

2025年7月17日

## 要 望 書 2

「福島県県民健康調査」検討委員会 各位

永井宏幸

日本保健物理学会会員

理学博士

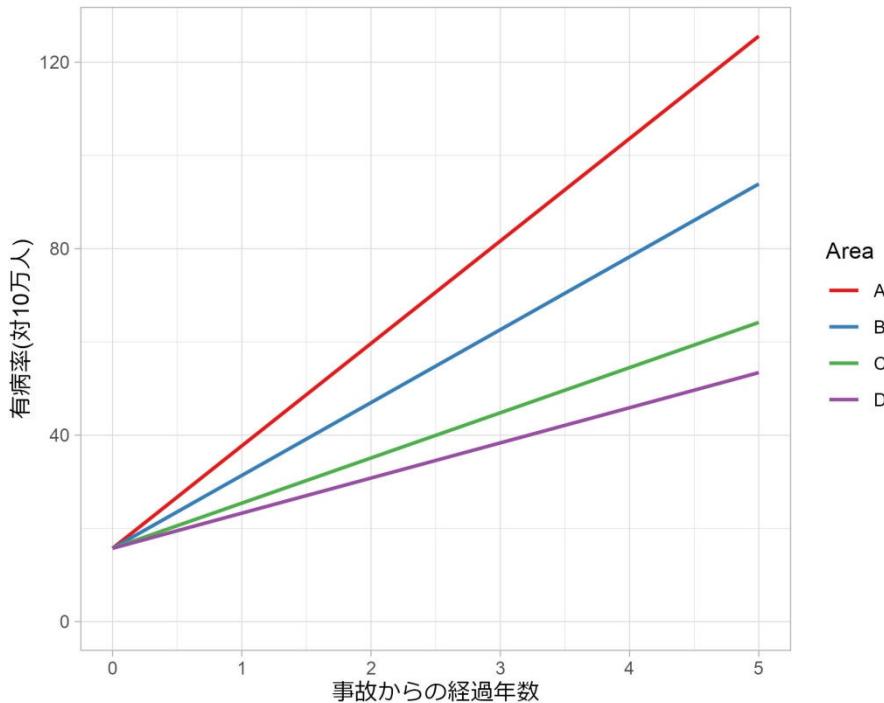
nagai.koko@gmail.com

私は放射線影響について疫学的研究をおこなっているものです。福島県県民健康調査の小児甲状腺がんのデータを分析して結果をえましたのでお知らせします。検討委員会において利用していただくよう要請いたします。

### 福島県県民健康調査の小児甲状腺がんの分析

**結果概要** 福島県の小児甲状腺がんについて、県内 59 市町村のデータを分析した結果、福島第一原発事故のあと小児甲状腺がんの発生率が大きく上昇し、評価部会が設定した 4

地区の間で上昇の度合いに顕著な差がみられることがわかった。4 地区の平均空間線量率を計算した結果は、A,B,C,D地区の順に、3.76, 0.90, 0.39, 0.20 ( $\mu\text{Sv}/\text{h}$ ) となり、4 地区の発生率の差は放射線被曝によるものであると結論できた。なお、4 地区の平均空間線量率は、Yamamoto論文（2019）に掲載された市町村の空間線量を市町村の観察人数（検査を受けた人数）で重み付けして求めた。



グラフ 1 事故からの有病率の経年変化

図 1 のグラフは小児甲状腺がんの福島第一原発事故以後の有病率を表している。経過年数 $t$ は事故からの経過年数である。また累積発見率を分かりやすく有病率と言い換えている。経過年数 $t$ の有病率は $t=0$  の有病率に $t=0$  から $t=t$ までの年発生率を累積(積分)してえられる。分析には数式モデル $y=y_0+bt$ を用いた。 $y_0$  は $t=0$  の有病率、 $b$ は事故後の年発生率を

表わす。  $b$  は 4 地区で異なる値をとる定数である。有病率と年発生率は対 10 万人の値である。

このモデルは、事故後の年発生率が事故直後から 2 巡目検査の終わるまで変化しないと想定している。また、 $t=0$  の有病率  $y_0$  は 4 地区で共通であると仮定している。

分析によってえた数値を表 1 に示しておく。

	Estimate	Std. Error
$y_0$	15.7	6.4
$b_1$	22.0	3.7
$b_2$	15.6	2.4
$b_3$	9.7	2.2
$b_4$	7.5	2.5

表 1  $t=0$  の有病率と 4 地区の年発生率(対 10 万人)

$t=0$  の有病率は 15.7 人 (標準誤差 6.4 人) である。 $b_1, b_2, b_3, b_4$  は A, B, C, D 地区の年発生率を示している。

被ばく線量は 4 地区の線量の大小関係を知るためにだけ使った。被ばく線量の評価が全体として過小であったり過大であっても結果に影響しないことは、この分析の強みである。

**分析の詳細** グラフ 1 と表 1 は、県内 59 市町村の分析データを、市町村それぞれの観察人数を重みに回帰分析した結果である。もとの 59 市町村のデータをグラフ 2 に示しておく。グラフには各市町村の 1 巡目と 2 巡目の有病率が示されている。ひとつの市町村 (X 町とする) をとりあげてこのグラフの説明を続ける。

X町の 1 巡目の発見数は評価部会の 1 巡目検査のとりまとめに記録されている。これを X町の 1 巡目の観察人年で割れば有病率が求まる。ここで解決しなければならない問題が でてくる。この有病率はどの時点の有病率と考えればいいのかという問題である。

X町の 1 巡目の観察人年は各観察者の観察年数の合計である。各人の観察年数は事故から 1 巡目の検査を受けた日までの期間を年数にしたものである。コホート研究の用語をつかうなら、事故の日が観察開始日であり、1 巡目の検査を受けた日が 1 巡目の観察打ち切り日になる。したがって、X町の 1 巡目の受検日のデータがあれば、X町の観察年数  $t$  の分布の代表値（平均値や中間値など）を代表値として、そのときの有病率であるとみなすことができる。しかしこの分布はアクセスが可能ではない。そこで、コホート研究の方法を参考に、つぎのような方法を考える。

コホート研究では、年発生率は観察開始日から観察打ち切り日までの発生数を観察人年（観察年数 × 観察人数）で割って求める。各市町村の観察人年は Yamamoto 論文（2019）の算定値を利用できる。そこで、この観察人年を観察人数でわってえられる年数を事故から「観察打ち切り日」までの平均的な年数とみなすことにする。そうすると、さきの有病率はこうして求めた「観察打ち切り日」の有病率であると考えてよいことになる。X町の 1 巡目の「観察打ち切り」までの経過年数を  $t_1$ 、2 巡目の「観察打ち切り」までの経過年数を  $t_2$  とすると、評価部会のまとめた X町の 1 巡目の有病率は  $t_1$  での有病率、2 巡目の有病率は  $t_2$  での有病率であることになる。

グラフ 2 は 59 市町村の  $t_1$  と  $t_2$  の有病率をプロットしたものである. 市町村の年発生率は,  $t_1$  から  $t_2$  の有病率の増加を観察年数( $t_2-t_1$ )で割れば得られることになる.

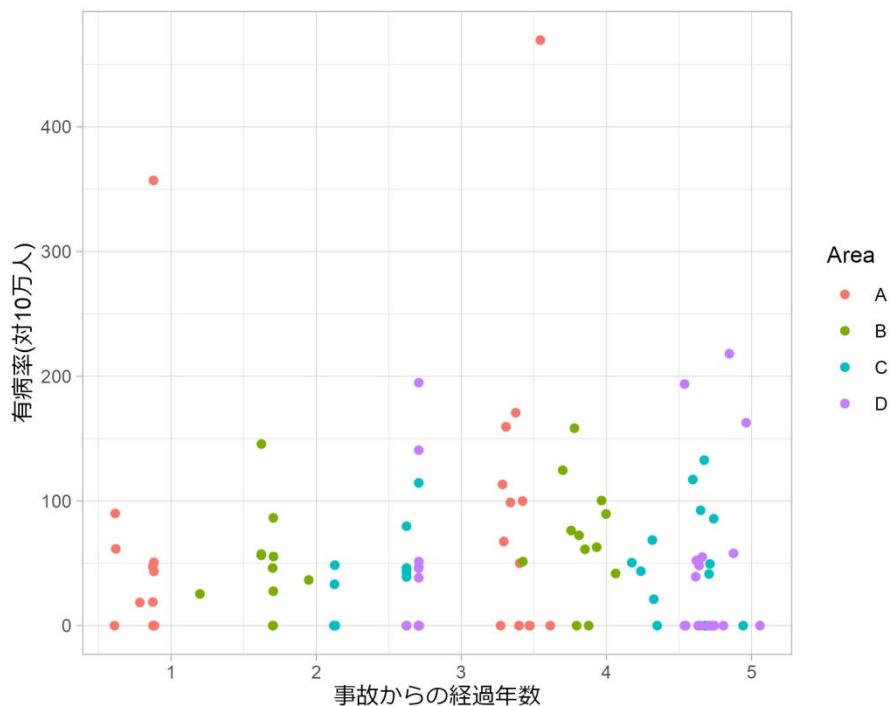


図 2 59 市町村の  $t_1$  と  $t_2$  の有病率

**検討** 本分析モデルは, 原発事故の影響がただちに小児甲状腺がんの発生率に影響するとした. すなわちラグタイムを 0 年とした. この設定の影響を調べるために, ラグタイムを 1 年とした分析もおこなった. グラフ 3 と表 2 がその結果である. 経過年数 1 年未満のデータは回帰分析から除かれ, データ数は 138 から 105 に変わった.

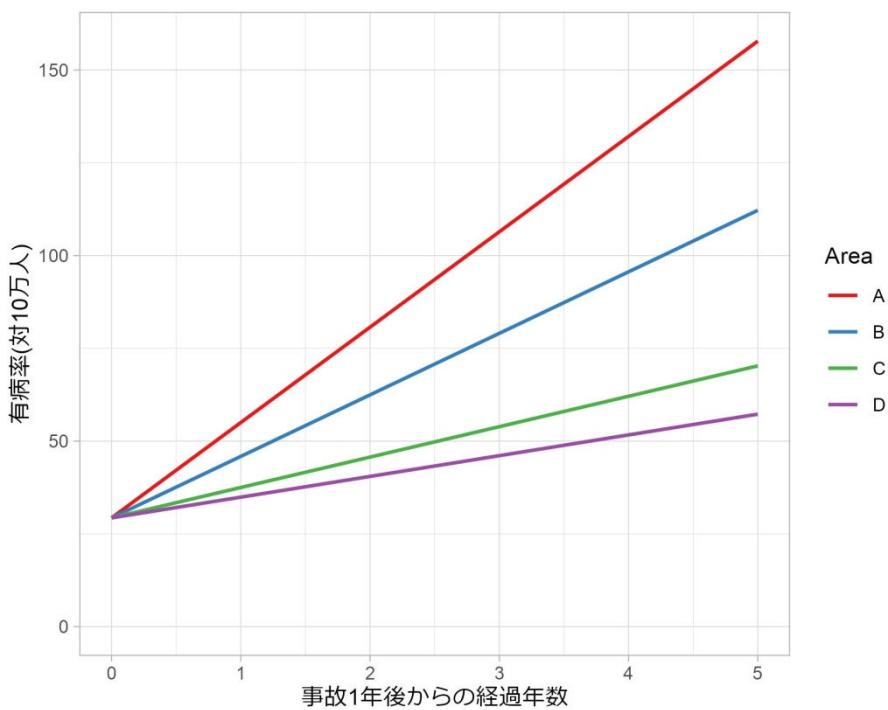


図3 ラグタイム 1年での有病率の変

	Estimate	Std. Error
y0	29.3	5.2
b1	25.7	4.8
b2	16.6	2.8
b3	8.2	2.6
b4	5.6	3.0

表2 ラグタイム = 1年 ;  $t=1$  の有病率と 4 地区の年発生率(対 10 万人)

	Estimate	Std. Error
y0	15.7	6.4
b1	22.0	3.7
b2	15.6	2.4
b3	9.7	2.2
b4	7.5	2.5

ラグタイム 0 の場合と比べると、4 地区の年発見率の差は広がり、被曝の影響がより鮮

明になった。 いっぽう,  $t=1$  の有病率は 29.3 人と大きい値に変わり, 事故時の有病率の推定にラグタイムの影響が大きいことがわかった。

甲状腺がんの最短潜伏期間については, Yamamoto2019 が, 大人が 5 年, 子供が 1 年という研究報告を紹介しているので, そちらも参考にしてほしい。

4 地区の差が統計的に有意かどうかを問題にする人がいるかもしれない。しかし統計的に有意かどうかで差異を判断することは, 帰無仮説におおきなアドバンテージを与えることになり, リスクを見逃す確率が大きくなることを知っておいてほしい。この問題については要望書 1 を読んでほしい。

## 参考文献

- Yamamoto(2019), Yamamoto H, Hayashi K, Scherb H., *Association between the detection rate of thyroid cancer and the external radiation dose-rate after the nuclear power plant accidents in Fukushima, Japan*, Medicine 2019;98:37(e17165).  
<https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/31517868/>
- 第 21 回甲状腺検査評価部会議事録 (2023 年 7 月 28 日開催) p.25-.