

[一般論文]

福島県の甲状腺がん調査にみる被曝誘発罹患

— 関数近似による年齢別がん罹患率の連続表示 —

河宮 信郎*、蔵田 計成**、平井 孝治***

概要

福島県における甲状腺がんの調査（一巡目）によれば、30万人余の受診者から116人の罹患者が見出され、異常な多発化が実証された。しかし、この調査は被曝時18歳以下の世代に限定されており、被曝時19歳以上の年齢域は未調査のまま推移している。ところが、この未調査の成人被曝者には若年域より高い発症リスクが予期され、調査された年齢域よりはるかに多くの罹患が生じていると思われる。甲状腺がんの罹患状況を明らかにするためには、全年齢域における継続的な調査が必要であろう。我々は、福島県当局の甲状腺がんに関する県民健康管理検討委員会「先行検査」の結果を数理的に分析して、年齢別罹患率を算定し、それを精度よく表す近似関数（ガウス関数になる）を導出した。これは被曝影響を反映した罹患率であり、「被曝後罹患率」と呼ぶ。

被曝に関係ない「自然罹患率」は国立がん研究センターによって全年齢域において継続的に測定されている。両方の罹患率を（近似関数の位相で）

* 中京大学名誉教授、**ゴフマン研究会会員、***エントロピー学会会員

比較・対照することにより、「被曝後罹患率」が「自然罹患率」を多発化・早発化の方向にシフトさせていることを解明し得た。しかもその際、被曝誘発罹患率が<発症を何倍に高め、何歳くらい早めるか>という定量的評価も可能になった。この評価法は、<未調査の成人期被曝者の被曝罹患状況を推定する>ことに役立つ。なお、がん罹患率のガウス関数による回帰とその位相における数理解析は、他のがん腫にも適用可能であり、被曝影響のみならず他の罹患要因についての分析にも適用可能である。また我々は、従来の標準的ながん罹患率統計（5歳階級別ヒストグラム）から年齢別罹患率をガウス関数で表示する方法を体系化しつつあり、広く研究者の利用に供する準備を進めている。

はじめに

福島県の甲状腺がん調査「先行検査」において異常な多発が確認された（文献 [1]）。その多発状況に対して、県民健康管理検討委員会（以下、K K Kと略）は「被曝の影響は考え難い」というコメントを繰り返すのみで、最も基本的な「年齢階級別罹患率」でさえ算定していない。

これでは貴重な調査結果を十分に活かすことにはならないと考えて、我々は改めてK K Kの公表データの詳細な数理解析を試みた。その過程で、「年齢別罹患率の算定および推定」という新しいアプローチ「関数近似による罹患率の分析法」を見出し、被曝後罹患率と被曝前罹患率（自然発生の罹患率）を高い精度で対照できるようになった。

それによると、被曝後罹患率は、被曝前に比して、より高く（多発化）より早い（若齢早発化）方向にシフトしていることがわかる。つまり、「被曝影響」とは、疾患の被曝後罹患率が、<自然罹患率に比してより高く（多発化）、より若い（早発化）方向にシフトする>ことであると考えてよい。ただし、この「早発化」は決して<遅発性（高齢側）の罹患が減少す

る>ことを意味するわけではなく、罹患率の多発傾向は高齢域でも続くことに留意されたい（後述）。考えてみると、<被曝によるがんの多発化・早発化>は、これまでも広く知られた一般的な傾向である。福島事故による甲状腺がんの罹患状況もそれを改めて実証している。

さらに、本研究において<いかに多発化し、いかに早発化するか>をかなり定量的に推定することが可能になった。これを可能にしたところに「関数近似による年齢別がん罹患率分析」の疫学的貢献があるといえよう。

この分析法によると、被曝後罹患率が自然罹患率に比して<何倍に多発化（上方シフト）し、何歳早発化（左方シフト）しているのか>という評価基準を確立することができる。また、年月の経過と共にデータ蓄積が進み、適正に公表されるならば、本研究の推計値を実績値で置き換え、計算精度も一層高めることが可能になる。

ここで、福島県KKKによる甲状腺がんの「先行検査」の結果から、実際に「年齢別罹患率」を導出する手順を説明しよう。年齢別罹患患者数（A）が公表されているので、これを同年齢の受診者数（B）で割ればよい。ただし、年齢別罹患患者数は足かけ3年にわたる集計結果なので、<年間当たりの罹患件数>（=罹患頻度）に換算（規格化）する必要がある。

ところが、年齢別受診者数（B）は未公表であり、受診者は被曝時年齢層別に集計されている。よって、被曝時年齢層別の受診者数を受診時年齢別（C）にカウントしなおす必要があった。これには煩瑣な手続きを要した。じつは、調査結果の集約に当たった福島県立医科大学が、年齢別受診者数を公表するか、年齢別罹患率を直接に算定・公表するならば、我々の推計した年齢別罹患率を実績値で置き換えることができる。公益のために、調査結果を全面的に公開するように県立医大に要請したい。

このような条件を考慮して、年齢別罹患率を以下の手順で求めることにした。ただし、数理的な処理の詳細は、文献 [5] の付録 1 や補論 1 を参照していただきたい。

§ 1 福島県の甲状腺調査の結果と、年齢別の罹患者数・受診者数

前述の「先行検査」で、事故時18歳以下の30万人余の受診者から116人の罹患者が確認された。その年齢分布を図1に示す。まず、罹患者116人という値自体が異常な多発を意味している。罹患者の年齢分布をみると全116人のうち115人が11歳以上（うち99人が15歳以上）である。7歳以下の罹患者はゼロであった。罹患が10代後半に集中しており、年齢分布は明らかに構造的特異性をもっている。次のグラフはそれを鮮明に示している。

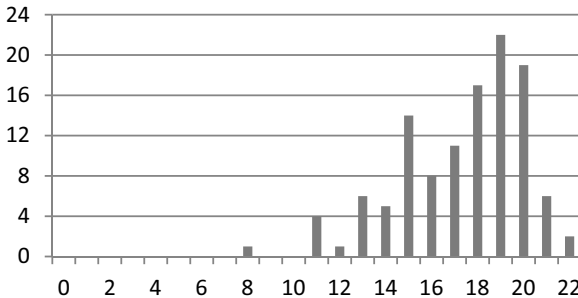


図1 福島県の甲状腺がん・年齢別罹患者数
(県公表「先行検査」データ [1] を筆者調整)

図に示された年齢別罹患者数は、福島原発事故以降の罹患状況を知るために最も基本的なデータである。罹患率の算定には、この罹患者数に加え年齢別の受診者数、即ち、罹患者を出した母集団の人数を知る必要がある。

罹患率は「10万人の集団における年間罹患件数」として定義されるので、まず年間の罹患件数（発症頻度）を求める必要がある。先行検査の罹患者集計は、足掛け3年にまたがっている。しかし、検知数は暦年別に発表されているわけではない。そこで集計時期を一律に「3年後」と仮定し、 $\text{罹患者数} \div 3 \text{年間}$ として年間罹患者数を下算（ゲサン）する。（文献

[5] の補論 1 を参照)

つぎに、年齢別罹患者の母集団である（罹患者と同年齢の）受診者数を算定する。この年齢別受診者数を推計する手順は、以下の通りである。

公表された被曝時'年齢階層別'の受診者集団を、被曝時'年齢別'（1歳きざみ）に分解する。その際、福島県における事故当時0～18歳の人口構成比で年齢別に按分する。

被曝時年齢別に類別した集団の受診年次を調べて、<被曝時（2011.3）から受診時までの経過期間（約1～3年）>を算定する。

このように算定した「経過期間」と、もとの被曝時年齢を足して「受診時年齢」を求める。そして受診時年齢別に受診者数を合算する。

この3つのステップを踏んで算定した年齢別受診者数を表1に示す。この調査のデータに対する分析手順の概要は、文献 [5] の付録3「被曝時年齢層別 受診時年齢別」に記載してある。

§2 年齢別罹患率の算定とデータの平準化

図1の罹患率から得られる年間罹患患者数を受診者数（表1）で割って10万をかけると、年齢別罹患率 $A_0(x)$ が求まる。それを式で示すと、

年齢別罹患率 = 罹患患者数 ÷ 受診者数 × 10万（次元は 10^{-5} /年）となる。

このようにして（一歳刻みの）年齢別罹患率が算定された。これは「被曝住民の甲状腺がん罹患率」であり、非被曝状態での「自然罹患率」（次節参照）と比較・対照すべき情報である。

次の図2で、印つき折れ線グラフは、表1の「平準化罹患率 $A_0(x)$ 」を示す。また、連続曲線は、 $A_0(x)$ を <単純ガウス回帰>して得られたもので（cf. [3]）、式にすると、 $A_{\pm}(x) = 71.2 \exp \{ -0.5 ((x - 24.4)/5.6)^2 \}$ となる。これは、ピーク時年齢24.4歳のときに、ピーク値71.2になり、年齢偏差が5.6歳のガウス曲線（の左裾部分）である。

表1 福島県の甲状腺がん「先行検査」受診時年齢別受診者数と年齢別罹患率 $A_0(x)$ 、自然罹患率 $N_0(x)$ と対応する回帰値

ステップ3 年齢別の 受診者数	受診時 年齢	罹患 者数	スライド式五年和		平準化 罹患率 $A_0(x)$	自然 罹患率 $N_0(x)$	自然 回帰値 $N(x)$	受診時 年齢	自然 罹患率 $N_0(x)$	自然 回帰値 $N(x)$
			罹患 者数	受診者数						
1,792	1		0		0			22	2.24	2.77
8,275	2		0	38,514	0	0.000	0.404	27	3.46	4.03
14,105	3		0	53,236	0			32	5.39	5.61
14,342	4		0	66,501	0			37	6.72	7.47
14,722	5		0	73,682	0			42	9.92	9.54
15,057	6		1	75,751	0.44			47	11.24	11.67
15,456	7		1	79,137	0.42	0.031	0.698	52	12.88	13.68
16,174	8	1	1	82,717	0.40			57	15.15	15.35
17,728	9		5	86,458	1.93			62	16.91	16.50
18,302	10		6	90,206	2.22			67	15.70	16.99
18,798	11	4	11	92,765	3.95			72	17.25	16.76
19,204	12	1	16	92,217	5.78	0.111	1.154	77	16.78	15.83
18,733	13	6	30	91,212	10.96			82	14.31	14.33
17,180	14	5	34	89,744	12.63					
17,297	15	14	44	87,521	16.76					
17,330	16	8	55	83,026	22.08					
16,981	17	11	72	77,666	30.90	0.853	1.827			
14,238	18	17	77	69,756	36.79					
11,820	19	22	75	55,981	44.66					
9,387	20	19								
3,555	21	6								
300,476	計	114								

注1) 公表データでは罹患者の総計は116人であったが、22歳の罹患患者2人は、対応する母数が不存在なので、算定外とした。

注2) $x = 7.46$ では、 $A_0(x) = N(x)$ なので、この範囲は修正して $SA(x) = N(x)$ とする。

次の図2から、以下の3点が明らかになる。

(i) 10歳以下の年齢層は罹患率がきわめて低い。ところが、この現象は決して安心材料ではなく、むしろ警戒すべき事態である。なぜなら、幼年期被曝者は将来10代後半に達した時点で、現在15歳以上である世代(被曝時年齢12~14歳)より一層高い罹患率を発現する危険性が高い。というのは、幼少期は被曝感受性が高いために、この時期の被曝によって潜

的に負う罹患リスク（＝遺伝子損傷）は、10代ないし成人が被曝の際に負う罹患リスクより高いと考えられるからである。ただし、この罹患リスクは14歳以下では顕在化せず、15歳以降になって（自然罹患率の増大に伴って）急激に発現してくる。

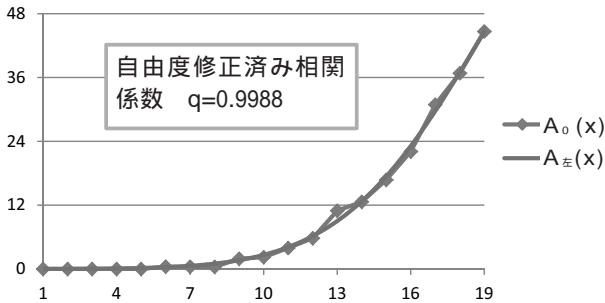


図2 事故後の福島県民における甲状腺がんの年齢別罹患率

(ii) 罹患者が10代後半に集中している。実際、罹患者の約9割がこの年齢層に属している。10～14歳層の罹患者がそれに次ぐが、1割にも満たない。この現象は、偶然ではなく、被曝後罹患の年齢特性を示すものと考えてよい。また、この罹患率の増大傾向は、20代以降（未調査）も続くものと思われる（後述）。

(iii) 被曝住民の年齢別罹患率が、15歳以上で急激に上昇していく状況を詳しく分析するためには、＜被曝罹患率と自然罹患率の対照＞が必要となる（後述）。ちなみに、自然罹患（Spontaneous/Underlying Incidence）とは、事故被曝など特異な事情のない状態における罹患を意味する。

「年齢別罹患率」は、旧来の柱状グラフ（5歳区分の年齢階級別罹患率）よりはるかに詳しい分析を可能にする（後述）。これまで疫学界がこの粗い（低分解能の）柱状グラフを常用して来たのには、それなりの理由がある。すなわち、通常の罹患状況では、1歳当たりの罹患件数が2～3件以下であり、1歳刻みの計算では有効数字の桁数が小さくなりすぎるからである。

ところが今次福島県調査では、1歳刻みでも10件ないしそれ以上の罹患数が(不幸にも)生じた。その結果、年齢別の集計でも十分に罹患率が算定可能となった。それでもなおデータにばらつきが残るので、それを均すために5歳幅の移動平均を施した。その結果得られた「年齢別罹患率」は、年齢別という精度(分解能)と、十分な(5歳階級区分なみの)統計的信頼度をもつ。

この場合、例えば<7歳の年齢別罹患率>は<5~9歳区間の年齢階級別罹患率>に等しくなる。他の年齢域でも同じ対応が成り立つ。こうして、精度・信頼度の高い年齢別罹患率曲線が得られた。この曲線(回帰関数)と元のデータ点との修正済み相関係数は $q=0.9988$ である。なお、ガウス回帰については、論文 [3] に詳述してある。

このような傾向は、チェルノブイリ事故の後遺性罹患にも散見されるが、これを立証するには、被曝時年齢によって異なる年齢別罹患率の通時的変化(罹患履歴) $A(t)$ をたどる必要がある。

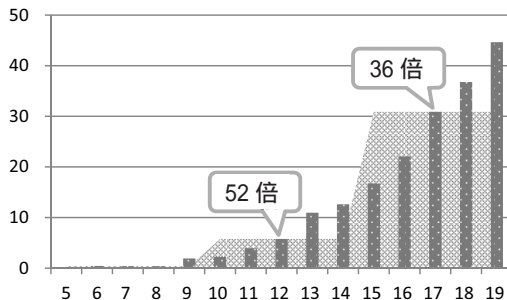


図3 年齢別罹患率と年齢階級別罹患率

〔年齢別罹患率は棒グラフ(ヨコ軸:1歳刻み)、
年齢階級別罹患率は網がけ図形(ヨコ軸:5歳区分)で示している。〕

この図3から導出される知見は、以下の通りである。

被曝住民(調査対象者)の甲状腺がん罹患率が絶対値として高い。

吹き出しに示した数値は罹患率の相対表示で、被曝集団の年齢階級別

罹患率が自然罹患率（被曝なしの場合）の52倍、36倍であることを示している。ちなみに、「自然罹患率」とは、＜事故被曝など特段の事情と関係なく自然に発生する罹患率＞を示す。

年齢の上昇と罹患率の上昇がきわめて強い相関を示している。

なお、本論では自然罹患率として、事故前の全国男女計（国立がん研究センター、甲状腺がん罹患率）2006～2010年の単純平均を用いている。

また、図3に示された年齢別罹患率は右肩上がりで、20代以降の年齢域では罹患率がさらに高くなると考えられる。成人後の罹患状況は、本来的に高リスクであるのに、この広い年齢域について標本調査さえ行っていないのは、福島県KKKの行政的怠慢といわざるを得ない。

以上の知見に関連して、以下の問題が生じる。

(A) 青壮年・中高年（未調査）の罹患率はどの程度高いのか。ちなみに、ある時点を共にはしているが、生まれ年が異なる各Cohortの該暦年Tにおける年齢別罹患率「 $A(x)$ 」は、罹患率の年齢分布＝「共時的構造」を意味している。なお以下では、共時的年齢には x を、通時的年齢には t を使うことにする（後述：図5参照）。

(B) 調査対象となった人々の、生年によって異なって来る通時的な年齢別罹患率は、今後、加齢に伴い如何に変化していくのか。より一般に、

歳で被曝した生年別コホートの罹患率は、+1歳以降いかに変化（上昇）するのか。この罹患履歴 $A(t)$ を知るには、＜各生年別に継続的な調査＞が必要となる。ちなみに、各生年別世代の加齢に伴う罹患率変化は、罹患率の生涯履歴＝「通時的変遷」を意味している。

(C) 被曝後罹患率は、成人域では当然高いはずであるが（共時的年齢分布）、標本調査もされてない。現時点で未成年の罹患率が、成人後どのように上昇するのか（通時的年齢変化）も問題である。また、この共時的分布と通時的変化はどのような関係にあるのか。

(A)・(B)・(C)はそれぞれ固有の意味をもつ（後述）が、互いに似た曲

線（年齢特性）になるであろう。この罹患率曲線とヨコ軸で囲まれる面積（年齢積算値）は、被曝者集団が被曝後平均寿命までの期間に罹患する可能性を表しており、「生涯罹患リスク」と考えてよい。

ちなみに、幼少期（被曝感受性大）に被曝した人の罹患率が14歳以下で低位にとどまり、より被曝感受性の低い15歳以上での被曝者（や成人期被曝者）が早期に高い罹患率を発現することは、一見矛盾しているように見える。しかし、この問題は＜被曝罹患率と自然罹患率の相関性＞から整合的に説明される（後述）。

これらの問題に関して、全年齢域における継続的な調査が必要である。しかし、KKKは調査の規模・範囲を縮小することを目指しているようだが、調査しなければ、全年齢域で多発が続いても、罹患集計は低位に止まるであろう。この際、甲状腺に限らず、調査する部位も年齢域も大幅に拡大しなければ、県民の健康を守ることができない。

§3 全年齢域をカバーする「自然罹患率のガウス関数による表示」

被曝影響の評価は、一般に被曝後罹患率と自然罹患率を比較対照することによって行われる（このため、後者を「ベースライン情報」と呼ぶことがある）。より具体的にいうと、被曝後と被曝前（非被曝状態一般）の年齢別罹患率は、ある種の構造的な対応がある。逆にいうと、自然罹患率の分析が、被曝罹患率を解明する手がかりとして極めて重要である。

これまでに、福島事故後における甲状腺がんの年齢別罹患率 $A_0(x)$ とそれをガウス関数で近似した $A_{\pm}(x)$ を求めた（図2）。ただし、それは被曝時年齢18歳以下の狭い年齢域に限られ、成人年齢域の被曝後罹患状況は調査の対象外に置かれて不明のままである。このように、被曝誘発罹患に関する統計は皆無であるが、それを補って被曝後罹患率の年齢分布を評

価することができる。というのは、被曝後罹患率は自然罹患率と系統的な相関性を有するからである（不幸中の幸いというべきか）。

実際、例えば、図3から判るように、被曝後罹患率は、自然罹患率の52倍（7歳階級）、36倍（12歳階級）など、自然罹患率に対する倍率（相対過剰罹患と呼ぶ）で表すことができる。むしろ、従来はこのような手法で被曝影響を評価していた。

すなわち、被曝後罹患は、まったく偶発的に発現するものではなく、<自然罹患を増幅する>形で発現する。より具体的にいうと、被曝発がん率の年齢分布曲線は自然発がん率のそれを上方（多発側）にシフトした形になる（文献[2]第11章）。

そしてこの相対倍率（相対過剰罹患）は基本的には住民の被曝線量で決まるものであり（他に考慮すべき要因もあるが）、その被曝線量Dは居住地域の汚染度で決まると思われる。かくして、自然罹患率曲線は被曝罹患率に対する評価基準（ベースライン）としても、被曝罹患率曲線のひな形としても非常に重要である。

この二重の重要性にかんがみて、がん研の自然罹患率統計（5歳階級区分のヒストグラム）を分析し、ガウス関数によって年齢別に罹患率を近似することができるが、得られた結果を図4に示す。

このグラフは、5歳区分の年齢階級別罹患率（原データ）と、それか

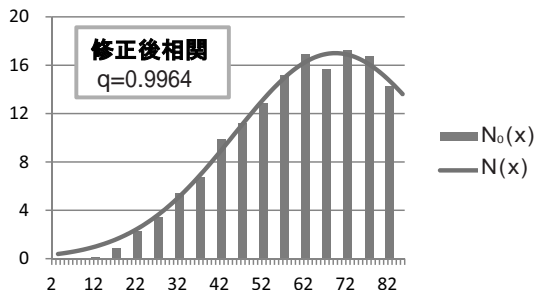


図4 自然罹患の現況：年齢階級別罹患率 $N_0(x)$ と罹患率曲線 $N(x)$

ら導出した 年齢別罹患率 $N(x)$ を合せて示している。罹患率 $No(x)$ は、がん研の全国データ (2006~2010 年の単純平均) であるが、原データは 5 歳巾の離散表示である。

他方、罹患率曲線 $N(x)$ は、自然罹患率 $No(x)$ をガウス回帰して導出したものである。元の年齢階級別罹患率 $No(x)$ が、離散表示ながら、0~84 歳の広い年齢域をカバーしているので、これを近似する関数 $N(x)$ を精度よく求められる。それは指数関数 \exp を用いて、次のようになる。

$$N(x) = 17.0 \exp \{ -0.5((x - 67.9)/24.1)^2 \} \dots\dots \quad 0 \leq x \leq 100$$

ここに、 x は満年齢である。 $N(x)$ は、ピーク時年齢 67.9 歳、年齢偏差 24.1 歳、ピーク値 17.0 のガウス関数である。この式は、残差平方を加重し、その和を最小化して得たものであるが、この加重ガウス回帰については、文献 [3] に詳述してある。

こうして自然罹患率 $N(x)$ を求めたが、ここで注意すべきことがある。これまで扱ってきたガウス関数で表示する年齢別罹患率 $N(x)$ は、毎年の罹患統計から暦年ごとに計算できる。したがって、年齢域 0~84 歳の罹患率 $N(x)$ が暦年 T ごとにわかる。このような罹患率の年齢分布 $N(x)$ は、<罹患状況の共時的構造> に他ならない。これが解明された段階で、さらに新たな問題ステージが浮上する。それはなにか。

人が 0 歳から 84 歳 (平均寿命) まで生きていく間、年々いかなる罹患リスクを経験するであろうか。これは生年別の世代集団 (Cohort) がたどる罹患率の履歴 (罹患リスクの時系列) を意味しており、<罹患状況の通時の変化> を意味する。住民 1 人 1 人にとっては、こちらのほうが直接身に降りかかる罹患リスクであり、切実な脅威である。

ところで、この罹患率の経年的変化 (罹患履歴) の問題を扱う段階になると、「年齢」に新たな意味を付与する必要が生じる。それは、各出生コホート (生まれ年を同じくする集団) が年々齢を重ねる (aging) の際の年齢で、この通時的意味における年齢を「 t 」で表す。従来扱ってきた

「年齢」は、集計した各年次 T（暦年）における、その時点での社会成員の実年齢、すなわち共時的年齢である。この共時的年齢をこれまで通り「x」で表す。

しかし、この生涯を通じてみた通時的罹患率 $F(t)$ は従来研究対象になつてこなかった。その理由は、実際の観察には 100 年近い継続調査が不可避であるという障壁もあるが、むしろ従来はこれを固有の研究課題とは考えず、この $F(t)$ と各暦年の年齢分布である共時的罹患率 $F(x)$ を安易に同一視して来たことに拠るであろう。

ところが、被曝後罹患率を考える際、この共時的罹患率分布と通時的罹患率履歴は決定的に乖離する。前者つまり、被曝住民の罹患率の年齢分布（共時的罹患構造）は被曝後一斉に変化（多発化）する。他方、後者つまり、罹患率履歴（通時的罹患変化）は各出生コホートがそれぞれ被曝した年齢を境に変わる。すなわち、被曝時年齢を 歳とすると、それまでは自然罹患率、一年経過した（+1）歳以降は被曝後罹患率に移行する（ただし、被曝後罹患率自体も、潜伏期間や被曝感受性の年齢特性の効果で複雑な変化をたどる）cf. 文献 [5]、§3。

しかるに、福島県 K K K は被曝時 19 歳以上の被曝住民の罹患状況を調査していない。このため、成人期被曝者の罹患状況が不明で、罹患率の年齢分布も若年域しかわからない。まして、罹患率の履歴を推定する手がかりもない。網羅的ながん研のデータに比して、著しく不十分である。したがって、この空白域を抱えたまま、自然罹患率の動態から最大限の情報を引き出すほかない。

こと自然罹患率に関しては、年齢階級別のデータではあるが、全年齢域で継続的な調査の結果が国立がん研究センターで集計されてきた。したがって、罹患率の年齢分布（共時的構造）が継続的に計算されており、ここから各世代（出生コホート）の年齢進行に即した罹患履歴（通時的変化）をたどることができる。両者はほぼ類似的な曲線となる（年々実測される罹

患率の年齢分布が急に変動することがないかぎり)。

すなわち、検査年次(暦年)をT軸上、受診者(住民)年齢 x をX軸上、罹患率をZ軸上にとると、 $Z(T, x)$ の3次元の曲面を描くことが可能になる(図5参照)。これこそが<がん罹患状況の最も総観的な表現>であり、甲状腺がんに限らず、あらゆるがん種について作成することが望ましい(性別・地域別など、対象者の属性に即した処理も有益であろう)。

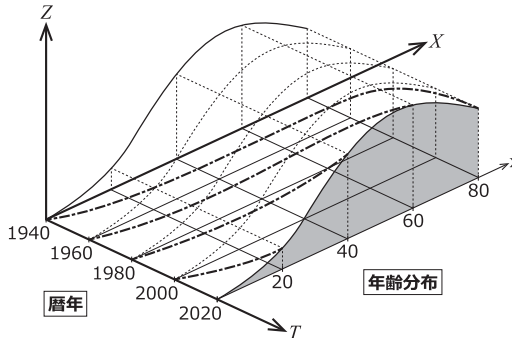


図5 罹患率の年齢分布(共時的構造)と経年履歴(通時的変遷)

〔通時的変遷は、被曝だけではなく、図のように平時においても、
暦年ごとに共時的罹患率が変化するので、生年別に存在する。〕

なお我々は、がん研等の離散的(5歳階級区分の)罹患率統計(ヒストグラム形式)から連続的な罹患率関数を導出し、3次元曲面に表示するアルゴリズムを構築中である。

ちなみに、「被曝影響」の解明においても被曝住民の<全年齢域で継続的な調査>が(自然罹患の場合以上に)必要である。ところが、福島県当局はその逆に調査の範囲・規模を縮小することに努めているように見受けられる。しかし、県が「統計上の被曝影響」を否認し続けても、現実に罹患者が全年齢域で多発する状況になると、否応なく対応を迫られる。過少集計(統計の不備)を楯に被曝影響を否認することは許されなくなる。

§ 4 被曝影響解明の理論的基盤：被曝罹患率と自然罹患率との相関性

前節で描いた甲状腺がんの年齢別罹患率曲線を見ると、全国平均の自然罹患率（図4）は全年齢域でカバーされている。他方、福島県の被曝後罹患率（図2）は若齢部分（曲線の左裾）しかわからない。被曝なしの罹患率（図4）と被曝後の罹患率（図2）を総合的に比較するためには、図2の右側、成人年齢域の被曝後罹患率を知る必要がある。

ところが、福島県KKKは被曝時19歳以上の年齢域の調査をしていない。罹患リスクの高い年齢域30代～50代の検診データが欠落しているのである。このような被曝罹患に関するデータ不備を補って被曝後罹患率の大要を把握するには、ゴフマンの『人間と放射線』による被曝罹患の分析が有力なツールとなる（文献 [2] 11章）。

彼の分析モデルは以下の通りである。人口Pの集団が、平均線量Dを被曝し、M年間に積算 人の罹患者を生じたとする。なお、（被曝に関係ない）自然罹患はS人で、被曝に由来するリスク係数をKだとする。

$$= S + DK_S \Leftrightarrow DK_a S \dots\dots *$$

この表式の核心は、つぎの2点を示唆したところにある。

被曝後罹患 が自然罹患Sと被曝誘発罹患 DK_S から成ること。

被曝罹患 DK_S が線量Dと自然罹患Sに相乗的であること。

被曝罹患と、DやSとの相関を認めるならば、上式*は最もシンプルな第一次近似といえよう。このモデルの 第二式 DK_aS は我々の解釈によるもので、K_aは第一式第一項を含む複合的なリスク係数である。つまり、ゴフマンの原式における S + DK_S の自然罹患S自体が被曝によって変質し、被曝前とは異なったものになると我々は考える（後述）。

ちなみに、ゴフマンの分析モデルを福島県の甲状腺がん「先行調査」に

対応させると、人口 P は受診者 30 万人余である。罹患者数 は 116 人、期間 M は足かけ 3 年である。平均被曝線量 D とリスク係数 K_a は未解明であり、遅発性など未確定の要素もある。しかし、 λ の観察値が定まると、この DK_a が推定できる。ここで、自然罹患 S はがん研の全国平均など、被曝影響を受けていない集団から採る。

なお文末の Appendix で、最も確からしい被曝後罹患率をゴフマン形式で精緻化し、< 全年齢域に対する罹患率 (x) > を尤算 (ユウザン) する。もし福島県が全年齢域で罹患率調査をするならば (すべきであるが)、我々は推計値を実測値に差し替える用意がある。そうすれば、Appendix や付表は不要となり、本稿は簡明かつ正確にリライトできる。文献 [5] 付録 3 の煩雑な推計は $K K K$ の調査不備 (成人域未調査) のため余儀なく行った。

翻って、ゴフマンの原式 * は、混合年齢の罹患者を一括したきわめて粗い取り扱いであり、年齢別罹患率の議論にはなじまない。この点を解消するために原式の各項の内容を分節化する。すなわち原式 * において、 $P = 10$ 万人、 $M = 1$ 年 (毎年計る) にとると、 λ や S 、 $DK_a S$ などは罹患率のカテゴリーに該当する。

また、 M を十分に長く取ると ($M =$ 被曝住民の余命期間)、 λ や S は生涯にわたる累積罹患 (生涯罹患履歴) を表す。この場合、人口 P には 10 万人ではなく実際の住民人口 P_1 () を充て、被曝時 歳ごとの年齢別罹患率 $A(t)$ を基に計算する。(被曝に由来する罹患人口の算定については文献 [5] §4 を参照されたい。)

§5 被曝影響の現れかた：被曝罹患率と自然罹患率の実際の相関様態

要するに、福島原発事故で被曝した人の甲状腺がん罹患は、それ以外の人に比べて、より高く、より早く発現する。このように、「被曝影響」

の核心が発がんの<被曝による多発化・早発化>にあるという認識は一般的に共有されている。

では、その被曝影響は、年齢別罹患率にどのように現れるか。これを、<被曝前と被曝後の甲状腺がん罹患率のちがい>として表したものが図6である。後者、つまり被曝後罹患率の曲線は、自然罹患率曲線（被曝前）に比して明らかに上向き（多発化）、左側（早発・若齢化）に遷移している。なお、図6の2nd LEJ(x)は文献[5]を参照されたい。

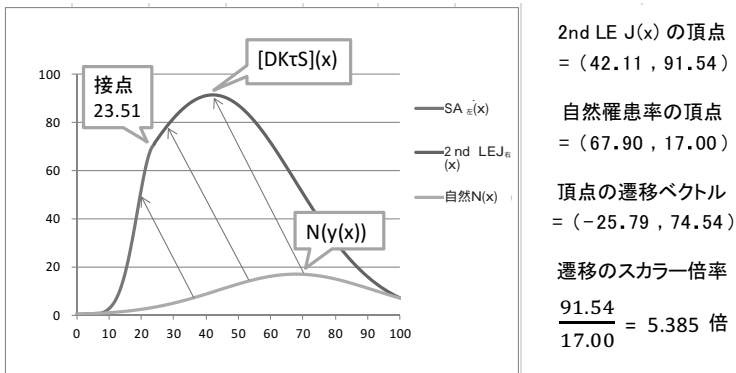


図6 被曝影響：被曝後罹患率と自然罹患率の対照

被曝前の罹患率曲線から被曝後曲線への遷移は両曲線を結ぶ矢線（遷移ベクトル）で表される。この矢線が最大になるのは両曲線の頂点を結ぶ場合である。この場合、被曝による多発化は74.5の罹患率アップ、罹患の早発化は25.8歳分になっている。「被曝影響」の総体は、被曝後罹患率曲線と自然罹患率曲線で囲まれる部分の面積で表される。

ちなみに、福島県当局は被曝時19歳以上の人々に対して標本調査さえもしていない。このため、広い年齢領域を推計値で補完せざるを得ない。それでは、成人年齢域について、推計の手がかりをどこに求めるべきか。

仮に 歳で被曝したとして、全年齢域の被曝後罹患率DK Sに関し、

少なくとも以下の三要件が満たされていると考えてよい。

- (a) 罹患は被曝によって過剰に誘発されるので、全年齢域で被曝後罹患率曲線 DK S はで自然罹患率曲線 S をつねに上回る。
- (b) 被曝後罹患 DK S は被曝前 S の形を大略保ったまま左上方向にシフトする。ただし、K が定数でないため、多少変形する。
- (c) 被曝後罹患率の確定部分（図 2 の 1~18 歳）から成人年齢域（未調査）に至る延伸（推定）は連続的かつ滑らか（微分可能）である。

要するに、(a)~(c) の与件を崩すほど特異（不自然）な変動は生じないと想定する。これらの条件はごく穏当なものと考えてよい。それにも関わらず、(a)~(c) は被曝後の罹患率曲線の形状を強く規定しており、その結果、かなり高い尤度で被曝後罹患率 DK S を推定することが可能になる（解析の詳細は Appendix に示す）。

その結果が図 6 であり、多発化・早発化の両面で被曝影響を可視的に表している。この結果は十分に簡明かつ的確で、非専門家（被曝住民や司法関係者など）にも容易に理解できるであろう。

しかし図 6 の被曝後罹患率において、成人・中高年の年齢域は推計値であるので、その妥当性について若干補足しておきたい。被曝後罹患率の確度こそが「被曝影響」を表す〈左上方向への罹患率シフト〉の計量的な正しさを保証する要件だからである。

ちなみに、この罹患率シフトはゴフマン式*の第二式 DKaS に起因する。このうち線量 D は原理的に全住民に共通するスカラー因子であるため、ヨコ向きの遷移を生じない。被曝影響を表す遷移ベクトルの向きは、複合関数 KaS に起因すると考えてよい。なお、ゴフマン自身は原式第 1 項の S と第 2 項の DKS の S を同一のものと考えていた。しかし、我々は年齢別罹患率曲線の 2 次元的なシフトを考えている。つまり、第二式の KaS 部分を一体的な複合関数とみなしている。

被曝影響を示す遷移ベクトルを定める計算の詳細は Appendix に示して

ある。このとき、ベクトルの長さや遷移の方位を独立因子として扱い、年齢遷移関数 $y(x)$ を >1 なる $x+$ のような満年齢 x の一次式で表現し、 $x < y(x)$ 、すなわち罹患が早発化することを示す。

ちなみに、ゴフマンは追跡期間が足りない場合（例えば、事故後数年だけなど）、生涯罹患（数十年間にわたる罹患リスク）を外挿的に見積もる方法を提案した（文献 [2] 5章）。これによると、図2の罹患率を体現した若年被曝世代はみな、今後の生涯でほぼ正規分布型の罹患履歴をたどると考えられる。

おわりに

本研究では、甲状腺がんの罹患率を連続曲線（密度関数）の形で表し、従来常用されてきた離散型のそれより高い精度（分解能）で罹患率を算定した。この結果、福島県における被曝影響を計量的に解明しえた。そして、被曝による多発・早発化を＜被曝後罹患率が、自然罹患率から左上方向へシフトする＞という形で可視的に提示することが可能になった。

そもそも、放射線被曝がさまざまな疾患（がん、白血病、心疾患など）を＜多発化・早発化＞することはむしろ周知の事実である。実際にそれを立証する研究も長年に渡って蓄積されてきた。しかし、折角の研究も難解なものが多く、社会的に広く理解されるには至らなかったきらいがある。本研究が、被曝影響を公衆にわかりやすい形で表すことに貢献できるならば幸いである。

本研究は甲状腺がんの罹患率についての事例研究であるが、この分析法自体は十分に普遍的であり、他の被曝疾患に広く応用できる。さらに、被曝疾患に限らず、＜自然罹患と系統的な相関性をもつ外因性疾患＞にも妥当と思われる。

実際、開発した解析アルゴリズムをプログラムに組んだので、連絡して

頂ければ、福島県関係者も含め、関心のある研究者に当該ソフト利用の便宜をはかる用意がある。

福島県の被曝後一年経過罹患率につき、可及的に小さく見積もった下算 $A(x)$ や、2nd Lowest Estimate $J(x)$ 、さらにまた、被曝時 歳ごとの罹患履歴 $A(t)$ や、これを用いた「被曝由来罹患人口の計算」などの数学的論及は、文献 [5] で展開している。

本稿および文献 [5] の内容を統合し、若干の補填を加えて国際的な疫学専門誌に投稿する予定である。将来的には、チェルノブイリ周辺や、カザフスタン、米コロラド高原など、広域・大規模な核災害の被災地域で、被曝影響の再解析に活用の道が拓ければ幸いである。

最後になりましたが、本研究を進めるに際して井野博満氏（東京大学名誉教授、工学研究科）から絶えず適切なお指摘、ご助言を頂きました。ここに特筆して感謝の意を表します。

参考文献

- [1] 福島県 県民健康調査検討委員会『県民健康調査「甲状腺先行検査」結果概要』【平成 28 年度追補版】資料 2-2 (2016/08)。
- [2] J・W・ゴフマン『人間と放射線』今中哲二他訳、社会思想社 (1991)、復刻版 明石書店 (2011)。
- [3] 平井孝治・松本祐輔「ガウス回帰による各種がんの年齢別罹患率、福島県甲状腺がんの被曝罹患人口の下算を主題に」、『立命館経営学』Vol.55、No.6、2017 年 3 月。
- [4] 国立がん研究センター、『がん登録・統計』(2006-2010)、「甲状腺がん、罹患率 (10 万人あたり)」)。本稿では自然罹患率として男女計、当該 5 年間の単純平均を用いた。
- [5] 平井孝治・河宮信郎「福島県甲状腺がん、通時的罹患率による被曝由来罹患人口、... 一年経過罹患率と被曝時 歳ごとの罹患履歴 $A(t)$... 」、『えんとろびい』第 78 号 (2018)、投稿中。

Appendix ガウス回帰による県民罹患率の尤算(ユウザン) (x)

論文 [3] で紹介した福島県の甲状腺がん罹患率曲線 $A(x)$ は、意図的に<下算の限界>を目指しつつガウス回帰したものであった。これに対し、本稿では<最も確からしい>と想定されるガウス関数を導き、更には、それをゴフマン形式で解釈する。(以下、次元は 10^{-5} /年)。

まず、本文で自然罹患率の規範とした年齢階級別罹患率 $N_0(x)$ に、ある種の加重をかけて、正規分布型のガウス関数に回帰した年齢別罹患率 $N(x)$ は、§3 に挙げたガウス関数である。

$$N(x) = 17.0 \exp \{ -0.5((x - 67.9)/24.1)^2 \} \dots\dots$$

式 と原データ $N_0(x)$ との修正済み相関係数は $q=0.9964$ であり、極めて優良な<超近似の閾値 0.9960>を超えている。ちなみに、我々の開発したガウス回帰による関数近似を用いると、今まで調べた範囲では、いかなるがん種の罹患率であれ、修正済みのそれが<ガウス近似の閾値 0.9920>を超え、十分に優良な近似になる。

本論では、甲状腺がんの規範となる自然罹患を 2006~10 年に変更したので ([4])、福島県甲状腺がん罹患率を可及的に少なく見積もる<下算> $A(x)$ も更新する必要があるが、これは文献 [5] で開示する。

下算に対し、最も確からしい尤算罹患率を求める前に、ガウス回帰のパラメータに関する数値的な制約に触れておく。原則は、ピーク値 や、ピーク時年齢 μ 、年齢偏差 を、各々 100 倍して整数解で求め、後に 100 で割って算定してきたが、これを「整数解経由で少数第二位に丸める」と称する。ただし、ピーク値が 160 を超える場合は、のみ「整数解経由で少数第一位に丸める」ことにする。なお、規範とする自然罹患率を更新したため、本論の、 $A_{\pm}(x)$ と、論文 [3] の対応するガウス関数とは、各パラメーターの数値が若干異なっている。

さて、被曝時 歳以前の罹患率 が自然罹患率 $N(x)$ だとすると、集団被曝後 $(x + 1)$ の はゴフマンの原式*の第二式を、

$$(x) = DK_b S \cong [DK_b] [K_b N(y(x))] \dots\dots$$

と表記するのが「妥当な解釈」である、というのがゴフマン・モデル*に対する我々の理解である。ここに、 $[DK_b]$ はスカラーで、式全体が一つのガウス関数である。

この解釈を一年経過罹患率の尤算 (x) に適用し、接点を境として、左関数 $_{\pm}$ と右関数 $_{\pm}$ に 式を当てはめると、 $_{\pm}(x)$ は 実際値 $A_0(x)$ を反映した 次式、 $A_{\pm}(x) = 71.2 \exp \{ -0.5((x - 24.4)/5.6)^2 \} \dots\dots$ になる。なお、 $x > 7.46$ では、 $A_{\pm}(x) \approx N(x)$ なので、この範囲で $N(x)$ とした左関数を以下 $SA_{\pm}(x)$ と記述するが、このようにしても、原データとの修正済み相関係数は $q=0.9987$ で、

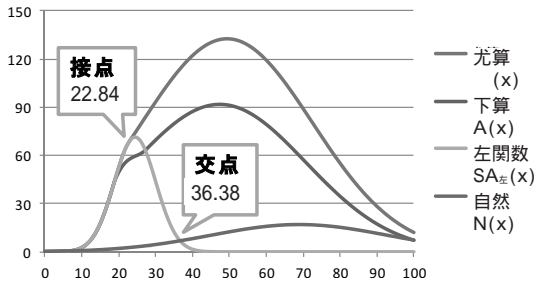


図7 甲状腺がん 一年経過罹患率の尤算 $A(x)$ と自然罹患 $N(x)$
 (接点の関数値は 68.49、微係数は 3.407)

従前と1ポイントしか変わらない。

$\hat{A}_{\pm}(x) = SA_{\pm}(x)$ に右のガウス関数 \hat{A}_{\pm} を滑らかに接続するには、接点における左右の関数値の相対誤差や、微係数のそれを、可及的に小さくする必要がある。前者の相対誤差とは、関数値の差 ÷ 小さい方の関数値であるが、後者も同様である。

これを用いて、尤算条件を以下のように整備しておく。

- (a) 接点の x 座標は、 $\mu_{\pm}=24.4$ なので、 $18.0 < x < 24.4$
- (b) 関数値の相対誤差は $a = 0.006\%$ で、
- (c) 微係数の相対誤差も $b = 0.005\%$ とし、
- (d) 境界条件は、被曝時 t ごとの一年経過罹患率 $A(t)$ との関係で、
 $\hat{A}_{\pm}(100)$ を 12.08 ± 0.001 以内とする。

このような計算条件の下で、接点以降 99 歳までの尤算罹患率と自然罹患率の差を最小化すると、一意的に解が求められる。左右のガウス関数の接点は $x=22.84$ 歳で、さらに、右関数は次のようになる。

$$\hat{A}_{\pm}(x) = 132.63 \exp \left\{ -0.5 \left(\frac{x - 49.41}{23.11} \right)^2 \right\} \dots\dots$$

このように、左右のガウス関数を接続した尤算 $A(x)$ をグラフに示すと、図7の一番上のようになる。(二番目のグラフは下算 $A(x)$)

なお、尤算をゴフマン形式 $[DK_b] [K:N(y(x))]$ で表現すると、次のようになる。左のスカラー倍は $[DK_b]=71.2/17.0=4.19$ 倍で、右のそれは $132.63/17.00=7.80$ 倍である。また、年齢遷移関数 $y(x)$ は、

$$y(x) - \mu_N = \mu_N (x - \mu) / \dots\dots \text{より、}$$

$$y_{\pm}(x) = 4.304x - 105.01 + 67.9 = 4.304x - 37.11 \quad (11.13 < x)$$

$$y_{\pm}(x) = 1.0428x + 16.384 \quad (x < 22.84) \text{ となる。}$$

以上は、本論 §5 の「被曝影響の現れかた：被曝罹患率と自然罹患率の様態」の主張を裏付けている。