

講演録：福島第一原発事故と市民の健康

——放射線疫学を読み解くためのデータ分析入門



原子力市民委員会
www.ccnejapan.com

発行にあたって

原子力市民委員会 福島原発事故部会会長

島 蘭 進

この講演録は 2019 年 10 月 14 日に宇都宮大学で開催された「公開講座：原発事故と市民の健康—ICRP 新勧告案と関連データを読み解く—」での、濱岡豊さんの講演内容の一部をまとめたものである。

濱岡豊さんは慶応大学商学部教授だが、東京大学大学院修士課程では原子力工学を学んだ。統計学を土台としたマーケティングが専門で、福島原発事故後、放射線の健康影響の問題についてのデータ分析を続け、国際学会でも発表を重ねている。福島原発事故の被害とそこからの復興のあり方について考察し、情報発信している原子力市民委員会福島原発事故部会（第1部会）のメンバーである。

2019 年 10 月のこの公開講座は、宇都宮大学国際学部附属多文化公共圏センター「原発震災に関する研究フォーラム」の主催で行われ、原子力市民委員会が共催した。この講座の準備は、宇都宮大学学術院国際学部准教授で、濱岡さんと同じ原子力市民委員会第1部会のメンバーである清水奈名子さんが進めて下さった。

この講座を開催した一つの動機は、ICRP（国際放射線防護委員会）が福島原発事故の教訓を踏まえたとする新しい勧告案を示し、パブリックコメントを求めたことである。日本政府は、原発事故後の放射線防護基準を「年間 20 ミリシーベルト」という高い値にすえたまま、引き下げを避けてきた。復興期には 1 ミリシーベルトに至るまで段階的に下げて参考値を設定するというのが従来の ICRP の指針だったが、日本政府は 20 ミリシーベルトに固定したまま住民への帰還を促したのだ。

これはこれまで ICRP が定めてきた防護方針に合致しない。そこで、ICRP はつじつまを合わせるために日本の委員を主役にしつつ新たな勧告案を準備した。また、その前提として UNSCEAR（原子放射線の影響に関する国連科学委員会）が 2013 年に出した報告書『2011 年東日本大震災後の原子力事故による放射線被ばくのレベルと影響』が用いられている。しかし、これらにはさまざまな疑問が投げかけられている。

また、こうした国際的な動きの前提として、福島県が行ってきた県民健康調査があるが、これについては多くの問題点が指摘されてきた。早くは 2012 年 11 月に来日して調査を行った国連人権理事会の特別報告者、アーナンド・グローバー氏の報告がある。なかでも甲状腺がんの検査のあり方が適切かどうか、検査の結果をどう捉えるかについて議論が続いており、市民の問いかけは絶えない。そもそも福島県だけが対象範囲となっているが、栃木県、茨城県などの線量が比較的高い地域(低認知被災地)でなぜなされていないのか。検査の結果、原発事故による放射線の影響が十分想定されるのに、そうではないとされているのはなぜか、といった問題である。

この講演録では、まず放射線の確率的な健康影響評価を理解するための統計的なデータ分析の基礎知識の紹介から始まり、放射線疫学入門として、放射線健康影響リスク評価の標準とされている広島・長崎の原爆被爆者の「寿命調査」(LSS)とその分析方法、線形閾値なしモデル(LNT モデル)の解説を経て、福島県民健康調査の概要と現状、とりわけ甲状腺検査をめぐる論議の状況へと至る。この冊子は、以上のような概略の講演とその後の質疑応答の記録から構成されている(講演では、ICRP の新勧告案に関する分析にも触れたが、本書では割愛した)。

この公開講座は、台風 19 号による被害が懸念される中での開催であったが、栃木県内で福島原発事故による被災者の連携のための活動をされている方々や宇都宮大学の学生など 50 名を超える参加者があった。講演録を作成するにあたって、米国のデューク大学文化人類学科博士後期課程に所属のチョ・ジウン(曹智恩、Cho Jieun)さんに多大なご尽力をいただいた。ジウンさんは福島原発事故を受け、長期化する低線量被ばく、家族のケア労働と子どもの健康について研究をしている。

2011 年 3 月の東京電力福島第一原子力発電所の事故から 10 年を迎えたが、なお避難生活が続ける人は多く、被災地に住み続けている人、帰還した人も事故に由来する生活変化がもたらしたストレスに苦しんでいる例が多々見られる。放射線の健康影響について適切な情報発信、調査や医療支援が行われてこなかったことを、あらためて省みざるをえない現状である。この講演録がこうした問題に向き合ってこられた方々の現状認識を深め、ひいては、被災住民の状況を改善するための施策がなされる一助になることを願っている。

目次

発行にあたって	1
まえがき	5
1章 統計学(データ分析)の基礎	6
マーケティングデータを読む	6
補論1 仮説検定の考え方	9
データ加工の影響	11
まとめ	14
2章 放射線疫学入門	15
広島・長崎の被爆者の寿命調査と分析方法	15
被爆者データ分析からの知見	18
閾値モデルの考え方	22
分析の問題点	25
質疑応答	26
まとめ	27
3章 福島県の県民健康調査における甲状腺検査	28
調査の概要・現状	28
補論2 リスク、オッズ、リスク比、オッズ比について	33
地域分析に代わる不適切な分析	35
補論3 外部研究者による甲状腺検査の分析結果	38
まとめ	39
統計学や被ばく影響を学ぶ・考えるための文献紹介	40

図表リスト

図表 1:	外食についてのデータ -----	6
図表 2-1:	お小遣いと外食支出額の関係 -----	7
図表 2-2:	年齢と外食支出額の関係 -----	7
図表 2-3:	性別と外食支出額の関係 -----	7
図表 3:	回帰分析の意味 -----	8
図表 4-1:	図表 2-1 のデータで連続量を 3 区分したグラフ -----	12
図表 4-2:	図表 2-2 のデータで連続量を 3 区分したグラフ -----	12
図表 4-3:	図表 2-3 のデータで連続量を 3 区分したグラフ -----	12
図表 5:	3 グループに分けた分析 -----	13
図表 6:	寿命調査の対象 -----	15
図表 7:	広島・長崎被爆者の被ばく量の分布 -----	16
図表 8:	LSS 第 14 報 (Ozasa et al. 2012) の分析対象 -----	17
図表 9:	LSS 第 14 報 (Ozasa et al. 2012) の分析対象 (加工して再掲) -----	18
図表 10:	被ばく量と固形がん、白血病の死亡割合のグラフ -----	18
図表 11:	「固形がん死」についての実際のデータの分布 -----	19
図表 12:	Ozasa et al. (2012) の推定結果 (固形がん死 : 30 歳で被爆した方の 70 歳時点での過剰リスク) -----	20
図表 13:	被爆時年齢、到達年齢別の固形がん死の過剰相対リスク (男女平均) -----	21
図表 14:	部位別の過剰相対リスクと 95% 信頼区間 -----	21
図表 15:	原爆被爆者の被ばく量と甲状腺疾病 -----	22
図表 16:	いくつかの関数型を想定した推定結果 (固形がん死) -----	24
図表 17:	初期と後期のデータを用いた推定結果 -----	24
図表 18:	分析対象を限定した分析 -----	25
図表 19:	福島県甲状腺検査 1-2 巡目の結果 (4 地域比較) -----	29
図表 20:	福島県内 59 市区町村の被ばく量と 4 地域区分 -----	30
図表 21:	福島県甲状腺検査 1-2 巡目のオッズ比 (4 地域比較) -----	31
図表 22:	震災時 6 ~ 14 歳 (甲状腺吸収線量「最小値シナリオ」) の集計結果 -----	36
図表 23:	震災時 15 歳以上 (甲状腺吸収線量「最小値シナリオ」) の集計結果 -----	37

まえがき

皆さん、こんにちは。濱岡豊と申します。私は広島出身で、大学院で原子力工学を専攻した後、シンクタンクで働きました。現在は慶応義塾大学商学部で、マーケティングリサーチという経営系の分野の様々なデータを分析する研究や授業をしています。マーケティングと本日の話題である放射線疫学は、扱うデータは異なりますが、分析方法は共通していることから、私は2011年の福島第一原発事故後、問題意識を持って、放射線関連のデータ分析をしてきました。

例えば原発事故後、「100ミリシーベルト (mSv) 以下の線量なら発がんリスクなし」というような記事をよく見かけました。閾値という考え方をういて「明らかな発がんリスクは発見されていない」「明らかなリスクの上昇は認められない」といった統計的な分析をした結果にもとづくようでしたが、詳しくは書かれていませんでした。いったい放射線疫学の世界ではどのような分析がされているのだろうかと調べ始めたのが、今回のお話のきっかけです。皆さんには数字に溺れて議論ができなくなることがないように、また数字に騙されないように、ある程度の分析の考え方や数字、結果の見方を身につけていただければと思います。

それでは、まず統計学の回帰分析の基礎から説明し、広島・長崎の被爆者データの分析、そして福島県の県民健康調査の分析という順番で話を進めていきます。なお、講演は2019年10月に行いましたが、その後、県民健康調査に関しては2巡目の結果が正式にとりまとめられたので、その点は加筆しました。

2021年8月

濱岡 豊

1章 統計学(データ分析)の基礎¹

マーケティングデータを読む

いきなり放射線疫学ときくと難しそうに感じてしまうかも知れないので、はじめに、私が普段使うマーケティングのデータを例に、分析の基礎知識を紹介したいと思います。例えば、レストランなど外食業界の人たちが、どういう要因が影響して外食支出額が増減するのかについてヒントを求めて、12人に対して調査を行った性別、年齢、お小遣いと外食支出額のデータがあるとしましょう(図表1)。このようなデータがあるとき、外食支出額に対して、どんな要因が関係しそうなのか知りたい時、どうすればよいでしょうか。

【図表1: 外食についてのデータ】

番号	性別 (0: 女性 1: 男性)	年齢 (歳)	お小遣い (円/月)	外食支出額 (円/月)	区分したデータ		
					年齢 (歳)	お小遣い (円/月)	外食支出額 (円/月)
1	0	10	1,000	1,906	～20歳	～10,000円	～5,000円
2	0	12	2,000	3,015	～20歳	～10,000円	～5,000円
3	0	29	25,000	12,167	～40歳	20,001円～	10,001円～
4	0	36	5,000	4,590	～40歳	～10,000円	～5,000円
5	0	45	12,000	7,491	41歳～	～20,000円	～10,000円
6	0	52	29,000	13,828	41歳～	20,001円～	10,001円～
7	1	21	18,000	7,783	～40歳	～20,000円	～10,000円
8	1	28	37,000	16,174	～40歳	20,001円～	10,001円～
9	1	30	9,000	5,183	～40歳	～10,000円	～10,000円
10	1	38	3,000	2,060	～40歳	～10,000円	～5,000円
11	1	44	1,300	2,342	41歳～	～10,000円	～5,000円
12	1	51	6,000	4,216	41歳～	～10,000円	～5,000円

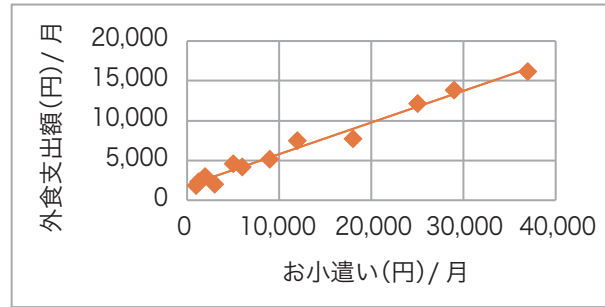
注) 左側は生のデータ。右側は年齢、お小遣い、外食支出額を下記のように3区分したデータ。
年齢: 「20歳以下」「21歳以上40歳以下」「41歳以上」
お小遣い: 「10,000円以下」「10,001円以上20,000円以下」「20,001円以上」
外食支出額: 「5,000円以下」「5,001円以上10,000円以下」「10,001円以上」

一つの手がかりとしてはグラフを描くことが考えられます。外食支出額と他の変数がどう関係しているかが知りたいので、縦軸に外食支出額を、横軸にお小遣い、年齢、性別などを取り、12人分のデータのグラフを描きます(図表2-1、2-2、2-3)。

すると、お小遣いについては、多い人ほど外食支出額が直線的に上昇していることが見えてきます。それに比べて年齢は、あまり関係がなさそうな微妙な直線になっています。性別になると、このグラフでは0が女性で1が男性ですが、右下がり、つまり男性の方が少ないという気がしなくもないといったところでしょうか。このようにグラフにすることで変数どうしの大まかな関係が見えてきます。

1 本稿ではわかりやすさを優先するため、統計学的には若干、いい加減な書き方をしています。詳しくは統計学の本を参照して下さい。

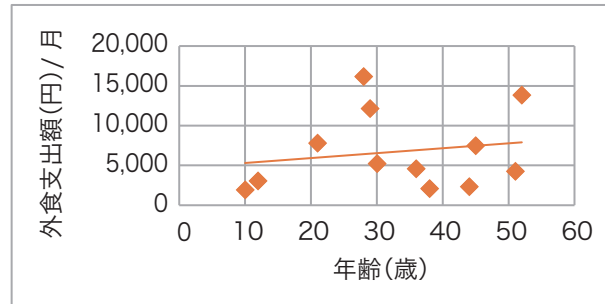
【図表 2-1： お小遣いと外食支出額の関係】



	係数	標準誤差	t 値	P 値	有意水準	95% 信頼区間
切片	1813.0	284.8	6.37	0.000	**	(1178.4 , 2447.5)
お小遣い (円 / 月)	0.398	0.017	23.72	0.000	**	(0.360 , 0.435)

N=12, $R^2=0.983$, AIC=194.3 注) **:1% 水準で有意 *:5% 水準で有意
以下、直線は横軸の変数で外食支出額を説明した回帰直線。グラフの下のは、回帰直線の推定結果と検定のために用いられる数値を示します。

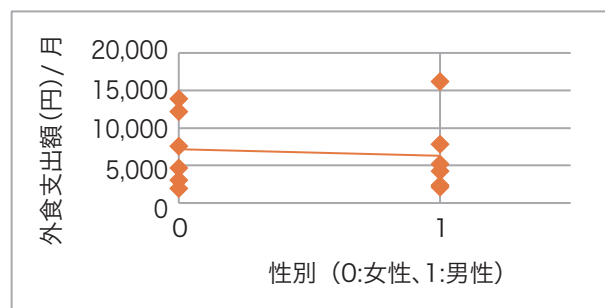
【図表 2-2： 年齢と外食支出額の関係】



	係数	標準誤差	t 値	P 値	有意水準	95% 信頼区間
切片	4690.7	3872.6	1.21	0.254		(-3938.0 , 13319.4)
年齢	61.8	108.8	0.57	0.582		(-180.5 , 304.1)

N=12, $R^2=0.031$, AIC=242.5 注) **:1% 水準で有意 *:5% 水準で有意

【図表 2-3： 性別と外食支出額の関係】



	係数	標準誤差	t 値	P 値	有意水準	95% 信頼区間
切片	7166.2	2081.5	3.44	0.006	**	(2528.3 , 11804.1)
性別(0: 女性、1: 男性)	-873.0	2943.7	-0.30	0.773		(-7432.0 , 5686.0)

N=12, $R^2=0.009$, AIC=242.7 注) **:1% 水準で有意 *:5% 水準で有意

見えてきた関係が統計学的に意味があるのか、つまり、統計的な有意性について説明しましょう。言い換えれば、「個々のデータのバラつきを考慮しても二つの変数に関係がある」と、統計学的にどこまで確信を持って言えるかを数学的に検証するプロセスに移ります。統計学では、このような手続きを「(統計的仮説) 検定」と呼びます。

ここでは、図表 2-1、2-2、2-3 に示したようにデータに対して直線をあてはめました。このことは、「お小遣いが多い人ほど、外食支出も(線形に) 比例して変化する」と想定したことになります。数式で表すと **式1** になります。なお、「 $\cdot$ 」は掛け算を意味します。

$$\text{外食支出額} = a + b \cdot \text{お小遣い} \quad \text{式1}$$

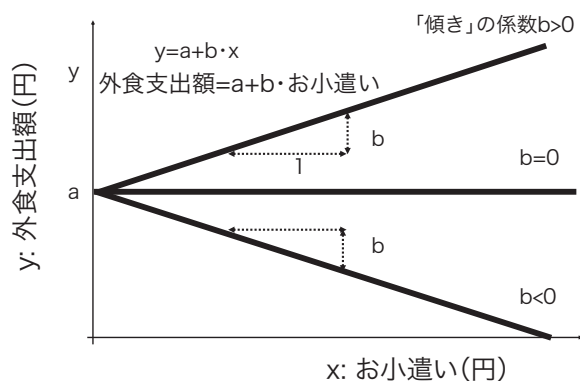
式1 の意味を、図表 3 をみながら確認しておきましょう。まず、**式1** でお小遣い = 0 とすると、 a だけが残ります。グラフをみるとわかるように、 a はお小遣いが 0 のときの外食支出額の値になります。お小遣いがないくても、月に a 円外食に支出するわけです。この値自体にはあまり意味がありませんが、「^{せつぺん}切片」と呼ばれます。

それでは b は何を意味するのでしょうか。グラフをみるとわかるように、お小遣いが 1 円増えたときの外食支出額の増減分となります。図表 3 には 3 本の直線が描かれていますが、右上がりの直線は b が正の場合で、お小遣いが多い人ほど外食支出額が多くなることがわかります。 b が負の場合は右下がりの直線で、お小遣いが多い人ほど外食支出額が少ないことを意味します。

それでは傾き $b=0$ は何を意味するのでしょうか？ **式1** で $b=0$ とすると、「 $b \cdot \text{お小遣い}$ 」が 0 となり、 a で一定ということになります。図表 3 では、 $b=0$ と記されている横軸に平行な直線になります。つまり、横軸のお小遣いがどんなに変わっても、縦軸の外食支出額は変わらない、つまり、この二つは関係がないということになります。

【図表 3: 回帰分析の意味】

傾き=0に注目して仮説検定
なぜ直線の傾き=0に注目するか？



このように b が正なのか負なのか以前に、そもそも傾き b が 0 か否かが重要なので、傾きが 0 かどうかを検定します。そのために、図表 2-1、2-2、2-3 に示した t 値や P 値、有意水準あるいは信頼区間といった数値を用います。詳細は省略しますが、以下のいずれかの場合に、傾きは 0 ではない、つまり二つの変数の間に関係があると統計学的に言えることになります。

- ・ P 値が 5% (0.05) よりも小さい。
- ・ 有意水準に*が一つでもついている。
- ・ t 値の絶対値が 2 より大きい。
- ・ 信頼区間に 0 が含まれない。

なお、 t 値の絶対値が大きいほど P 値は小さくなり、信頼区間の幅が狭くなるという関係があります。また、 P 値が 1% よりも小さいと有意水準に **、5% よりも小さいと * をつける慣習があります。

それでは、図表 2-1、2-2、2-3 の外食支出額の例に戻ってみましょう。各グラフの下に回帰直線の推定結果をまとめました。お小遣いの係数は 0.398 と正です。t 値は 23.72 と 2 よりも大きくなっており、P 値も 0.05 よりも小さくなっています。信頼区間 (0.360 , 0.435) にも 0 が含まれていません。よってお小遣いの係数 0.398 は、統計的にみて 0 でない、つまり、お小遣いが 1 円増えると外食支出額が 0.398 円増加するといえるのです。

年齢の場合、係数は 61.8 なので 0 ではなさそうに見えますが、t 値は 0.57 と 2 より小さく、P 値は 0.582 であり 0.05 よりも大きく、信頼区間に 0 が含まれるので、0 であると判定します。

性別の係数は -873.0 ですが同様に t 値は -0.30 と絶対値は 2 よりも小さく、P 値は 0.773 と 0.05 よりも大きく、信頼区間に 0 が含まれます。よって、年齢、性別については、係数が推定されたが、それは誤差の範囲内であり、統計学的には傾きは 0 と言った方が良いでしょう。

なお、各推定結果の下に N=12 は推定に用いたデータ数 (12 人) を意味します。R² は、モデルがデータにどれくらいあてはまっているかを示す数値で、0 から 1 の間の値をとり、1 に近いほどあてはまりがよいことを意味します。3 つの結果をみると、「お小遣い」で回帰分析した結果の R² は 0.983 と 1 に近く、グラフをみても直線によくあてはまっていることがわかります。これに対して、「年齢」「性別」について R² は、それぞれ 0.031、0.009 と 0 に近い値になっており、直線がデータにあてはまっていないことがわかります。AIC はモデルのあてはまりのよさを比較するための指標ですが、これについては次に説明します。

補論 1 仮説検定の考え方

統計学的な仮説検定は背理法を用います。例えば、「お小遣い」と「外食支出額」には「関係がある」ことを想定する場合、その反対である「関係がない」ことを仮説として設定します。つまり、**式 1** の $b=0$ を仮説として設定します。

$$\text{外食支出額} = a + b \cdot \text{お小遣い}$$

そして、集めたデータから b を求め、それが誤差を考慮して評価しても 0 といえるのかを検討します。図表 2-1 の例だと b は 0.398 になりました。これは 12 人のデータから推定した値なので、誤差を含んでいます。それが係数のとなりにある「標準誤差」です。この値が小さいほど、誤差が小さいことを意味します。

図表 2-1 (再掲)

	係数	標準誤差	t 値	P 値	有意水準	95% 信頼区間
切片	1813.0	284.8	6.37	0.000	**	(1178.4 , 2447.5)
お小遣い (円 / 月)	0.398	0.017	23.72	0.000	**	(0.360 , 0.435)

N=12, R²=0.983, AIC=194.3 注) **:1% 水準で有意 * :5% 水準で有意

傾きが 0 なのかを検討するために用いられる t 値は次式で求められます。係数が大きく誤差が小さいほど t 値は大きくなり、係数 = 0 ではないと自信をもっていえることになります。

$$t \text{ 値} = \text{係数} / \text{標準誤差}$$

P 値は仮説（つまり傾き =0）が正しいときに、上記の t 値が得られる確率を意味しています。P 値が低い場合、仮説が正しいとしたらあり得ない「希な現象」が生じた（t 値が得られた）ことを意味します。我々の手許にあるのは仮説とデータ（から計算された t 値）です。データを疑ってはお話にならないので、仮説の方が正しくないと判定します。どれくらいの確率を希と考えるかですが、統計学では 5% とすることが多くなっています。P 値が 5% よりも大きければ仮説は正しく、そうでない場合には正しくない（棄却）と判定します。P 値が小さいほど、より希な現象が生じており、より自信をもって仮説を棄却できます。これを表現するために、「有意水準」として、P 値が 1% 以下の場合には「**」、1% より大きく 5% 以下の場合には「*」を表記することもあります。有意水準の欄に * がついていれば、その変数は関係があるといえるわけです。なお、P 値は、上式の t 値が t 分布することを利用します。サンプル数が多い場合には、P 値 =5% に対応する t 値 =1.96 となります。

推定値は 1 つの値を推定しましたが、信頼区間は誤差も踏まえて、幅をもって推定した値で、b が次式で与えられる下限と上限の間に 95% の確率で含まれていると想定しています。ここでの 95% は、100% から、上で「希な現象」と判断する基準とした 5% を差し引いた値です。

$$\text{信頼区間の下限} = \text{推定値} - 1.96 \cdot \text{標準誤差} / \sqrt{\text{サンプル数}}$$

$$\text{信頼区間の上限} = \text{推定値} + 1.96 \cdot \text{標準誤差} / \sqrt{\text{サンプル数}}$$

これを（信頼区間の下限、信頼区間の上限）のように表示します。この区間内に 0 が含まれなければ、b が 0 でないとされます。このように、t 値、P 値、有意水準、信頼区間は連動しているので、どれか 1 つを用いて判定すればよいことになります。

希な現象として 5% が想定されることが多いのですが、これは理論に基づくものではなく慣習です。関係がありそうな変数をとりあえず見つけたい場合には 20% としたり、研究分野によっては 10% とすることもあります。10% とすると、上述の 1.96 は 1.65 となるので、b が 0 ではないといえる可能性が高くなります。このように判断基準を 5% にするのか 10% にするのかによって、関係の有無の判定が異なる可能性が出てきます。さらに、1.96 を 2 としましたが、この値はサンプル数にも依存し、本稿のようにサンプル数が 12 と小さい場合には、ほんとうは 2.2 が基準となります。これは t 分布表をみるとわかりますが、ソフトウェアが自動で計算してくれます。

簡単にするため t 値の絶対値が 2 より大きいのか、P 値が 5% より小さいのか、信頼区間が 0 をまたがないか？という 2 分法で説明しました。この基準だと、得られた P 値が 5.2% だった場合には、5% をわずかですが上回っているので仮説は棄却されませんが、P 値が 5% の場合と、本質的な差があるともいえません（P=5% ならばお小遣いと外食には「関係がある」といえるが、P=5.2% ならば「ない」ことになる）。2 分法でなく、実質的な意味の有無も判定するために、P 値だけでなく、信頼区間なども表示して、結論付けることが推奨されています。

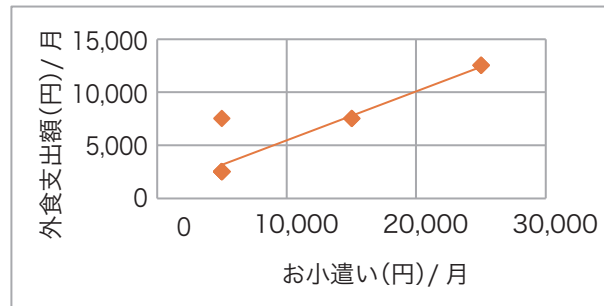
データ加工の影響

これまでは12人分の生のデータを使っていました。ここからはデータを加工して分析を行ってみましょう。まず、年齢を三つのカテゴリーに分けるとします。図表1の年齢のデータを見ると、10歳、12歳、29歳、36歳のように実際の年齢が入っていますが、例えば、「20歳以下」「21歳以上40歳以下」「41歳以上」のように3区分します。すると、29歳と36歳はともに「21歳以上40歳以下」と同じカテゴリーにまとめられてしまいます。もとのデータが持っていた情報が失われてしまったわけです。お小遣い、外食支出額についても同様に3区分します。

このように、カテゴリーで分けて加工したデータでグラフを描くとどうなるでしょうか（図表4-1、4-2、4-3）。先ほどは外食支出額とお小遣いとの関係が明確に見えていましたが、カテゴリー化の結果、右上がりの関係はありそうな気はしますが、先ほどのような明確な関係は見えづらくなりました。判定基準の値を見てもこの事が見て取れます。図表4-1のt値は9.24なので2より大きく、統計学的にグラフの傾きは0ではないと言えますが、生のデータでは約23だったt値が9に落ちてしまい、二つの変数の関係がより見えづらくなりました。これはカテゴリー化することによって、もとのデータがもっていた情報が失われるためです。同じようなことが年齢や性別などについても言えます。

後ほど、「2章 放射線疫学入門」で紹介する原爆被爆者のデータは、このように加工して分析されています。元々の生のデータがあるにも関わらず、わざわざ区切って集計されているわけです。それには匿名化できる、あるいは、データ量を少なくできるというメリットはありますが、大切な情報が失われるというデメリットがあります。20年前のコンピューターは、保存できるデータ量の制約があり、カテゴリー化のメリットがあったかも知れません。しかし、パソコンの記憶容量が拡大した現在では、そのようなメリットはありません。また、何を根拠にカテゴリーの数（なぜ5区分ではなく、3区分なのか）や範囲（なぜ10歳毎ではなく20歳毎なのか）を決めるのかという恣意性の問題がつきまといまいます。被爆者のデータを分析する際は、このようにカテゴリー化し、情報量を捨てて推定をしているので、低線量での影響が検出しにくくなっていると考えています。

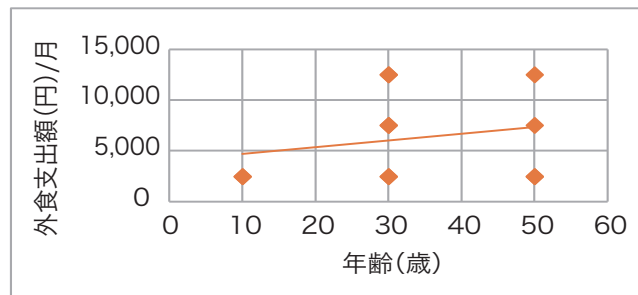
【図表 4-1： 図表 2-1 のデータで連続量を 3 区分したグラフ】



	係数	標準誤差	t 値	P 値	有意水準	95% 信頼区間
切片	865.4	721.2	1.20	0.258		(-741.4 , 2472. 2)
お小遣い (円 / 月)	0.462	0.050	9.24	0.000	**	(0.350 , 0.573)

N=12, R²=0.895, AIC=212.9 注) **:1% 水準で有意 * :5% 水準で有意

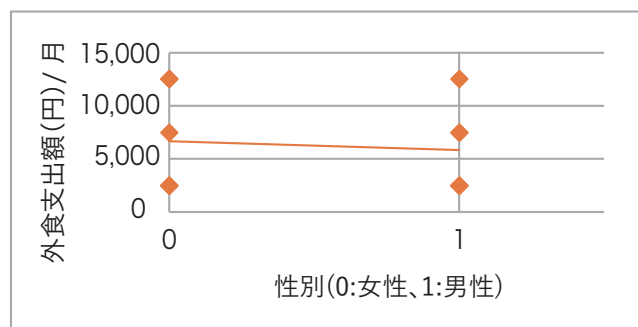
【図表 4-2： 図表 2-2 のデータで連続量を 3 区分したグラフ】



	係数	標準誤差	t 値	P 値	有意水準	95% 信頼区間
切片	4044.1	3355.6	1.21	0.256		(-3432.5 , 11520.8)
年齢	66.2	93.1	0.71	0.493		(-141.2 , 273.5)

N=12, R²=0.048, AIC=239.4 注) **:1% 水準で有意 * :5% 水準で有意

【図表 4-3： 図表 2-3 のデータで連続量を 3 区分したグラフ】

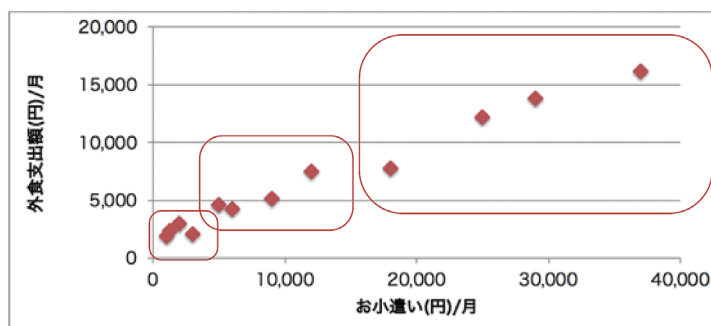


	係数	標準誤差	t 値	P 値	有意水準	95% 信頼区間
切片	6666.7	1844.7	3.61	0.005	**	(2556.0 , 10776.0)
性別(0: 女性、1: 男性)	-833.3	2608.7	-0.32	0.756		(-6646.0 , 4979.3)

N=12, R²=0.010, AIC=239.8 注) **:1% 水準で有意 * :5% 水準で有意

次に、生のデータにもどり、お小遣いの多さにもとづいて三つのグループにわけてみましょう（図表 5）。12 人いるので各グループには 4 人ずつが含まれることになります。このようにサンプルを限定して、三つのグループに分けた結果、先ほどの場合と元の情報は同じですが、グラフでも見え方が変わってくるのが分かります。例えば、外食支出額が一番少ないグループ（3,000 円以下）だと直線関係はみえづらく、多いグループでは直線関係があるように見えます。

【図表 5： 3 グループに分けた分析】



	係数	標準 誤差	t 値	P 値	有意 水準	95% 信頼区間	モデルの適合度など
3,000 円以下	0.062	0.388	0.16	0.888		(-1.607 , 1.730)	N=4, $R^2=0.012$, AIC=65.7
15,000 円以下	0.432	0.122	3.55	0.071		(-0.092 , 0.955)	N=4, $R^2=0.863$, AIC=66.6
15,001 円以上	0.437	0.064	6.85	0.021	*	(0.163 , 0.712)	N=4, $R^2=0.959$, AIC=68.8

注) 3 つのグループ別に推定した傾きの推定値などを示した（切片も推定したが省略した）。 **:1% 水準で有意 * :5% 水準で有意

それぞれに回帰分析を行った結果をみると、外食支出額が一番少ないグループ（3,000 円以下）の係数は 0.062、t 値は 0.16 と 2 より小さく、「この人たちに関しては二つの変数には関係がない」ということになります。外食支出額が 3,001 ～ 15,000 円のグループ（図表 5 の「15,000 円以下」）は t 値が 3.55 と 2 を超えていますが、P 値は 0.05 よりも大きく、信頼区間が 0 を含むので微妙な感じです。15,001 円以上のグループでは、t 値も 2 を越え P 値が 0.05 よりも小さく、信頼区間も 0 をまたがないので、傾きの係数は 0 ではないといえます。この結果をみると、支出額が 3,000 円以下のグループでは関係がなく、支出額が 3,001 ～ 15,000 円のグループでは微妙、15,001 円だと直線関係があるということになり、あたかも閾値があるように見えます。つまり、お小遣いが増えていくと、3,000 円もしくは 15,000 円から外食支出額が増えるという「閾値モデル」に似た解釈ができてしまうわけです。

3 つのグループに分けて分析したのは、なぜでしょうか？ グループによって「お小遣い」と「外食支出額」の関係が異なることを想定したことになります。これが正しいか否かも検定することができます。

ここではもっとも簡単な AIC（赤池の情報量規準）を使います。これもデータとモデルのあてはまりの良さを表す指標ですが、先ほどの R^2 とは異なり、小さいほどあてはまりがよいことを意味します。ここで推定した 3 つのモデルの AIC を合計すると図表 5 にあるように $65.7+66.6+68.8=201.1$ になります。これに対して、すべてのデータを用いた場合の AIC は 194.3 です（図表 2-1 参照）。つまり、3 つに分けて分析するよりも、全員をまとめて分析した方がよいということになります。

ここではデータの加工、カテゴリズの問題、そしてグループ別に分けることの問題を紹介しました。連続量のデータがあるにもかかわらず、それをカテゴリズして分析することのメリットは、あまり思い浮

かびません。ですが、後ほど説明するように、原爆被爆者、福島県の県民健康調査でも被ばく量をカテゴリー化しています。3章で紹介しますが、後者では2巡目の分析に関して、年齢層別つまり、5歳以下、6歳から14歳、15歳以上に分けて分析されているのですが、その妥当性については議論されていません。簡単な例では、このような分析をすることの問題点に気づきやすいですが、専門家が被ばくについて分析しているような論文だと、ここに示したような問題に気づきにくいと思います。それに惑わされず、データを扱うときの基本的な作法に則っているのかを判断する必要があります。

まとめ

- ・ 回帰分析では、二つの変数の間に関係があるかどうかを検定することができます。
- ・ 連続量の生データを用いたり、全データを使うと有意な関係がある場合でも、変数をカテゴリー化したり、グループに分けたりすると有意な関係がみえなくなることがあります。
- ・ 統計的に有意な関係がないという結果が得られるのは、本当に関係がない場合だけでなく、分析方法が不適切な場合（サンプル数が少ない、不適切なカテゴリー化、グループ化など）があります。
- ・ これらを踏まえると「有意でない」＝（イコール）「影響（関係）がない」を意味するわけではありません²。

2 統計的仮説検定は背理法によって行われます。つまり、関係があることを主張したい場合には、その反対の「関係はない」という仮説を設定します。そして、t 値が 2 を越え、P 値が 0.05 よりも小さいときには、この仮説が誤りだったと判定します。つまり「関係はない」という仮説は誤りだったとはいえるのですが、このことは「関係がある」ことを積極的に支持するものでもありません（補論1を参照）。

2章 放射線疫学入門

広島・長崎の被爆者の寿命調査と分析方法³

統計分析の基礎を前提にして、放射線疫学の話に移ります。広島・長崎の原爆被爆者については、放射線影響研究所（放影研）⁴が調査を行っています。いくつかの調査が行われていますが、ここでは寿命調査（Life Span Survey：LSS）を見ていきましょう。これは被爆者が亡くなるまでの間、追跡調査をして積み上げてきたものです。この調査は、UNSCEAR⁵やICRP⁶でも非常に重要なデータとして扱われています。

寿命調査は1950年から開始され、当時の生存者12万人を対象にしていますが、その中で被爆者は四つに分類されています（図表6）。第1群から第3群までは、広島・長崎で原爆が投下された時に市内で被ばくをした方々です。第4群は原爆が落とされた時点では市内におらず、その後市内に入り被ばくした方々です。この第4群は、論文によっては含めたり含めなかったりするケースがあります。

【図表6： 寿命調査の対象】

分類	概要
第1群（内近距離被爆者）	爆心地から2,000 m 以内で被爆した「基本群」全員
第2群（外近距離被爆者）	爆心地から2,000 – 2,499 m で被爆した「基本群」全員
第3群（遠距離被爆者）	第1群と年齢・性が一致するように選ばれた、爆心地から2,500 – 9,999 m で被爆した人
第4群（原爆時市内不在者）	第1群と年齢・性が一致するように選ばれた、原爆時に爆心地から10,000 m 以上離れた場所にいた人。 1950年の国勢調査時に広島・長崎に在住していたが原爆時には市内にいなかった人（2.7万人）。（NIC: Not in the City）

出所）放射線影響研究所（2017）「放射線影響研究所要覧」p.5より作成。
https://www.rerf.or.jp/uploads/2017/07/briefdescript_j.pdf

広島・長崎における放射線疫学では、第1～3群に含まれる約8万6千人の個々人の被ばく量を推定し⁷、被ばく量とがん登録データとを照合して被ばく量とがん罹患との関係を調べたり、死亡証明と照合して死因との関係を調査します。5年～10年ごとに報告の論文が書かれることがルーチン化しており、死亡については小笹氏らの2012年の論文（LSS第14報）⁸、がん罹患についてはグラント氏らによる2017年の論文⁹が最新のものです。

3 以下では放射線に注目する場合は、「被ばく」、原爆を経験したことや時点を表す場合には「被爆」と表記します。

4 広島・長崎の原爆被爆者の影響調査を行う日米合同の研究機関。前身は米国が設立した原爆障害調査委員会（ABCC）。

5 原子放射線の影響に関する国連科学委員会（United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation）。放射線被ばくのレベルや影響の評価を行うために1955年に設置された国連の委員会。

https://www.unscear.org/unscear/en/about_us.html

6 国際放射線防護委員会（The International Commission on Radiological Protection）。

1928年に医療分野でのX線やラジウムからの防護基準設定のために設立。その後、原子爆弾、原子力発電所など適用領域を広げ1950年から現在の名称。<https://www.icrp.org/>

7 放射線影響研究所（2017）の表2によると2013年時点で、第1から3群の93,741人中、被ばく量が推計されているのは86,671人とLSS14時点から若干、人数が増加しています。

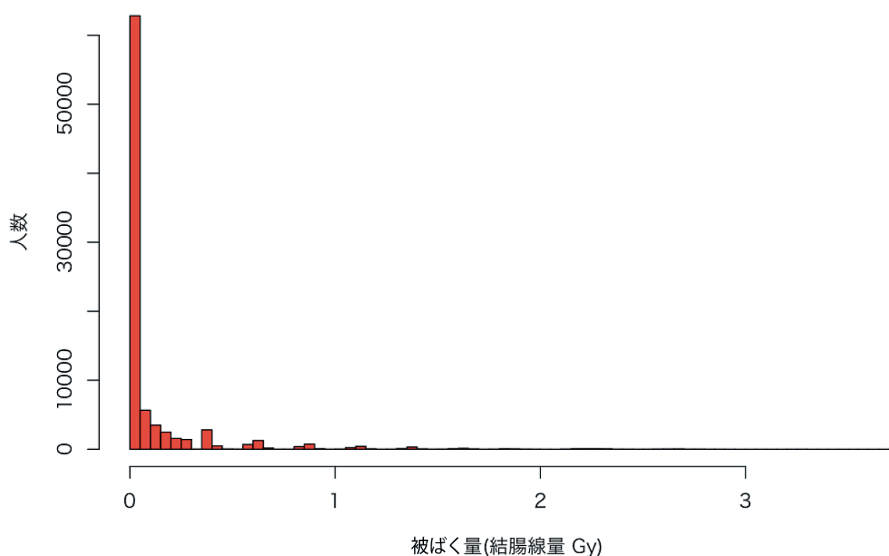
8 Ozasa et al. (2012), "Studies of the Mortality of Atomic Bomb Survivors, Report 14, 1950–2003: An Overview of Cancer and Noncancer Diseases," Radiation Research, 177 (3), 229–43. (放射線影響研究所 報告書（2012）「原爆被爆者の死亡率に関する研究 第14報 1950–2003年：がんおよびがん以外の疾患の概要」)

<https://www.rerf.or.jp/uploads/2017/08/rr1104.pdf> (日本語要約)

9 Grant et al. (2017), "Solid Cancer Incidence among the Life Span Study of Atomic Bomb Survivors: 1958–2009." Radiation Research 187 (5): 513–37.

このようなデータは全て個人ベースで記録されていますが、それを集計したデータが公開されています。ここでも、そのデータを用いて(再)分析してみます¹⁰。まずデータに含まれている原爆被爆者の被ばく量について見てみましょう。被ばく量(結腸線量)の度数分布(ヒストグラム)(図表7)の横軸はGy(グレイ)単位の被ばく量、縦軸が人数になっています。最大の被ばく量は3.72Gyで、平均値は0.12Gy、つまり120mGyになります。図表7のグラフによると、被ばく量が少ない人が大部分であることがわかります。中央値は10mGyですが、これは、このデータに含まれている8万6千人を被ばく量で順番に並べたときに、真ん中の人の被ばく量のことを指します。大切なのは、ちょうど数えて半分になるところにいる人の推定被ばく量つまり、中央値が、平均値よりもさらに低い10mGyになっている点です。グラフを見ると、これを反映するように、低いところにたくさんの人が集まっていて、高いところにはごくわずしかいないという分布になっています。原爆被爆者というと高線量を被ばくしたことを想像するかもしれませんが、そこまで高い線量ではないといえるかも知れません。これは、1950年時点で生存していた方が分析対象となっているためです。

【図表7： 広島・長崎被爆者の被ばく量の分布】



注) 放射線影響研究所のLSS14公開データ (<https://www.rerf.or.jp/library/data/lss14/>) より集計。
線量は22区分されているので、各区分の平均被ばく量、人数を考慮して集計した。N=86,611人。

10 放射線影響研究所のホームページから必要事項を記入すればダウンロードできます。
<https://www.rerf.or.jp/library/data/>

このデータに関して、被ばく量と死因の関係をまとめました（図表 8）。ここでは、被ばく量を粗く集計しています。最も被ばく量が少ない 0.005Gy つまり 5mGy 以下には 38,509 名が含まれ、このうち男性が 41.4%、被爆時平均年齢は 22.3 歳、亡くなられた方が 22,270 人いらっしゃいます。その中で、固形がん（血液がん以外のがん）で亡くなられた方が 4,621 人、白血病で亡くなられた方が 99 人です。人数の列の合計をみると、12 万人ではなく 8 万 6 千人が分析対象になっていることから、前述した第 4 群の方々、つまり、原爆時市内にいなかった方々は含まれていないことが分かります。死亡数の総数の合計をみると 8 万 6 千人のうち、約 5 万人が亡くなられて、うち固形がんが 1 万人程度、白血病が 318 人というデータです。それでは、このデータを使って、被ばくと固形がんによる死亡との関係を分析するにはどうすればよいでしょうか。

【図表 8： LSS 第 14 報（Ozasa et al. 2012）の分析対象】

被ばく量 (Gy)	人数	都市		性別		被爆時 年齢	死亡数		
		広島	長崎	男性	女性		総数	固形がん	白血病
～ 0.005	38,509	56.3%	43.7%	41.4%	58.6%	22.3	22,270	4,621	99
～ 0.1	29,961	75.9%	24.1%	41.2%	58.8%	22.1	17,292	3,653	78
～ 0.2	5,974	84.3%	15.7%	39.9%	60.1%	23.2	3,557	789	18
～ 0.5	6,356	79.7%	20.3%	39.0%	61.0%	23.4	3,898	870	27
～ 1.0	3,424	69.3%	30.7%	41.3%	58.7%	23.1	2,061	519	30
～ 2.0	1,763	65.3%	34.7%	46.1%	53.9%	22.2	1,127	353	39
2.0+	624	69.7%	30.3%	48.6%	51.4%	20.1	415	124	27
合計	86,611	67.5%	32.5%	41.2%	58.8%	22.4	50,620	10,929	318

注）死亡数・総数は固形がん、白血病以外の死因も含む。第 4 群（原爆時市内不在）は分析に含まない。放影研の第 LSS14 報 公開データ（<https://www.rerf.or.jp/library/data/lss14/>）より集計。

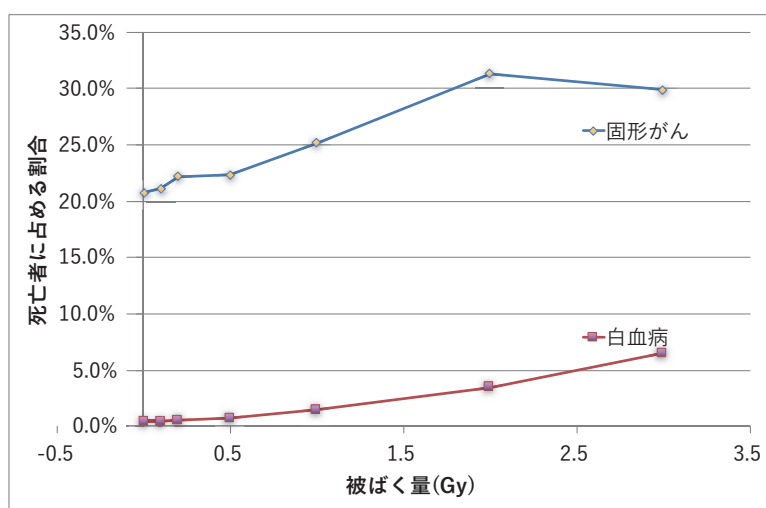
先ほどの外食の例のように、基本的には、横軸に被ばく量、縦軸に死亡者数をとって分析します。ただし、生の数字を、そのまま入れても線量毎に含まれる人数が異なるので、あまり意味がなく、工夫が必要です。このため、被ばく量毎に亡くなられた方の総数を分母にして、固形がんと白血病で亡くなられた方の割合（パーセント）を見ると分かりやすくなります（図表 9）。

固形がんて亡くなられた方々の割合は、被ばく量の少ない方々では 20.7% ですが、被ばく量が高いほどその割合が増加しています。白血病にも同じような傾向が見られます。これをグラフに描くと図表 10 のようになり、数字で見たときと直感的に合致します。被ばく量の増加とともに、亡くなる方々の割合が増えています。これで被ばくの影響があるようにも見えますが、被ばく以外の要因も考慮したもっと複雑な分析がされています。

【図表 9： LSS 第 14 報（Ozasa et al. 2012）の分析対象（加工して再掲）】

被ばく量 (Gy)	人数	都市		性別		被爆時 年齢	死亡数		
		広島	長崎	男性	女性		総数	固形がん	白血病
～ 0.005	38,509	56.3%	43.7%	41.4%	58.6%	22.3	100.0%	20.7%	0.4%
～ 0.1	29,961	75.9%	24.1%	41.2%	58.8%	22.1	100.0%	21.1%	0.5%
～ 0.2	5,974	84.3%	15.7%	39.9%	60.1%	23.2	100.0%	22.2%	0.5%
～ 0.5	6,356	79.7%	20.3%	39.0%	61.0%	23.4	100.0%	22.3%	0.7%
～ 1.0	3,424	69.3%	30.7%	41.3%	58.7%	23.1	100.0%	25.2%	1.5%
～ 2.0	1,763	65.3%	34.7%	46.1%	53.9%	22.2	100.0%	31.3%	3.5%
2.0+	624	69.7%	30.3%	48.6%	51.4%	20.1	100.0%	29.9%	6.5%
合計	86,611	67.5%	32.5%	41.2%	58.8%	22.4	100.0%	21.6%	0.6%

【図表 10： 被ばく量と固形がん、白血病の死亡割合のグラフ】

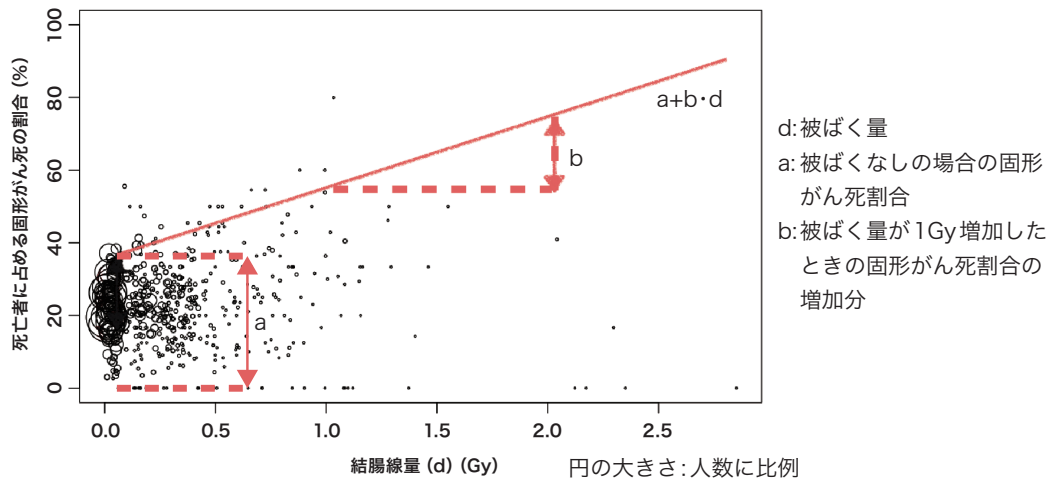


被爆者データ分析からの知見

ここでは被ばく量を粗く集計し、被ばく量だけに注目しましたが、図表 8 にあるように原爆に被爆された方々が広島、長崎のどちらにいたのか、性別、被爆時年齢、何歳まで生きたのかという情報も得られています。被爆時年齢や性別によって、放射線の影響が違ってくるかもしれません。

図表 11 は、放射線影響研究所が公開したデータのまま、グラフを描いたものです。横軸が被ばく量で、縦軸は固形がんて亡くなった人の割合になります。公開されているデータは、被ばく量、被爆時年齢、到達年齢といった連続量について、被ばく量は 22 区分、年齢については 5 歳毎に区分し、集計された表となっています。図表 11 の○の大きさは、その表の各セルに含まれる人数に比例しています。図表 10 のグラフと比べると、ばらつきが大きく、直線は明確ではありません。これは被ばく量が同じでも、被爆時年齢、到達年齢、性別などが異なるセルがあるためです。このようにばらつきは大きいのですが、前の例と同じく、図表 11 にあるような直線を引いてその傾きが 0 なのかどうかを検定する分析が放射線疫学でも行われています。

【図表 11：「固形がん死」についての実際のデータの分布】



ただし、被爆者の特性によってこの傾きが異なる可能性を考慮した **【式 2】** のような分析が行われます。被ばくしていない人の固形がん死亡率を基準として、被ばくによって死亡率がどれくらい変化するかを見るわけです。先ほどの例と同様、 b が 0 でなければ、被ばく量とともに死亡率が高くなることを意味します。

固形がんで亡くなった方の割合

$$= \text{被爆していない人の固形がん死亡率} \cdot (1 + \text{被爆者の特性} \cdot b \cdot \text{被ばく量}) \quad \text{【式 2】}$$

この **【式 2】** の「被爆者の特性・被ばく量」は、被爆していない人と比べた固形がん死の割合の増加分なので、「過剰相対リスク Excessive Relative Risk」と呼ばれます。

原爆被爆者データの分析では、傾きが被爆者の特性によって異なる可能性を考慮するため、この傾き b に被爆者の特性を考慮した修正項を掛けあわせします。ここで、被爆者の特性を **【式 3】** のように表現します¹¹。複雑に見えますが、30 歳で被爆した方が 70 歳でがんになったときの固形がん死のリスクを基準として考えているのです。上の **【式 2】** にあるように、被ばく量の傾き b に、これが掛け算されるので、 $b_1 \sim b_3$ がすべて 0 ならば、傾きは性別、被爆時年齢、到達年齢によらず、一定ということになります。一方 b_2 が正ならば、被爆時年齢が高いほど、被ばく量の傾き b がより急になること、つまり、放射線の影響がより強くなることを意味します。

$$\text{被爆者の特性} = (b_1 \text{ 性別}) \exp\{b_2 (\text{被爆時年齢} - 30) / 10 + b_3 \log (\text{到達年齢} / 70)\} \quad \text{【式 3】}$$

この推定結果をまとめたのが、図表 12 になります。表の見方は 1 章での外食支出額の分析と同じです。4 つの変数いずれも t 値の絶対値は 2 を越えており、 P 値も 0.05 以下で、95% 信頼区間も 0 をまたいでおらず、0 ではないといえます。被ばく量の係数は 0.42 となっています。これは上の **【式 2】** の b つまり、被爆者の特性を考慮しない被ばく量の傾きを表します。0.42 というのは、1Gy 被ばくすると固形がんで亡くなる人の割合が、被爆していない人と比べて 42% 増加することを意味します。「1Gy (もしくは Sv) 被ばくすると (固形) がん死のリスクが 5% 増加する」といった解説を聞いたことがあるかもしれません。その

11 実際には広島、長崎のどちらで被爆されたかも考慮していますが、ここでは簡略化しました。exp(x) は e^x のことです。ここで e は自然対数の底、つまりネイピア数 (オイラー数) 2.718 です。log はこの e を底とする対数です。

根拠がこの分析結果で、各年齢で被爆された方がその後、何歳まで生存するのかを計算し、それらを合計して求めます。

表の次の3つの行は、被爆者の特性の部分です。性別は女性を1、男性を-1としました。その傾きの係数が0.34ということは、女性の方が、傾きが急、つまりリスクがより高くなることを意味します。被ばく時年齢については、係数が-0.35とマイナスになっています。これは、被爆時年齢が高いほど、被ばくの影響により、がんで亡くなる確率は低くなるということを意味します。逆にいえば、若い人ほど被ばくの影響を大きく受けるという主張の裏付けになる数値です。これは3つの変数の中では一番重要な分析結果かも知れません。

【図表 12: Ozasa et al. (2012) の推定結果
(固形がん死:30歳で被ばくした方の70歳時点での過剰リスク)】

	推定値	標準誤差	t 値	P 値	有意水準	95% 信頼区間
b: 被ばく量 (結腸線量) Gy	0.42	0.05	8.40	<0.001	**	(0.32, 0.52)
b₁: 性別 (男性 -1、女性 1)	0.34	0.09	3.92	<0.001	**	(0.17, 0.51)
b₂: 被爆時年齢 (年齢 -30) /10	-0.35	0.08	-4.25	<0.001	**	(-0.51,-0.19)
b₃: 到達年齢 (年齢 /70)	-0.86	0.42	-2.03	0.04	*	(-1.69,-0.03)
サンプル数	53782					
乖離度	18299.0					

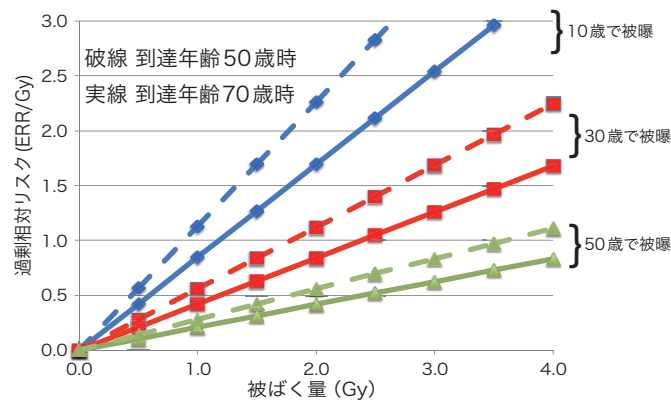
注) **:1% 水準で有意 * :5% 水準で有意

推定結果だけでは分かりづらいので、**式2**と**式3**に推定値を代入して、「被爆者の特性・b・被ばく量」を計算してみました(図表 13)。**式2**のbが、被ばく量が増えたときの固形がん死のリスクの増加分で、それが**式3**にある性別などによって変化することを意味していました。ここでは、10歳で被ばくした人、30歳で被ばくした人、50歳で被ばくした人(被爆時年齢)が、それぞれ50歳、70歳になったとき(到達年齢)に、固形がんて亡くなるとしてグラフを描きました¹²。図表 12 で説明したように、30歳で被ばくした人が70歳になったときを基準として分析しましたが、30歳の2つの直線のうち実線が、70歳になったときのリスクです。この直線で横軸が1Gyのときの縦軸が0.42となっています。これが図表 12 の0.42に対応しています。

このように、被爆時年齢や到達年齢にかかわらず右上がりの関係があります。ただし、若いときに被ばくした人ほど、直線の傾きが急になっており、同じ被ばく量でもがんて亡くなるリスクが高くなることが見て取れます。例えば、30歳で1Gy被ばくした人が70歳になったときの固形がん死のリスクは0.42ですが、10歳で被ばくした人は0.8ぐらいになっています。

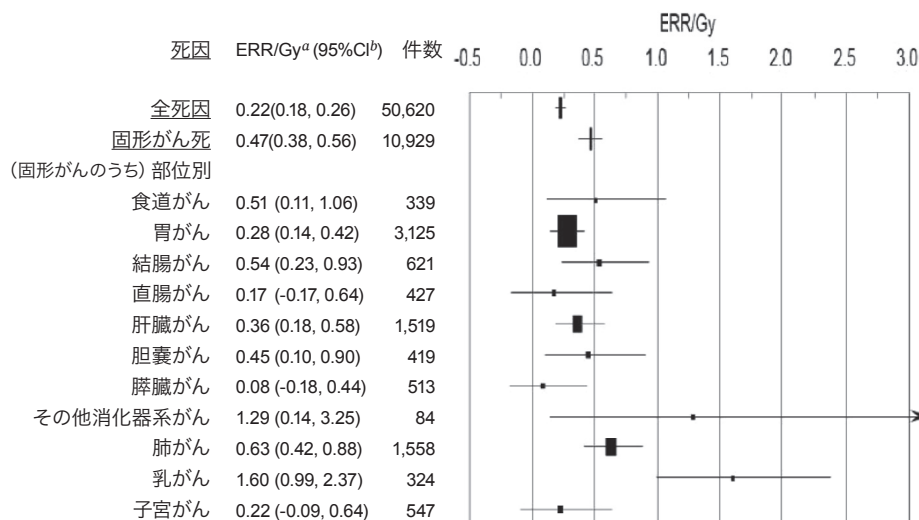
12 男女別に描くと煩雑になるので、男女平均を描きました。

【図表 13： 被爆時年齢、到達年齢別の固形がん死の過剰相対リスク（男女平均）】



ここまでは固形がんを説明しましたが、部位別の分析も行われています。図表 14 は固形がんを食道がんや胃がんなどに細かく分けて、同様に分析して得られた過剰相対リスク ERR とその信頼区間、(死亡) 件数をまとめたものです。見方について説明しますと、「固形がん死」について、0.47 が過剰相対リスク係数です。先ほどの説明では 0.42 だったのですが、ここでの分析では被爆者の特性を考慮していないので、若干の差が出ています。件数は先ほどと同じく固形がんて亡くなられた人数です。括弧内の (0.38, 0.56) が信頼区間で 0 を含まないので、この係数は 0 ではないといえます。右のグラフは信頼区間を図示したもので、四角い部分の中心が ERR の値、ひげのように伸びているのが信頼区間の下限と上限になります。下のひげが 0 にかかっていなければ、係数は 0 ではないといえます。固形がんは様々な部位で生じるので、部位別に分析すると、食道がん、胃がんの ERR は、それぞれ 0.51、0.28 で信頼区間が 0 を含まないのですが、直腸がんだと係数は 0.17 ですが、信頼区間に 0 を含むので、この係数は統計学的にみると 0 であることになります。つまり、固形がん全体として、過剰相対リスクが 0 でないことは明らかですが、部位別に見ると係数が有意ではない場合もあるということです。これは本当に被ばくの影響がない可能性もありますし、件数が少ないためである可能性もあります。ただし、人のリスクを評価する際には、どのがんになっても健康には問題があるわけですから、固形がん全体を考慮した分析結果に基づいて判断の方が適切でしょう。

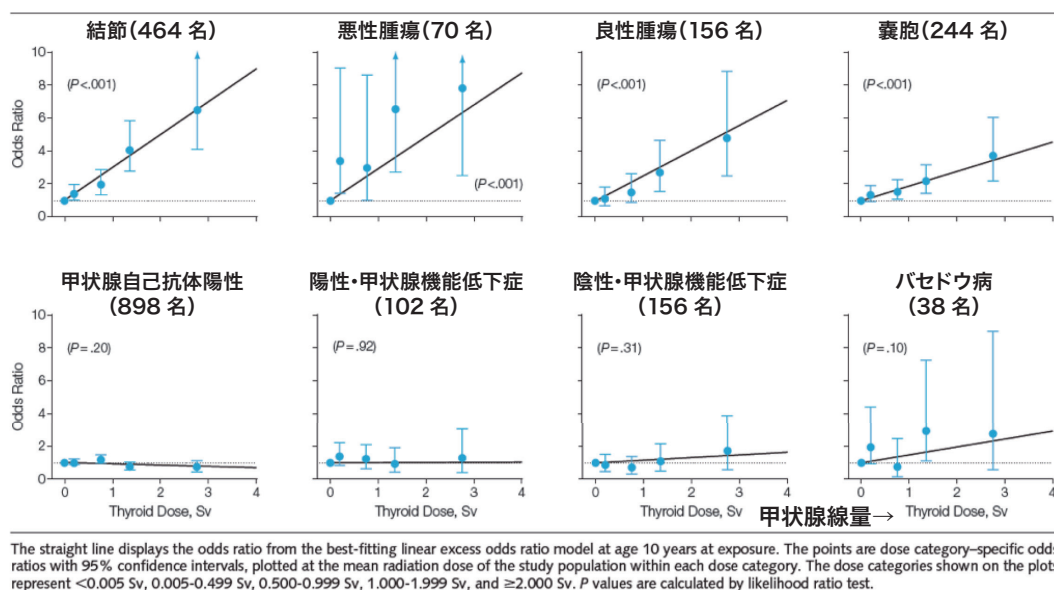
【図表 14： 部位別の過剰相対リスクと 95% 信頼区間】



注) 固形がん死の ERR が 0.42 ではないのは、被爆者の特性による影響の変化は考慮していないため。
出所) Ozasa et al. (2012) の一部を引用。■の大きさは件数に比例。

放射線被ばくによる甲状腺障害についても触れさせてください。寿命調査の対象者のうち約2万人の方には、健康診断を定期的に行っています。その結果から、各種の疾病との関係も分析されています(図表15)。ここではP値が図に示されています。P<0.001とは、P値が0.001、つまり0.1%よりも小さいことを意味します。福島県では、原発事故後、甲状腺がん注目されていますが、このデータの分析結果から、甲状腺の悪性腫瘍(がん)だけでなく、結節、良性腫瘍、嚢胞などについても、被ばく量と正の相関があるという結果が得られています。福島県の県民健康調査でも甲状腺結節のサイズや形状から、さらに精密な検査を行うかを判定していますが、結節の分析は行われていません。甲状腺がんだけでなく、結節などについても分析する必要があると思います。

【図表15: 原爆被爆者の被ばく量と甲状腺疾病】



出所) Imaizumi et al.(2006), "Radiation Dose-Response Relationships for Thyroid Nodules and Autoimmune Thyroid Diseases in Hiroshima and Nagasaki Atomic Bomb Survivors 55-58 Years after Radiation Exposure," JAMA, 295 (9), 1011-22.

閾値モデルの考え方

ここまでは、被ばく量(d)の増加とともに、固形がんなどの過剰発生リスクが直線的に増加するという線形(Linear)モデルを想定してきました。これを関数f(d)とすると次式で表せます。

$$L \text{ モデル: } f(d) = b \cdot d$$

はじめに述べたように、放射線に関しては「100ミリシーベルト(mSv)以下の線量なら発がんリスクなし」「100mSv以下では明らかなリスクの上昇は認められない」といった説明がされることがあります。これは100mSvまでの被ばくでは影響がなく、100mSvからは線形に影響が生じることを想定したモデルです。この場合の100mSvを閾値(いきち)と呼び、このようなモデルを「閾値モデル」と呼びます。

閾値モデルは例えば次のように定式化できます。ここでは100mSvを閾値としましたが、実際は閾値はわからないので、いろいろな閾値を仮定して分析する必要があります。

$$\text{閾値モデル: } f(d) = \begin{cases} 0 & (\text{被ばく量 } d < 100\text{mSv}) \\ b \cdot d & (\text{被ばく量 } d \geq 100\text{mSv}) \end{cases}$$

ここでは、より簡便な定式化として次式のように被ばく量の二次 (Quadratic) 関数で表現します。二次関数は中学校で習ったと思いますが、 $b>0$ の場合、 d が小さい範囲だとゆっくりと増加し、 d がある程度大きくなると急に増加するので、閾値モデルと似た変化をします。

$$\text{Q モデル: } f(d) = b \cdot d^2$$

ただし、すでに見たように固形がんは線形に増加する傾向がありそうなので、線形項 (Linear) と二次項 (Quadratic) の両方を導入した LQ モデルも比較のために推定されています。

$$\text{LQ モデル: } f(d) = b_1 \cdot d + b_2 \cdot d^2$$

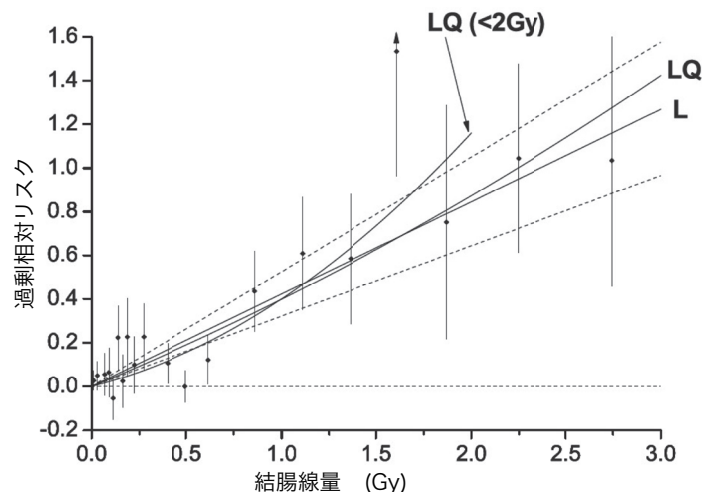
図表 16 のグラフを見てみましょう。全データを使って線形モデルを想定した結果が L、線形と二次項両方をいれた結果が LQ です。Q モデルについてはここには示されていません。詳細は省略しますが、先に紹介した AIC を比べると、線形モデルがもっともあてはまりのよいモデルでした。実際、図表 16 をみても L モデルと LQ モデルは被ばく量の小さい範囲ではほぼ重なっています。このように、閾値の可能性を含んだ LQ モデルよりも、閾値を前提としない L モデルの方がデータへのあてはまりが良いことが、原爆被爆者データの固形がん死の分析から知られています。

なお、LQ (<2Gy) とあるのは、被ばく量が 2Gy よりも低い範囲に限定して推定した結果を意味しています。2Gy よりも少ない人に限定すると、LQ モデルのあてはまりがよくなったとしていますが、なぜ 2Gy に限定するのか理由が不明ですし、2Gy よりも多く被ばくした方の情報を捨てていることになりますので、よい分析とはいえません。

一方で、白血病の発症の場合は、上に反った形の LQ モデルが最良となるという結果が得られています¹³。前述のように、固形がん死を部位別に分析すると、有意になるものとそうでないものがありました。どの関数型の当てはまりが良いかは、分析対象によって異なります。白血病は被ばく後、比較的早期に発症しましたが、図表 8 にあるように死亡数は 318 件です。これと比べると固形がん死は 1 万人以上に生じていることから、放射線防護を考える際には固形がん死のデータが重視されています。

13 Hsu, W. L. et al.(2013), "The Incidence of Leukemia, Lymphoma and Multiple Myeloma among Atomic Bomb Survivors: 1950-2001," Radiation Research, 179 (3), 361-82.

【図表 16： いくつかの関数型を想定した推定結果（固形がん死）】

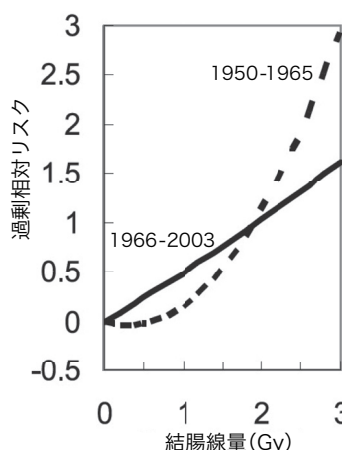


出所) Ozasa et al. (2012)

被ばく量と固形がん死との関係については、時代とともに亡くなる方が増加していくので、分析結果が変化する可能性があります。実際、調査初期の 1950 年から 1965 年の間に亡くなられた方々のデータを使って分析してみると、LQ 型のグラフの方が当てはまりが良いという結果が得られていました。しかしながら、1966 年から 2003 年のデータを使うと、直線型の方が当てはまりが良くなることが認められています（図表 17）。

ここで、図表 17 のグラフの古いデータを基に描かれている破線の反り方に注目してください。被ばく量が小さい範囲では、リスクが低下しているように見えます。このことから「被ばく量が少ない範囲では、被ばくによって固形がん死のリスクを低下させる」と主張する人がいます。これは、お酒はちょっとなら良いけど飲みすぎると体に悪いというのと同じ理屈です。微量の被ばくはむしろ良い影響があるという意味で、ホルミシス効果と呼ばれています。そのような主張をしている人の書いたものを見ると、亡くなった方が少ない初期のデータを用いた結果を紹介しています。しかし、データを蓄積していくと、直線型の方が当てはまりが良いことが明確に見えてきました。したがって、被ばく影響を評価するときには、長期的にデータを収集して分析する必要があることと、ホルミシス効果を主張する人は古いデータに基づいて主張していることが多く、当てにならないと考えていただいて良いと思います。

【図表 17： 初期と後期のデータを用いた推定結果】



出所) Ozasa et al. (2012)

分析の問題点

ここまで説明した中で、すでに様々な疑問が浮かび上がってきたのではないかと思います。原爆被爆者データ分析について、一つ目の問題点としては、先ほど申し上げたように、せっかく個人の被ばく量推定値や実際の年齢などのデータが集められているにも関わらず、分析の際にはカテゴリー化されていることが挙げられます。各個人に対して、グレイ単位の被ばく量が細かく推定されているにもかかわらず、それらを22区分して分析しているのです¹⁴。さらに、各区分に含まれる人数を見ると、一番被ばく量の低いカテゴリー ($\leq 0.005\text{Gy}$ 、つまり 5mGy 以下) に3万8千人が含まれています(図表8)。分析対象者8万6千人のうち、半分近い人が、このカテゴリーに含まれてしまっているのです。区分には区間の数と区間の幅をどう決めるかという問題があります。そもそもせっかく個人データがあるのに、あえて区分して情報を捨てることには、大きな問題があると思います。

もう一つの問題としては、閾値を知るためでしょうか、分析対象者を限定して分析することが挙げられます。先ほど、8万6千人のデータを使って分析すると、固形がん死の傾きの係数が、統計学的に有意に0.42になることを紹介しました。これは Ozasa et al. (2012) というがん死に関する最新の論文の結果でした。一つ前の論文 (Preston et al. 2003) では、図表18にあるように、被ばく量が低い方から順に分析対象を増やした分析を行いました¹⁵。まず、0.05 Sv 以下、つまり 50mSv 以下の人だけを対象に分析した場合、傾きは0.93となりますが、t値は1.09と2より小さくなっているため統計学的には傾き0ということになります。0.1 Sv (100mSv) まで用いても同様です。それが0.125 Sv (125mSv) まで用いるとt値が1.95まで上昇し、有意性の判定基準である2に近づきます。

おそらく 100mSv 閾値説の源流にはこの分析があると思います¹⁶。このような分析が不適切であることは、「統計学入門」のところで紹介しました。残念ながら、権威ある UNSCEAR でも、これと同じような分析が行われています。嘆かわしいところです。

【図表18： 分析対象を限定した分析】

線量範囲 (Sv)	ERR/Sv	t 値	P 値	有意水準
0-0.05	0.93	1.09	0.150	
0-0.1	0.64	1.16	0.300	
0-0.125	0.74	1.95	0.025	*
0-0.15	0.56	1.75	0.045	*
0-0.2	0.76	2.62	0.003	**
0-0.5	0.44	3.67	<0.001	**
0-1	0.47	4.70	<0.001	**
0-2	0.54	7.71	<0.001	**
0-4	0.47	9.40	<0.001	**

注) P 値は片側検定。 **:1% 水準で有意 * :5% 水準で有意
出所) LSS13 報 Preston et al. (2003) の Table 4 に加筆

Preston et al. (2003), "Studies of Mortality of Atomic Bomb Survivors. Report 13. Solid Cancer and Noncancer Disease Mortality: 1950-1997," Radiation Research, 160 (4), 381-407.

14 次のように区分されています。

0.005, 0.02, 0.04, 0.06, 0.08, 0.1, 0.125, 0.15, 0.175, 0.2, 0.25, 0.3, 0.5, 0.75, 1.0, 1.25, 1.5, 1.75, 2.0, 2.5, 3+

15 この論文では Sv (シーベルト) が用いられました。

16 Preston et al. (2003) は、この結果について線量が低い範囲に限定して分析しても、ERR の推定値が安定していると指摘しています。

質疑応答

①⇒「Gy (グレイ)」という単位は、Sv (シーベルト) に換算するとどのくらいですか。

原爆被爆者の場合、Gy と Sv は同じものだと考えて大丈夫です。論文によって Gy を使ったり Sv を使ったりしますが、原爆被爆者の方々については、 $Gy=Sv$ と考えていただいて問題ありません。

②⇒原爆被爆者の被ばく量はどのように見積もられたのですか。

調査時点で生存している被爆者個々人に、原爆投下当時はどこにいたか、番地や例えば部屋の中だったか外だったか、どのような体勢でいたかなどを調べます。また、原爆がどの高さで爆発し、放射線がどのように放射されたかを推定します。被ばく量は、この二つのデータを組み合わせて推定されたものです。

③⇒町の中で被爆した人々全員の情報が反映されていますか。

そうではありません。調査は 1950 年から開始されていますので、それ以前に急性被ばくで亡くなった方々は含まれていません。放射線ではなく建物の崩壊や火事などによって亡くなった方々も被爆者データには含まれていません。本日紹介するような分析結果は、あくまでも、長期的な被ばくの健康影響にフォーカスが当てられています。

④⇒原爆被爆者の被ばく量グラフに「結腸線量」ベースと書かれていたのはなぜですか。

甲状腺や脳など、色々な臓器について被ばく量を評価することができますが、原爆の場合は、全身被ばくしたということで、それを代表するために、固形がんの分析を行う際は体の一番奥にある結腸の被ばく量が使われています。

⑤⇒被ばく量 100mSv を巡って議論されているかと思いますが、それは時間的にいつからいつのことなのか知りたいです。私はすでに汚染地帯に住んでいるので、年間 10mSv 被ばくし続けている計算になります。

原爆被爆者の方々については、原爆投下直後、一瞬で被ばくしたことを仮定しています。これについては、爆発後も放射能は残留したことを無視しているとか、原爆投下後の黒い雨のように、内部被ばくを無視しているという批判もあります。

原発従業員について調査が行われており、10 年や 20 年など長期に渡る累積被ばく量と健康影響との分析が行われてきました。その結果、原爆被爆者の調査と類似した係数が得られることから、長期被ばくの 100mSv と一瞬被ばくの 100mSv でも大きな差はないと考えられています。

まとめ

- ・ 広島・長崎の被爆者については、長年にわたって12万人の追跡調査が行われており、被ばく量、被爆者の特性と死因や病気の罹患との関係が分析されています。
- ・ 被ばく量と固形がん死の関係については線形モデルが適切とされています。死亡者数が少ない時代の分析では、閾値モデルがあてはまるように見えてましたが、データの蓄積により、線形モデルの方が適切であることがわかりました。
- ・ ただし、個人別に推定されている被ばく量や年齢などの連続値のデータをカテゴリー化して分析する、分析対象を限定するなど、分析方法に問題があります。

3 章 福島県の県民健康調査における甲状腺検査

調査の概要・現状

福島県の県民健康調査による甲状腺検査¹⁷は、震災当時 18 歳以下の人々を対象に行われてきました。2020 年 10 月現在、5 巡目を迎えています。2011 年度から 2013 年度に行われた 1 巡目は「先行検査」と呼ばれていますが、これは、被ばくによる影響は 2～3 年では出てこないことを想定し、被ばくの影響がない状態を測定していたためです。被ばくの影響がみられるとしたら、それ以降だということで、2 巡目(2014～2015 年度)以降を「本格検査」と呼んでいます¹⁸。紹介するように、被ばくの影響がない状態を測定しているという想定自体、妥当か不明なので、以下では 1 巡目、2 巡目とよびます。現時点で、超音波検査器で参加者の甲状腺を診断する検査自体は 4 巡目まで終わっていますが、結果の公表、数字の確定には時間がかかるため、数字が確定したのは 3 巡目(2016～2017 年度)まで、数字を分析、解釈する「取りまとめ」が行われたのは 2 巡目までです。2 巡目までの結果を図表 19 にまとめました。

1 巡目で 115 名の「甲状腺がん、もしくは、疑い」が見つかりました¹⁹。この検査を行う前は、子どもの甲状腺がんは非常に珍しく、100 万人に 1 人ぐらいしか見つからないとされていたので、約 40 万人を検査してもあまり見つからないだろうとみられていました。しかし、115 人も見つかったため、様々な議論が噴出しました。ひとつには、通常ならば症状を自覚して受診することで見つかったものが、症状の自覚がない人に対しても超音波検査したため、多く見つかったという「スクリーニング効果」という説明がされました。また、甲状腺がんの成長には時間がかかるので、1 巡目で既存のがんが多く見つければ、2 巡目はほとんど見つからないだろうという「ハーベスト効果」という説明もありました。しかし、2 巡目でも 70 名が見つかったことで²⁰、「ハーベスト効果」という説明は妥当性を失いました。

被ばくの影響を考えるために、福島県県民健康調査検討委員会では 59 市町村を「避難区域等」「中通り」「浜通り」「会津地方」の四つに分けて集計し、地域差の有無を検討してきました。図表 19 にデータ、図表 20 に地域区分の地図を示します。1 巡目では、避難区域から 14 人、中通りから 65 人の「悪性ないし悪性疑い」が見つかりました。原爆被爆者の場合と同じで、生の数字を地域間で比較しても意味がないので、各地域の受診者数全体の何割にあたるかを計算します。割合(パーセント)のままでもいいのですが、疫学では 10 万人あたりに換算することが多いので、図表 19 には 10 万人あたりの「悪性ないし悪性疑い」も示しています。避難区域だと、検査受診者が 41,810 人なので、10 万人あたりに換算すると「悪性ないし悪性疑い」は 33.5 人となります。先ほど、通常の子どもの甲状腺がんの発生率は 100 万人に 1 人と説明しましたが、100 万人に 335 人という数字になるわけです。

17 福島県が福島県立医科大学へ委託して実施している健康調査。2011 年より、事故時 18 歳以下の福島県民(約 38 万人)を対象に甲状腺検査などを実施しています。

18 2019 年 10 月の講演時には当時の状況をお話しましたが、本稿ではその後の進展を踏まえてまとめました。

19 116 名が「悪性もしくは疑い」とされましたが、手術をした 1 名は良性だったことから 115 名としました。

20 実際は 71 名が見つかりましたが、この表では 1 巡目と 2 巡目を受診した人に限定しています。

【図表 19： 福島県甲状腺検査 1-2 巡目の結果（4 地域比較）】

地域	1 巡目					2 巡目（1 巡目を受診した方のみ）				
	避難区域等 13 市町村	中通り	浜通り	会津地方	合計	避難区域等 13 市町村	中通り	浜通り	会津地方	合計
甲状腺線量推定値 [mSv]*	24.7(25.2)	19.2	22.0	16.6	-	—巡目と同じ				
対象者数 (a)	47,769	199,416	70,538	49,926	367,649	47,769	199,416	70,538	49,926	367,649
一次検査受診者数 (b)	41,810	169,153	55,790	33,720	300,473	32,006	140,582	46,406	27,693	246,687
一次検査受診率 (b/a)	87.5%	84.8%	79.1%	67.5%	81.7%	67.0%	70.5%	65.8%	55.5%	67.1%
被爆時平均年齢 (標準偏差) [歳]	9.4 (5.3)	8.9 (5.1)	8.8 (5.0)	8.3 (4.6)	-	-	-	-	-	-
検査時平均年齢 (標準偏差) [歳]	10.4 (5.3)	10.7 (5.1)	11.2 (5.0)	11.2 (4.6)	-	11.8	11.9	12.6	12.3	12.1
女性 (割合)	49.0%	48.6%	48.8%	48.9%	48.7%	-	-	-	-	-
二次検査対象者数 (B 判定) (c)	221	1,229	509	334	2,293	329	1,135	379	221	2,064
B 判定率 (c/b)	0.53%	0.73%	0.91%	0.99%	0.76%	1.03%	0.81%	0.82%	0.80%	0.84%
2 巡目検査 B 判定中の 1 巡目検査 B 判定者数	-	-	-	-	-	69	391	161	110	731
2 巡目検査 B 判定中の 1 巡目検査 B 判定者	-	-	-	-	-	21.0	34.4	42.5	49.8	35.4
二次検査受診者数 (d)	197	1,122	472	299	2,090	281	920	308	166	1,675
二次検査受診率 (d/c)	89.1%	91.3%	92.7%	89.5%	91.1%	85.4%	81.1%	81.3%	75.1%	81.2%
細胞診実施数 (e)	94	304	106	50	554	38	119	24	9	190
細胞診実施率 (e/d)	47.7%	27.1%	22.5%	16.7%	26.5%	13.5%	12.9%	7.8%	5.4%	11.3%
細胞診実施数 (1 巡目検査 B 判定者)	-	-	-	-	-	0	10	14	4	28
悪性ないし 悪性疑い者数 (f)	14	65	24	12	115	17	39	10	4	70
同 割合 (g) = (f/b)	0.033%	0.038%	0.043%	0.036%	0.038%	0.053%	0.028%	0.022%	0.014%	0.028%
10 万人あたり悪性ないし 悪性疑い者 (g*10 万)	33.5	38.4	43.0	35.6	38.3	53.1	27.7	21.6	14.4	28.4
オッズ比 (会津地方 = 1)	0.94	1.08	1.21	1.00	-	3.68	1.92	1.49	1.00	-
細胞診ヒット率 (f/e)	14.9%	21.4%	22.6%	24.0%	20.8%	44.7%	32.8%	41.7%	44.4%	36.8%
悪性ないし 悪性疑い者のうち女性	-	-	-	-	77	-	-	-	-	39
性比 (女性 / 男性)	-	-	-	-	2.0	-	-	-	-	1.3
平均腫瘍径 mm	-	-	-	-	13.9±7.8	-	-	-	-	11.1±5.6
腫瘍径レンジ mm (最小 - 最大値)	-	-	-	-	5.1-45.0	-	-	-	-	5.3-35.6
1 巡目と 2 巡目の 平均検査間隔 (年)						2.48	2.07	2.18	1.87	2.12

注) 2 巡目の結果は 1 巡目にも受診した方に限定。1 巡目検査 B 判定者には C 判定者も含む。

出所) 1 巡目: 県民健康調査検討委員会(2017)「資料 2-1 県民健康調査『甲状腺検査(先行検査)』結果概要[平成 28 年度追補版]」(表 4, 表 9)

<http://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/attachment/219703.pdf>

甲状腺検査 評価部会 (2019)「甲状腺検査本格検査 (検査 2 回目) 結果に関する因子について」(表 1)

<https://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/attachment/330651.pdf>

2 巡目: 腫瘍径については県民健康調査検討委員会 (2018)「資料 3-2 県民健康調査『甲状腺検査【本格検査 (検査 2 回目)】』結果概要 (平成 29 年度追補版)」(表 6)

<https://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/attachment/273524.pdf>

UNSCEAR については図表 20 参照。括弧内は最大被ばく量シナリオ。

この 4 地域区分は、福島県において通常使用されている「浜通り」「中通り」「会津地方」のうち、「浜通り」「中通り」については、国が指定した避難区域等の 13 市町村とそれ以外に分けたものです²¹。このため、「浜通り」は上下 2 つに分かれています。図表 20 には、59 市区町村を 2 つの被ばく量で塗りわけてみました。同じ地域には同じような被ばく量の市町村が含まれているべきです。被ばく量の低い会津地方に含まれる市町村の被ばく量は全体的に低くなっていますが、その他の地域については様々な被ばく量の市町村が含まれています。このため、4 地域間での被ばくによる差が出にくい区分となっています。

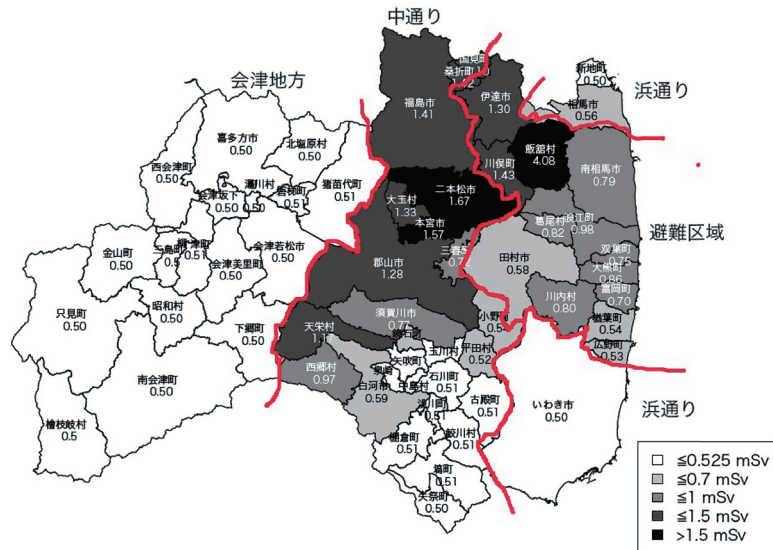
市町村別の被ばく量の推定値は公開されていますが、県民健康調査の検討委員会では、4 地域の被ばく量は数値としては扱われていません。ここでは図表 20 (b) にある UNSCEAR による、市町村別の 10

21 県民健康調査検討委員会 (2015)「資料 2-1 県民健康調査『甲状腺検査 (先行検査)』結果概要【確定版】(平成 27 年 6 月 30 日集計)」、
<https://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/attachment/129302.pdf>

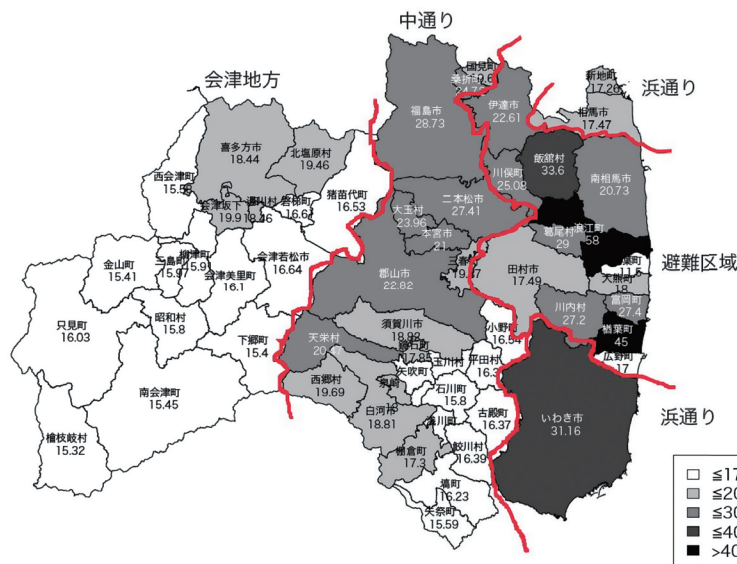
歳児の甲状腺吸収線量の推定値をつかって、4 地域の平均値を算出しました（図表 19 の一番上の行）。図表 20 (b) の地図をみるとわかるように「避難区域」の推定被ばく量が高くなり、「会津地方」が最も低いのですが、図表 19 での並び順とは異なり「浜通り」の方が「中通り」よりも高くなっています。

【図表 20： 福島県内 59 市区町村の被ばく量と 4 地域区分】

(a) 外部被ばく量推定値



(b) UNSCEAR の 10 歳児甲状腺吸収線量推定値 (平均)



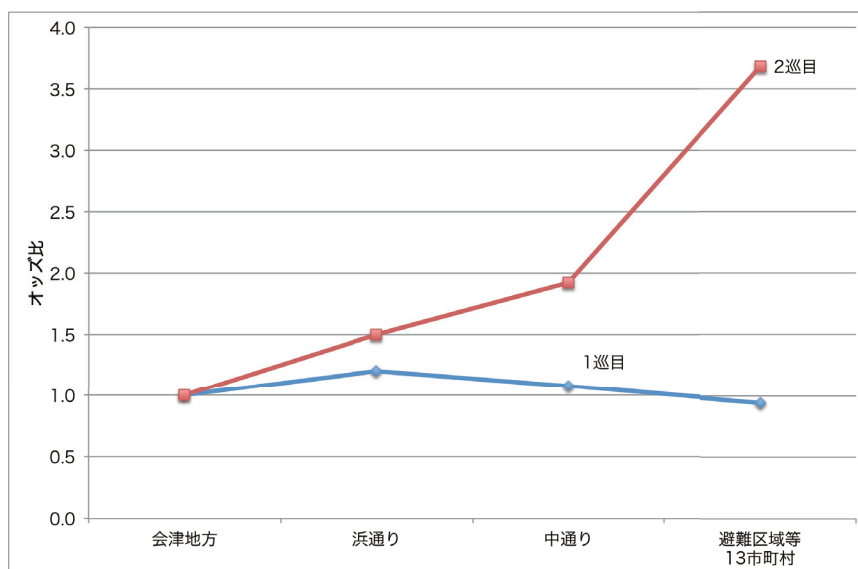
出所) (a)「県民健康調査」検討委員会(2020)「資料 1 県民健康調査『基本調査』の実施状況について」第 38 回「県民健康調査」検討委員会(令和 2 年 5 月 25 日)より集計(全年齢)。 <http://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/attachment/386023.pdf>
 (b)UNSCEAR (2014), "C-16 Thyroid Doses in Japan for the First Year, Attachments for UNSCEAR 2013 Report Vol. I, Scientific Annex A: Levels and Effects of Radiation Exposure to the Nuclear Accident after the 2011 Great East-Japan Earthquake and Tsunami,"
 (http://www.unscear.org/docs/reports/2013/UNSCEAR_2013A_C-16_Thyroid_doses_Japan_first_year_2014-08_corrected.pdf)
 UNSCEAR (2014), "C-18 Doses to Evacuees in Japan for the First Year, Attachments for UNSCEAR 2013 Report Vol. I, Scientific Annex A: Levels and Effects of Radiation Exposure to the Nuclear Accident after the 2011 Great East-Japan Earthquake and Tsunami,"
 (http://www.unscear.org/docs/reports/2013/UNSCEAR_2013A_C-18_Doses_evacuees_Japan_first_year_2014-08.pdf)

被ばくの影響でがんが生じたのであれば、被ばく量が多い地域ほど、甲状腺がんが多く見つかるはずで
す。1 巡目では被ばく量の最も高い避難区域で 10 万人あたり 33.5 人の甲状腺がんが見つかりましたが、
最も低い会津地方でも 10 万人あたり 35.6 人も見つっています。このように 4 地域での差がないこと
などから、検討委員会の下に設置された甲状腺評価部会では被ばくによる影響は考えにくいという結論が
出されました。なお、岡山大学の津田敏秀さんらは、4 地域ではなく 9 地域に区分して分析し、地域差
があるという結論を得ました。それに対して福島県立医科大学の人々を中心に批判のレターが投稿されま
したが、それらに対して、津田氏は反論しており、論文への批判は津田論文の結論を否定する内容では
ありませんでした²²。

2 巡目はどうでしょうか。2 巡目は 70 人²³が「悪性ないし疑い」と診断されました。1 巡目の 115 人よ
りも少なくなっていますが、大幅な減少とはいえないでしょう。10 万人あたりに換算すると、避難区域
で 53.1 人、中通り 27.7 人、浜通り 21.6 人、会津地方 14.4 人となり、線量が高いところほど数値が高
くなっています。図表 19 では被ばく量が高いと考えられる順に 4 地域が左から並んでいますが、グラフ
ではこれを逆転させて左から低いと想定されている順に 4 地域をとりました。そして、横軸、縦軸にオッ
ズ比をとってグラフにまとめました(図表 21)。オッズ比については補論にまとめましたが、このデータの場合、
発見率をもっとも低い会津地方を基準にして、各地域の発見率を割った値なので、1 を超えれば会津地
区よりも発見率が高いことになります。

図表 21 のグラフをみると、1 巡目については被ばく量との関係はなさそうに見えますが、2 巡目につ
いては被ばく量が多いと想定されている地域ほど発見率が増加していることがわかります。前述のように、
4 地区は被ばく量の高低のある市町村が混在しているという問題がありますが、それでも明確な関係が見
えています。この結果は、県民健康調査が想定していた、被ばくの影響が出るとしたら、1 巡目でなくて、
2 巡目からという考え方とも一致します。

【図表 21： 福島県甲状腺検査 1-2 巡目のオッズ比 (4 地域比較)】



22 なお、悪性ないし悪性疑いのある者の割合は 0.033% (避難区域)、または、0.043% (浜通り) と、非常に低くなっています。有意差がないのは、実際に被ばくの影響がないだけでなく、低い割合の差は、30 万人のサンプルでは有意な差を見出せない可能性も考えられます。

23 実際には 71 人ですが、図表 19 では 1 巡目、2 巡目とも受診した人に限定しているので 70 人となります。

注) 図表 19 のオッズ比をプロットした。図表 19 とは逆に左から 4 地域を並べた。

一方、評価部会での 2 巡目の結果を受けたとりまとめでは「先行検査で地域の差は見られなかったが、性、年齢等を考慮せずに単純に比較した場合に、本格検査（検査 2 回目）においては、避難区域等 13 市町村、中通り、浜通り、会津地方の順に高かった」²⁴と述べています。これを読むと、性別や検査時年齢を考慮すると、この差が縮まるような印象を受けます。しかし、図表 19 にあるように 4 地域の女性の割合は 49% 程度で地域差はありません。また、被ばく量が高い避難区域から先に検査をしているので、図表 19 にあるように 1 巡目、2 巡目とも避難区域の検査時平均年齢はもっとも若くなっています。甲状腺がんは（検査時）年齢が高くなるほど見つかる割合が高くなるので、検査時年齢を考慮した分析をすれば、避難区域の発見率がより高くなり、地域差をより拡大することになります。よって、とりまとめのような書き方は極めて不適切です。

とりまとめでは、この他にも 1 巡目と 2 巡目の検査間隔が長いほど、甲状腺がんが見つかる可能性が高くなるとされています。1 巡目は 3 年間、2 巡目は 2 年間で行われたので、図表 19 の最下行にあるように最初に検査された避難区域の平均検査間隔は、2.48 年であるのに対して、会津地方は 1.87 年となっています。会津の方が検査の間隔が短いので甲状腺がんが見つかる割合が低くなっている可能性はありますが、検査間隔は $2.48/1.87=1.3$ 倍の違いしかないので、発見率における $53/14=3.8$ 倍の違いを説明できません。

甲状腺検査では超音波で検査して問題がありそうな場合に甲状腺の細胞を採取して診断します（細胞診）。図表 19 にあるように 1 巡目、2 巡目とも避難地域でもっとも細胞診の実施率が高くなっています。被ばく量が高いので心配して細胞診が多く行われた結果、多くの甲状腺がんが見いだされたのではないかと指摘されました。細胞診が行われた者のうち、実際に悪性であった者の割合をヒット率と呼びましょう。1 巡目のヒット率は、14%（避難区域）から 24%（会津地方）まで 2 倍近く差があります。しかし、2 巡目については「中通り」が 32.8% と低くなっているものの、避難区域 44.7%、会津地方 44.4% と差はありません。心配して（がんの可能性が低いのに）細胞診したのならばヒット率は低くなるはずですが、地域によるヒット率の差はほとんどないので、この説明もあてはまりません。

24 甲状腺検査評価部会（2019）「資料 1-2 甲状腺検査本格検査（検査 2 回目）結果に対する部会まとめ」第 36 回「県民健康調査」検討委員会（令和元年 10 月 7 日）<http://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/attachment/351387.pdf>

補論2 リスク、オッズ、リスク比、オッズ比について

ここでは疫学で使われる指標を紹介します。

100 人を検査して、10 人にがんが見つかった場合、がんのリスクは 10% ということができます。

$$\text{がんのリスク} = p = \frac{\text{がんの人数}}{\text{検査対象者数}}$$

上ではがんが見つかった人だけに注目しましたが、100 人の検査人のうち、がんではない人が 90% いることになります。これらを比べて、がんが見つかった人(10%)は、見つからなかった人(90%)の 1/9 しかないということもできます。このように「がんが見つかった人の割合」と「見つからなかった人の割合」の比をオッズと呼びます。

$$\text{がんのオッズ} = \frac{\text{がんの割合}}{\text{がんでない人の割合}} = \frac{p}{1-p} = \frac{\frac{\text{がんの人数}}{\text{検査対象者数}}}{\frac{\text{がんでない人数}}{\text{検査対象者数}}} = \frac{\text{がんの人数}}{\text{がんでない人数}}$$

がんのリスクは上式にあるように検査対象者数を使わなければ計算できませんが、オッズは検査対象者数を使わなくても計算できます。疫学で扱うデータは、「過去 1 年間にある地域でがんが見つかった人」のように分母が明確に規定できない場合が多いので、オッズで議論することが多いようです。また、がんが何によって生じているのか、といった分析をする場合には、 p を従属変数とした回帰分析を行うことになります。その際、 p は割合なので 0 から 1 の間の値となるように制約した分析をしなければなりません。一方、オッズについては、対数をとった $\log\{p/(1-p)\}$ が $-\infty$ から ∞ の値をとるので、このような制約を考えなくても分析できるというメリットがあります。

次に、がんの検査を地域 A と B でそれぞれ 100 人に対して行い、それぞれ 20 人、10 人にがんが見つかったとしましょう。

補論表： 2 つの地域でのがん検査の結果とリスク、オッズ

	がんあり	がんなし	合計	リスク	リスク比 (地域 B を基準)	オッズ	オッズ比 (地域 B を基準)
地域 A	20 人	80 人	100 人	20/100=20%	20%/10%=2.0	0.2/(1-0.2)=0.25	0.25/0.111=2.25
地域 B	10 人	90 人	100 人	10/100=10%	10%/10%=1.0	0.1/(1-0.1)=0.111	0.111/0.111=1.0

この場合、地域 A のがんのリスク (p_A) は 20%、地域 B (p_B) では 10% となります。地域 A は地域 B と比べてがんのリスクが 2 倍、高いといえます。このように 2 つのリスクの比をリスク比もしくは (B を基準にした A の) 相対リスクと呼びます。直感的にわかるように、この値が 1 よりも大きければ地域 A は B よりも、がんのリスクが高いことになります。

$$\text{がんのリスク比 (もしくは相対リスク)} = \frac{\text{地域 A でのがんのリスク}}{\text{地域 B でのがんのリスク}} = \frac{p_A}{p_B}$$

オッズについても同様に 2 つの地域のオッズを比較した値をオッズ比と呼びます。地域 A のオッズは $0.2/(1-0.2)=0.2/0.8=0.25$ 、地域 B は $0.1/0.9=0.111$ なので、地域 A のがんのオッズは地域 B よりも $0.25/0.111=2.25$ 倍高いということになります。リスク比は地域 B を基準にした地域 A のがんの割合（リスク）の大きさを意味しますが、オッズ比は「がんでない人に比べて、がんの人が何倍いるか」を比べた量なので、解釈するときには注意が必要です。ただし、がんの割合が 1% のように低い場合、オッズ $p/(1-p)$ の分母 $1-p$ は、 $1-0.01=0.99$ と、ほぼ 1 になるので、オッズは p 、つまりリスクと等しくなります。がんの割合が低い場合には、オッズ比とリスク比は同じと解釈しても問題ありません。

$$\text{がんのオッズ比} = \frac{\text{地域Aでのがんのオッズ}}{\text{地域Bでのがんのオッズ}} = \frac{\frac{p_A}{1-p_A}}{\frac{p_B}{1-p_B}}$$

ここでは 2 つの地域を比較しましたが、福島県での甲状腺検査では 4 地域に区分し、もっとも被ばく量が小さいと考えられる会津地域を基準、つまり分母としてオッズ比が計算されています。1 巡目の甲状腺検査での甲状腺がんの発見率は 0.03% と低いので、オッズ比はリスク比と考えて問題ありません。

地域分析に代わる不適切な分析

このように、2 巡目では地域差があるように見えるにもかかわらず、甲状腺検査評価部会は、4 地域での分析を無視してしまいました。この分析に替えて、甲状腺検査評価部会では、UNSCEAR の甲状腺吸収線量の推定値を使った分析が提案されました。これについては当初は私も期待しました。これまでの分析では、被ばく量との関係は分析されていなかったのですが²⁵、UNSCEAR は 59 市町村ごとに平均被ばく量を推定しています。4 地域分析のように区分して集計せずに、公開されている市町村別の被ばく量推定値と、甲状腺がんの発見率を分析することを期待したのです。しかし、残念ながらそうではないどころか、極めて不適切な分析が行われました。

まず、被ばく時 5 歳以下を分析から除外し、被ばく時 6-14 歳、15 歳以上にわけて分析したのです。そもそも、被ばく時 5 歳以下の人を分析から除いている理由が不明です。同様に被ばく時 6 ～ 14 歳と 15 歳以上に分ける理由も不明です。「1 章 統計学の基礎」で説明したように、いくつに区分するのか、年齢層の範囲をどう設定するのかという任意性の問題があります。また、分割して分析すると、サンプル数が減少し、被ばくの影響を検出しにくくなります²⁶。

さらに、UNSCEAR の被ばく量の推定値は、市町村別に例えば 20.3mSv のように連続量として推定されているのに、これについても「20mSv 以下、25 mSv 以下」のようにカテゴライズしたのです。カテゴライズには上述の任意性の問題がありますし、11mSv と 19mSv がともに「20mSv 以下」にまとめられてしまいます。このような操作によって変数間の関係が見えにくくなることも、「統計学の基礎」で紹介しました²⁷。そもそも、「2 章 放射線疫学入門」で見てきたように、被ばくの影響は線形に増加することが知られているのでカテゴライズする必要はありません。カテゴライズするならば、カテゴライズした推定結果と線形で推定した結果を比較して、どちらが妥当かを比較すべきです。

提出された結果の一例が図表 22、23 です。先行検査（1 巡目）と本格検査（2 巡目）に分けて、性、年齢など複数の要因も考慮した分析を行っています。しかし、グラフが示されているだけで、検査人数、甲状腺がんの人数、モデルの適合度など必要な数値が示されていません。それらがわかれば、我々も検証できますが、できないのです²⁸。

図表 22 は「6 ～ 14 歳」のデータを分析した結果で、横軸は被ばく量、縦軸の○は前述のオッズ比、それから上下に出ているひげが信頼区間です。ひげが 1 をまたがなければ、被ばく量がもっとも低い地域と甲状腺がんの発見率に有意な差があることになります。図表 22 では被ばく量とオッズ比はジグザグしており、明確な関係は見えず、信頼区間はいずれも 1 を含んでいます。このため、被ばく量と甲状腺がんの発見率には関係がないという結論になります。

25 県民健康調査の基本調査で個人の外部線量は推定されています。統計学の基礎の章で見たように、各個人の被ばく量と、その人が後に甲状腺がんになったか否かを分析すれば、それなりに精度の高い分析ができると思いますが、被ばく量のデータそのものを使った分析はされていません。

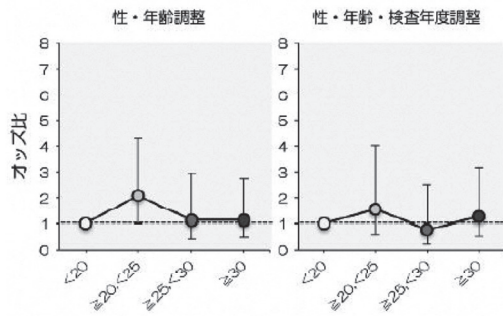
26 1 巡目の 1 次検査受診者の被ばく時年齢の分布は 0 ～ 5 歳 87,794 人、6 ～ 10 歳 92,005 人、11 ～ 15 歳 86,120 人、16 歳以上 34,554 人。

27 被ばく線量は市町村別に平均値を連続量として推定していますが、なぜか 6 ～ 14 歳では「<20、<25、<30、 $\geq$ 30mGy」、15 歳以上では「<10、<15、<20、 $\geq$ 20mGy」にカテゴライズされています。

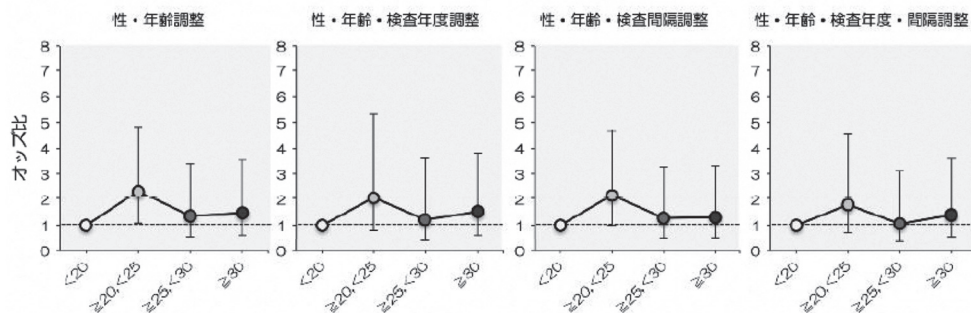
28 その後公開された論文では数値が記載されています。

【図表 22： 震災時 6 ～ 14 歳（甲状腺吸収線量「最小値シナリオ」）の集計結果】

A. 先行検査



B. 本格検査



出所) 甲状腺検査評価部会 (2019) 「資料 1-2 市町村別 UNSCEAR 推計甲状腺吸収線量と悪性ないし悪性疑い発見率との関連」
第 13 回甲状腺検査評価部会 (2019 年 6 月 3 日)
<http://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/attachment/330129.pdf>

衝撃的なのが震災時 15 歳以上についての分析結果です (図表 23)。右下のグラフでは、被ばく量が多い人ほど、甲状腺がんの発見率が減る結果となっています。「 $\geq 15<20$ 」つまり被ばく量 15-20mSv では○からでるひげは 1 をまたいでいないので、最も被ばく量が少ない者と比べると甲状腺がんの発見率が有意に低いことになります。このように被ばく量が多いほど甲状腺がんが減るというのは、これまでの原爆被爆者をはじめとした放射線疫学の分析結果に全く反するものです。これがもし本当だとしたら、放射線被ばくが体にいいというホルミシス効果を主張する人は喜ぶでしょう。その後、公開された論文²⁹によると、15 歳以上のサンプルでは、被ばく量が低いカテゴリでは 6.8% から 19.2% の 2 次検査参加者に細胞診を行っていましたが、最も被ばく量の高いカテゴリでは 1% の人にしか行っていませんでした。右下がりになった理由の一つは、このためだと考えられます。

これまでの知見を覆すような結果にもかかわらず、この分析が委員会承認されました。その結果、震災時 6 ～ 14 歳だと図表 22 にあるようにギザギザした反応で一貫した傾向がないが、15 歳以上だと負で有意な相関があるという結果になり、被ばく量と甲状腺がんの発見率に一貫して増加する傾向は見られないので、「甲状腺がんと放射線被ばくとの関連は認められない。」とされました³⁰。

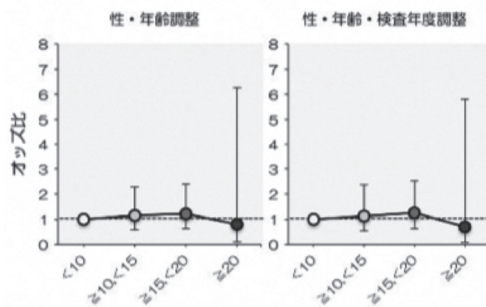
29 Ohira et al. (2020), "Absorbed Radiation Doses in the Thyroid as Estimated by UNSCEAR and Subsequent Risk of Childhood Thyroid Cancer Following the Great East Japan Earthquake," J Radiat Res.61 (2), 243-48.

30 次のように述べられています。

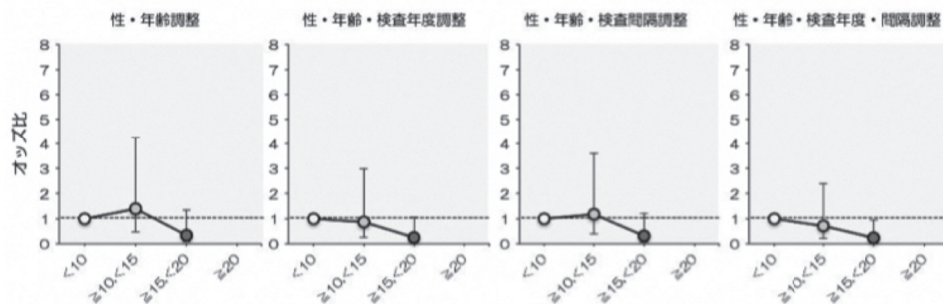
「発見率に影響を与える要因を可能な限り調整し、暫定的に年齢別・市町村別 UNSCEAR 推計甲状腺吸収線量を用いて行った線量と甲状腺がん発見率との関連の解析においては、線量の増加に応じて発見率が上昇するといった一貫した関係（線量・効果関係）は認められない。」
「よって、現時点において、甲状腺検査本格検査（検査 2 回目）に発見された甲状腺がんと放射線被ばくとの関連は認められない。」
甲状腺検査評価部会 (2019) 「資料 1-2 甲状腺検査本格検査（検査 2 回目）結果に対する部会まとめ」第 36 回「県民健康調査」検討委員会 (令和元年 10 月 7 日)
<http://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/attachment/351387.pdf>

【図表 23： 震災時 15 歳以上（甲状腺吸収線量「最小値シナリオ」）の集計結果】

A. 先行検査



B. 本格検査****



出所) 甲状腺検査評価部会(2019)「資料 1-2 市町村別 UNSCEAR 推計甲状腺吸収線量と悪性ないし悪性疑い発見率との関連」
第 13 回甲状腺検査評価部会(2019 年 6 月 3 日)
<http://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/attachment/330129.pdf>

もし、このような分析をするとしたら、「1 章 統計学の基礎」で紹介したように少なくとも、震災時「6～14 歳」「15 歳以上」に分けた場合と、分けずに分析した場合のモデルのあてはまりを比較すべきです。被ばく量についても、区分した分析と線形とした分析を行い、そのあてはまりを比較すべきです。それをしていないので、データに対してもっともよいモデルが選ばれたとはいえません。

委員の何人かにはここで指摘したような意見のメールも送りましたが、返答もなく、委員会場でこれを指摘する委員もいませんでした。分析について問題があることや、放射線疫学の過去の基礎的な知見と全く反する結果を委員が指摘できないことは非常に問題です。

1 巡目では 4 地域の比較で結論づけをしながら、2 巡目については 4 地域での分析を完全に捨てて、まったく別の不適切な分析がされている点は、研究計画を変更したことにもなります。1 巡目の検討部会長のとりまとめ(案)には、「今後、仮に被ばくの影響で甲状腺がんが発生すると、どういうデータ(分析)によってそれが確認できるのか、裏返していえば、どういうデータ(分析)が現れなければ『影響はなかった』と判断できるのか、その点の『考え方』を予め示す必要がある。これが全くないと、『後付けで』評価がなされるかもしれないとの疑念をいわずに招いてしまうこととなる。(下線は引用者が付加)」³¹と書かれていました。この下線部を削除して「甲状腺検査に関する中間取りまとめ」とされましたが、結局「考え方」は示されず、それまで行われてきた 4 地域区分を捨て去り、本文で紹介した「後付け」の不適切な分析が行われました。2 巡目までは 59 市町村レベルでの集計結果が公表されていたので外部の研究者が分析し、地域差や被ばく量との有意な関係があることを見いだしてきました(補論 3 参照)。しかし、それら

31 甲状腺検査評価部会(2015)「資料 2 甲状腺検査に関する中間取りまとめ(部会長取りまとめ案)」第 6 回「甲状腺検査評価部会」(平成 27 年 3 月 24 日開催) <https://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/attachment/107582.pdf>

は検討委員会、評価部会では取りあげられませんでした。さらに、3 巡目以降は 2 巡目のとりまとめで捨てられた 4 地域に集計した結果しか公表されなくなってしまう、外部研究者による分析や検証がほぼ不可能となっていました。県民健康調査検討委員会、甲状腺検査評価部会とともに、メンバーを少し入れ替えて引き続き行われています。しっかり分析するか、それができないならば、外部の研究者にもデータを公開して欲しいものです³²。

補論 3 外部研究者による甲状腺検査の分析結果

ここまで福島県民健康調査検討委員会および甲状腺検査評価部会における分析について話しましたが、2 巡目までは 59 市町村別のデータが公開されてきたため、他の研究者が分析し、論文としてまとめています。福島県立医科大学の研究者による論文は、私の知っている限りでは被ばく量と甲状腺がんの発見率には有意な関係がないとしたもののみです³³。それに対して、ご存知かも知れませんが、岡山大学の津田敏秀さんらは 2016 年の論文で 1 巡目について地域差があるという結論を得ています³⁴。

2 巡目については、福島県立医科大学の大平哲也さんらは有意差がないと報告しています³⁵。これに対して津田さんは 2018 年の論文で 2 巡目についても地域間で有意差があるという結論を報告しています³⁶。加藤聡子さんは 1、2 巡目をまとめ、5 地域で比較し被ばく量と有意な関係があることを報告しています³⁷。

これら論文は、59 市区町村のデータがあるにも関わらず、検討委員会や福島県立医科大学の論文では 4 地域、大平さんらだと 3 もしくは 5 地域、津田さんだと 9 地域など、地域区分の問題があります。被ばく量のデータを使っていない論文では、有意差が得られるか否かは区分の方法に依存する部分が大きくなります。被ばく量を使って分析を行うことで、区分の影響が小さくなるようにすべきだと思います。そもそもできれば 59 市町村をそのまま分析した方が良いと考えています。山本英彦さんらは、1、2 巡目について 59 市区町村のまま分析し、外部被ばく量と甲状腺がんの発見率に有意な関係を見いだしました³⁸。

32 「学術研究目的のためのデータ提供に関する検討部会」で外部の研究者へのデータ提供が検討され、2019 年 6 月には報告書

(<http://www.pref.fukushima.lg.jp/uploaded/attachment/368109.pdf>) もまとめられましたが、いまだに実施されていません。

33 Suzuki et al. (2016), "Comprehensive Survey Results of Childhood Thyroid Ultrasound Examinations in Fukushima in the First Four Years after the Fukushima Daiichi Nuclear Power Plant Accident," *Thyroid*, 26 (6), 843-51.

Ohira et al. (2016), "Comparison of Childhood Thyroid Cancer Prevalence among 3 Areas Based on External Radiation Dose after the Fukushima Daiichi Nuclear Power Plant Accident: The Fukushima Health Management Survey," *Medicine (Baltimore)*, 95 (35), e4472.

34 Tsuda et al.(2016), "Thyroid Cancer Detection by Ultrasound among Residents Ages 18 Years and Younger in Fukushima, Japan: 2011 to 2014," *Epidemiology*, 27 (3), 316-22.

35 Ohira et al. (2018), "Associations between Childhood Thyroid Cancer and External Radiation Dose after the Fukushima Daiichi Nuclear Power Plant Accident," *Epidemiology*, 29 (4), e32-e34.

Ohira et al. (2019), "External Radiation Dose, Obesity, and Risk of Childhood Thyroid Cancer after the Fukushima Daiichi Nuclear Power Plant Accident: The Fukushima Health Management Survey," *Epidemiology*, 30(6):853-60

36 津田敏秀 (2018) 「甲状腺がんデータの分析結果と疫学理論 :2017 年 10 月 23 日 第 28 回福島県『県民健康調査』検討委員会発表より」科学 (岩波書店)、88 (1)、42-49.

37 Kato, Toshiko (2019), "Re: Associations between Childhood Thyroid Cancer and External Radiation Dose after the Fukushima Daiichi Nuclear Power Plant Accident," *Epidemiology*, 30 (2), e9-e11.

38 Yamamoto, H., K. Hayashi, and H. Scherb (2019), "Association between the Detection Rate of Thyroid Cancer and the External Radiation Dose-Rate after the Nuclear Power Plant Accidents in Fukushima, Japan," *Medicine (Baltimore)*, 98 (37), e17165.

また、甲状腺がん注目されますが、その前駆段階である甲状腺結節にも注目すべきです。2章の放射線疫学入門で紹介したように、原爆被爆者の分析によると、被ばくによって甲状腺結節なども生じます。私も59市町村のUNSCEARの市町村別の甲状腺線量推定値、結節や甲状腺がんの関係を分析し、有意な関係があることを確認しています³⁹。秋葉澄伯さんは、この結果を確認するための分析を行い、避難区域はそれ以外の地区と比べて甲状腺結節の発見率が高いことを示しました⁴⁰。

まとめ

- ・ 福島県の県民健康調査では、放射線の健康影響に対する県民の不安に対応すべく、当時18歳までの子どもの甲状腺検査が開始されました。2020年10月現在、2巡目までの分析結果のとりまとめが発表され、甲状腺がんの増加に対して「原発災害の放射線との関連は考えにくい」とされていますが、大きな問題があります。
- ・ 1巡目は4地域に区分した分析によって、甲状腺がんの発見率に地域差がないこと等から、放射線の影響とは考えにくいと結論づけられました。2巡目は同じ地域区分では地域差があるにもかかわらず、その結果は捨て去られました。それに替わって、UNSCEARの甲状腺吸収線量推定値を用いた分析が行われましたが、原発災害発生時5歳以下を除外し、「6～14歳」「15歳以上」に分ける、線量をカテゴライズするなど、分析方法に問題があります。特に「15歳以上」については被ばく量と甲状腺がんの発見率に負で有意な相関があったという、これまでの知見に反する結果が得られましたが、委員会ではそれへの批判もありませんでした。
- ・ 福島県民健康調査のデータの分析方法については、多くの疑問が残ります。被ばく影響の判定方法を含めた分析方法を事前に確定し、それに基づいた分析を行うべきです。結果の妥当性の確認やより適切な分析を行うために匿名化されたデータを外部の研究者にも公開すべきです。

39 Hamaoka, Yutaka (2013), "A Possible Warning from Fukushima: A Preliminary Analysis of Radiation Dose and Occurrence of Thyroid Nodules Using City- and Village-Level Data," in MELODI 2013 Workshop. Brussels, Belgium, Oct. 8, 2013:

https://www.melodi2013.org/-/media/Files/Melodi/presentations/08102013/Fukushima/Hamaoka_A-Possible-Warning-from-Fukushima_A-Preliminary-Analysis-of-Radiation-Dose.pdf

濱岡豊 (2015) 「放射線被ばくと甲状腺結節 関連研究のサーベイと福島甲状腺検査の分析」科学 (岩波書店)、85(6), pp. 586-9

40 Akiba et al. (2017), "Thyroid Nodule Prevalence among Young Residents in the Evacuation Area after Fukushima Daiichi Nuclear Accident: Results of Preliminary Analysis Using the Official Data," Journal of Radiation and Cancer Research, 8 (4), 174-9.

統計学や被ばく影響を学ぶ・考えるための文献紹介

この講演録では統計学の考え方、使い方を理解して頂くために、重要な点の概略を紹介しました。興味をもたれたり、もっと学びたい方のために、入門的な図書などを紹介します。

① 統計学について

統計学をまじめに学ぼうとすると、数式が出てきて、さらにさまざまな分布のことを紹介し、その後、統計的推測、仮説検定、回帰分析という構成になっている本が多いと思います。多くの人は前半部分で挫折してしまいます。そうならないよう、まずは読み物、教科書の順に紹介します。

1) 入門的な読み物

・西内啓 (2013) 『統計学が最強の学問である データ社会を生きぬくための武器と教養』ダイヤモンド社
統計学の有用性や考え方を短めの 31 の節で紹介した読みやすい内容でベストセラーになりました。11 節に p 値の説明、19、20 節で回帰分析の考え方が紹介されています。その後、「実践編」「数学編」「ビジネス編」も刊行されました。

・中室牧子、津川友介 (2017) 『「原因と結果」の経済学 データから真実を見抜く思考法』ダイヤモンド社
タイトルにあるように因果関係を分析するための方法の紹介ですが、有意とは何かの考え方や回帰分析の考え方、留意点などがわかりやすく解説されています。

2) (再) 入門

・自分や家族が学んだ中学、高校の教科書

「確率」「場合の数」といった言葉は中学で学んだでしょう。より進んだ話題である「標本調査」「信頼区間」については、学習指導要領の改訂に伴って、中学もしくは高校で扱われています。ご自分もしくは家族が学んだ中学や高校の教科書があれば読み直してみるとよいでしょう。

・自分や家族が学んだ大学の教科書

大学で学ばれた方であれば、一般教育科目もしくは共通科目として統計学を履修した方が多いのではないのでしょうか。当時の教科書があれば、前半部分の「さまざまな分布」といったところを読み飛ばして、「回帰分析」のところから読み直してみるとよいでしょう。

3) 教科書

- ・ 東京大学教養学部統計学教室編 (1991) 『統計学入門』東京大学出版会
大学レベルの定評ある教科書。前述のように、本稿での内容を理解するためには 13 章 回帰分析、12 章 仮説検定から読みはじめるとよいでしょう。
- ・ 倉田博史、星野崇宏 (2009) 『入門統計解析』新世社
上記の教科書と章立てはほぼ同じ。ただし、データ分析することを想定しており、同書のホームページでデータが公開されています。本稿での内容を理解するためには 9 章 回帰分析、8 章 統計的仮説検定から読みはじめるとよいでしょう。

4) データ分析

実際に自分でデータを分析すると格段に理解が進みます。本稿で紹介した外食支出のデータを下記に公開しました。マイクロソフト社のエクセルという表計算ソフトで回帰分析を実行できるので自分で分析してみるとよいでしょう。

- ・ 慶應大学商学部・濱岡のホームページ
講演録：福島第一原発事故と市民の健康 —— 放射線疫学を読み解くためのデータ分析入門サポートページ
<http://news.fbc.keio.ac.jp/%7Ehamaoka/cgi-bin/fswiki/wiki.cgi?page=FDNP>

2 被ばく評価、健康影響や疫学に関して

- ・ 白石草「甲状腺がん二五〇人の裏側で進む「検査見直し」」『世界』2021年3月号
福島県甲状腺検査の10年間を分かりやすく概観した論文です。一読すれば、全体像を把握できます。
- ・ 放射線影響研究所 <https://www.rerf.or.jp/>
本文でも紹介した、広島・長崎の被爆者に関する追跡調査、研究を行っている機関です。
「研究について」のページからは、これまでの研究の概要が紹介されています。
「論文・データライブラリー」では英語や日本語の論文や報告書がリストされており、ダウンロード可能なものもあります。「公開研究データ」から、集計されて匿名化されたデータをダウンロードできます。分析はEpicureという有料ソフトウェアで行っており、そのためのプログラム(スクリプト)も含まれています。最近のデータには無料の統計ソフトRのプログラムも含まれています。
- ・ 牧野淳一郎 (2015) 『被ばく評価と科学的方法』岩波科学ライブラリー
福島原発災害に関して被ばく量や健康影響に関する議論を批判的に検討しています。『原発事故と科学的評価』もあります。
- ・ 津田敏秀 (2014) 『医学者は公害事件で何をしてきたのか』岩波現代文庫

疫学の考え方を紹介し、水俣病を中心に医学者（疫学者を含む）、行政の問題点を指摘した内容。水俣病だけでなく、その後、放射線被ばく影響に関しても重要な役割を果たした疫学者の存在など、現在も共通の問題があることがわかります。

- ・『学術の動向』2020年3月号 「特集 福島原発災害による放射線被ばくとその健康影響の評価をめぐって」

https://www.jstage.jst.go.jp/browse/tits/25/3/_contents/-char/ja

濱岡による「福島県甲状腺検査の問題点」の他、様々な立場でこの問題を論じた論文集です。全文無料で公開されています。

濱岡による論文

- ・ 濱岡豊 (2015) 「広島・長崎原爆被爆者データの再分析」『科学 (岩波書店)』、85 (9)、pp.875-888
本稿の「2. 放射線疫学入門」についての詳細。
- ・ 濱岡豊 (2015) 「放射線被ばくと甲状腺結節 関連研究のサーベイと福島甲状腺検査の分析」『科学 (岩波書店)』、85 (6)、pp.586-595
- ・ 濱岡豊 (2016) 「福島県における甲状腺検査の諸問題」『科学 (岩波書店)』、86 (11)、pp.1090-1101
- ・ 濱岡豊 (2018) 「甲状腺がん過剰診断論の限界II」『科学 (岩波書店)』、88 (3)、pp.283-290
- ・ 濱岡豊 (2020) 「福島県甲状腺検査の問題点」『学術の動向』、25 (3)、pp.34-43
https://www.jstage.jst.go.jp/article/tits/25/3/25_3_34/_article/-char/ja/ から公開。
- ・ 濱岡豊 (2021) 「福島県甲状腺検査の10年」『科学(岩波書店)』、Vol.91、 No.6、 pp.567-584
これらは本稿「3. 福島県の県民健康調査」に関連する内容です。

原子力市民委員会

講演録：福島第一原発事故と市民の健康

——放射線疫学を読み解くためのデータ分析入門

著 者：濱岡 豊

編 集：チョ・ジウン、村上正子、佐藤優紀

DTP 編集：荒木美保子

2021 年 8 月 31 日発行

原子力市民委員会

160-0003 東京都新宿区四谷本塩町 4-15 新井ビル 3 階
(認定 NPO 法人 高木仁三郎市民科学基金内)

TEL/FAX 03-3358-7064

E メール email@ccnejapan.com

ウェブサイト <http://www.ccnejapan.com>

Twitter <https://twitter.com/ccnejp>

Facebook <https://www.facebook.com/ccnejapan>

頒価 500 円 ISBN 978-4-9912055-1-4