年 1 mSv に相当する空間線量率は $0.23 \mu\text{Sv/h}$ よりも、4 倍近く高い)

2017-02-03

また、前原子力規制委員会委員長の田中俊一氏は、保健物理学会の 2018 年 53 巻 3 号の巻頭言で⁴、

「この背景には、避難指示を解除するための条件に生活インフラの整備や当該自治体の同意を含めたことと、 $0.23 \mu\text{Sv/h}$ 以下でないと放射線被ばく健康影響があるという事故当初の誤った主張が影響している。加えて、空間線量から実効線量を推計する計算式が、実測値との比較で 3~4 倍も過大評価になっていることが明らかにされているにもかかわらず当初の推計式はそのまま、 $0.23 \mu\text{Sv/h}$ すなわち年間 1 mSv という信仰が生きているのである。」と書いている。

「空間線量から実効線量を推計する計算式が、実測値との比較で 3~4 倍も過大評価になっていることが明らかにされている」については、前節で考察したので、この節では「 $0.23 \mu\text{Sv/h}$ すなわち年間 1 mSv という信仰が生きている」について考察する。

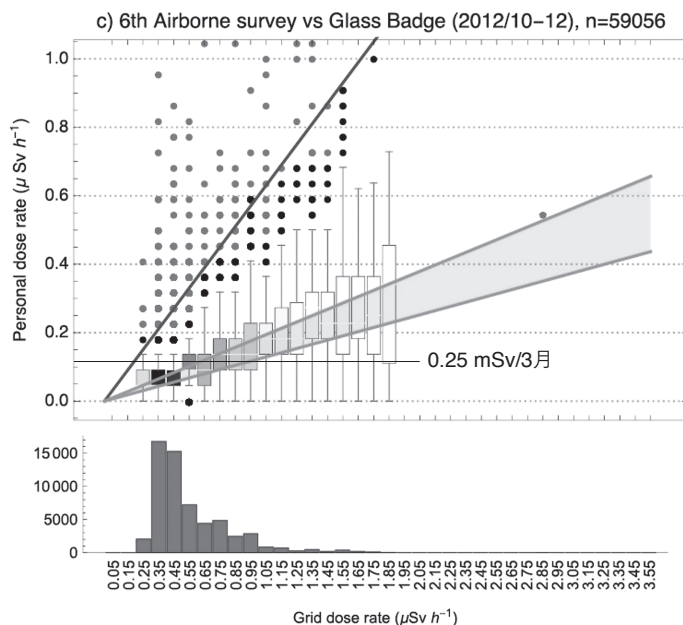


図1—第1論文の図4c

0.25 mSv/3 月の線を加筆してある。この図の中で、箱ひげ図の箱やひげの上下の端および外れ値は離散的な値をとっている。この最小の飛びの単位はガラスバッジの最小の読みである 0.1 mSv/3 月である。

第1論文の図4をみてみよう。この図が示している6つの期間には延べ14万6776人の市民が対象者となっているが、バックグラウンドを加えて周辺線量が $0.23 \mu\text{Sv/h}$ 以下のビンにふくまれる市民は、2013/10-12の期間(図4c)で100人ほど、2014/10-12の期間(図4f)で2100人ほど、計2200人しかいない。このように人数が少ないために、 $0.23 \mu\text{Sv/h}$ が年間1 mSvにあたるのが妥当であるかどうかを十分検討することができない。それでも2014/10-12の $0.15 \mu\text{Sv/h}$ ($0.10 \sim 0.20 \mu\text{Sv/h}$)のビンをみると、90パーセンタイル値であるひげの上端が0.2 mSv/3月に相当し、95パーセンタイル値は0.25 mSv/3月すなわち1 mSv/年ぐらいであることがわかる。(本誌4月号において第1論文で99パーセンタイルとされている箱ひげ図のひげの上端は実は90パーセンタイルであることを指摘している。95パーセンタイル値は90パーセンタイル値の1.25倍ぐらいのところにあるので、95パーセンタイル値は0.25 mSv/3月となる。この問題は後ほどこの論考においても第3節で考察する。)なお、宮崎早野第1論文の図4においては、周辺線量率はバックグラウンドの $0.04 \mu\text{Sv/h}$ を含んでい

る。それゆえ $0.10 \sim 0.20 \mu\text{Sv/h}$ であるこのビンはバックグラウンドを含んだ $0.23 \mu\text{Sv/h}$ より線量率が小さいことを指摘する。さらに、この周辺線量値は航空機で測定されたものであり、地上で測定された値を1.7倍ほど過大評価することを考慮すると、 $0.23 \mu\text{Sv/h}$ に相当する周辺線量は $0.25 \mu\text{Sv/h}$ ($0.20 \sim 0.30 \mu\text{Sv/h}$)のところまたはその右にあるビンに対応すると考えるべきである。そうであれば、この周辺線量に対応するビンにおいて、図4cと図4fにおいては、どちらもひげの上端、つまり90パーセンタイルが0.3 mSv/3月すなわち1 mSv/年より大きいことを示している。このことは、集団から無作為に抽出された人が比較的大きな線量を受ける確率がおおよそ5%以下であるように代表的個人を定めるべきというICRP勧告に従うなら、 $0.23 \mu\text{Sv/h}$ を年間1 mSvの基準としてよいことを、つまり単なる「信仰」ではないことを論文自体が示しているのことになる。なお、図4aおよび図4bでは、この周辺線量に対応するビンが存在せず、図4dと図4eでは、ビン中には上側の外れ値しかないという異常なビン

である。

図1に第1論文の図4cを示し、そこに0.25 mSv/3月の線を示しておく。

3. 第1論文と第2論文において99パーセンタイルとされていたものは実は90パーセンタイルである。また第2論文の図5で1パーセンタイルを示すとされた曲線は10パーセンタイルを示している

本誌4月号の第2論文批判において、第2論文の図5、図6と図7について、99パーセンタイルとされる値と中央値の比から99パーセンタイルとされているものが実際には90パーセンタイルであることを強く示唆することを示した(本誌4月号328ページ)。しかしながら、99パーセンタイルではないことは間違いないが、90パーセンタイルであることを決定的には証明することはできなかった。第2論文図6と図7において99パーセンタイル値とされているものと中央値の比をとると比が2から3倍の間にばらついている。第1論文の図5(この論考の図2)は係数が対数正規分布を

することを示しており、90, 95, 99パーセンタイル値はそれぞれ中央値の2.07, 2.54, 3.74倍である。(これらの値は $\sigma=0.567$ の対数正規分布から得られる。)はじめの2つ、2.07と2.54の差はそれほど大きくなく、99パーセンタイルとされているものが本当は90パーセンタイルか95パーセンタイルのどちらであるかが確定できなかったためである。以下では、99パーセンタイルとされているものが90パーセンタイルであることについて、より強い証拠を示す。

まず第2論文図5をもう一度見てみよう(この論考の図3として第2論文の図5を示す)。ここには、区域A, B, Cのそれぞれについて事故の5か月後から50か月後までの累積被曝線量に、3つの曲線が重ねられている。問題は、これらの曲線がどうやって描かれたかである。第2論文の図5のキャプションでは「濃い実線は式(2)の $H_p(t)$ の中央値の評価値であり、上下の薄い線はそれぞれ99パーセンタイルと1パーセンタイルの評価値である。」とされている。ところが、これらの評価値がどう計算されたかが論文中に書かれていない。 $H_p(t)$ を求める第2論文の式(2)はそれぞれの区域

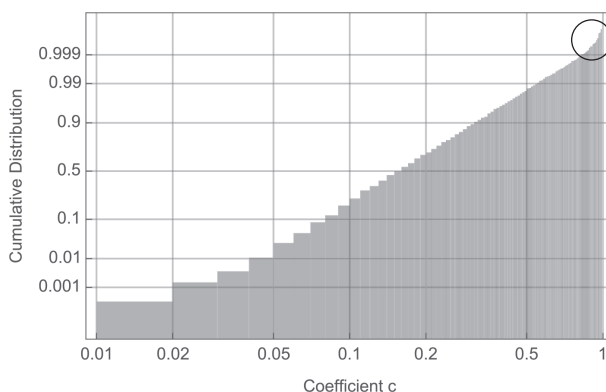


図2—第1論文の図5

○で囲ったところは、係数が1に近づくにつれて分布が対数正規分布からはずれていくところを示す。

表1

図\曲線	J	下	中	上	下-J	中-J	上-J	(下-J)/(中-J)	(上-J)/(中-J)
5A	1.70	3.46	5.51	9.59	1.76	3.81	7.89	0.462	2.07
5B	1.64	3.01	4.63	7.87	1.37	2.99	6.23	0.458	2.08
5C	1.64	2.62	3.77	6.11	0.98	2.13	4.47	0.460	2.10

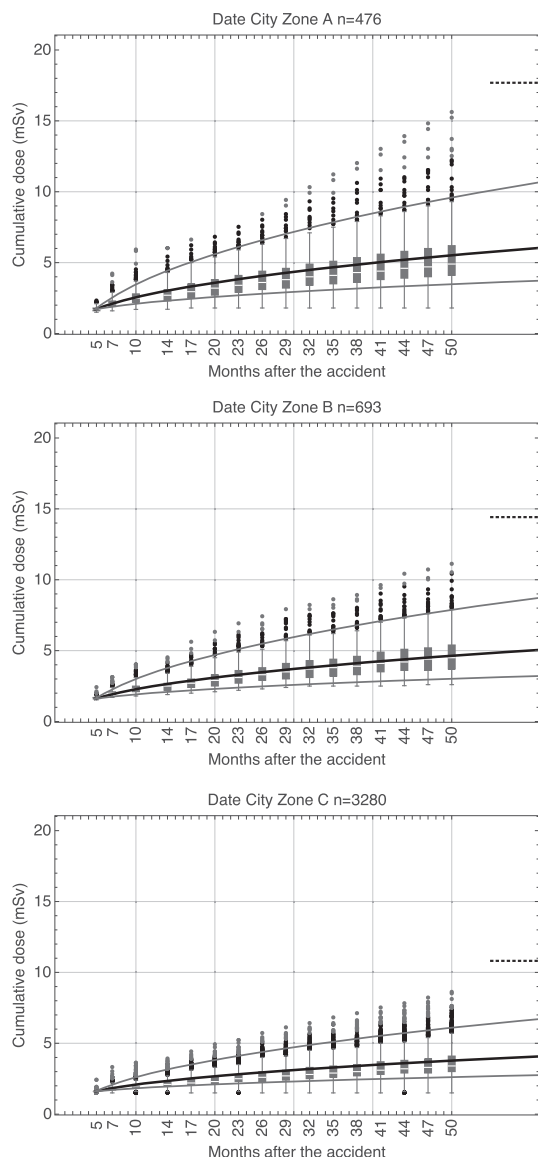


図3—第2論文の図5

での平均線量率 $\dot{H}_{10}^{*i}$ と c^i の値から計算されるのであったが、線量率 $\dot{H}_{10}^{*i}$ の分布については第1、第2論文を通してまったく触れられていない。それゆえ、平均は c の分布を使って求められたと考えられる。これを確かめるために、図5のそれぞれの区域について、上下の曲線と中央の曲線の比をとってみよう。事故後5か月目までの積算被曝を J としたとき、A, B, Cで50か月目における上と下の曲線の値と中央の曲線の値をデジタイザーで読み、それから5か月目での値 J を引

いてから比をとると、表1のようなになる。

すなわち、図5のA, B, Cで50か月目における上と下の曲線の値と中央の曲線の値を読み、それから J を引いてから比をとると、下の曲線の値と中央の曲線の値の比および上の曲線の値と中央の曲線の値はA, B, Cのどれも、約2%程度の誤差で0.46と2.08となる(曲線の太さのため、読み取り誤差は既に2%程度ある)。この2.08という値は、第1論文の図5から求められる90パーセンタイル値(縦軸の0.9が累積度数と交わる点、係数 c は0.31)と中央値(縦軸0.5が交わる点、係数は0.15)の比2.07とほぼ等しく、著者たちが上の曲線を90パーセンタイルとして描いたことを示唆している。また、第1論文図5の10パーセンタイルでは同様にして係数 c の値が0.7と読み取れ、中央値との比は0.47である。よって、下の曲線は論文に書かれているような1パーセンタイルではなく10パーセンタイルを示していることになる。図5AとCの下の曲線が1パーセンタイルとされる下のひげの下端とまったく一致していないことから、実際に、それぞれの区域で c の分布を再計算したのではなく、第2論文の図5の曲線を描くときには、著者たちは、第1論文の図5から求められる共通の値を全区域と全期間で使ったと考えられる。

以上のことから、第2論文の図5において99パーセンタイルとされている上の曲線は、第1論文図5から求められた係数 c の90パーセンタイルと中央値の比を使って描かれたことを強く示唆している。さらに、著者らは上の曲線とひげの上端が近いことをもってデータと曲線が一致しているとしているのだから、ひげの上端も同様に90パーセンタイルであると推測される。なお、図5Aには476人の住民の方が対象者として含まれているが、その1%は4人か5人である(どちらなのかは論文中に書いていないので不明である)。一方、上の外れ値は例えば50か月目のビンでは10点以上ある。よって、ひげの上端が99パーセンタイルでないことは確実である。一方、外れ値を表す点には2人以上の対象者が含まれることがあり、また中央値に近いほど含まれる人数は多くなると

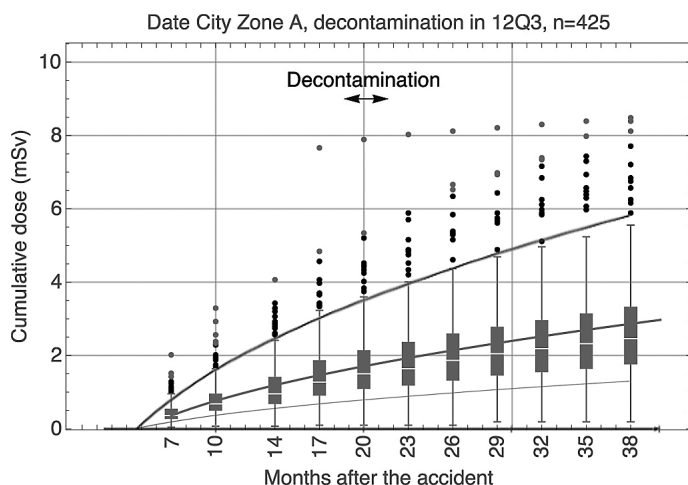


図4—第2論文の図7に上下の曲線を書き加えた図

元のグラフの縦軸0が横軸よりわずかに上に見えるように見えるため、曲線もそれに合わせて描き、第2論文中の図7に加えてある。

考えられる。それゆえ、ひげの上端が90パーセンタイル、つまり外れ値とされる人が47人か48人であることは外れ値が十数個であることと矛盾しない。

さらに第2論文の図6、図7についても考察しよう。図5の区域Aの対象者は476人であり、ガラスバッジを2011年9月から2015年6月まで継続して用いた区域Aの市民である⁵。一方図7の対象者である425人は、区域Aの市民であり、2011年9月から2014年6月まで継続してガラスバッジを使用し、さらに宅地の除染が行われた期間が2012年10月から12月である人々である。それゆえ、図7の対象者は図5の対象者の完全な部分集合とは言えないが、かなりよく似た集団であるといえる。また対象者の数が10パーセント程度しか異ならないので、第2論文の図5からJを引いたものは(縮尺は異なるが)第2論文の図7とほとんど同じはずである。実際、図7に図5で引かれたように中央値を示すとされる曲線の2.08倍と0.46倍のところに上と下の曲線を重ねてみると、上の曲線はほぼひげの上端近くをとる。それゆえ図7のひげの上端も99パーセンタイルではなく90パーセンタイルであることがわかる。この論考の図4として図7に上下の曲線を重ねたものを示す。ここでも外れ値が10点以

上あるが、上で述べたようにひげの上端が90パーセンタイルであることは矛盾しない。さらに本誌4月号で論じたように(本誌4月号327ページ)、図7は図6を足し上げたものであるが、第7か月目は足し算をする必要がなく本来一致するべきである。しかしながら、理由は不明であるが図7の縦軸が0.46倍に縮小されているために、これらは同じではなく相似になっている。しかし、相似であることから、図6のひげの上端も90パーセンタイルであることが結論される。

図5AとCの下の曲線が下のひげの下端とまったく一致していないことは明らかに説明を要することである。上のひげの上端に関してたとえ90パーセンタイルを99パーセンタイルと取り違えたのだとしても、下の曲線の不一致に注意していれば、そのような間違いは避けられたはずである。実際には、第2論文の3.2節で「すべての地域で50パーセンタイルと99パーセンタイルでよく一致している。」とだけ触れられており、下の曲線の不一致は無視されており、理論と実測値の違いに注意が払われたとはとても言えない。また、図5には10、90パーセンタイルの曲線が描かれている一方図7には描かれていない理由は論文中で説明されていない。

それでは第1論文についてはどうだろうか。

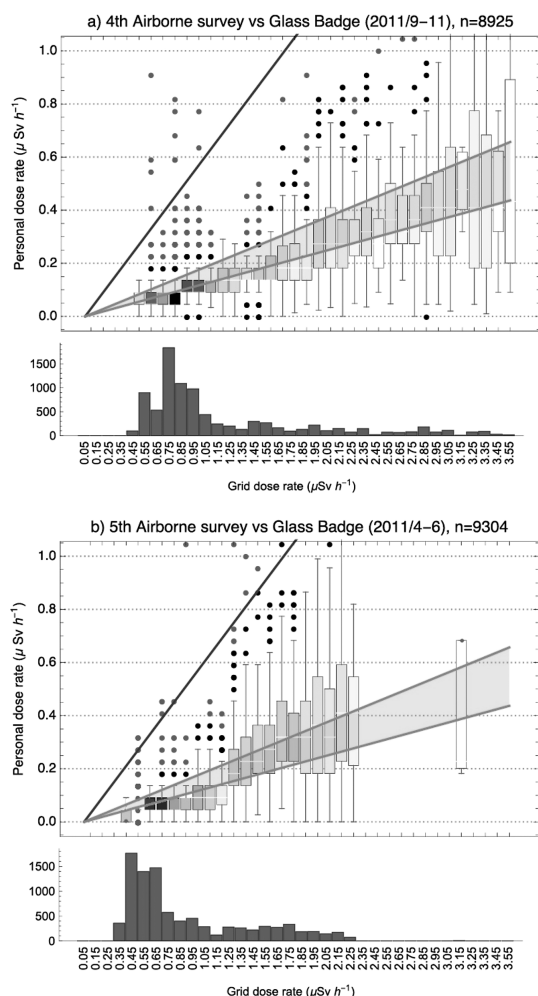


図5—第1論文の図4aと図4b

数値を用いて検証してみよう。まず、図4a(この論考の図5上)の $1.35 \mu\text{Sv/h}$ のビンの人数が150人程度である一方外れ値が4つあることから、ひげの上端が99パーセンタイルでないことは確かである。次に、パーセンタイルを推定するために、最も人数の多い図4cを使う(この論考の図1)。この図において、周辺線量が $0.25 \mu\text{Sv/h}$ から $1.85 \mu\text{Sv/h}$ までの17のビンについて、箱ひげ図の中央値とひげの最上点の値を示すと、(0.15, 0.3), (0.15, 0.3), (0.15, 0.3), (0.25, 0.4), (0.2, 0.6), (0.3, 0.7), (0.3, 0.7), (0.3, 0.9), (0.4, 0.8), (0.4, 1.0), (0.4, 1.1), (0.6, 1.1), (0.5, 1.1), (0.5, 1.5), (0.5, 1.35), (0.55, 1.4), (0.75, 1.6)と読める(なお数値の単位は mSv/3月 である。また25パー

センタイルと75パーセンタイルの差が 0.1 mSv/3月 であるときは中央値としてそれらの平均をとった)。各括弧の中の後者を前者で割った値は、それぞれ、2.0, 2.0, 2.0, 1.6, 3.0, 2.33, 2.33, 3.0, 2.0, 2.5, 2.75, 1.83, 2.2, 3.0, 2.7, 2.55, 2.13である。この17個の数値の平均は、2.35となる。これは各ビンに含まれる対象者の人数を考慮しない単純平均である。ビンに含まれる人数が多い最初の8つのビンについて平均をとると、2.28となり、さらにビンに含まれる人数が最も多い2番目から4番目の3つのビンの平均をとると、1.87となる。17個のビンの平均が2.35、最初の8つのビンの平均2.28、そして2番目から4番目の3つのビンの平均は、1.87であること、またさらに、空間線量率が小さいビンでは、中央値は被曝線量がゼロの市民の存在により、対数正規分布を仮定したときよりも小さくなるはずであることを考慮すると、被曝線量がゼロである市民のデータを除外したときの比の平均はほぼ2であると考えてよいだろう。第1論文の図5は横軸が係数の対数で示されているため、被曝線量がゼロである市民のデータを除外して作られている。それゆえひげの上端と中央値の比を図5から得られたものと比べるときは、被曝線量がゼロの対象者を除いたものを使うべきであるからである。図5は中央値は0.15、90パーセンタイル値は0.31、90パーセンタイル値と中央値の比は2.07であることを示しており、図4cから求められた比がほぼ2であることは、第1論文で99パーセンタイルとされていたものが、実は90パーセンタイルであることを強く示唆している。さらに、第2論文では99パーセンタイルとされていた曲線が90パーセンタイルであること、そして1パーセンタイルとされていた曲線が10パーセンタイルであることが前のパラグラフまででほぼ決定的に証明されているので、第1論文においても99パーセンタイルとされていたものは90パーセンタイルであることもほぼ間違いないと考える。

なお、もし著者たちが90パーセンタイルではなく論文に書いてある通りに99パーセンタイル

を箱ひげ図のひげの上端として第1論文の図4を作成したときは、99パーセンタイル値と中央値の比がほぼ3.7であることから、図4におけるひげの上端の多くはほぼ政府の基準 $c=0.6$ を示す直線の近くまで到達することになることを指摘しておく。

4. 第1論文の図4と第2論文の図6の縦軸を2.3 mSv/3月(1.06 μ Sv/h)に制限したことにより、被曝線量が大きい市民の存在が見えなくなっている

第1論文の図4および第2論文の図6の縦軸は2.3 mSv/3月(1.06 μ Sv/h)に制限されている。このことによって、被曝線量が2.3 mSv/3月を超える市民が図に示されていない。箱ひげ図のひげの上端がこの範囲におさまらないピンは第1論文の図4aでは4つ、図4bには1つ存在する。この論考の図5として第1論文の図4aと図4bを示す。論文ではひげの上端が99パーセンタイルとされているため、読者は、このようなひげの上端が図の上限を超えるのは特殊な場合であるという印象をもつかもしれない。しかしひげの上端は第3節で示したように99パーセンタイルではなく90パーセンタイルである。もし上端が99パーセンタイルであれば、図4aでは15ほど、図4bでは10ぐらい、図4cでも4つほどのピンでひげの上端が上に突き抜けることになり、さらにその上に外れ値が存在するので、外れ値をすべて示すためには、縦軸の上限を2倍から3倍に大きくしなければならないはずである。

第2論文の図6についても同様なことが言える。上で注意したように、足し上げる必要がないために、第2論文の図7の7か月目のピンは図6の7か月目のピンと同じになるはずである。本誌4月号で指摘したように(327ページ)、図7の縦は0.46倍に縮められているが、これを考慮にいられて図7から図6の7か月目を復元することができる。復元した図6と復元前の図6をこの論考の図6として示す。復元前の図6の7か月目

では外れ値は2個しか見えなかったが、復元した図6では外れ値は9個あり、さらに最も大きい外れ値は4.4 mSv/3月である。減衰を考えても、17か月目程度までは本来のひげの上端である99パーセンタイルは元の図6からはみ出しているであろう。なお、図7からさらに一部の外れ値を推測することができる。例えば図7の17か月目には累積で(0.46倍の縮小を考慮して)16 mSvを超えている点があり、14か月目の最大値は9 mSv弱である。このことは、この間の3か月で7 mSv以上の被曝した方が存在するということになる。

このように、本来あるべき図を復元すると、図が与える印象は大きく異なることになる。また、第1論文の結論は「個々の市民が受けた外部被曝線量は航空機モニタリングデータから推定することが可能であると結論する」ということであり、このような結論を導くためには外れ値がどれだけあるか検討する必要があるはずである。理由もなく大きな外れ値を図に含まないことは科学的に間違った方法である。

5. 第2論文の図6の外れ値が少ないことについての考察

第3節で、図6のひげの上端も90パーセンタイルであることがほぼ間違いないことを示した。この節では、図6の外れ値の数が正規対数分布から期待されるものより少ないことを示し、その意味を考える。

第2論文の図6の7か月目のピンを復元した結果、90パーセンタイルの上にある外れ値が9点あることが判明した(この論考の図6)。10, 14, 17か月目のピンは縦軸が2.3 mSv/3月に制限されているために何点の外れ値があるかわからない。一方20か月目以降のピンは、線量の減衰および除染のため最大の外れ値が縦軸の最大値である2.3 mSv/3月以下である可能性が高い。これらのピンの外れ値の点数は、20, 23, 26, 29, 32, 35, 38か月目でそれぞれ4, 4, 8, 5, 4, 3, 4であり、26か月目を除き、3から5点である。

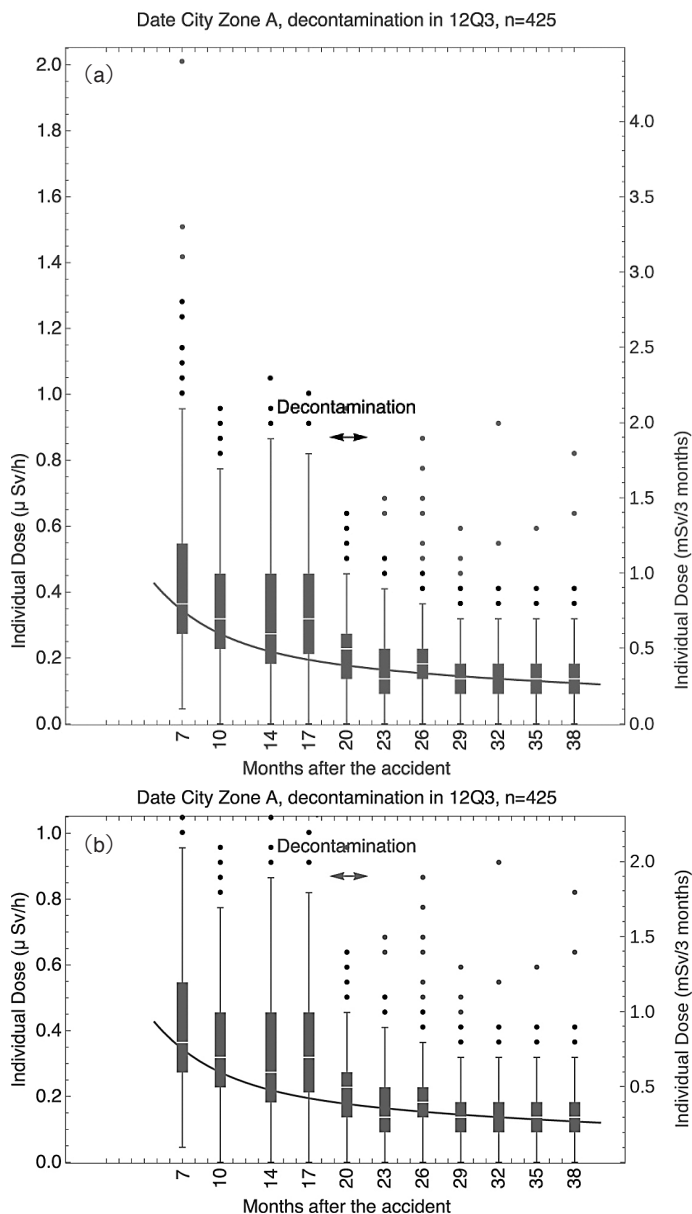


図6—第2論文の図6について図7から読み取れる外れ値を復元したもの(a)
元の図6では見えなかった外れ値が7点あり、最大の外れ値の値は4.4 mSv/3月
である。比較のために、復元前の図6も図6(b)として示す(mSv/3月の目盛りは
筆者追加)。

ここでは32, 35, 38か月目の外れ値を取り上げる。これらのビンでは、中央値が0.3 mSv/3月であり90パーセンタイルが0.7 mSv/3月である。これらのビン中の実際の線量値の分布がどのようなものであるかは不明であるので、次のようなモデルを使うことにする。

モデル：線量値は中央値が0.3 mSv/3月、90

パーセンタイルが0.7 mSv/3月である対数正規分布をする。対数正規分布を仮定すると、二つのパーセンタイル値の大きさを決めると、対数正規分布の形が定まることを指摘しておく⁶。

このような対数正規分布を仮定することにより、対象者である425人のうちに何人が0.8 mSv/3月より上にある外れ値の各点に所属すべきかが計

表2—各外れ値に対応する累積確率とその外れ値に含まれる対象者数の期待値

外れ値(mSv/3月)	累積確率	その外れ値に含まれる対象者数(人)
0.7	0.900	
0.8	0.931	13.0
0.9	0.952	9.0
1.0	0.966	6.0
1.1	0.976	4.0
1.2	0.982	2.8
1.3	0.987	2.0
1.4	0.990	1.5
1.5	0.993	0.98
1.6	0.994	0.77
1.7	0.996	0.55
1.8	0.997	0.43
1.9	0.998	0.29
2.0	0.998	0.26

算できる。計算結果を表2に示す。

この表から、このモデルについては以下のことが言えることになる。

(1)0.8 mSv/3月から1.4 mSv/3月の間の連続した7点には1人より大きな対象者が含まれる。

(2)1.4 mSv/3月の点は99パーセンタイルに相当する。これより上の点は対象者の人数の期待値が1より小さくなり、一つの点に2人以上の対象者がいる確率は急速に小さくなる。それゆえ、外れ値の点数は5から3の間と言える。

(3)外れ値を示す点の個数は10から12である。

以上の結果はここで採用したモデルが示すものであり、このモデルによる結論を額面どおりに受け取ることではできない。しかしながら、第2論文の図6の32, 35, 38か月目の外れ値は4点または3点であり、このモデルから大きく乖離していることは確かである。外れ値が正しく図示されていると仮定するならば、90パーセンタイル以上の被曝線量がモデルのような分布ではなく、90パーセンタイルの点と近くの二つの点に対象者の9%である37人が集中しているということになり、残りの1%である5人は一つまたは二つの点に縮退していることになる。しかしながら、外れ値が3ないし4しかないことはひげの上端が99パーセンタイルであるときの特徴であり、

さらに除染後である26か月目のビンにおいても外れ値が8点存在する。外れ値がなぜこのようなふるまいをするかについて、少なくとも著者は説明すべきであると考える。

文献および注

1—宮崎早野論文として、すでに発表された論文は次の二つである。

第1論文：Individual external dose monitoring of all citizens of Date City by passive dosimeter 5 to 51 months after the Fukushima NPP accident (series): I. Comparison of individual dose with ambient dose rate monitored by aircraft surveys

Makoto Miyazaki and Ryugo Hayano

J. Radiol. Prot., **37**, 1–12(2017)

<http://doi.org/10.1088/1361-6498/37/1/1>

黒川による訳は <https://www.iwanami.co.jp/kagaku/miyazaki-hayano-paper1v3.pdf>

第2論文：Individual external dose monitoring of all citizens of Date City by passive dosimeter 5 to 51 months after the Fukushima NPP accident (series) : II. Prediction of lifetime additional effective dose and evaluating the effect of decontamination on individual dose

Makoto Miyazaki and Ryugo Hayano

J. Radiol. Prot., **37**, 623–634(2017)

<http://doi.org/10.1088/1361-6498/aa6094>

黒川による訳は <https://www.iwanami.co.jp/kagaku/miyazaki-hayano-paper2v3.pdf>

宮崎早野論文を批判する本誌2月号、3月号、4月号の論考は以下のとおり。

黒川眞一・島明美：「住民に背を向けたガラスバッジ論文——7つの倫理違反で住民を裏切る論文は政策の根拠となり得ない」、科学, **89**(2), 152(2019)

黒川眞一：「被曝防護には空間線量そのものを使うことが妥当である——信頼性なく被曝線量を過小評価する宮崎早野第1論文」, 科学, **89**(3), 270(2019)

黒川眞一・谷本 溶:「インテグリティの失われた被曝評価論文:宮崎早野第2論文批判」, 科学, **89**(4), 318(2019)

2—英文は <http://www.icrp.org/publication.asp?id=ICRP%20Publication%20101a>, 日本語訳は http://www.icrp.org/docs/P101a_Japanese.pdf

3—対数正規分布については, 本誌4月号の論考の注14(340ページ)に簡単な説明がある。

4—https://www.jstage.jst.go.jp/article/jhps/53/3/53_133/_pdf/-char/ja

5—ここに示したように, 「図5の区域Aの対象者は, ガラスバッジを2011年9月から2015年6月まで継続して用いた区域市民Aの市民である」と論文中に書かれている。そうならば, 第2論文の図5Aにおいて, 事故後5か月(2011年8月)のビンが存在することはできない。実際2011年8月の一月の間行われたガラスバッジを用いた被曝線量計測の対象者は, 区域Aの15歳以下の子どもと妊婦であり, 大人は2011年9月からガラスバッジを着用している。本誌4月号の論考の328ページも見てほしい。

6—この対数正規分布は $\mu = -1.20$, $\sigma = 0.66$ という対数正規分布である。