

令和4年(ワ)第 1880号 損害賠償等請求事件 (以下「甲事件」という。)

令和4年(ワ)第22539号 損害賠償等請求事件 (以下「乙事件」という。)

甲事件原告 1~3、5、6

乙事件原告 7

5 甲事件被告・乙事件被告 東京電力ホールディングス株式会社

## 第 4 0 準 備 書 面

(津田因果関係意見書・第1章について)

2024(令和6)年12月9日

10

東京地方裁判所 民事第32部甲合議B係 御中

原告ら訴訟代理人弁護士 井 戸 謙



15

同 光 前 幸



ほか

## 【 目 次 】

第1	はじめに .....	- 5 -
1	津田意見書と本書面の目的 .....	- 5 -
2	津田因果関係意見書と争点との関係 .....	- 5 -
5	3 津田因果関係意見書の概要（本書面のサマリー） .....	- 6 -
第2	津田因果関係意見書第1章における意見の概要（4～9頁） .....	- 8 -
第3	医学における因果関係推論（1 - 1項ないし1 - 6項、1 - 11項） ..	- 11 -
1	科学的根拠について（1 - 1項、1 - 2項及び1 - 11項） .....	- 11 -
	(1) 意見書の記載は教科書的なものであること .....	- 11 -
10	(2) 科学的根拠（医学的根拠）に基づく議論の重要性 .....	- 11 -
	(3) 科学的根拠（医学的根拠）とは何か .....	- 12 -
	(4) EBM宣言 - 疫学こそ因果関係の直接的証拠であること .....	- 16 -
2	図と表を用いた因果関係の把握（1 - 3項及び1 - 4項） .....	- 17 -
	(1) ヒュームの因果律 .....	- 17 -
15	(2) 因果関係による影響とその程度を倍率で把握できること .....	- 18 -
	(3) 発生率と有病割合について .....	- 20 -
3	県民健康調査における明白な多発（1 - 5項） .....	- 21 -
	(1) 先行検査における発生率比 .....	- 21 -
	(2) ITT分析と操作変数について .....	- 23 -
20	(3) 福島県内の9つの地区での倍率推定結果 .....	- 28 -
4	倍率の大きさと因果関係による影響の整理（1 - 6項） .....	- 30 -
	(1) 因果推論には2×2表と得られた倍率を用いること .....	- 30 -
	(2) 因果関係の有無が問題であるときは倍率に示せばよいこと .....	- 30 -
	(3) 倍率は科学的根拠（エビデンス）であること .....	- 31 -
25	第4 倍率の曝露患者個人への当てはめと誤差等（1 - 7項ないし1 - 9項） .....	- 31 -

	1	倍率の曝露患者個人へのあてはめ - 原因確率について (1 - 7項) .....	- 31 -
		(1) 原因確率とは .....	- 31 -
		(2) 確率を用いて判断すべきこと .....	- 32 -
	2	倍率に入り込む誤差の問題 (1 - 8項) .....	- 34 -
5		(1) 倍率に入り込む誤差の問題 .....	- 35 -
		(2) 誤差の種類 .....	- 35 -
		(3) 福島県での倍率の誤差 .....	- 38 -
	3	内部比較と外部比較 (1 - 9項) .....	- 40 -
		(1) 内部比較と外部比較の意義 .....	- 40 -
10		(2) 内部比較のみで検討することの問題点 .....	- 42 -
		(3) 全国や各都道府県のデータとの比較の意義 .....	- 44 -
		(4) 内部比較と外部比較 (展開) .....	- 45 -
		(5) 外部比較における有病割合と発生率の比較 .....	- 48 -
	第5	原因曝露の情報について (1 - 10項) .....	- 52 -
15	1	食中毒事件と原因曝露の情報 .....	- 52 -
	2	実験医学とフィールド医学の視点 .....	- 53 -
		(1) フィールド疫学では病気に注目すること .....	- 53 -
		(2) 原因曝露情報、曝露量の定量的把握は因果推論の必要条件ではないこ と .....	- 54 -
20		(3) 原因曝露と病気との因果関係は確率で表され、曝露情報が欠けていて も確率的な因果推論は可能であること .....	- 55 -
		(4) UNSCEAR 報告は病気に着目しておらず、アプローチを誤っていること -	56
	3	I T T分析と操作変数について .....	- 57 -
25		(1) 原因曝露が不明なときの因果関係の推論 .....	- 57 -
		(2) 自然に割り当てられた曝露のとおり分析すること .....	- 57 -

- (3) 被ばく線量の測定には誤差が避けられず、しかも、倍率をどちらの方向にバイアスするか不明瞭であること ..... - 59 -
- 4 最低限覚えるべき2つの点 ..... - 60 -
  - (1) 曝露での病因物質の判明や曝露量測定は必要条件ではないこと ..... - 60 -
  - (2) 曝露がなかったことと、曝露があったけど情報が消えてしまったこと、もしくは曝露情報が得られなかったことは、区別をして考えること ..... - 61 -
- 5

## 第1 はじめに

### 1 津田意見書と本書面の目的

本書面では、津田敏秀岡山大学名誉教授・医歯薬学総合研究科特命教授（以下「津田教授」という。）が作成した意見書に基づく主張を行う。

5 津田教授の意見書には、以下の3本（4証拠）がある。

① 「福島第一原子力発電所の過酷事故と小児・成年の甲状腺がん発がんとの因果関係に関する意見書」（以下「因果関係意見書」という。）

i 第1章：2022（令和4）年10月20日付（甲全127）

ii 第2章～第6章：2024（令和6）年9月9日付（甲全414）

10 ② 「各原告の原因確率の計算方法と結果についての意見書」（以下「原因確率意見書」という。）

2022（令和4）年10月20日付（甲全128）

③ 「100 mSv問題についての意見書」（以下「100 mSv意見書」という。）

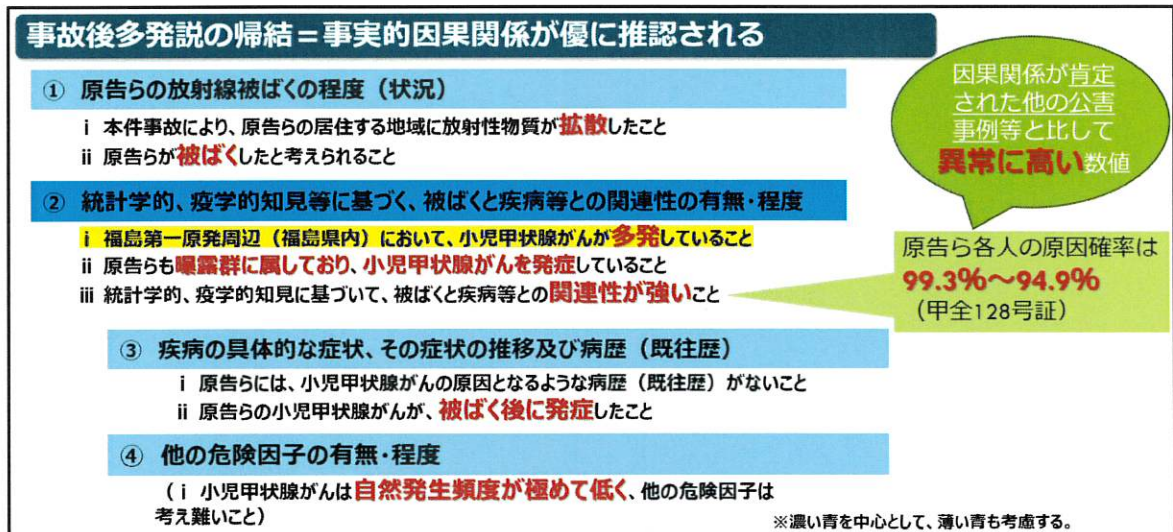
2024（令和6）年9月9日付（甲全415）

15 これらの意見書は大部であるため、本書面では、まずは因果関係意見書・第1章（甲全127）について説明する。なお、その前提となる疫学の基礎知識に関する主張は第5準備書面でも触れているが、本意見書は、津田ら（2016）論文（甲全125の1、2）の内容について、疫学や科学に関する基礎知識に乏しいわれわれ弁護士や裁判所に向けて、上記論文の内容を理解できるよう、基礎から「できるだけ分かりやすく説明」するように作成されているため  
20 （甲全127・10頁）、重複をいとわず主張する。

### 2 津田因果関係意見書と争点との関係

原告らは、因果関係に関する判断枠組みについて図表1のように考えており、  
25 その判断要素の中心を、②統計学的、疫学的知見等に基づく、被ばくと疾病等との関連性の有無・程度と捉えている。津田因果関係意見書及び原因確率意見

書で述べられていることは、まさにこの原告らの因果関係に関する主張の中心となる部分である。



図表1 本件における因果関係の判断要素

5

### 3 津田因果関係意見書の概要（本書面のサマリー）

(1) 津田因果関係意見書の第1章（甲全127）は、「医学における因果推論入門（人における因果関係、倍率と原因確率）」と題されており、実際に、本件原発事故による被ばくと小児・青年に発見された甲状腺がんとの因果関係が認められることを説明している。

10

因果関係意見書が主にとりあげるのは、福島第一原発の過酷事故と福島県での甲状腺がんの数十倍多発との因果関係の問題である。

15

第1章では、この因果関係の問題を理解しやすくするために、まず、医学における因果関係の問題が、現代において、学術的にどのように考えられ整理され、そして応用されているのかについて、説明されている。第1章で説明する疫学理論の用い方や、環境汚染とがんとの因果関係を示す方法は、教科書的で標準的なものであることに留意しなければならない。

(2) 第1章は、全部で12の大項目に分かれている。まず、冒頭4～9頁に意

見書の概要が記載されている（この点について、本書面第2でまとめる）。

(3) 1 - 1項及び1 - 2項では、人における因果関係を究明するためには科学的根拠が必要であることについて、科学的根拠の意義にも触れながら説明されている。

5 1 - 3項では、因果関係とは何か、疫学によってどのように因果関係を推認するのか、また、本件における被ばくと福島県の小児甲状腺がんの多発の間には優に因果関係が認められることを、直観的に把握できるように図で示し、1 - 4項では、これを疫学の基本である2×2表で表して、因果関係による影響とその程度を、倍率によって見ることができることを示している。

10 1 - 5項では、福島県県民健康調査の実際のデータ（1巡目）を、2×2表に当てはめると、31.9倍（95%信頼区間：26.3倍 - 38.3倍）の多発となること、さらに詳細に、福島県を9つの地区に分けたうえで同様に倍率の推定を行った結果（いずれも数十倍）を示している。1 - 6項は、  
15 1 - 5項で計算した倍率の大きさと、因果関係による影響について、その意味するところや用語を整理している（以上、第3）。

(4) ここまでは、集団として見た場合の因果関係であるが、1 - 7項では、倍率と、曝露者個人について因果関係が認められるかどうかという関係について述べられている。これには、「原因確率」という概念が用いられるため、この概念の基本的な説明と、本件における原因確率を、主な公害事例や職業病  
20 事例での原因確率と比較して、極めて高い数値（ほぼ100%）になること、したがって、福島県内のどこに居住していたとしても、因果関係は極めて明瞭で疑う余地がないことが示されている。

1 - 8項は、倍率に入り込む誤差についての説明である。誤差に関する基本的な用語（偶然による変動誤差と系統的誤差（バイアス）など）の説明と、  
25 福島県での誤差に関する考察として、㊦選択バイアスは、「数十倍」という倍率に対してほとんど何の誤差も与えないこと、㊧情報バイアスは、むしろ実

際の倍率がさらに高かったことを推認させること、㊸交絡バイアスは、やはり「数十倍」の根拠にはならないことなどが示されている。

5 1 - 9項は、疫学の応用ないし疫学理論の入門として、内部比較と外部比較という概念についての説明である。内部比較と外部比較の意義や関係、これらを混同してはならないこと、福島県県民健康調査等における「数十倍の多発」という表現は、外部比較を行った結果出てきた倍率であること、内部比較だけを行っている、倍率が過小評価される結果になることなどが示されている（以上、第4）。

10 (5) 1 - 10項では、原因曝露の情報と因果関係の有無との関係について、食中毒を例に、「病因物質の判明は、因果関係判断の必要条件ではない」という基本的な理解について、説明されている。すなわち、病因物質が不明であっても、原因食品が判明しているのであれば、因果関係は肯定できるのである。むしろ、原因物質の特定に拘泥し、被害が拡大するというケースは枚挙に暇がないことなどが挙げられている。また、原因曝露に関する情報の問題として、ITT分析（Intention-to-Treat分析）と自然の実験等の操作変数分析について解説されている（以上、第5。ただし、ITT分析と操作変数については第3でも触れる）。

15 (6) 1 - 11項では、「科学的根拠」とは、第1に原著論文であり、第2に調査研究報告書であること、人における因果関係が論じられる際の「医学的根拠」とは、オッズ比やリスク比、発生率比などの倍率と、系統的な人数数えであることが指摘されている。そして、最後に、1 - 12項では、時系列情報と第1章のまとめが記されている（これは1 - 2項とも関連するので、第3の中で触れる）。

## 25 第2 津田因果関係意見書第1章における意見の概要（4～9頁）

1 津田因果関係意見書第1章の冒頭には、「総まとめ - 意見の概要」という囲み



文が掲載されている（甲全127・4～9頁）。

5 まず、福島第一原発事故後が発生し、小児甲状腺がんの原因となり得る放射性ヨウ素が福島県の広範囲に拡散されたという事実自体には争いがない。そして、チェルノブイリ原発事故の経験等から、福島においても小児甲状腺がんの多発が起きると予測され、実際、事故後に行われた甲状腺検査によって、小児甲状腺がんの「数十倍の多発」が観察された。小児甲状腺がんを数十倍も広域に多発させる原因は放射線のほかにありえない以上、これだけで、因果関係は明白である（同・4頁）。

これが、津田因果関係意見書の論理構造の骨格である。

10 2 このような明白な因果関係が示されているにもかかわらず、これに疑問を呈する意見（スクリーニング効果や過剰診断など）が存在する。しかし、それらはまったく実証のなされていない仮説であったり、既に反証がなされていたりするものである。このうち、チェルノブイリ原発事故後の観察と比べて整合しないという指摘は、その多くが、「数え上げ方法の違い」を無視した錯覚である  
15 （同・4～6頁）。

3 このような錯覚・勘違いが生じたのは、福島第一原発事故後の調査で、チェルノブイリ原発事故における数え上げ方法が採用されたためであり、福島で当初から用いられていた超音波エコー検査が、チェルノブイリにおいては事故後5年経った1991年以降用いられるようになったということ等が、数え上げ  
20 に影響している（同・6～7頁）。

4 過剰診断について、津田因果関係意見書は、がん検査の、どこの段階で、なぜ「過剰診断」が起こっているのかが明確に示されていない点を問題視する。本件では、1次のスクリーニング検査だけでなく、2次検査以降の精密検査も  
25 プロトコルに組み込まれているところ、過剰診断が問題とされたのは1次の超音波エコー検査であるのに対し、多発が問題となっているのは、1次検査のみの結果ではなく、2次以降の検査が全て終了した手術対象の症例数なのである。

にもかかわらず、1次検査の「過剰診断」のみが科学的根拠もなくクローズアップされるのは、錯覚というほかない。

5 また、そもそも、1次検査（超音波エコー検査）では、「がんであるか」「がんでないか」という判断をしておらず、単に、結節の大きさを見て、2次検査以降の対象者数を絞り込んでいるだけである。そうであるにもかかわらず、これが判断されているかのように言われるのも誤解である（同・7～8頁）。

5 本件において、被告が依拠する UNSCEAR の報告では、超音波エコー検査の機器が超高感度であることを欠点と捉え、これを根拠に過剰診断としているところ、これは、本来「特異度が低い」と表現すべきものであり、UNSCEAR は、  
10 基本的医学用語である「感度が高い」という用語すら誤って使っている。

したがって、UNSCEAR には、過剰診断を評価する能力も意思もないことが分かる（同・8頁）。

6 さらに、被ばく量が少なすぎるという指摘について、ほぼ福島県全体に被ばくがあったことは紛れもない事実であり、疫学的に明白な因果関係が示されている以上、観察された被ばく量でも数十倍の多発が起こった（被ばく量が少ないから甲状腺がんは起こらないはずという仮説が誤っている）というほかない。  
15 丁寧に検討すれば、福島の甲状腺がんの発生状況は、チェルノブイリ原発事故後の発生状況と符合している。

過剰診断については、日本甲状腺学会も認めていないし、チェルノブイリで行われた研究で、がんの過剰診断はほとんど生じていなかったことが、20年前に合意・実証済みである（同・8～9頁）。

7 人の因果関係判断における「医学的根拠」とは、2×2表にまとめられる系統的な人数の数え上げ、若しくはそれに基づいて計算できるオッズ比や発生率比などの「倍率」である。

25 環境問題において、意味のない結論先延ばしや、全て分かっているのに「まだ分からない」と言い続けることは、「Doubt is their product（「疑い」は彼ら

公害企業の製造物である)」(David Michaels)であり、先延ばし戦術の一つとして指摘されている。科学的根拠がなくても、錯覚も利用して、思い付きのように「疑い」を製造し続けるのが公害企業の常套手段であることを認識すべきである。そのような先延ばし戦術を奏功させてはならない。

- 5 被害者の人生には時間制限がある。科学的根拠のない安易な先送りは許されない(同・9頁)。

### 第3 医学における因果関係推論(1-1項ないし1-6項、1-11項)

#### 1 科学的根拠について(1-1項、1-2項及び1-11項)

##### 10 (1) 意見書の記載は教科書的なものであること

まず、大前提として、因果関係意見書が取り上げているのは、福島第一原発事故と福島での甲状腺がんの数十倍の多発との因果関係の問題である。

意見書第1章においては説明されている疫学理論の使い方や、環境汚染とがんとの因果関係を示す方法は、教科書的で標準的なものである(甲全12  
15 7・10頁)。

##### (2) 科学的根拠(医学的根拠)に基づく議論の重要性

1-2項に関して、とりわけ強調されるべきは、議論が迷路に迷い込まないために、何が科学的根拠といえるのかを正しく理解したうえで、科学的根拠がある事実とない事実とを区別することが極めて重要だという点である。  
20

科学的根拠があるのか、ないのか。ないとして、それは前段階のアイデアや思い込みの段階なのかを適切に区別しないと、それらから導かれる信頼性の乏しい仮説や不適切な科学的類推(甲全213・13頁参照)を許すことになりかねない。これは、司法判断において、証拠の中から動かし難い事実を見極め、それを軸に推論を行っていく作業に似ている。信用性の乏しい事実を動かし難い事実と誤認したり、あるいは適切に区別しなかつたりすると、  
25

議論が誤った方向に進むのである。

5 今回の意見書の例でいえば、福島県内において、甲状腺がんが、放射能汚染がない全国と比較して「数十倍多く発生（もしくは検出）」していることには科学的根拠があり、その事実に基づいた因果関係の推論は信用性が高く、異論を差し挟む余地はない。「原発事故…（略）…によって放出された放射性物質が原因で？小児や青年の甲状腺がん症例が多数発生し、多くは超音波エコー検査により検出された」ということも科学的根拠によって定量的に示された事実である。

10 他方、被告は、「小児にも生涯にわたって治療の必要のない潜在がんが被ばくと関係なく存在し、今回、これがスクリーニング等で発見された。福島での手術症例の多くもこの潜在がんで、治療の必要性はなかった」かの主張をしているが、その主張事実に科学的な根拠がないことは既述のとおりである。

15 また、しばしば言及される「超音波エコー診断による過剰診断が起こっている」（本件における被告の主張もこれである）というのは、具体的に、過剰診断の発生人数を数として数え上げていない（定量化していない）ため、科学的根拠があると言えない。したがって、そのような定性的な主張は、「数十倍の多発」や「原発の過酷事故が原因」という定量的な事実・主張とは同列に取り扱えない（以上、甲全127・13頁）。

20 ここでは、前述のとおり、前提として「何が科学的根拠といえるのか」が問題となる。そこで、以下、この問題に関して、津田教授の著作などに基づいて補足して説明する。

### (3) 科学的根拠（医学的根拠）とは何か

#### ア 直感派、メカニズム派、数量化派

25 津田教授の著書『医学的根拠とは何か』（甲全423）では、科学的根拠（医学的根拠）について、歴史上、3つの根拠について、それぞれの根拠

を主張する医師らの中で論争がなされてきたことが整理されている（甲全  
4 2 3・第1章）。

5 1つ目は、医師の個人的経験を重んじ、個性・個人差のある人間を数量  
化することを否定する医師らである（津田教授は、上記著作の中で「直感  
派」と呼称している。）。直感派は、医療行為を「経験に基づくアート」（≠  
科学）と考え、統計学からの結論を演繹する際には多くの落とし穴がある  
等と主張した（甲全4 2 3・3 1～3 2頁）。

10 2つ目は、患者を集団として扱い、事例を数量化して集計し、統計学を  
用いて分析を行った医師らである（同じく「数量化派」と呼称される。甲  
全4 2 3・2 3頁）。

15 そして、3つ目は、数量化派と同じように科学的医学を志向するものの  
実験医学に依拠し、病気は特定の原因から発生し、決まった条件に従って  
決定論的に進行すると考える（統計は確からしさを与えるものの、確実で  
はないと考える）医師らである（同じく「メカニズム派」と呼称される。  
甲全4 2 3・2 3頁）。

### イ 3つの根拠の関係

本来、これら3つを互いに排他的であるとみるのは誤りである。

20 直感に基づいたアートである医学を科学化して一般法則を求めるには、  
患者の観察結果を数量化（データ化）する必要がある。メカニズム研究に  
ついて、たとえ実験動物や試験の中で完結する研究であっても、多数の  
観察結果を数量化し、検証している。しかし、人間への応用を考えるので  
あれば、結局は、人のデータ、すなわち臨床データを数量的に分析しなけ  
ればそのメカニズムが有効かは分からないのである（甲全4 2 3・3 5頁）。

25 しかし、日本の医学研究者の多くは、3つの根拠のうち、数量化以外の  
二つを信じ続けていると、津田教授は指摘する（甲全4 2 3・3 6頁）。

## ウ 日本におけるピロリ菌対策が遅れた事情

このように、数量化を信用しない日本の医学研究の典型的な現れともいえる問題として、第5準備書面では、いわゆる脚気論争を挙げていたが、  
5 近時の例として、津田敏秀『医学と仮説 - 原因と結果の科学を考える』（甲全424）では、ピロリ菌と胃がんとの関係に関する事例を紹介している（甲全424・第1章）。

まず、国際がん研究機関（IARC 世界保健機構WHOの外部組織）は、様々な物質について発がん性を検討、評価し、その結果を、グループ  
10 1、2A、2B、3及び4の5段階に分類して公表している<sup>1</sup>（図表2）。

グループ1は、「その物質は人における発がん性がある」という分類であり、発がんすることについて、人間での証拠が十分（sufficient）であれば、動物での証拠が欠如（lack）していても、グループ1に分類される。

1994年、IARCは、ピロリ菌につき、「人では証拠が十分、動物では証拠が不十分」と記載し、十分な疫学的証拠に基づいて、人への発がん性に関する総合評価として、グループ1に分類した。にもかかわらず、日本では、その「直接的証明がなく、もうひとつ説得力に欠ける面は否定しきれない」などとして、国立がんセンターを中心に、10年がかりとも言  
15 われる大規模な介入研究がなされることとなった（甲全424・2～5頁）。

20 当時、このIARCの決定に対して、日本人研究者らは困惑したという。彼らは、「動物実験もしていないし、状況証拠だけ。」「ピロリ菌と胃がんの関連を示すデータは『いずれも間接的なものばかりだ』と抗議した」、「ちょっと異例だ」などとメディアで意見を述べた（甲全424・18～19

---

<sup>1</sup> 現在（2019）は、4つのグループ分け（グループ1、グループ2A、グループ2B及びグループ3）になっている。

頁)。

**表1 人と動物での証拠のレベルとグループ分けの関係を示す目安**

動物での 証拠	sufficient (十分)	limited (限定的)	inadequate (不十分)	lack (ない)
人間 での証拠				
sufficient	グループ1	グループ1	グループ1	グループ1
limited	グループ2A	グループ2B	グループ2B	グループ2B
inadequate	グループ2B	グループ3	グループ3	グループ3
lack	グループ2B	グループ4	グループ4	グループ4

注：最近のモノグラフでの前書きによるとグループ分けの意味は下記の通りである。  
 IARCは、2Aのprobableと2Bのpossibleには定量的な意味はないと述べている。ただprobableの方がpossibleより大きいという相互関係は認めている。  
 グループ1：The agent is carcinogenic to humans.(その物質は人における発がん性がある.)  
 グループ2A：The agent is probably carcinogenic to humans.(その物質はたぶん人における発がん性がある.)  
 グループ2B：The agent is possibly carcinogenic to humans.(その物質は人における発がん性がある可能性がある.)  
 グループ3：The agent is not classifiable as to its carcinogenicity to humans.(その物質は人における発がん性があると分類できない.)  
 グループ4：The agent is probably not carcinogenic to humans.(その物質はたぶん人における発がん性はない.)

図表2 甲全424・5頁表1

5                   このように、日本では、疫学による数え上げ（数量化）を「状況証拠」

                  「間接的な証拠」とし、実験（動物実験）によって得られた結果だけを強い

                  証拠と見る傾向（前述した「数量化以外の二つを信じ続け」る傾向）が

                  ある。しかし、動物実験の結果を人に適用するためには、当然ながら、「動

                  物実験の結果を人にも適用できる」という前提が必要だが、B型肝炎ウィ

10                   ルス、C型肝炎ウイルス、HIVなど、人での感染性の発がん物質では、

                  動物での発がんは期待しにくく、上記前提が成り立つとは限らない。その

                  ため、IARCは、「疫学を直接的、動物実験を間接的であると言っている」

                  のである。多くの事例で、動物実験の証拠なしに発がん物質として認定さ

れているのであって、異例でもなんでもない（甲全424・16頁、20頁）。

5           しかし、前述のとおり、日本の「専門家」と称する研究者は、上述のような「人間の発がんに関しては疫学研究を直接の証拠とする」という基本的なことを理解せず、その結果、日本における胃がん予防に大きな遅れが生じたのである。

#### (4) EBM宣言 - 疫学こそ因果関係の直接的証拠であること

10           現在の世界における臨床研究・医学研究の方向性を決定づけたのが「科学的根拠（エビデンス）に基づいた医学（Evidence-Based Medicine：EBM）である（甲全127・14頁）。

          「EBM宣言」ともいうべきガイアットらの論文冒頭には、医学・医療の根拠づけに関して、次のように述べられている。

15           根拠に基づいた医学は、直感、系統的でない臨床経験、病態生理学的合理づけを、臨床判断の十分な基本的根拠としては重要視しない。そして、臨床研究からの根拠の検証を重要視する。

20           「臨床研究」とは、「医療における疾病の予防方法、診断方法及び治療法の改善、疾病原因及び病態の理解並びに患者の生活の質の向上を目的として実施される次に掲げる医学系研究であって、人を対象とするものをいう。」（厚生労働省・臨床研究に関する倫理指針）とされている。「数量化派」の考え方である。

25           他方、「直感」とは、臨床の場における医師のインスピレーションや思いつきであり、「系統的でない臨床経験」とは、自分が経験した臨床行為とその結果を自己流に自分の頭の中にためこんだものである。職人芸にも通じる、この「直感、系統的でない臨床経験」に頼るのが「直感派」である。



また、「病態生理学的合理づけ」とは、動物実験やその他の実験結果のことである。これはメカニズム決定論に基づく「メカニズム派」の考え方である<sup>2</sup>（以上、甲全423・36～37頁）。

5 津田教授は、因果関係意見書において、「疫学的な因果関係の解明は、ヒトにおける因果関係判明や判断のための十分条件である」とし、次のようなIARCの文書を引用している（甲全127・15頁）。

「ある特定の物質が人体に対して発がん性を示すかどうか？」という問いに対する、間接的と言うよりもむしろ直接的な答えは、疫学的方法を使った人体に関する研究からのみ得られる。

10

これに対し、前述のピロリ菌の事例で紹介したとおり、「日本の医学研究者は人間での因果関係の証明（疫学研究）は『間接的』であると考えられる傾向がある。しかし、実は疫学研究こそむしろ『直接的』な証明として国際的に考えられている。日本での考え方が転倒している。」のである（甲全424・2  
15 2頁）。

## 2 図と表を用いた因果関係の把握（1 - 3項及び1 - 4項）

### (1) ヒュームの因果律

20 因果関係は、知覚によって直接知ることはできず、集団的な観察によってはじめて因果関係を認識できることは、津田因果関係意見書を踏まえ、第5準備書面で詳述した（7～10頁）。

スコットランドの哲学者デビッド・ヒュームは、1747年、著書『人間知性研究』において、次のように因果関係を定義した。

---

<sup>2</sup> なお、「メカニズムに基づいた根拠付けが、良好な臨床研究によって役に立たない治療や有害な治療の選択に結びついた事例」が、甲全423・40頁に掲載されている。

原因とはある対象であって、その後が続いて別の対象が生じる、そしてそこでは第一の対象に類似したすべての対象の後が続いて第二の対象に類似した対象が生じる、と。

5 あるいは、言い換えて、ここでは、第一の対象がなかったならば、第二の対象は存在しなかったであろう、と。

すなわち、「原因がなければ結果がない」場合にのみ、原因と結果と看做しうるというのである<sup>3</sup>。

10 しかし、この条件文は現実には検証できない<sup>4</sup>。なぜなら、一番目の事象は現実には起こってしまっており、現実には起こってしまったものが起こらなかった場合（本件でいえば、放射性物質に曝露した人々が、曝露しなかった場合）は、「現実的にはあり得ない」からである（哲学用語の「反事実」）。

これが、ヒュームの因果律として知られる問題である（以上、甲全424・81頁）。

15

## (2) 因果関係による影響とその程度を倍率で把握できること

ヒュームが指摘するとおり、因果関係は目に見えない。しかし、今日、人における原因と病気との因果関係（医学における因果関係）は、疫学によってその方法論が決められている（甲全127・23頁）。

20

その骨子は、図表3に示す2×2表（四分表）に示した4種類の人数に簡略化できる。人での因果関係を厳密に定量的に論じるには、最低限、系統的に数え上げられたこの4種類の人数が必要である。曝露が「ある(あった)」

<sup>3</sup> この考え方は、法学において条件関係とされる「あれなければ、これなし」の考え方とも通じるところがある。

<sup>4</sup> 今日では、後述するとおり、因果関係論の発達により、2×2表などの方法も使って検証が行われている。

と「ない(なかった)」の2種類、病気が「ある(あった)」と「ない(なかった)」の2種類、つまり  $2 \times 2 = 4$  種類である。

表 1-1. 因果関係の推論のために最低限必要な4種類の人数を1年間系統的に数え上げ、その結果を示す  $2 \times 2$  表

	発がん物質(放射線)被ばく		合計
	あり	なし	
がん症例	A 例	B 例	A+B 例
まだがんではない	C 人(年)	D 人(年)	C+D 人(年)

放射線被ばくありでの発生率(リスク):

発生率の単位は C「人」より、正確には「人×年」

放射線被ばくなしでの発生率(リスク):

発生率の単位は D「人」より、正確には「人×年」

放射線被ばくによる影響の程度(倍率):  $(A \div C) \div (B \div D)$ (倍)、

この種類の倍率は通常、発生率比 Incidence Rate Ratio (IRR) と呼ばれます

図表 3 甲全 1 2 7・2 4 頁表 1 - 1<sup>5</sup>

5

現実に曝露(発がん物質(放射線)被ばく)された人々(A例)が曝露されなかった場合(反事実)を観察する(前述のとおり、現実には観察できない)代わりに、曝露されなかった別の人々(B例)を観察するのである。

この表によって、曝露による病気の発生という因果影響が、データから推論できるようになる。

10

上記の例でいえば、発がん物質の「曝露あり」でのがん発生率  $I_1$  は、 $A \div C$  である<sup>6</sup>。そして、発がん物質は、がん発生率を増加させるから、この  $A \div C$  は、発がん物質「曝露なし」でのがん発生率  $I_2 = B \div D$  よりも、曝露によ

<sup>5</sup> この表は「有病割合」ではなく、「発生率」に基づく  $2 \times 2$  表であることに注意されたい。発生率は、一定の期間を想定するので、単位が「人年」となる。有病割合と発生率については(3)で詳述する。

<sup>6</sup>  $2 \times 2$  表は、本文中に書いたように、「発症した者」と「発症していない者」とで数え上げる場合もあるが、表 1 - 1 にいう「まだがんではない」は、調査開始の時点で「まだがんではない者」、つまり、曝露群全体の数(C)ないし非曝露群全体の数(D)を指している。

って増加させられることになる。

この増加の有無や程度を知るには、 $I_1$ と $I_2$ の比を求める、つまり、割り算をすることになる（甲全127・25頁）。

$$I_1 \div I_2 = (A \div C) \div (B \div D) = \text{発生率比 (IRR)}$$

5 発生率比（IRR）と呼ばれる倍率<sup>7</sup>を示すこの指標が、曝露により発生率が上昇する程度、すなわち、因果関係による影響とその程度そのものを示しているのである。

10 このように、「因果関係」はどこまで行っても見えないが、「因果関係による影響の大きさ」は、4種類の人数から得た計算結果（倍率）により見ることができるのである。

### (3) 発生率と有病割合について

ア ここで、発生率と有病割合についても述べておく。

15 「有病割合」（prevalence rate）とは、特定の時点で、ある疾病を有している者の数を、この時点でその疾病を有している可能性のある曝露人口で割ったものをいう。

20 これに対し、「発生率」（incidence rate）とは、一定の期間内に集団に新たに生じた疾病の症例数を、同一期間内の曝露人年で割ったものである。発生率は、一定の期間を想定した時間の概念を入れると、単位が「人年」となる。時間の概念を入れずに人数で割ると「リスク（累積罹患率）」と呼ばれる。

イ 発生率は、疾病罹患期間や致死性がどうかに影響を受けず、有害因子への曝露、あるいは予防対策によって疾病の発生に影響があるかどうかを定

---

<sup>7</sup> IRR以外にも、因果指標の例として、「リスク比」「率比」「オッズ比」等があるが、因果関係意見書においては、専門用語を離れて、分かりやすく「倍率」という用語表記している。

量的に調べることにつながられるという点で重要とされる。

すなわち、治癒可能な感染症が大発生した場合、まず時間と共に有病割合（一時点における有病者の割合）は急激に上昇するが、やがて疾病が自然の経過をたどり人々が治癒するにつれて減少する。また、致死性の感染症が大発生して、多くの人が罹患し、死亡したような場合にも、有病割合自体は低い（すぐ死亡してしまうため、有病者にほとんどカウントされない）ということも起こり得る。

有病割合は最初に疾病に罹患した時期、また以前疾患に罹患していた人の中で治癒した人や亡くなった人を示すのではないので、これは疾病罹患の対象人口全体に占める割合、すなわちリスクの適当な尺度ではないのである。

### 3 県民健康調査における明白な多発（1 - 5 項）

#### (1) 先行検査における発生率比

以上のような疫学の基礎を踏まえて、津田教授は、本件への当てはめを行っている。すなわち、県民健康調査の先行検査（検査1巡目）で確認された甲状腺がんについて、「(検出可能) 平均有病期間T」を4年<sup>8</sup>と仮定し<sup>9</sup>、全国平均発生率を1年間で100万人あたり3例の発生として、図表4のとおり、全国の31.9倍という倍率を得た（95%信頼区間：26.3倍 - 38.3倍）。

---

<sup>8</sup> 検査2巡目以降は、(検出可能) 平均有病期間は、2年から2.5年と推測できる。

<sup>9</sup> 仮定であるから、感度分析（Tを1年から1年単位で増やして、結論に変わりがないことを確認する）を実施している。20年という非現実的に長い時間を与えたとしても事故による多発が確認された。

表 1-4. 福島県によるエコーを用いた甲状腺検診の 1 巡目の甲状腺がんの検出結果(300,473 人を検査して 115 例の甲状腺がんを検出)を示す 2×2 表(2017 年 6 月 5 日発表分).

	発がん物質(放射線)被ばく	
	あり	なし
がん症例	115 例× $k$	1 例
まだがんではない	300,473 人	1,000,000 人(年)

$k$  は、がんの直径が 5.1mm から臨床的に発見されるまでの時間  $T$ (論文では 4 年間と仮定)と論文での曝露なしの発生率(年間 1,000,000 人に 3 人)を補正した係数(次項 1-5-(2). 補足. を参照). この表 1-4 での被ばくなし(曝露なし)の発生率は年間 1,000,000 人に 1 例なので、論文の曝露なしの発生率はその 3 倍であることが分かる. 従って係数  $k$  は、「4×3」分の 1、12 分の 1. この結果、多発の倍率は 31.9 倍(95%信頼区間: 26.3 倍~38.3 倍).

図表 4 甲全 1 2 7・2 8 頁表 1 - 4

5 同じような研究は、県民健康調査甲状腺検査評価部会(以下「評価部会」という。)の部会員である片野田氏も行っている<sup>10</sup>。

津田教授は県民健康調査のデータを有病割合から発生率に転換して、全国平均の発生率と比較したのに対し、片野田氏は、全国平均の発生率から予測有病割合の方に転換して、県民健康調査の有病割合と比較をした<sup>11</sup>。

10 片野田氏も、期待された甲状腺がん有病率割合と比較して、観察された有病割合が数十倍と報告している<sup>12</sup>。

二つの研究は、ともに病気の量である有病割合と発生率の転換をどちらで行うのかという違いだけであり、結果はほぼ同じであった。すなわち、「数十倍の多発」が認められたのである(以上、甲全 1 2 7・3 0 頁 8~1 9 行目)。

<sup>10</sup> 片野田氏は、第 8 回(2017(平成 29)年 11 月 30 日)以降、検討部会の委員を務めている。それ以前は、論文共著者である津金氏が検討部会の委員であった。

<sup>11</sup> 疫学では、発生率に揃えて比較するのが通常である。

<sup>12</sup> Katanoda K, Kamo K, Tsugane S. Quantification of the increase in thyroid cancer prevalence in Fukushima after the nuclear disaster in 2011-a potential overdiagnosis? Jpn J Clin Oncol. 2016;46(3):284-286.

## (2) I T T分析と操作変数について

ア 津田教授は、WHOの暫定線量推定（2012）が、線量の高さに応じて福島県内を3つの地域に分けていることにあわせ、かつ、人口が大きい市を独立させて、福島県を9つの地区に分けた。

5 行政区画で分けるのは、操作変数（第5・3項でも触れる）の考え方に基づくものであるところ、「操作変数」とは次のようなものである。

イ 疫学方法論の基本とその目的は、前述のとおり、曝露群と非曝露群それぞれについて、患者とまだ患者になっていない人との人数数えを行い、曝露と病気との因果関係の推論を行うことである。この結果、図表3のような2×2表（四分表）が構成できる。

10

このうち、患者とまだ患者になっていない人たちの人数数えは、患者を直接診断することで行えるが、曝露群か非曝露群かの人数数えは、患者から直接曝露の測定値を得ることは困難な場合が多いため難しい場合がある。曝露の測定装置が必要であるし、人員もかかるし、測定ミスが生じるので誤分類（情報バイアス。後述）と呼ばれる誤差も入る。この場合に、曝露の数え上げができないから、適切な疫学的推論ができないのかというと、そうではない。

15

ウ 例えば、新薬の効き目（因果関係）を測定する介入実験（新薬治験）を考えてみる（甲全127・70頁以下）。

20

まず、新薬の割り当てが完璧に新薬（実薬）群と偽薬（プラセボ）群の両方で割り当てられたとする。そのとき、新薬群と偽薬群で患者になった人数数えも間違いがなかったとすると、この新薬治験にバイアスは入らない（ただし、選択バイアスは入り得る）。

25

もっとも、現実の治験では、新薬群と偽薬群の全患者が、割り当てられたとおりに正確に薬を服用してくれるわけではない。また、大気汚染のような公害の健康影響を調査する場合も、住民が対策を自ら講じたり、そも

そも大気汚染の範囲が拡大・流動したりすること等が生じ得る。

5 一見すると、このように、割り当てどおりに行動しなかったことが判明した場合には、それらを修正して分析した方が、より真実の倍率に近づきそうである。しかし、医学研究においては、敢えてそのような修正を行わず、元の割り付けどおりに分析を行うのが原則であり、これを「ITT分析」(Intention-to-treat 分析) と呼ぶ。

ITT分析は、まるで故意に間違った分析方法を選んで分析しているように見えるかもしれないが、これこそ、薬の効き目を検証するような介入研究では第一に行われなければならない基本的な分析方法とされている。

10 その理由は、第4・2項(2)で後述するバイアス(系統的誤差)が入るのを防ぎながら、一方で、予測しやすいバイアスを故意に導入し、薬の効き目が十分でない薬が認可されてしまうことを防ぐためであり、また、危険な副作用を見逃すことを防ぐためとされる。

15 誤差には、倍率が過大と過小の両方に揺れるように現れる「偶然による変動誤差」と、一定の方向に現れる「系統的誤差(バイアス)」がある。そして、バイアスには、その方向が、⊕過大評価の方向、⊖過小評価の方向、⊙1倍の方向に現れるという3つの場合がある(甲全127・42頁)。

20 このうち、ITT分析では、誤差の方向が⊙1倍の方向に現れる、「誤分類バイアス」の中の「非差別的誤分類(non-differential misclassification)」を利用して、敢えて倍率が1倍の方向に近づくように分析を行うのである。こうすることで、倍率(以下の仮想例でいえば、オッズ比)が1倍よりも大きい場合には過小評価になり(誤ってリスクを過大評価することを防ぎ)、倍率が1倍よりも小さい場合には過大評価になる(誤って利益を過小評価することを防ぐ)ことになる(甲全127・71頁)。

25 エ 仮想例Aを用いて、具体的に示す(但し、数値は分かりやすくするために仮装のものを用いる)。



【仮想例 A 治験薬を二重盲検法<sup>13</sup>で実施したケース】

仮想例 A-1) 完全に治験計画どおりに患者が実薬、プラセボを服用した場合

	実薬群	プラセボ群
治療効果あり	40 人	10 人
治療効果なし	60 人	90 人
合計	100 人	100 人

オッズ比： $(40 \times 90) \div (10 \times 60) = 6$  倍

仮想例 A-2) 実薬群に割り付けられた患者の 20% が指示どおりに服用せずにプラセボ群の如く効果ある薬（実薬）を服用しなかった場合（その分プラセボ服薬者と同等の患者が増えている）（non-differential exposure misclassification）

	実薬群	プラセボ群
治療効果あり	32 人	18 人
治療効果なし	48 人	102 人
合計	80 人	120 人

オッズ比： $(32 \times 102) \div (18 \times 48) \approx 3.8$  倍

仮想例 A-3) さらにプラセボ群に割り付けられた患者の 10% が秘密裡に実薬を服用した場合（non-differential exposure misclassification）

	実薬群	プラセボ群
治療効果あり	34 人	16 人
治療効果なし	58 人	92 人
合計	92 人	108 人

オッズ比： $(34 \times 92) \div (16 \times 58) \approx 3.4$  倍

<sup>13</sup> 「二重盲検法」とは、研究群（ここでは実薬群）と対照群（ここではプラセボ群）の割り付けを、患者にも医師にも分からないように（ブラインドで）行い、その結果の評価も分からないように（ブラインドで）行う方法。個人がどちらに割り付けられたかを知ること、結果にバイアスが生じることを防ぐ目的の研究デザインである。

このように、実薬群に指示に従わない者がいた場合でも、プラセボ群に指示に従わない者がいた場合でも、いずれの場合もオッズ比は小さくなる。

仮想例 A-4) A-1) から発症者が服薬の有無に関係なく誤診で見逃され、10%非発症者と診断された状態 (non-differential disease misclassification)

	実薬群	プラセボ群
治療効果あり	36 人	9 人
治療効果なし	64 人	91 人
合計	100 人	100 人

オッズ比： $(36 \times 91) \div (64 \times 9) \approx 5.7$  倍

5

これは、仮想例 A - 4 のように、発症者が服薬の有無に関係なく、誤診で見逃されたような場合でも同様である (オッズ比が小さくなる)。

現実の新薬治験では、大規模なものほどこのような誤分類を起こし得るので、実際に治験対象者が服薬した新薬や偽薬の量や血中濃度を確かめるよりも、患者に割り当てたまままで分析する。この I T T 分析こそ、医学研究の原則のひとつである。

10

オ 同様に、大気汚染研究では、実際の汚染物質曝露量を測定するのではなく、地域別に (汚染物質が) 割り当てられたとおり、すなわち住所や地域別ごとに、患者数と非患者数を数え上げて、オッズ比等の大気汚染による因果影響の大きさを推定する。このとき、因果影響は実際の曝露が厳密に測定された時より必ずオッズ比等が過小評価されるので、実際の (真の) 因果影響は、この過小評価されたオッズ比等よりも必ず大きいことが予測できる。これは操作変数分析法と呼ばれ、やはり医学研究方法論に原則の一つで、I T T 分析法はその一種である。津田教授の行った福島県内の地域分けも、この大原則に則って行われた (甲全 1 2 7・7 1 ~ 7 3 頁)。

15

20

以下、大気汚染研究の具体例（ただし、数値は分かりやすくするために  
 仮装のものを用いる）を示す。

**【仮想例B 人口200万人の大都市の大気汚染による気管支炎】**

仮想例B-1) 100万人の曝露群、100万人の非曝露群で、汚染物質に曝露された市民が100  
 万人、残りの100万人は市外に住み汚染物質に全く曝露されなかった場合

	汚染群（曝露群）	非汚染群（非曝露群）
気管支炎・発症	400,000 人	100,000 人
気管支炎・非発症	600,000 人	900,000 人
合計	1,000,000 人	1,000,000 人

オッズ比： $(400,000 \times 900,000) \div (100,000 \times 600,000) = 6$  倍

仮想例B-2) 100万人の曝露群、100万人の非曝露群で、汚染物質に曝露されていた市民が  
 20%家を改築して気密性をほぼ完全にし空気清浄機を付け、残りの80万人はそのまま汚  
 染物質に曝され、非曝露群の100万人はそのまま市外に住み汚染物質に全く曝露されな  
 かった場合（non-differential exposure misclassification）

	汚染群（曝露群）	非汚染群（非曝露群）
気管支炎・発症	320,000 人	120,000 人
気管支炎・非発症	480,000 人	1,080,000 人
合計	800,000 人	1,200,000 人

オッズ比： $(320,000 \times 1,080,000) \div (120,000 \times 480,000) \approx 3.8$  倍

5

仮想例B-3) さらに非汚染地区に居住していた住民の10%が汚染地区の拡大で汚染地区に  
 居住を余儀なくされた場合（non-differential exposure misclassification）

	汚染群（曝露群）	非汚染群（非曝露群）
気管支炎・発症	340,000 人	160,000 人
気管支炎・非発症	580,000 人	920,000 人
合計	920,000 人	1,080,000 人

オッズ比： $(340,000 \times 920,000) \div (160,000 \times 580,000) \approx 3.4$  倍

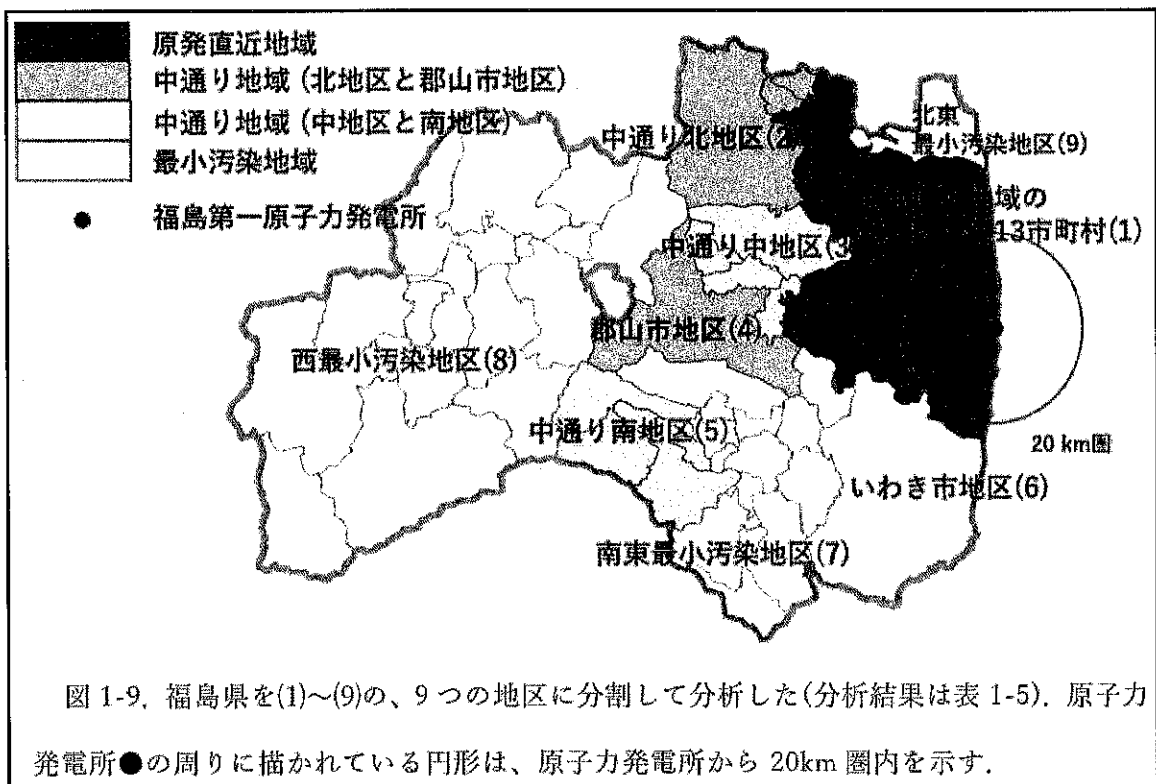
5

新薬治験の場合と同様、汚染群（曝露群）に、曝露しないような対策を講じた者がいた場合でも、非汚染群（非曝露群）に、曝露してしまった者がいた場合でも、いずれの場合もオッズ比は小さくなり過小評価されることが分かる（真の倍率はもっと大きい）。

### (3) 福島県内の9つの地区での倍率推定結果

10

以上のような操作変数分析法をもとに、津田教授は、地域区分をした上で、倍率の検討を行った。また、地域区分をする際には、人口の大きさを加味しながら実際の区分をした（図表5）。



図表5 甲全127・32頁図1-9

人口がある程度多くなければデータを安定して分析できない<sup>14</sup>一方、地区割りをできるだけ多くした方が、線量の変化に応じた甲状腺がん多発の程度を表す倍率の変化を把握しやすくなる。

その結果、得られた地区ごとの倍率は、図表6のような結果となった<sup>15</sup>。

表 1-5. 福島県を9つの地区に分割し、それぞれの地区の受診者数と甲状腺がん症例数から推定した倍率とその95%信頼区間(2巡目は5歳毎で年齢調整をしている)。

	1巡目		2巡目	
	受診者数 (がん症例数)	IRR(倍率) (95% C.I.)	受診者数 (がん症例数)	SIR(倍率) (95% C.I.)
原発周辺地域	41,810 (15)	28 (15-47)	34,557 (17)	61 (35-97)
福島市周辺	50,617 (12)	20 (10-35)	45,580 (11)	36 (18-64)
二本松・本宮市周辺	18,193 (11)	50 (25-90)	16,346 (4)	38 (10-98)
郡山市	54,062 (25)	39 (25-57)	48,046 (18)	57 (34-91)
白河市周辺	16,465 (8)	40 (17-80)	14,637 (2)	22 (3-80)
いわき市周辺	49,430 (24)	40 (26-60)	45,265 (9)	26 (8-41)
いわき市西側町村	29,816 (9)	25 (12-48)	28,088 (4)	22 (6-56)
会津地方	33,720 (12)	30 (15-52)	32,208 (5)	23 (7-53)
相馬地方	6,360 (0)	0 (0-48)	5,788 (1)	27 (1-152)
合計	300,473 (115)	32 (26-38)	270,516 (71)	38 (29-47)

IRR: 発生率比(倍率)、95% C.I.: 95%信頼区間、SIR: 標準化発生率比(倍率)

\*1巡目は2017年3月31日現在(年間100万人に3人と比較、平均有病期間4年を設定)

\*2巡目は2017年6月30日現在(追跡期間は原発発生地域で2.5年、その他は2年)

\*1巡目に比べて2巡目が非常に高く見えるが、前者の平均有病期間が後者の追跡時間よりかなり長い影響も含まれる。いずれにしても「数十倍」の多発には変化はない。

5

図表6 甲全127・33頁表1-5

1巡目で甲状腺がんが見つからなかった相馬地方を除いて、福島県県民健

<sup>14</sup> 小児・青年の甲状腺がんは発生率が低いので、市町村ごとに分析してしまうと検出数がゼロの町村が多く出て全体の傾向が見えにくくなる可能性がある。

<sup>15</sup> 津田教授が、2016年に国際雑誌 *Epidemiology* に掲載した1巡目の表と、その後データが得られた2巡目の小児甲状腺がんの検出データ分析結果を合わせたものである。

康調査検討委員会（以下「検討委員会」という。）及び評価部会の中間報告と同じように、いずれも数十倍の多発があることが確認できる（甲全127・30～33頁）。

5 4 倍率の大きさと因果関係による影響の整理（1 - 6項）

(1) 因果推論には2×2表と得られた倍率を用いること

人における因果関係の有無と、その因果関係による影響の程度を知る道具として2×2表が用いられる<sup>16</sup>。その2×2表に記された人数の多寡についての情報（図表4のA、B、C、Dの数値）を用いて、割り算（比を取る）  
10 とその結果の倍率を使う。

そして、この倍率を用いて、因果関係の有無やその因果関係によるがん発生への影響（発生率やリスクの増加程度）を推論するのが、疫学による因果推論である（前述の2項(2)。甲全127・33～34頁）。

15 (2) 因果関係の有無が問題であるときは倍率に示せばよいこと

「因果関係がある」、「因果関係がない」というようなことが問題になった場合には、2×2表の4種類の系統的な人数数えの結果が得られる観察データから、因果関係による影響の指標である倍率<sup>17</sup>を示せばよい。

示された倍率を軸に、図表7に示すような大まかな判断ができることになる（IRRだけでなく、相対リスクRRも、オッズ比ORも、その他の比の  
20 指標でも同じ）。なお、放射線被ばくは、一般に、がんを多発させると考えられているため、図表7の(1)なのか、(2)なのかを考えればよい。

<sup>16</sup> 曝露と病気の最低限因果関係では2行2列が必要であり、2行M列等あり得る。

<sup>17</sup> IRR、相対リスクRRやオッズ比ORなど。

(1) IRR(倍率) 1倍より(はっきりと)大きい	因果関係あり(体に悪い悪影響)
(2) IRR(倍率) $\approx$ 1倍あたり	因果関係ない・微々たるもの
(3) IRR(倍率) (はっきりと)1倍未満	因果関係あり(体に良い予防)

図表7 甲全127・34頁

(3) 倍率は科学的根拠（エビデンス）であること

5 前記1のとおり、倍率は、因果関係の有無や因果関係による影響の程度を示す指標であり、科学的な根拠（エビデンス）である。

この点、検討委員会が、「数十倍の多発」という倍率を示しながら、倍率が1(倍)付近であることを全く示さないまま、「因果関係がない」というのは、科学的根拠を欠くだけでなく、矛盾である。

10 したがって、検討委員会は、「大きな問題を抱えたままで、問題の整理ができていない」のであり、「検討委員会は因果関係に関する知識を整理できない委員により占められている」という帰結になるのである（甲全127・34頁）。

15 第4 倍率の曝露患者個人への当てはめと誤差等（1 - 7項ないし1 - 9項）

1 倍率の曝露患者個人へのあてはめ - 原因確率について（1 - 7項）

(1) 原因確率とは

本件で問題となるのは、各原告が、本件事故を契機とする曝露によって甲状腺がんになった蓋然性である。

20 これを明らかにする指標が原因確率（寄与分画、曝露寄与危険割合、必要性の確率）であり、原因曝露され、病気・がんになった人が、もし原因曝露しなかった場合に、病気・がんにならなかつたであろう確率（つまり、原因曝露によって病気・がんになった確率）である。その意味では、まさに法的因果関係における条件関係（あればこれなし）の存在を証明するものが

原因確率とってよい。原因確率は、下記の式で表される（甲全127・35～39頁）。

$$\text{原因確率} = (\text{倍率} - 1 \text{ 倍}) \div \text{倍率}$$

5 この式の説明として、因果関係意見書では、「曝露された時の発生率（ $I_1$ ）  
－曝露されなかった時の発生率（ $I_2$ ）」を「曝露された時の発生率（ $I_1$ ）で  
割り算しますと、倍率－1倍が出てきます」とされているが（甲全127・  
38頁）、これは、「曝露されなかった時の発生率（ $I_2$ ）で割り算する」の誤  
記である（ $I_1$ 、 $I_2$ との表記は、便宜上引用者が付した）。

10 この計算を行うと、 $(I_1 - I_2) \div I_2 = (I_1 / I_2) - 1 = \text{倍率} - 1 \text{ 倍}$ と  
なる。これを、さらに倍率で割ったものが原因確率である。

原因確率の考え方については、すでに第5準備書面において主張し、各原告の原因確率は津田教授の原因確率意見書（甲全128）に基づいて第6準備書面で主張したところである。

## 15 (2) 確率を用いて判断すべきこと

日本のかつての裁判において、確率は多数のデータから算出されたものであり（集団から得られたもの）、個人である原告（あくまでも個であり集団とは違う）には適用できないという理由で、原因確率を個の事例に当てはめて定量的判断の役に立てることはできないというものが存在した。

20 しかし、前述したとおり、原因確率は、集団における因果関係をまさに個に当てはめる議論であり、原因確率が低いというだけで、因果関係が否定されるとは限らないが、逆に、原因確率が高い場合には、当該個人についても、原因曝露によって当該疾病が発症した可能性が高度の蓋然性をもって示されたといえるから、因果関係が肯定される。

25 このことについては、第5準備書面・27頁以下で詳述したとおりであるが、例えば、公害等調整委員会事務局審査官を務めた河村浩裁判官も、相対



危険度が5倍（寄与危険割合＝原因確率が80％）を超える場合には、「被告の行為が原因として寄与している確率が高く、逆に、択一的な他因子が存在しない（あるいは、競合的な他因子の影響が少ない）ことを相対的に証明できているといえるから、被告の行為の原因性につき、高度の蓋然性＝証明度80％を超える心証（事後確率）が形成され、表見証明ないし一応の推定を認めてもよいことになる」として、確率を用いて個別的因果関係を認めている（甲全119・54頁右段）。

5

吉村良一教授は、日本のかつての裁判について、「相対危険度（原因確率）がそれほど高くない（あるいは、高い原因確率を示す疫学調査が必ずしも十分でない）中での議論だったのではないか。新美（※引用者注…新美育文教授）が集団的因果関係と個別的因果関係を区別し、非特異性疾患については前者の証明だけでは後者が証明されたことにならないという主張を行ったのは1986年であり、念頭に置かれていたのは当時の大気汚染訴訟であった。」と分析している（甲全118・38頁）。

10

これまで述べてきたとおり、数量化して分析する疫学の助けなしには人の病気の因果関係は定量的に明らかにできない。津田教授が指摘するとおり、確率は自然科学諸分野で共通に使われている。そして、多数の観察結果（いわば集団）から得られた確率は、科学においても現実の社会でも、個々の事例に適用するため、また科学的判断を行うために、日常生活のあらゆるところに利用されているものである。

15

20

現代社会は確率を使うことで科学的に成り立っているのである（甲全127・39頁）。そして、原因確率は、0％～100％の値を取る確率であり、本件においては、原告ら全員、その数値が90％を超えて極めて高い。

これまで公害事例や職業病事例で問題とされてきた原因確率と比較しても、その高さは群を抜いている（図表8）。これまでの事例では、原因確率が80％を超えるような事例はほとんど見られず、したがって、原因確率だけを

25

理由に因果関係を肯定することは難しかった（他の事情も踏まえて判断する）が、本件に関しては、原告らいずれについても原因確率が90%を超えており、河村裁判官の見解によっても、それだけで因果関係が肯定される事案なのである。

表1-6. 主な公害事例や職業病事例等に関する因果関係認定の原因確率<sup>2</sup>

事 例	認められた人々が持つか政府が認める倍率	
	およその原因確率	元の倍率
大気汚染	50-67%以上	2倍~3倍以上
原爆症	10%以上	約1.1倍以上
ヒ素中毒	50%以上	2倍以上
じん肺肺がん	50-75%以上	2-4倍以上
環境アスベスト曝露と肺がん	50%以上	2倍以上

<sup>2</sup> 表1-6の参考文献

\* 大気汚染：日本の大気汚染経験検討委員会（座長，佐和隆光）日本の大気汚染経験・環境省，1997（非売品）。

\* 原爆症：<https://www.mhlw.go.jp/shingi/2007/12/dl/s1217-7a.pdf> 原爆症認定の在り方に関する検討会報告，平成19年12月17日。

\* ヒ素中毒：<https://h-crisis.niph.go.jp/?p=29295> 環境保健レポート：特集：土呂久敏書（環境保健レポートNo.15 昭和47年11月）（土呂久の場合は，政策というより，実際の観察データで原因確率50%程度と公害指定地域とほぼ一致していた）

\* じん肺・肺がん：<https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/8589094> および，Smith AH, Lopipero PA, Barroga VR：Meta-analysis of studies of lung cancer among silicotics. *Epidemiology*. 1995 Nov;6(6):617-24.さらに，<https://www.min-iren.gr.jp/?p=1748>

全日本民医連新聞：国がじん肺と肺ガンの因果関係認める／九州社会医学研究所 田村昭彦所長に聞く，2002年12月11日。

\* アスベスト・肺がん：<https://www.erca.go.jp/asbestos/what/higai/shikkan.html> 独立行政法人・環境再生保全機構：アスベスト（石綿）関連疾患，2.肺がん（原発性肺がん），石綿曝露との関連，および，[https://www.rousaic.or.jp/important/topics\\_h18\\_02\\_09.html](https://www.rousaic.or.jp/important/topics_h18_02_09.html) 「石綿による健康被害に係る医学的判断に関する考え方」，また<https://www.mhlw.go.jp/shingi/2006/02/dl/s0207-4a2.pdf> 報告書（平成18年2月7日）（厚生労働省HP）9-11ページにかけての「2 肺がん 成因，診断等 ア 病因 (イ)石綿が原因であるとみなす考え方」，および同「(ウ)肺がん発症リスクが2倍となるばく露量の程度」

5

図表8 甲全127・41頁表1-6

## 2 倍率に入り込む誤差の問題（1-8項）

## (1) 倍率に入り込む誤差の問題

疫学者は、疫学理論に基づいて、人のデータを集めて分析している。データ集め、すなわち測定行為の結果として得られる測定値には、誤差が不可避免的に生じる。誤差があるからといって、そのデータや分析が全く意味のない（信用できない）ものになるわけではない。大切なのは、「誤差の方向」とその「程度」を正しく評価することである（甲全127・42頁）。

津田因果関係意見書においては、福島県での倍率の誤差について考察が加えられているところ、考察内容について説明する前に、前提として、倍率に入り込む誤差の種類とその方向性について概括的な説明を行う。

10

## (2) 誤差の種類

### ア 誤差の種類

誤差には、ランダムに出る誤差（倍率が過大評価と過小評価の両方に揺れるように出る誤差）と一定の方向に誤差が出るものとの2種類がある。

前者は「偶然による変動誤差（チャンス）」、後者は「系統的誤差（バイアス）」と呼ばれる。

15

### イ 誤差の方向

上記のとおり、「系統的誤差（バイアス）」は、一定の方向に系統的な誤差（過大評価・過小評価の方向が定まった誤差）を与えるものである。バイアスには、次の3つの方向がある（甲全127・42頁）。ただし、被ばくによるがん影響は、倍率を大きくする影響であるため、㊦「1倍の方向」と㊧「過小評価」とは結果的には同じ方向、すなわち、いずれも過小評価になる。したがって、本件で、「数十倍」という倍率にもかかわらず因果関係を認めるべきではないというためには、㊦の過大評価（観察された倍率が、真の倍率よりも大きくなっていること）がいえなければならない。

20

25

- ㊸ 相対リスク(倍率)を無限大の方向へ過大評価するバイアス
- ㊹ 相対リスク(倍率)をゼロ倍の方向に過小評価するバイアス
- ㊺ 相対リスク(倍率)を1倍の方向に誤差を与えるバイアス

5           ウ 疫学の作業プロセスとバイアス

(ア) 疫学研究の作業プロセスは、簡単にいうと下記の3つのプロセスに分解することができる。それぞれのプロセスに「系統的誤差(バイアス)」が存在し、倍率に誤差を与える(甲全127・43頁)。

10

- ㊶ 研究対象者の選択：誰から曝露情報や診断情報などの情報を得るかを決める。
- ㊷ 対象者から情報入手：選んだ対象者から曝露や診断などの情報を得て入力する。
- ㊸ 入力した情報の分析：入力した情報を因果モデルに基づいた変数を用いて分析する

15

(イ) プロセス㊶の選択の段階で、何らかの失敗によって倍率に誤差が生じることを「選択バイアス」という。失敗の仕方によって、㊸過大評価ないし㊹過小評価となる。

20

(ウ) プロセス㊷の曝露や診断などの情報を収集する段階又は入力する段階で、倍率に誤差が生じることを「情報バイアス」もしくは「誤分類バイアス」という。例えば、多量喫煙者が少量喫煙者として分類される場合のように、カテゴリー尺度で変数が測定され、誤差によって対象者が誤った区分に分類されてしまうことを、特に「誤分類バイアス」という。

25

失敗の仕方によって、㊸過大評価ないし㊹過小評価となる場合に加えて、㊺相対リスク(倍率)を1倍の方向に誤差を与えるバイアスもある(こ

れは特別に非差別的誤分類と言われる)。

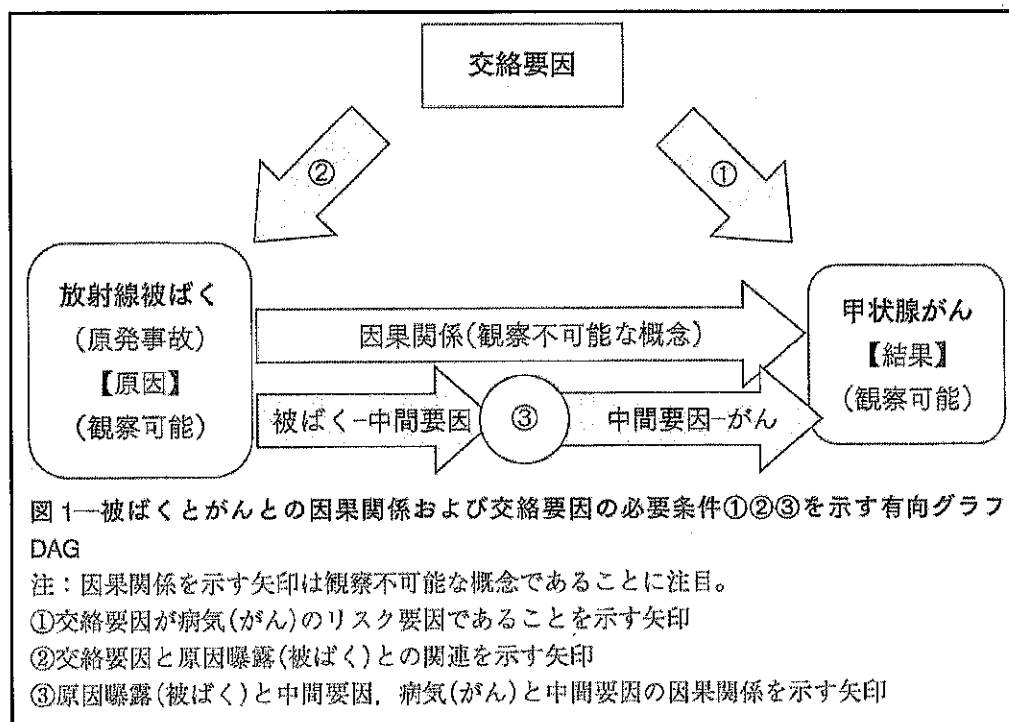
(エ) プロセス⑦の入力データを分析する段階で、想定した因果モデルに沿って調整すべき変数を調整せず、交絡(後述エ)を起こして倍率に誤差が生じることを「交絡バイアス」という。また、逆に、交絡が生じていると誤って判断し、調整すべきでない変数を調整して倍率に誤差が生じることは、「選択バイアス」になる。失敗の仕方によって、④過大評価もしくは⑤過小評価する方向となる。

5

## エ 交絡

10

図表9は、曝露、病気と交絡との関係を示した図である。ある結果について2つ以上の要因が考えられ、それぞれの原因がどの程度結果に影響しているか区別できないときに、これらの要因は交絡しているといい、交絡を発生させる要因のことを交絡要因(交絡因子)という。



15

図表9 甲全103・308頁図1、甲全127・44頁図1-10

交絡によって誤差が生じるには、下記の3つの条件すべてを満たす必要がある。それぞれ、図表9の①ないし③に対応している（甲全127・43頁）。

5

- ① 交絡要因は病気のリスク要因でなければならない(英語表記の助動詞は must)。
- ② 交絡要因は曝露と関連していなければならない(英語表記の助動詞は must)。
- ③ 交絡要因は曝露と病気の因果連鎖の中間要因であってはならない(英語表記の助動詞は must not)。

10

### (3) 福島県での倍率の誤差

誤差についての基本をおさえたうえで、因果関係意見書は、福島県における「数十倍」という倍率に対して、どのような方向の誤差があり得るのか、それがどの程度かといった点について考察を加えている。

15

#### ア 選択バイアス

プロセス⑦の「誰から曝露情報や診断情報などの情報を得るかを決める」段階での「選択バイアス」としては、例えば、甲状腺がんが検出されたため、曝露が高かったと思われる原発近くの13市町村に住所記録が移されたような状況で生じ得る。

20

しかし、曝露歴を定める住所記録は、過酷事故が起こった2011（平成23）年3月のものであり、甲状腺がんが検出された県民も、甲状腺がんが検出されなかった県民も、曝露の指標である住所は動かない。

25

したがって、福島県での事例では、第3・3項(2)で述べた操作変数分析もあり、選択バイアスが生じることは、まず考えられない（甲全127・46頁）。

## イ 情報バイアス

プロセス①の曝露や診断などの情報を収集する段階又は入力する段階での「情報バイアス」としては、数週間で消えた放射性ヨウ素に代わる曝露情報として、行政区画を用いた地区割りを曝露指標にしたような場合に、情報バイアスの中の、病気(発がん)とは独立(無関連)に起こる曝露情報の誤差が入る(非差別的な曝露の誤分類)。

これは因果影響の倍率に、①1倍の方向の過小評価の誤差を与えるため、結果的には、真の倍率は、観察された倍率よりももっと大きかったと推論できる。

本件でも、行政区画を用いた地区割りを曝露指標とする以上、情報バイアスは存在するが、第3・3項(2)で指摘したとおり、観察された倍率(数十倍の多発)は、真の倍率よりも小さいと推論できる(バイアスの存在が、因果関係を否定する方向に働かない。甲全127・46頁)。

## ウ 交絡バイアス

プロセス②の段階での「交絡バイアス」として、県民健康調査では、「検査の順番」という要因による交絡バイアスが生じている。

すなわち、検査の順番が早かった地区ほど倍率の過小評価が生じ、順番が遅かった地区との違いが小さくなる。これを適切に調整するには、検査の順番や事故から検査までの時間(月数)で調整することとなる。地区間の倍率のばらつきを②過小評価するバイアスであり、「数十倍」の根拠となるものではない。

これ以外に、曝露の被ばく量もしくは曝露の指標である地域分けと、病気の甲状腺がんの発生との両方に影響を与えるような必要条件を満たす要因は存在せず、検査の順番以外の交絡バイアスはほとんど考える必要はな

い（この点は、UNSCEAR2020/2021 報告・ANNEXI「疫学的評価 - 被ばく誘因性のがん」の段落（19）にも、その趣旨の指摘がある）。

5 結論として、福島県県民健康調査で観察された、極めて大きな甲状腺がん発生率の「数十倍」という上昇は、倍率の測定誤差（偶然による変動とバイアスの両方）では、全く説明し得ない。

したがって、この一連の考察により、事故による甲状腺がんの因果影響が数十倍の増加をもたらしたと判断できるのである（甲全127・47～48頁）。

## 10 エ 交絡バイアスがあるという指摘について

放射線被ばくによる発がん影響の議論において、「交絡が入っていそう  
だ」というだけで、そのデータや研究全体を否定するような意見等がなされる  
ことがある。

15 しかし、これは疫学専門家としては全く誤った行いである。本来は、まず「本当に交絡が生じているのかどうか」について、上記の交絡の必要3  
条件を検討しなければならない。そして、必要3条件をすべて満たしていれば、単に系統的誤差として考察、あるいはバイアス分析などを使って補  
正や調整などをしたりして妥当な倍率を導けばよい。それこそが科学的で  
20 あり、データや研究全体を否定すれば、定量的な科学的判断はできなくなる（甲全127・47頁）。

## 3 内部比較と外部比較（1 - 9項）

### (1) 内部比較と外部比較の意義

25 ここで、疫学的手法における内部比較と外部比較との区別とその長所、短所について述べる。第37準備書面第2・6項(2)でも触れたように、被告が、  
これらを混同して（正しく理解せずに）主張している部分が散見されるため



である。

外部比較 (external comparison) とは、典型的な  $2 \times 2$  表 (前掲図表 3) のように、曝露ありの集団を、曝露なしの集団 (外部集団) と比較して倍率を計算するものである。他方、内部比較 (internal comparison) は、曝露ありの集団 (内部集団) の中で比較して倍率を計算する。

5

具体例を挙げると、福島第一原発に最も近い 13 市町村 (前掲図表 5 の濃い灰色) や、中通り (12 市町村: 図表 5 の薄い灰色) よりも被ばく線量が低かったと考えられる会津地方 (17 市町村 (図表 5 の白色の県西部のみ)) を基準として、中通りや、原発に最も近い地域での倍率を計算することが内部比較である (図表 10)。

10

表 1-7. 内部比較を想定した  $2 \times 2$  表.

	最も原発に近い地域	中通り	会津地方	計
病気あり	A <sub>2</sub> 例	A <sub>1</sub> 例	B例	M <sub>1</sub> 例
病気なし	C <sub>2</sub> 人(年)	C <sub>1</sub> 人(年)	D人(年)	M <sub>0</sub> 人

図表 10 甲全 127・51 頁表 1-7

他方、外部比較では、通常、曝露なしの集団として、日本全体の年齢別の甲状腺がん発生率等の全国データや広い範囲のデータを利用する (図表 11)。

15

表 1-8. 外部比較を想定した  $2 \times 2$  表.

	福島県	日本全国
病気あり	A例	B <sub>j</sub> 例
病気なし	C人(年)	D <sub>j</sub> 人(年)

注 1: 日本全国の人数は 2001 年から 2010 年の発生率の平均値を用いました  
 注 2: 右の計、M<sub>1</sub>人、M<sub>0</sub>人にはもはや意味がありませんので削除します

図表 11 甲全 127・52 頁表 1-8

このような内部比較と外部比較の両方を行なって示す疫学研究の手法は、

産業医学では、しばしば用いられている。

通常、因果関係判断との関係で倍率を用いるときは、前記第3・2項で述べたとおり、曝露群と非曝露群を比較するのであるから、外部比較を前提としている。福島県県民健康調査検討委員会や同甲状腺検査評価部会の「数十倍の多発」という表現も、日本全体の甲状腺がん発生率と比較した、外部比較を行った結果としての「数十倍の多発」である。

ところが、福島県立医科大学から出されてきた論文には、内部比較のみが行われ、外部比較は一切行われておらず、外部比較すること自体を批判するものすらある（甲全127・50頁）。

10

## (2) 内部比較のみで検討することの問題点

ア 外部比較においては、当然ながら、比較の基準となる集団は「原因曝露がない」集団であるが、内部比較については、比較の基準となる集団において、「原因曝露がない」といえるのかに注意しなければならない。甲状腺検査の内部比較についていえば、会津地方において「原因曝露がない（被ばくがなかった）」と言えるのかに注意しなければならない。福島県立医科大学の論文は、外部比較をせず、内部比較のみを行っているが、他方で、会津地方について、「原因曝露がない」、すなわち放射性物質による被ばくがゼロであったことを前提としているようにも思われるのである。

20

しかし、大事故や工場敷地外の汚染の場合、広範囲に環境汚染が広がってしまうので、ほとんどの場合、この「原因曝露がない」という前提は成り立たない。そうすると、内部比較だけでは得られる情報が限られてしまい、調査研究によって本来得なければならない情報が得られなくなってしまうという大きな欠点に気づかねばならない。

25

調査研究の中心的な目的は、曝露が、社会全体（県や自治体全体）にどのような影響を与えているのかを把握することである。さらに、そこから、

個人の原因確率を推定する際にも、外部比較は必須である。

5 福島第一原発事故後、関東地方や、遠く離れた岡山県においてすら、放射性ヨウ素が検出されたことに照らしても、事故による放射性ヨウ素は、濃度の違いはあれど、幅広く分布したことが分かる。そうすると、甲状腺がんの明らかな多発を観察した会津地方においても、「曝露なし」とは決して言えず、実際に空間線量も高かった。会津地方のデータと、外部比較で用いるような日本全国のデータとを混同して、いずれも「曝露なし」であるかのように扱うのは誤りだということである。

10 そのため、会津地方を基準に他の地域との倍率を検討する場合には、その倍率は、外部比較による倍率よりも小さく算出されることとなるが、これを混同して、あたかも外部比較による倍率が小さいかのように考えるのであれば、それは誤りである。

15 実際、福島県立医大の論文では、外部比較が一切行われておらず、会津地方について、「曝露なし」であるかのように基準として設定していた節がある。因果関係意見書においても、そのような場合には、計算式を用いて、「内部比較のみの場合には外部比較と比べて過小評価される」ことが論理的に導かれるとしている（甲全127・51～52頁）。

20 イ このように、内部比較だけを行うと因果影響の倍率を過小評価してしまうが、その場合でも、会津地方の発生率と全国の発生率を比較すれば、会津地方に因果影響があったという判断はできる。

しかし、本件では、年間100万人あたり1人から2人程度という、全国での小児甲状腺がんの珍しさを考慮する必要がある。この珍しさを踏まえて、因果関係による定量的な多発の程度を適切に反映する倍率を考えるには、外部比較の数値を実際に計算することが必要となるのである。

25 より詳細な情報提供を考えれば、内部比較のみの倍率に加えて外部比較の倍率も示す方が、より適切だということになる（甲全127・52頁）。

### (3) 全国や各都道府県のデータとの比較の意義

ア このような全国や各都道府県のデータとの比較（外部比較）は、疫学  
分野、特に職業病の疫学などでは通常行われている方法である。外部比較  
5 は、内部比較と併せて行われることもある。

因果関係意見書 1 - 9 - (2)では、塩化ビニル・モノマーという発がん物  
質による悪性腫瘍（肝臓血管肉腫）の研究報告が紹介されている（Creech  
1974）。

この研究は、全国でも非常に頻度が低い肝臓血管肉腫を比較し 4 例が非  
10 常に多いこと（外部比較）、それから実際に塩化ビニルを扱っている 3 例に  
集中していた（残りの 1 例の産業医も直接扱ってはいるが曝露されてい  
た）という内部比較から成り立っている。

イ この Creech (1974) による症例報告は、3 例の発見で米国国立労働安全  
衛生研究所のケンタッキー州労働局に届け出をしたものがまとめられたも  
15 ののであるが、3 例で届出を出すのは早すぎるのではと思うかもしれない。

しかし、限られた場所で 3 例の珍しい病気が見つかったら行動や調査に  
動き始めなければならないというのは、公衆衛生従事者の忘れてはならな  
い鉄則である。この「3 例」という数字は、被害をできるだけ小さく抑え  
るために、古くから公衆衛生にある教科書にも記載されてきた、まれな疾  
20 患が多発を示し、公衆衛生従事者が行動を起こす目安の人数として有名な  
数字である（起源となる根拠はポアソン分布と思われる。以上、甲全 1 2  
7・53～54 頁）。

ウ ところが、福島第一原発事故では、事故から約 2 年後の 2013（平成  
25）年 2 月 13 日（第 10 回県民健康調査検討委員会）において、いき  
25 なり 10 例が報告された。3 例で行動・調査に移らなければならないのに、  
日本においては、警告が発せられないばかりか、それを打ち消すような科

学的根拠を欠く主張が繰り返されている状況にある。

津田教授は、この状況について、「これは、通常ではあり得ない、行政としては、その存在価値さえ疑われかねない人命軽視の非倫理的な組織対応です。」と強い言葉で非難を加えている（甲全127・54～55頁）。

5

#### (4) 内部比較と外部比較（展開）

##### ア 会津地方でも、全国平均と比べて23～30倍の多発が見られること

図表12は、図表10の内部比較を想定した2×2表と、図表11の外部比較を想定した2×2表を合わせたものである。

10

「福島県内1巡目もしくは2巡目」と記された部分（最も原発に近い地域、中通り、会津地方を比較した部分）が内部比較であり、これらを右の「日本全国2001～2010年の平均」と比較すれば外部比較となる（以上、甲全127・55頁）。

表 1-9. 外部比較と内部比較の両方を想定した 2×2 表.

	福島県内 1 巡目もしくは 2 巡目			日本全国 2001~2010 年の平均
	最も原発に 近い地域	中通り	会津地方	
病気あり	A <sub>2</sub> 例	A <sub>1</sub> 例	B例	B <sub>J</sub> 例
病気なし	C <sub>2</sub> 人(年)	C <sub>1</sub> 人(年)	D人(年)	D <sub>J</sub> 人(年)

各地域での事故による因果影響の倍率(内部比較) :

最も原発に近い地域  $(A_2/C_2)/(B/D)$ 倍

中通り  $(A_1/C_1)/(B/D)$ 倍

会津地方  $(B/D)/(B/D)$ 倍=1倍

各地域での事故による因果影響の倍率(外部比較) : なお T は平均有病期間(約 3 年).

最も原発に近い地域  $\{(A_2/C_2) \div T\} / (B_J/D_J)$ 倍

= 内部比較での最も原発に近い地域の倍率  $\times \{(B/D) \div T\} / (B_J/D_J)$ 倍

中通り  $\{(A_1/C_1) \div T\} / (B_J/D_J)$ 倍

= 内部比較での中通りの倍率  $\times \{(B/D) \div T\} / (B_J/D_J)$ 倍

会津地方  $\{(B/D) \div T\} / (B_J/D_J)$ 倍

= 内部比較での会津地方の倍率(即ち 1 倍)  $\times \{(B/D) \div T\} / (B_J/D_J)$ 倍

図表 1 2 甲全 1 2 7・5 6 頁表 1 - 9

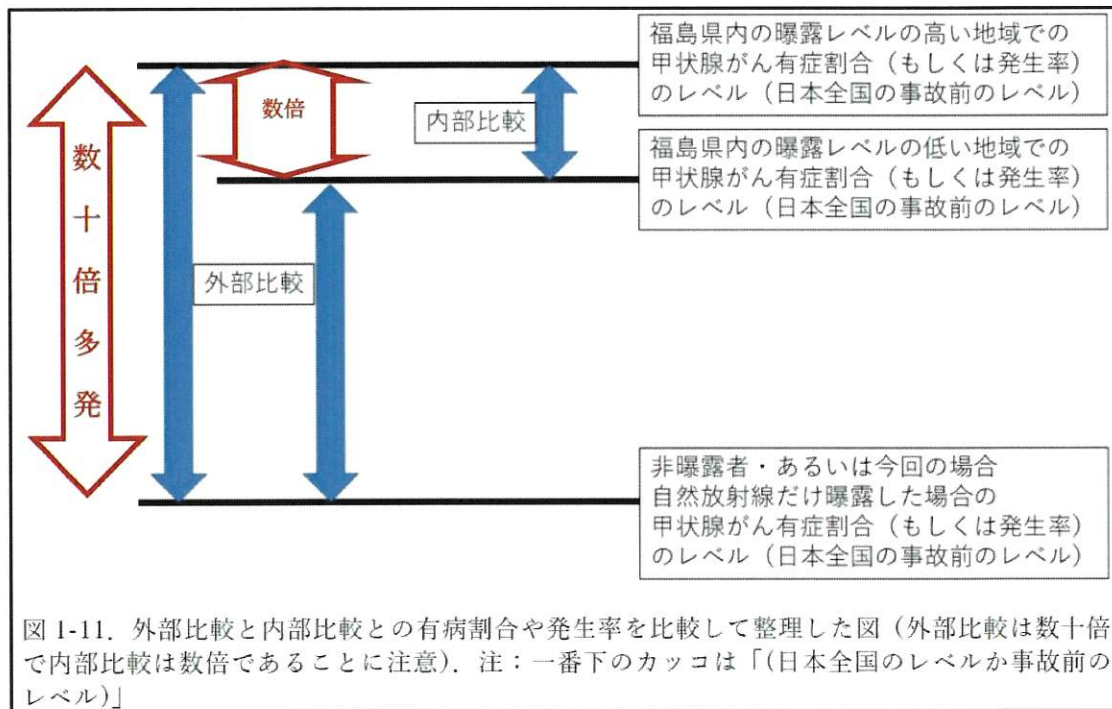
5 会津地方を基準として内部比較をする場合、基準である会津地方の倍率は 1 倍とみて、これと比較した各地域での因果影響の倍率を求める。これで分かるのは、「会津地方と比べて、県内の他の地域にどれくらいの高発が見られるか」ということである。

10 しかし、外部比較をすれば、内部比較では 1 倍とした会津地方でさえ、日本全国の発生率と比べて、外部比較の倍率分だけの高発があったことが分かる。

実際、津田教授の計算では、会津地方にも、全国平均に比べて、甲状腺がんが 2 3 倍(本格検査:検査 2 巡目)から 3 0 倍(先行検査:検査 1 巡目)程度多く検出されている。放射線の曝露による因果影響を調べる以上、

このように非曝露群と比較（外部比較）した場合の倍率こそ重要であり、これをみれば、会津地方でも放射性ヨウ素の影響は明らかであり、会津地方にまで、甲状腺がんを多発させるほどの放射性ヨウ素が拡散していたことになる（以上、甲全127・56～57頁）。

- 5 この内部比較と外部比較との構図を、表ではなく、図にして表現したのが、図表13である。



図表13 甲全127・57頁図1-11

- 10 津田教授や前掲の片野田論文において、「数十倍の多発」としていたのは、まさにこの外部比較（一番左及び真ん中の青矢印）であり（甲全127・57頁）、内部比較で示された倍率を、外部比較のものであるかのように混同して比較しようとする、大幅な過小評価になる。

15 イ 内部比較と外部比較の長所と短所

内部比較は、身近な地域どうしの比較なので、手元で比較が行われてい

るという信頼感があるのが長所といえる。

しかし、比較対象がお互いに近すぎるために、ここでの会津地方のように基準（非曝露に見立てている）とはいっても、がんが多発するほど曝露されている可能性は十分にある。

5 一方、外部比較の倍率は、ほぼ完全に非曝露といえる地域との比較であり、特に小児甲状腺がんのような珍しい病気（100万人に1～2人）の非曝露における発生率の情報を安定した形で取り込める。また、日本全体の小児甲状腺がんの情報のように、内部比較では得られにくい、非常に大きな観察数に裏付けられた正確な発生率の情報が得られるのが長所である。

10 外部比較では、内部比較のような自分で情報を集めた手元感にやや欠ける印象が残る。また全国統計を利用するので、仮説としている曝露以外の他の原因の情報が得られないこともある。しかし、小児・青年の甲状腺がんの場合には、放射線被ばく以外の他の原因はほとんど知られていないので、仮説である原発事故以外の他の原因に関する情報は現実的には必要ではない。したがって、本件では、外部比較の短所は、実際にはないのである（以上、甲全127・58頁）。

15

#### (5) 外部比較における有病割合と発生率の比較

20 ア 甲状腺検査で得られるのは、その検査の時点における有病割合であるのに対し、日本全国から報告された甲状腺がんの情報は、一定期間における発生率である（有病割合と発生率の意義については第3・2項(3)アで既述）。

有病割合と発生率とはどちらも病気の頻度の指標で共通部分もあるが、異なった指標であるので、そのまま直接に比較し、倍率を求めることはできない。津田教授は、疫学理論の中でも最初に知る簡単な理論式である、

25

有病割合  $P \div$  発生率  $I \times$  平均有病期間  $T$

もしくは、より正確には、



$$\text{有病割合 } P \div (1 - \text{有病割合 } P) = \text{発生率 } I \times \text{平均有病期間 } T^{18}$$

という式を応用して、倍率を算出している。

5 津田教授は、本件においては、(平均) 有病期間を「がんが直径 5. 1 mm 以上になってから本人が病変に気づいて病院・診療所を受診し甲状腺がんとして診断されるまでの平均期間(あるいは甲状腺がんとして手術を受けるまでの期間)」としている。

津田教授は、この(平均) 有病期間を4年と仮定して、前掲図表4で示すとおり、数十倍の多発があることを示した(甲全127・60頁)。

10 イ なお、この(平均) 有病期間4年というのは仮定の数字であるが、津田教授は、この値がどのような数値であっても、結論が変わらないことを証明するために、感度分析という教科書的な方法を用いている。そして、論文では1年から20年まで与えて、多発が認められることを証明した<sup>19</sup>。

実際には、2巡目の結果が出てから、そのデータに基づいてこの時間の長さを推定したところ、2年～3年程度が妥当であることが判明している。

15 注意すべきは、津田教授の用いる手法は、内部比較と外部比較をはじめとして教科書的な手法ばかりであり、津田教授だけの独特の主張などは、特にはない点である(甲全127・61頁)。

20 ウ なお、津田教授らの論文(2016)(甲全125の1、2)に対しては、ここまで述べてきたような疫学理論を十分に理解しないまま、論文で用いられた有病割合と発生率の関係式(理論式)である  $P \div I \times D^{20}$  において、Dを仮に4年としたことが、本来の正しいDの期間とずれているために、評

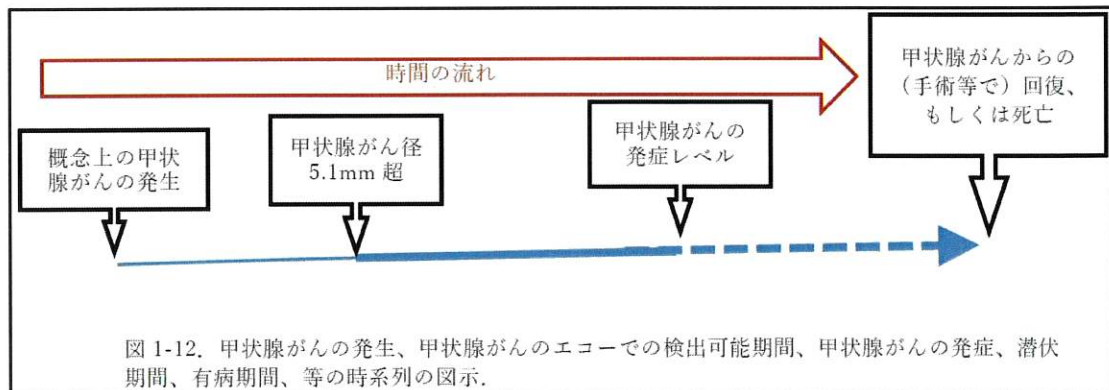
<sup>18</sup> 通常、有病割合は1よりもずっと小さいので、 $(1 - \text{有病割合})$  は、ほぼ1に等しいと考えてよい。そのため、有病割合Pと、 $P \div (1 - \text{有病割合 } P)$  は、ほぼ同じになる。

<sup>19</sup> 現実的な数字ではないものの、実際には50年くらいまで感度分析を行ったが、なお多発を示したという(甲全127・61頁)。

<sup>20</sup> Dは潜伏期間(latent duration)。因果関係意見書の(平均) 有病期間Tと同様の概念と考えてよい。

価を誤っているのではないかという批判がなされることがある。

5 津田ら（2016）（甲全125の1、2）において、潜伏期間Dは、がんが直径5.1mm以上になってから本人が病変に気づいて病院・診療所を受診し甲状腺がんとして診断される、あるいは手術されるまでの期間のことを指す（図表14の青色の太い実線部分）。前記のとおり、これは、2巡目のデータなどと比較して2～3年程度と推測される。



図表 1 4 甲全 1 2 7 ・ 6 2 ～ 6 3 頁 図 1 - 1 2

10 他方、図表 1 4 の左から右に流れる時間軸の中で、普通の有病期間とされる期間は、甲状腺がんの発症レベルから甲状腺がんからの（手術等で）回復、もしくは死亡までの期間（青色の太い点線部分）を意味する。

15 したがって、通常甲状腺がんの発症時点から見ると、超音波エコーを用いた甲状腺検診で見つかる時点は数年の時間的前倒しが生じることになり、平均有病期間は異なる期間を意味することになる。

しかし、図表 1 4 をみれば、津田ら（2016）において「潜伏期間 D」とした青色の太い実線部分は、通常の有病期間（青色の太い点線部分）が時間的に左にずれただけであることが理解できる。津田教授は、通常の有病期間の場合と大きな考え方の転換は必要ではないことを指摘している<sup>21</sup>（以

<sup>21</sup> 詳細は、津田教授の論文(Tsuda 2016a、甲全125の1、2)への批判レターに関する津田

上、甲全127・62～63頁)。

5           そもそも、バイアスの箇所指摘したのと同様、一部について不合理という指摘をただけで、研究全体や推定された因果影響の倍率を全部否定するのは適切な態度ではない。仮に、 $P \doteq I \times D$ のDが4年ではなく、それよりも長い、あるいは短いというのであれば、バイアスと同じように、そのことによって、方向と定量性を考慮して、どのような影響が生じるのかという考察が必要である。

10           方向と定量性を考慮して、方向が、推定された因果影響の倍率が大きくなる方向であれば、そもそも批判として不適切であるし、倍率が小さくなる方向だとしても、それが1倍近くにまで下がることまで指摘できて、初めて、因果影響を動揺させることができる(甲全127・62頁)。

15           上述したように、2巡目以降の検査結果から、この潜伏期間D(あるいはT)は、2～3年程度と推測されることが明らかとなっている(1巡目の刈り取り効果によって、2巡目以降の分析では、外部比較において発生率同士の比較とほぼ同視できる比較が可能となる関係にある)。これを4年と仮定した場合にも、倍率が大きく過大評価されることが無いことは明らかである。

20           エ 津田ら(2016)(甲全125の1、2)は、理論的に欠陥がないからこそ、国際環境疫学会(ISEE)の学会誌である『Epidemiology』に査読を経て掲載された。そして、国際環境疫学会は、会長名で2016(平成28)年1月22日、日本政府に対して書簡を送り、福島県民健康調査の甲状腺検査について、「福島県民における甲状腺がんのリスク増加は、想定よりはるかに大きい」と懸念を表明し、信頼に足るリスクの推定を行うよう要請したのである(甲全126の1、2)。

---

名誉教授の回答 Respond(Tsuda 2016b、甲全182の1、2)の補遺 eAppendix を参照。

オ さらにいえば、県民健康調査甲状腺検査部会の委員らによる研究でも、外部比較をした場合に数十倍多発があることは、認められている（前掲片野田論文）。

5 したがって、津田教授の論文には理論的な欠陥がないのみならず、他の同種研究に照らせば、定量的にも適切な結論を得ていることが分かる。

## 第5 原因曝露の情報について（1 - 10項）

### 1 食中毒事件と原因曝露の情報

10 (1) 福島第一原発の過酷事故後のような病気の多発（多検出）が起こった実際の事件の際には、因果関係を特定するために、原因曝露の情報ほどの程度必要かということがしばしば問題になる。疫学が問題とする「病気」については、かなり正確に数え上げられるが、因果関係のもう一方の側である原因曝露の情報は、不明確な場合も多く、特に、曝露の量が詳細に分かっていなければ因果推論が行えないかのような意見が出てしまう。被告も、原告らの被

15 ばく線量にこだわり、被ばく線量が低いから甲状腺がんの発症リスクはないはずだと主張しており、この点について正確に理解することが、本件においては極めて重要になる。

20 (2) 津田教授は、因果関係意見書1 - 10 - (1)において、食品衛生法に定められる食中毒事件における原因曝露の情報を整理することによって、この点についての正しい考え方を提示している。

25 1つの食中毒事件は、原因施設、原因食品、病因物質という3つの視点でまとめられ、報告書が作成される。病因物質とは、中毒患者に症状を引き起こした物質をいい、原因食品とは、患者によって摂食された、病因物質を含む飲食物をいう。また、原因施設とは、原因食品を製造したり、調理したり、陳列したりした施設である。

病因物質は同定されているものの、原因食品も原因施設も究明・特定され

ていない場合、対策を取る対象（食品や施設）が分かっていない以上、さらに疫学調査を進めて、原因食品や原因施設を究明することとなる。

5 逆に、原因食品もしくは原因施設が判明しているけれども、病因物質が同定されていない場合（全く分からなかったり、症状からおよそ病因物質の目途が付いているものの病因物質がすでに代謝もしくは消滅したりしている場合）には、対策をとる対象は分かっているため、営業停止・営業禁止・回収命令などの対策はとることができる（むしろ、対策を取らなければ対策をとらなければ被害を拡大させかねない）。

10 (3) このように、「病因物質の判明は、因果関係判断の必要条件ではない」というのは、公衆衛生対策や健康危機管理などの因果関係判断に従事している関係者においては必須の知識である（甲全127・65頁）。

以上を念頭に、原因曝露についてさらに説明をする。

## 2 実験医学とフィールド医学の視点

### 15 (1) フィールド疫学では病気に注目すること

ア 介入研究でも動物実験を含む実験医学でも、研究者は原因曝露の割り当てに集中しており、病気の発生はこれからで、注目してはいるものの不確実な存在である。

20 一方、フィールド疫学は、既知や未知の病気が出現するところから始まるので、調査者は病気の方に一貫して集中する。すなわち、病気が本当に多発しているかを確認し、多発している病気を数え上げるために病気を「かつ（AND）」と「もしくは（OR）」で厳密に定義し、数え上げられるようになった患者の数を、時間・場所・人という視点で整理してグラフなどを用いて可視化する、という作業を順番に行う。そして、集まった情報・  
25 エビデンスにしたがって、調査チームはようやく原因曝露を特定していくのである。

イ 調査においては、原因曝露を特定して2×2表を構築するが、原因曝露、特に病因物質は、すでに消え去っていることがしばしばある。すなわち、原因曝露は、調査の時点では過去に発生したものであることがあり、既に消失したり、忘却されたり、不明であることがしばしばある。そのような場合には、代替指標を用いることもよくある。

5

これに対し、病気の情報は、たとえ調査時点で欠けていても、その気になれば、聞き取りやカルテの情報から、今からでも正確な情報を得ることが可能である<sup>22</sup>。

ウ 原因曝露情報と病気の情報が食い違うこともあり得る。この場合、原因曝露情報と病気の情報のどちらを選択するか、あるいは操作変数（後述）を取るかという問題が出てくる。

10

病気の情報は、病気になった人、病気にならなかった人の人数数えをするのに対し、曝露情報は、直接にその原因曝露の定量的な把握をするのではなく、自然に割り当てられた情報、すなわち自然の実験（操作変数）を取るとというのが、医学のルールである（以上、甲全127・66頁）。

15

(2) 原因曝露情報、曝露量の定量的把握は因果推論の必要条件ではないこと

原因曝露情報、曝露量については、コストをかけて定量的に把握しようとしても、蛇足であるし、バイアスが入りやすい欠点のあることが指摘される。

20

また、そもそも、人体のどこにどのように原因曝露が起こったのかというのは、頭の中で理想化された概念に過ぎない。時間をかけて定量的に把握しようとしても、判明することはむしろ稀である。

しかし、フィールド疫学での調査研究経験がない者は、調査研究を実施し

---

<sup>22</sup> 津田教授によると、因果関係意見書1-10-(2)の第2段落第4文「…聞き取りで情報を得たりカルテを見たりして正確な曝露情報を得ることもできます。」の箇所（下線部分）は、「正確な病気の情報」の誤記とのことである（甲全127・66頁）。

たために生じ得る重要な間違いや錯覚に気付かず、原因曝露があるからこそ、結果としての病気が起こっていると、安易に実験室の見方（原因曝露に注目する実験医学的な見方）で現実社会を見てしまう。

5 確かに、原因曝露・病因物質の存在は、結果である病気の発生のための必要条件である。しかし、だからといって、その原因曝露・病因物質の定量的値が分かること（調査者が認識すること）は因果関係を推認するための必要条件ではない。そうであるにもかかわらず、これが必要条件であるかのように思い込んでしまうのである（UNSCEAR2020/2021 報告が、まさにこの誤った思考の産物である）。

10 概念上で考えていたことと、実際にその概念が認識可能であるかは別の問題であるし、概念上で考えていたことが、仮に認識可能であるとして、どんなに時間をかけてでも、それを認識することが、因果推論のための必要条件なのかというのも別の問題である。

15 原因曝露の特定が調査研究の必要条件というのは単なる錯覚であり、これを必要条件と思い込んで原因曝露の特定にこだわると、結果として、対策の実施を大きく遅らせることとなる（その結果、患者の数を増やしたり、事件の整理や解決に無用の遅れを生じたりする）（以上、甲全127・66～67頁）。

20 (3) 原因曝露と病気との因果関係は確率で表され、曝露情報が欠けていても確率的な因果推論は可能であること

後述する操作変数の考え方に加えて、原因曝露と病気との因果関係は、数十年前から、確率（第4・1項で述べた原因確率）で表されてきていることにも注意が必要である。

25 曝露情報がないときでも、「病気になった人が、もし曝露がなければ、病気にならなかつたであろう確率」、すなわち「(曝露情報がない時で) 病気になつ

た人が、曝露により病気にならなかつたであろう確率」を、厳密に推定する方法も教科書に載っているレベルで存在する。

5 これは、「無能化の確率」(必要性の確率<sup>23</sup>のうち曝露の情報が欠損している場合)と呼ばれている(Pearl 2009)。以前は、人口寄与危険度割合とも呼ばれていたこの「無能化の確率」は、有症状者での曝露割合と原因確率(寄与割合)とだけからでも簡単に推定できる(Rothman 1986)。

10 詳細な説明は省略するが、ここでは、現在の統計的因果推論の考え方によれば、曝露そのものの正確な情報が仮に欠如していても、理論的には、確率的な因果推論が可能とされていることを理解しておくことが重要である(以上、甲全127・67～68頁)。

#### (4) UNSCEAR 報告は病気に着目しておらず、アプローチを誤っていること

ア UNSCEAR は、UNSCEAR2020/2021 報告のほか、一連の福島第一原発事故後に報告を公表している。

15 しかし、いずれも原因曝露と病気のうち、原因曝露に関する記載が、そのほとんどとなっている。

すなわち、UNSCEAR は、曝露についての議論に終始した上で、原因曝露について、被ばく量が少ないという仮定に基づいて、「そのような小さな被ばくでは統計的に観察可能な影響は発生しない、健康影響に関する観察が可能なのは放射線以外の原因があるはずだ」という具体性のないアプローチをとっている。

20 しかし、このような UNSCEAR のアプローチ方法は、疫学や公衆衛生学の教科書的ではなく、現場向きでもなく、また決してオーソドックスな因

---

<sup>23</sup> 必要性の確率 (Probability of necessity: PN) とは、現実には曝露を受けて疾患を発症した対象者が、曝露を受けなければ発症しなかつたであろう反事実の確率をいう。



果推論でもない（甲全127・68～69頁）。

イ なお、UNSCEARの原因曝露に関する記載自体も誤っている。

5 経産省の原子力安全保安院によると放出された放射性物質の相対量は、放射性ヨウ素<sup>131</sup>Iが9.1%、<sup>137</sup>Csが17.5%、<sup>134</sup>Csが38.5%と推定された。原子炉1基がメルトダウンしたチェルノブイリ原発事故と比較すると、福島第一原発事故では3基の原子炉がメルトダウンした。福島第一原発事故で大気中に放出された放射線は、約900PBq（<sup>131</sup>I：500PBq、<sup>137</sup>Cs：10PBq）と推定されている。また国会事故調の報告書では、  
10 放射性ヨウ素<sup>131</sup>Iの放射線量は、国際原子力事象評価尺度（INES）で、チェルノブイリ原発事故で放出されたと推定される5200PBqの約6分の1に相当している。これだけの放射性物質が放出されたのに、UNSCEAR報告書には反映されていないのである。

### 3 I T T分析と操作変数について

#### 15 (1) 原因曝露が不明なときの因果関係の推論

原因確率と無能化の確率（人口寄与危険度割合）のうち、原因曝露が分からなかった時の確率、すなわち「（曝露情報がない時で）病気になった人が、曝露により病気になるなかっただろう確率」（無能化の確率）のことを考えると、曝露量の正確さに疑問があっても、あるいは曝露量が利用できなくても、曝露と病気との因果関係が推論できるのではと予想される。  
20

このような場合のI T T分析と操作変数分析については、第3・3項(2)でも詳述したが、ここでは、特に、「自然の実験」等の操作変数分析について、因果関係意見書1-10-(3)・71頁以下の記載に沿って説明を行う。

#### 25 (2) 自然に割り当てられた曝露のとおり分析すること

ア 操作変数法とは、統計学、計量経済学、疫学、また関連分野において、

統制された実験ができないとき、もしくは処置がランダムに割り当てられないときに、因果関係を推定するための方法である。未測定の交絡因子<sup>24</sup>があり、それが調整できない場合において、正しく因果効果を推認することを可能とするのが、操作変数である。

- 5 介入研究におけるITT分析では、曝露の割付は、研究設計者によってランダムに（無作為に）行われるが、観察研究における操作変数を使った分析では、曝露情報が、距離などの地理的情報、医療施設や医師の情報、日付などの情報へ置き換えられて分析される。因果関係意見書において、津田教授は、行政区画による地理的な情報を曝露の指標として用いた（第3・3項(2)で既述。甲全127・71～72頁）。

10

イ このようにすると、プロセス①の曝露や診断などの情報を収集する段階又は入力する段階で、誤差（情報バイアス）が生じる。

しかし、その誤差は、非差別的誤分類 non-differential misclassification であり、このバイアスの方向性は、①倍率が1倍に向かうことが数学的に証明されている（第4・2項(2)ウ参照）。

15

つまり、行政区画による地理的な情報を操作変数として用いて、なおかつリスクが確認されれば、それは倍率が1倍に向かう（過小評価）となるので、実際の倍率は、それよりも高いということになる（第4・2項(3)。甲全127・72頁）。

20

ウ また、福島第一原発による甲状腺がんなどの被ばくの影響を、倍率を使って推定する際には、現実的に避難した住民のデータをどのように取り扱うのかが問題になる。

この避難を考慮する上でも、操作変数で分析をする必要がある。操作変

---

<sup>24</sup> 交絡因子が満たすべき条件は、図表9のとおり、①曝露と関係があり、②病気に影響を与え、③曝露と病気との中間因子でないことの3つである。

数分析により、事故による影響（倍率）は過小評価されるものの、それ以外のバイアスが入りにくい、安定して精確な影響の程度（倍率）が推定できる（甲全172・72頁）。

5 (3) 被ばく線量の測定には誤差が避けられず、しかも、倍率をどちらの方向にバイアスするか不明瞭であること

原因曝露である被ばく線量そのものを測定しようという試みが、UNSCEAR 報告ではなされている。県民健康調査検討委員会も基本的には、その考え方に基づいていると考えられる。しかし、被ばく線量は測定ミスが  
10 起こりやすく、測定できた対象者が限られたり偏ったりしがちである。

そもそも福島県で行われた曝露測定は、本来関心がある放射性ヨウ素の半減期が短く消えてしまっていたため、放射性ヨウ素とはズレのある他の放射線被ばくの指標が被ばく量として使われている（したがって、放射性ヨウ素の被ばく量として不正確）。

15 このズレは、倍率をどちらの方向にバイアスするかも不明瞭であり、非差別的誤分類だけでなく、差別的な誤分類<sup>25</sup>もあり得る。また、この指標（放射性セシウム等）の被ばく量測定値にも、倍率に誤分類による誤差をもたらす何らかの測定時の誤差が入っている。

20 なお、放射性ヨウ素とはズレのある「他の被ばく量の指標」が用いられたとはいえ、それでも被ばく量が多いと甲状腺がんの検出頻度は上がる関係が観察されている。ただ、この検出頻度の増加については、統計的に有意でないとして無視されているのが現状である。

しかし、アメリカ統計学会 A S A による警告がなされているように、統計

---

<sup>25</sup> 差別的な誤分類とは、曝露群と非曝露群とで、異なる程度で（仮想例のように、同じ割合ではなく）発生している誤分類をいう。

的有意差のみの判断やP値のみに基づいた判断は、世界の科学者が批判する誤った方法である。

5 結局、操作変数を使わずに、被ばく量測定値を使ったところで、費用が掛かることに加えて、誤差などのデメリットが多いのである。むしろ、ITT分析や操作変数分析は、特別な分析手法ではなく、日常的にも臨床的にも応用されていると考えることもできる医学研究上の鉄則であり、これを利用できる限り、被ばく線量に固執してはならない（以上、甲全127・73頁）。

#### 4 最低限覚えるべき2つの点

10 津田教授は、因果関係意見書・74頁において、「曝露の有無や曝露量、ここで言う被ばく量が正確に求められていない時は、曝露と病気発生との因果関係が検証できないのではないかと漠然と考えてしまわれる方は少なくありません。いくらITT分析、操作変数分析、『自然の実験』の話を強調しても、なかなか納得いかない場合もあります」と述べたうえで、「最低限、曝露情報や曝露推定が関係する、次の2点はしっかりと覚えてください」としている。最後  
15 に、この2点について触れておく。

##### (1) 曝露での病因物質の判明や曝露量測定は必要条件ではないこと

20 1つ目は、「原因曝露と病気との因果関係の究明においては、曝露での病因物質の判明は必要条件ではない」ということである。津田教授は、これを「医学、疫学、公衆衛生学、統計学の基本的な鉄則とも言える、決して忘れてはならない原則」と強調している。

25 曝露原因（第5・1項で例示した原因施設や原因食品）が分かれば、病因物質が不明確でも因果関係の究明に支障はない。同様に、正確な曝露量測定も不要である。

本件においては、地域区分による被ばく量の違いがあれば十分であり、福

鳥島の東の端にある福島第一原発の近くの市町村での被ばく量と、逆に西の端の会津地方での被ばく量の違いは、たとえ被ばく量を測定していなくても、歴然としていることには異論はないはずである（甲全127・74頁）。

5 原発に近い市町村において、甲状腺がんの検出頻度が上がる関係が観察されれば、因果推論は十分明らかといえる。

(2) 曝露がなかったことと、曝露があったけど情報が消えてしまったこと、もしくは曝露情報が得られなかったことは、区別をして考えること

10 2つ目は、「曝露がなかったことと、曝露があったけど情報が消えてしまったこと、もしくは曝露情報が得られなかったことは、区別して考えなければならぬ」ということである。手元に情報がないため、いずれも「曝露なし」と考えがちだが、これらを絶対に混同してはならない。

15 操作変数分析等に基づいて落ち着いて整理しておけば、曝露がなかったこと、曝露があったけれども情報が消えたこと、曝露情報が得られなかったことを区別できる。そして、曝露情報が消えたり曝露情報が得られなかったりした場合でも、倍率を求めることはできるのである（まさに本件がこのような状況といえる）。

20 現実に多発している病気という結果、原因曝露よりも確実にしっかりとした情報から因果推論を行うべきであり（甲全127・74～75頁）、過去の公害事件においても、同様の方法によって、十分な因果推論がなされている。

以上