

200942012A

厚生労働科学研究費補助金

健康安全・危機管理対策総合研究事業

# 屋内ラドンによる健康影響評価及び対策に関する研究

H19-健危-一般-016

平成21年度 総括・分担研究報告書

研究代表者 鈴木 元

平成22(2010)年 3月

## 目 次

### I. 総括研究報告

- 屋内ラドンによる健康影響評価および対策に関する研究 ----- 1  
鈴木 元

### II. 分担研究報告

1. EPA屋内ラドンの肺がんリスクモデルの内製化に関する研究 -- 10  
緒方裕光
2. WHO ラドンハンドブック翻訳 ----- 19  
山口一郎、緒方裕光、米原英典、笠置文善、藤原佐枝子、木村真三

- 資料. 米国環境保護庁 EPA ラドン低減に関する消費者ガイド  
(全訳校正済み) ----- 22

- III. 成果刊行に関する一覧表 ----- 39
- 文献資料 緒方裕光 リスク解析における不確実 ----- 40

# 厚生労働科学研究費補助金（健康安全・危機管理対策総合研究事業）

## 総括・分担研究報告書

屋内ラドンによる健康影響評価及び対策に関する研究

主任研究者 鈴木 元

国際医療福祉大学 クリニック 教授

### 研究要旨

本研究は、我が国の屋内ラドンに関する政策決定のための基礎資料を収集する目的で、平成19年度より3年間かけて実施してきた。本年度は最終年度で第IV期（平成21年3月～8月）測定分500家屋の解析、第V期（平成21年8月～平成22年1月）の700家屋の測定を実施した。通期の解析結果は、冗長を避けるため、総合研究報告書に記した。本報告では、解析が間に合ったI-IV期のデータについてサイクル間のデータの変動を中心に解析した。

また、2009年9月に発表されたWHOのラドンハンドブックを翻訳し、資料として提供了した。

情報公開の手段として、国立保健医療科学院生活環境部のホームページに屋内ラドンの情報提供のためのページを開設し、翻訳した文書や研究の概要を公開した（<http://www.niph.go.jp/soshiki/seikatsu/radonindex.html>）。

結果： 対数変換屋内ラドン濃度は、対数正規分布として矛盾しないため、以後の解析は対数変換値で実施した。最初にサイクル毎の変動を検討した。秋冬期（第I期、第III期）と春夏期（第II期、第IV期）別にサイクル間変動を見ると、第I期の平均値（SD）は2.829（0.6676）、第III期の平均値（SD）は2.562（0.6910）と有意に変動した（p<0.001）。また、第II期と第IV期では、各々2.019（0.7261）および2.109（0.7555）で、やはり有意に変動した（p=0.015）。サイクル毎に住宅構造の分布や対象地域の分布が異なるため、住宅構造別にサイクル間変動を検討した。木造住宅（2x4含む）、鉄筋コンクリート・煉瓦・コンクリートブロック住宅、鉄骨プレハブ・プレハブ住宅に分けて解析すると、いずれの住宅構造でも春夏期の第II期と第IV期間の変動は有意でなくなった。他方、秋冬期の第I期、第III期間の変動は、鉄骨プレハブ・プレハブ住宅で最も変動が大きく（約20%変動、p<0.001）、木造住宅（2x4含む）で約9%変動（p<0.001）、鉄筋コンクリート・煉瓦・コンクリートブロック住宅で約6%の変動（p=0.02）となった。サイクル間の変動は、年毎の変動の可能性も完全には否定できないが、対象地域が第I期と第III期で異なっており、第I期に高ラドン地域が相対的に多く含まれていたためと思われる。

今回の解析では、季節調整係数を II および IV 期と I および III 期のデータを用いて、さらに戸建て、集合住宅別に対数変換屋内ラドン濃度の平均値が同じになるように係数を求めた。最終的には第 V 期のデータを加えて季節調整係数を求める予定である。算術平均値 (SD) は 14.4 (15.0) Bq/m<sup>3</sup>、幾何平均値 (GSD) は、11.0 (2.1) Bq/m<sup>3</sup>、最高値は 333Bq/m<sup>3</sup>、最低値は 0.1 Bq/m<sup>3</sup> であった。都道府県別の家屋数で調整しなおし、人口荷重平均値を求めたところ、幾何平均値は 10.8 Bq/m<sup>3</sup> (95%信頼区間： 10.0–11.7) となった。

設置階数と屋内ラドン濃度は、設置階数が上がっても屋内ラドン濃度が低減する効果は認められず、高層住宅での配管シャフトを介した地下からのラドンガス侵入や建材からのラドンガス放出などをさらに検討する必要がある。

## 分担研究者氏名・所属機関名および所属機関における職名

山口一郎・国立保健医療科学院・生活環境部主任研究官  
緒方裕光・国立保健医療科学院・情報センター長  
米原英典・放射線医学総合研究所・放射線防護研究センター・規制科学総合研究グループリーダー  
笠置文善・放射線影響研究所・疫学部・副部長  
藤原佐枝子・放射線影響研究所・臨床研究部・部長  
木村真三・労働安全衛生総合研究所・人間工学・リスク管理研究グループ・研究員

### A. 研究目的

#### 背景

屋内ラドンガスは、公衆衛生上対策が必要な放射性核種との認識が国際的に定着してきた。世界で実施されてきた肺がんと屋内ラドンの症例対照研究を統合し他県給が2000年以降実施された。この解析により、一般的な家屋の屋内ラドン濃度のレベルであっても、ラドン曝露は有意に肺がんのリスクを上昇させることが明らかとなった。これを受け、WHOやIAEAなどの国際機関は、屋内ラドン対策に関する参考レベルの改訂に動き出し、WHOは2009年9月に新たな参考レベル（ $100\text{Bq}/\text{m}^3$ 以下、これが不可能な場合  $300\text{Bq}/\text{m}^3$ を超えないレベルを国が定める）を提案した。IAEAは、基本安全基準 BSS の改訂にあたり、新たなラドン参考レベルを提案する予定である。

#### 目的

我が国は世界平均に較べると屋内ラドン濃度は低いこともあり、屋内ラドンの健康影響評価は十分行われてはこなかった。そこで、本研究では政策判断の基礎資料となるデータを収集することとする。

第1に、全国3900家屋でラドン・トロン分別測定器を用いたラドン濃度測定を実施し、

もって屋内ラドン濃度の人口加重全国平均値、都道府県別の平均値を明らかにする。

第2に、測定器を設置した住人にアンケート調査を行い、屋内ラドン濃度の修飾因子を明らかにする。

第3に、得られた人口加重全国平均値と男女・年齢階層別の喫煙率や喫煙の肺がん相対リスクなどの既存のデータを利用し、米国環境保護庁が開発した屋内ラドンの肺がん推計モデルを用いて我が国の屋内ラドンの肺がん死亡に対する寄与割合を算定する。

第4に、屋内ラドンによる健康影響や対策に関する重要文献を翻訳し、住民や行政・専門家等に情報提供する。

これらの研究により、我が国における屋内ラドン曝露の大きさ、健康影響の規模、対策が必要となる場合の対象地域、諸外国の対策例など、政策判断に必要な情報が提供される。

### B. 研究方法

#### (1) 屋内ラドン測定調査

ラドンには3つの同位元素が存在するが、量的に多く健康問題が危惧されるのは狭義のラドン( $^{222}\text{Rd}$ )とトロン( $^{220}\text{Rn}$ )である。トロンは短半減期なので、土中から家屋さらに肺への侵入はラドンに較べて少なく、健康影響も低い一方、トロンは土壁などの建材からも放出されるため、家屋によっては測定の際にトロンの関与が問題となる。本研究では、パッシブ型ラドン・トロン分別測定器（ハンガリーRadoSys社）を用いて、両同位元素を別々に測定した。

本年度は最終年度で第IV期（平成21年3月～8月）測定分500家屋の解析、第V期（平成21年8月～平成22年1月）の700家屋測定を実施した。

#### (2) アンケート調査

測定器を設置した住人から、家の構造、家の形式、建築年、設置場所、換気等に関するアンケートを実施した。

#### (3) 統計解析

統計解析は、SPSSバージョン15を使った。

#### (4) リスク推計手法

本研究は、屋内ラドン濃度と肺がんの関連を直接調査するものではない。本研究では、屋内ラドン濃度の平均値と分散から肺がんリスクを推計する手法をとる。

放射線リスクの大きさを推定するために、昨年度までに我々は米国の科学アカデミー BEIR VI 委員会が、全世界の鉱山労働者の疫学データから得られたラドン曝露濃度当たりのリスク係数を用いて推計する数学モデルをさらに EPA が改良したモデルを内製化してきた。このモデルは、リスク係数は喫煙者と非喫煙者、曝露期間、性を考慮したリスク推計モデルである。

#### (5) 文献調査

前年度までに、PEA の「ラドン消費者ガイド」、ラドン低減化に関する主要な 13 論文、EPA の「住居内ラドンによるリスクの評価」を翻訳し、報告してきた。今年度は、2009 年 9 月に公表された WHO「ラドン ハンドブック」(要約、第 1 章、第 4 章、第 5 章) を翻訳した。また、ホームページを開設し、これらの情報を開示した (<http://www.niph.go.jp/soshiki/seikatsu/radonindex.html>)。

#### (倫理面への配慮)

本研究は、国立保健医療科学院・研究倫理審査委員会において審議され、平成 19 年 6 月 21 日付で承認されている（承認番号 NIPH-IBRA#07009）。

### C. 研究成果

#### (1) 屋内ラドン測定調査

測定器とアンケートの回収率は、サイクル毎に 88% から 94% で推移した。今回解析するのは I-IV 期のデータで、有効サンプル数は 2916 である。屋内ラドン濃度の分布は、対数正規分布と矛盾せず (Kolmogorov-Smirnov 検定:  $z = 1.118$ ,  $p = 0.164$  (両側))、特に鉄筋コンクリート・煉瓦・コンクリートブロック住宅でより強く対数正規分布に従った (Kolmogorov-Smirnov 検定:  $z = 0.496$ ,  $p = 0.966$  (両側))。最初にサイクル毎の変動を検討した。

討した。

秋冬期（第 I 期、第 III 期）と春夏期（第 II 期、第 IV 期）別にサイクル間変動を見ると、第 I 期の平均値 (SD) は 2.829 (0.6676)、第 III 期の平均値 (SD) は 2.562 (0.6910) と有意に変動した ( $p < 0.001$ ) (表 1、2)。また、第 II 期と第 IV 期では、各々 2.019 (0.7261) および 2.109 (0.7555) で、やはり有意に変動した ( $p = 0.015$ )。サイクル毎に住宅構造の分布や対象地域の分布が異なるため、まず住宅構造の影響を受けないように、住宅構造別にサイクル間変動を検討した。木造住宅 (2x4 含む)、鉄筋コンクリート・煉瓦・コンクリートブロック住宅、鉄筋プレハブ住宅に分けて解析すると、いずれの住宅構造でも春夏期の第 II 期と第 IV 期間の変動は有意でなくなった。他方、秋冬期の第 I 期、第 III 期間の変動は、鉄筋プレハブ住宅で最も変動が大きく (約 20% 変動,  $p < 0.001$ )、木造住宅 (2x4 含む) で約 9% 変動 ( $p < 0.001$ )、鉄筋コンクリート・煉瓦・コンクリートブロック住宅で約 6% の変動 ( $p = 0.02$ ) となった。サイクル間の変動は、一般的に諸外国でも認められている年毎の変動の可能性もある。他方、対象地域が第 I 期と第 III 期で異なっており、第 I 期に高ラドン地域が相対的に多く含まれていた影響が考えられる。家屋構造別の検討では春夏期の II 期と IV 期で有意な変動がなかったため、後者の可能性が高いと思われる。

春夏期の測定値と秋冬期の測定値では、冬の季節風による土壤からのラドンガス吸い上げ効果が上昇することが知られており、また、冬に屋内の換気率が低下することも相まって、屋内ラドン濃度値が有意に上昇する。そこで、我々は、春夏期の測定値と秋冬期の測定値が対数正規分布上平行移動して重なるように調整係数を求め、この係数を使って調整した。調整係数は、集合住宅と戸建て住宅で異なる値を用いた。この前段で述べたように、秋冬のデータは、I 期と III 期で有意に異なっており、最終的には V 期のデータを含めて調整係数を求め直す予定である。I から IV 期のデータでは、季節変動調整後の全国の算術平均値 (SD) は  $14.4 (15.0) \text{ Bq}/\text{m}^3$ 、幾何平均値 (SD) は、 $11.7 (4.4) \text{ Bq}/\text{m}^3$ 、最高値は  $332 \text{ Bq}/\text{m}^3$ 、最低値は  $0.1 \text{ Bq}/\text{m}^3$  であった。都道府県別の家屋数

で調整しなおし、人口荷重平均値を求めたところ、幾何平均値は  $10.8 \text{ Bq}/\text{m}^3$  (95%信頼区間: 10.0-11.7) となった。

## (2) 屋内ラドンの修飾因子の解析（アンケート調査）

屋内ラドン測定と同時に実施したアンケート調査結果を用いて、対数変換屋内ラドン濃度との相関を解析した。冗長を避けるため、総合研究報告書には記載しない解析結果に限り述べることとする。

戸建てと集合住宅に分けて、設置階数の影響を検討した。従来欧米の報告では、地階ほどラドン濃度が高く、上層階に行くに従い屋内ラドンは希釈されるといわれてきた。今回の検討では、半地下や地下のサンプルが少ないこともあり、1階を基準に検討した。戸建て住宅では、設置階数が上がるに従い屋内ラドン濃度が低下する傾向があったが、統計学的に有意ではなかった（表3）。集合住宅では、上層階の方が低い傾向にあるものの、明確なトレンドではなく、2階より3階以上の方が逆に有意に高かった（表3）。住宅構造別に木造住宅と鉄筋コンクリート・煉瓦・コンクリートブロック住宅に分けて解析すると、木造住宅（ $2 \times 4$  を含む）では、上層階になるほど屋内ラドン濃度が低下するが、鉄筋コンクリート・煉瓦・コンクリートブロック住宅では、明確なトレンドはない。今後、高層ビルの配管シャフトを介した地下からの屋内ラドンの侵入や建材からのラドンガス放出などを検討する必要がある。

換気に関する個々の質問項目を屋内ラドン濃度の独立した説明変数として解析する方法は、総合研究報告書で採用した方法である。換気率に関する質問に対する解答を統合して、「換気係数」といったパラメータに統合することを考え、解析した。換気に関する5項目の質問（換気扇の使用頻度、換気口の使用頻度、窓の開閉頻度、部屋の出入り口の開閉頻度、換気システムの有無）に対する解答を換気率の低い方から高い方へ0から3に数値化したうえで全てを足した「換気係数」としてまとめた。重回帰分析において、季節、住宅様式、住宅構造、建造時期、換気に関する個々

の質問項目を対数変換屋内ラドン濃度の説明変数としてステップワイズ方式で投入した場合は、季節、住宅形式、建造時期、窓の開閉頻度が独立した変数として残った。他方、換気係数を替わりに入れた時には、季節、住宅形式、建造時期、換気係数が独立した変数として残った。しかし、 $\beta$  値で比較すると窓の開閉頻度が-0.078 ( $p<0.001$ ) であったが、換気係数の $\beta$  値は-0.017 ( $p<0.001$ ) で、換気係数を用いること逆に換気のインパクトが小さくなる。換気係数を使う場合には、個々の質問項目により加重を付けていかないと、正しい評価にはならないと思われた。

## (3) 翻訳

本年度は、2009年9月に発表されたWHOラドンハンドブックの翻訳を行った（翻訳文章は総合研究報告書資料5）。また、昨年度末より国立保健医療科学院生活環境部のホームページに屋内ラドンの情報提供のためのページを開設し、翻訳した文書や研究の概要を公開した

（<http://www.niph.go.jp/soshiki/seikatsu/radonindex.html>）。

WHOラドンハンドブックの特徴は、WHOが屋内ラドン濃度の参考レベルを引き下げた点である。ICRPは、従来  $200\sim600 \text{ Bq}/\text{m}^3$  の範囲で各国が対策レベルを設定するよう勧告してきた。WHOは、従来  $100\sim400 \text{ Bq}/\text{m}^3$  の範囲内で各国が対策レベルをとるように奨励してきた。2009年9月に出版されたWHOハンドブックでは、2000年以降に報告された疫学調査の結果を重く受け止め、一般住宅での屋内ラドンの参考レベルを  $100 \text{ Bq}/\text{m}^3$  以下と設定し、それが難しい国においても  $300 \text{ Bq}/\text{m}^3$  以下になることを推奨している。

一方、ICRPは2009年12月にICRP 2007年勧告の改訂を行い、ラドンのリスク算定の係数を従来の半分に下げるとともに、また参考レベルを幅ではなく上限のみを表示するという変更を行った（[http://www.icrp.org/icrp\\_radon.asp](http://www.icrp.org/icrp_radon.asp)）。この結果、一般住宅の屋内ラドン濃度の参考レベルは  $300 \text{ Bq}/\text{m}^3$  以下と変更された。

現在、IAEAにおいては、基本安全基準(BSS)の改定を検討しており、WHOやICRPの動きを

反映すると考えられる。

#### D. 考察

我が国の屋内ラドン濃度の全国人口加重平均値は、これまで報告されたことはない。平成4年から平成8年にラドン・トロン分別測定器を使って放射線医学総合研究所(放医研)が実施した全国調査(都道府県ごと20家屋、有効サンプル数899件)では、算術平均値(SD)15.5(13.5)Bq/m<sup>3</sup>、幾何平均値(GSD)12.7(1.78)Bq/m<sup>3</sup>が報告されている。この値は、都道府県毎に20サンプルを測定したため、その平均値は人口加重平均ではない。今回の私たちの得た値(人口加重前の値で、算術平均値(SD)=14.4(15.0)Bq/m<sup>3</sup>、幾何平均値(GSD)=11.0(2.1)Bq/m<sup>3</sup>)は、放医研のデータより低く、人口荷重幾何平均値は10.8Bq/m<sup>3</sup>(95%信頼区間:10.0-11.7)とさらに低い。WHOラドンハンドブックによると、この値は、屋内ラドン濃度が報告されているOECD参加国29カ国の中で下から3番目の濃度である。

サイクル毎の屋内ラドン濃度の変動は、季節の影響と共に、測定対象の家屋構造の割合、測定地域の影響を受ける。季節と家屋の影響を受けないように層化した解析では、鉄筋コンクリート・煉瓦・コンクリートブロック住宅では、サイクル間の変動は消失したが、木造住宅やプレハブ住宅でサイクル間の変動が有意であった。私たちは、秋冬期の測定でI期とIII期で対象地域が異なり、たまたまI期に寒冷地の割合が高く、冬に換気率が低い住宅が多かった影響、さらに岩手県など高ラドン地域が多かった影響を考えているが、この解釈の妥当性は第V期のデータを見て最終的に判断したい。

季節間の変動係数に関しては、V期のデータを含めて再解析して検定する。

高層階が必ずしも低ラドン濃度とはならなかつた事実は、従来の欧米の報告とは異なる。屋内ラドンの供給源は、土壤中のガスが主体であるので、一般には上層階になるほど希釀効果が高い。中国からの報告で、高層階で高いラドン濃度を報告した論文はあったが、トロンの影響を排除した計測ではなかつたため、

建材からのトロンガス供給の可能性もあり、その解釈には注意を要した。今回の私たちの結果は、元々密閉度の高いマンションでは、上層階に行くほど希釀されるという一般則が成立しない可能性を示唆している。今後、地階から上層階へ通じている共通シャフト(ガス・電気・水道・排水など)経由のラドンガス侵入を検討する必要があろう。また、高層マンションで使われている建材からのラドンガス供給に関しても検討する必要がある。

#### F. 研究発表

##### 1. 論文発表

当該ラドン研究に関しては、原著論文発表はない。I-V期のデータをまとめ、欧文出版予定である。

(鈴木)

1. Suzuki G, Cullings H, Fujiwara S, Ohishi W, Matsuura S, Kishi T, Akahoshi M, Hayashi T, and Tahara E: *LTA 252GG and GA genotypes are associated with diffuse type noncardia gastric cancer risk in Japanese population.* *Helicobacter*, 14(6): 571-9, 2009.
2. Uchiyama S, Inaba Y, Matsumoto M, Suzuki G. *Reductive amination of carbonyl 2,4-dinitrophenylhydrazones using 2-picoline borate and high-performance liquid chromatographic analysis.* *Analytical Chemistry*, 81: 485-9, 2009.

(米原)

1. K Iwaoka, K Tagami, H Yonehara: *Measurement of natural radioactive nuclide concentrations in various metal ores used as industrial raw materials in Japan and estimation of dose received by workers handling them,* *J. Environmental Radioactivity*, 100(11), 993-997, 2009
2. K Doi, S Tokonami, H Yonehara, S Yoshinaga: *A Simulation Study of Radon and Thoron Discrimination Problem in Case-Control Studies,* *J. Radiat. Res.*, 50(6), 495-506, 2009

(緒方)

1. Endo O, Matsumoto M, Inaba Y, Sugita K, Nakajima D, Goto S, Ogata H, Suzuki G. *Nicotine, tar, and mutagenicity of*

- mainstream smoke generated by machine smoking with ISO and HCI regimens of major Japanese cigarette brands. *J. Health Sci.* 2009;53(3):421-27.
2. Shimotohno W.K, Kawamura F, Natori Y, Nanamiya H, Magae J, Ogata H, Endo T, Suzuki T, Yamaki H. Inhibition of Septation in *Bacillus subtilis* by a Peptide Antibiotic, Edeine B<sub>1</sub>. *Biol. Pharm. Bull.* 2010 (in press)
  3. 緒方裕光 リスク解析における不確実性. *日本リスク研究学会誌* 2009;19:3-9.

(藤原)

1. Hagino H, Furukawa K, Fujiwara S, Okano T, Katagiri H, Yamamoto K, Teshima R. Recent trends in the incidence and lifetime risk of hip fracture in Tottori, Japan. *Osteoporosis Int*, 2009; 20(4): 543-8.
2. Hagino H, Nakamura T, Fujiwara S, Ooeki M, Okano T, Teshima R. Sequential change in quality of life for patients with incident clinical fractures: a prospective study. *Osteoporosis Int*, 2009; 20: 695-702.

(笠置)

1. Shimizu Y, Kodama K, Nishi N, Kasagi F et al. Radiation exposure and circulatory disease risk. Hiroshima and Nagasaki atomic bomb survivor data, 1950-2003. *Brit. Med. J.*, 2010, Jan 14: 340.
2. Yamada M, Kasagi F, Mimori Y, Miyachi T et al. Incidence of dementia among atomic-bomb survivors-Radiation Effects Research Foundation Adult Health study. *J. Neurol. Sci.*, 2009; 281: 11-4.

(山口)

1. T Fujibuchi, I Yamaguchi, H Watanabe, K Kimura, S Tanaka, T Kida and H Nagaoka. Nationwide survey on the operational status of medical compact cyclotrons in Japan.

*Radiological Physics and Technology*. 2(2), 2009. 126-132.

2. T Fujibuchi, I Yamaguchi, T Kasahara, T Iimori, Y Masuda, K Kimura, H Watanabe, T Isobe and T Sakae. Measurement of thermal neutron fluence distribution with use of <sup>23</sup>Na radioactivation around a medical compact cyclotron. *Radiological Physics and Technology* 2(2), 2009. 159-165.

(木村)

1. Rakwal R, Agrawal GK, Shibato J, Kimura S et al. Ultra low-dose radiation: stress responses and impacts using rice as a grass model. *Int. J. Mol. Sci.* 2009; 10: 1215-25.

## 2. 学会発表

1. 鈴木、山口、緒方、米原、藤原、笠置、木村：全国屋内ラドン濃度計測に基づく肺癌リスク推計（第二報）、第 52 回日本放射線影響学会、平成 21 年 11 月、広島市。

## 3. その他の情報公開

EPA ラドン消費者ガイド翻訳版

EPA ラドン肺がんリスクモデル翻訳版

WHO ラドンハンドブック抄訳版（予定）

<http://www.niph.go.jp/soshiki/seikatsu/info.htm>

## G. 知的財産権の出願・登録状況

なし

表1. 屋内ラドンのサイクル間比較（対数変換屋内ラドン値）

サイクル	平均値	度数	標準偏差
1	2.829	818	.6676
2	2.019	828	.7261
3	2.562	472	.6910
4	2.109	798	.7555
合計	2.359	2916	.7914

表2. 住宅構造別屋内ラドンのサイクル間比較（対数変換屋内ラドン値）

住宅構造	サイクル	平均値	度数	標準偏差
1	1	2.699	472	.6161
	2	1.884	499	.6386
	3	2.462	295	.5885
	4	1.942	434	.7090
	合計	2.226	1700	.7346
2	1	3.080	270	.7061
	2	2.378	227	.8188
	3	2.897	133	.8103
	4	2.408	287	.7299
	合計	2.669	917	.8200
3	1	2.684	61	.5668
	2	1.867	87	.6491
	3	2.165	41	.4864
	4	1.873	60	.8220
	合計	2.118	249	.7339
4	2	1.719	3	.9216
	4	2.137	13	.4106
	合計	2.058	16	.5258
99	1	2.993	15	.6180
	2	2.020	12	.5168
	3	2.916	3	1.0798
	4	2.284	4	.7767
	合計	2.560	34	.7672

住宅構造1：木造・2X4、住宅構造2：鉄筋コンクリート・煉瓦・コンクリートブロック、  
 住宅構造3：鉄骨プレハブ・プレハブ、住宅構造4：その他、住宅構造99：不明

表 3. 住宅形式別設置階数と屋内ラドン濃度

設置階数	戸建て住宅			集合住宅		
	N	対数変換ラドン 濃度(Bq/m <sup>3</sup> )	SD	N	対数変換ラドン 濃度(Bq/m <sup>3</sup> )	SD
半地下・地下	3	2.12	1.1	1	2.28	-
1階	1330	2.27	0.74	125	2.87	0.08
2階	765	2.2*	0.76	169	2.59**	0.77
3—8階	52	2.1	0.77	240	2.76*	0.68
8階以上	0	-	-	184	2.74	0.71

\* vs. 1階戸建て住宅値: p = 0.042

\*\* vs. 1階集合住宅住宅値: p= 0.004

\* vs. 2階集合住宅値: p = 0.018、

戸建て住宅 Pearson の相関係数 = -0.20, p = 0.422

集合住宅 Pearson の相関係数 = 0.06, p=0.071

分担研究報告書  
EPA 屋内ラドンの肺がんリスクモデルの内製化  
に関する研究  
分担研究報告者 緒方裕光  
国立保健医療科学院 研究情報センター長

**研究要旨**

本研究では、屋内ラドン吸入による肺癌リスクの推定を目的として、日本の現状に適したリスクモデルの構築（内製化）を試みている。その一端として、EPA の提示したリスクモデルの我が国への適用可能性について検討した。

平成 19 年度には、モデルの検証の最初の段階として、EPA モデルを用いてわが国における喫煙に関する情報を利用して、男女別、喫煙者・非喫煙者別に肺癌発生率を求めた。平成 20 年度には、この結果に基づき、BEIR VI および EPA 報告における不確実性に関する議論を検討し、日本における生涯リスクの推定とその不確実性についてシミュレーションによる計算を行った。今年度は、全国調査により実際に観測した屋内ラドン濃度に基づき、EPA のリスクモデルを用いてわが国における肺がんリスクを推定した。

**1. 研究目的**

ラドンの吸入被ばくによる肺癌リスクの増加は、すでに多くの調査研究により指摘されている。このラドンに関して適切な公衆衛生対策を実行するためには、ラドン曝露量やリスクに関して精度の高い測定または推定を行う必要がある。米国科学アカデミーは、鉱山労働者のコホート研究に基づいてラドン吸入により発生する肺癌に関するリスク推定モデルを開発し、1999 年 BEIR-VI のレポート<sup>1)</sup>に公表している。その後、米国環境保護庁 (US

Environmental Protection Agency, EPA)  
がこのモデルに改良を加え、より精度の高いモデルを提示した<sup>2)</sup>。

わが国では、放射線医学総合研究所などを中心として全国的な屋内ラドン濃度調査が実施されているものの、家屋の実情や喫煙状況などを考慮した本格的なリスク推定は行われていない。本研究では、屋内ラドン吸入による肺がんリスクの推定を目的として、実際に測定した屋内ラドン濃度に基づいてわが国のラドンによる肺がんリスクの推定を行い、EPA のリスク

モデルのわが国への適用（内製化）を試みた。

平成 19 年度には、モデルの検証の最初の段階として、EPA モデルを用いてわが国における喫煙に関する情報を利用して、男女別、喫煙者・非喫煙者別に肺癌発生率を求めた<sup>3)</sup>。さらに、平成 20 年度では、BEIR VI および EPA 報告における不確実性に関する議論を検討し、さらに日本における生涯リスクの推定とその不確実性についてシミュレーションによる計算を行った<sup>4)</sup>。

今年度（平成 21 年度）には、EPA の提示したリスクモデルを用いて、実際に観測した全国の屋内ラドン濃度に基づきわが国におけるラドンに起因する肺がんリスクを推定した。また、同時に EPA のリスクモデルのわが国への適用可能性について考察を加えた。

## 2. 方法

前年度までに、ラドン濃度に特定の値を仮定した上で、EPA のリスクモデルを用いてラドンによる肺がんのリスクを算出した。その際、ラドン濃度以外のパラメータについては、男女別・年齢別肺がん死亡率、男女別・年齢別喫煙率、喫煙による肺がんの相対リスクおよび生命表に関して日本のデータを用いた。

今年度は、上記の計算プロセスにおいて実際に観測した屋内ラドン濃度を用いて、最終的にわが国におけるラドンに起因する肺がんのリスクを推

定した。屋内ラドン濃度については、各都道府県の測定値の分散に応じて重みづけを行った値（加重平均）を全国平均値として用いた（以下、全国平均濃度）。その際、ラドン濃度の分布として対数正規分布を仮定した。さらに、推定値の信頼区間やパラメータの変動可能性などに基づいて、リスク推定値の不確実性について検討を行った。本研究班で実施された屋内ラドン濃度の測定結果に関して、その要約統計量の一部を表 1 に示した。詳細は、本研究班の山口らの分担報告に譲る。

なお、BEIR VI および EPA のリスクモデルの基本部分については、本研究班の前年度の報告書を参照されたい。

## 3. 結果

### 1) EPA リスクモデルによるラドンによる肺がんリスク推定

まず、屋内ラドン濃度（新住宅形式および季節により調整した値）の全国平均を用いて、BEIR VI のモデルによりラドンによる肺がんの過剰相対リスクを求めた。その結果を図 1 に示した。各都道府県のラドン濃度の幾何平均に基づく相対リスクの範囲は、40～60 歳ではおよそ 0.03 から 0.2 までであった。

次に、上記 BEIR VI モデルによって算出された過剰相対リスクを用いて、さらに男女別・年齢階級別喫煙率および喫煙による相対リスクなどのデータを EPA モデルのパラメータとして取り入れ、男女別・年齢別にラドンに

による肺がん死亡率の推定を行った。その結果を図2、3に示した。

さらに、EPAモデルにより肺がんリスク全体に占めるラドンの寄与の割合(Etiologic Fraction: EF)を男女別、喫煙・非喫煙者別に求めた結果を表2に示した。

## 2) リスク推定における不確実性

EPAのモデルでは、モデルに含まれる様々なパラメータ推定値の分布(統計的変動)や取りうる値の範囲を考慮した場合のリスク推定値への影響や不確実性を定量化している。本報告では、全国各県のラドン濃度について、対数正規分布を仮定し、幾何平均の推定値とその信頼区間を求めた。その結果、平均値は10.8Bq/m<sup>3</sup>、95%の信頼区間は10.0～11.7Bq/m<sup>3</sup>であった。この数値を基にラドンによる過剰相対リスク推定値の信頼区間を求めた結果を図4に示した。

さらに、ラドン濃度の測定値の分布に基づき、40歳におけるラドンによる肺がんの過剰相対リスクの分布をシミュレーションにより求めた。その結果を図5に示した。

なお、参考資料として上記計算に用いた日本の男女別・年齢階級別肺がん死亡率、男女別・年齢階級別喫煙率を表3～4に示した。

## 4. 考察

本研究の結果、男女別・年齢階級別肺がん死亡率、男女別・年齢階級別喫煙率、喫煙者の肺がんリスク(相対リ

スク)および屋内ラドン濃度の情報がそろえばEPAのモデルを用いてラドンによる肺がんリスクを推定できることがわかった。EPAのモデルとBEIR IVモデルとの最も大きな違いは、前者が喫煙による肺がんリスクを考慮している点である。従来から多くの研究でラドンと喫煙との間に交互効果が存在することが指摘されており、ラドンのリスク評価の観点からEPAのモデルはきわめて有効なモデルであると言える。しかしながら、同モデルには多くのパラメータに関する仮定が含まれており、EPAの報告書の中にもそれらのパラメータの変動に起因するリスク推定値の不確実性について考察がなされている。不確実性の原因にはいくつかの種類があるが<sup>5)</sup>、本報告では、統計学的なばらつきを原因とする不確実性について検討した。現時点ではEPAのモデルに使われているすべてのパラメータについて、その変動性を検討することは困難である。したがって、今後の課題として、モデルの主要なパラメータを正確に推定するためのデータを蓄積していき、全体としてリスク推定の精度を上げていく(不確実性を減らしていく)ことが重要である。

EPAのリスクモデルを用いたリスクの算出の結果、米国に比べて屋内ラドンによる肺がんリスクは全国的にはきわめて低いことがわかった。しかしながら、屋内ラドン濃度は正規分布よりも対数正規分布に近い分布にしたがっており、このことは一部に高濃

度の観測値が存在していることを示している。実際に、本研究班の測定結果から、一部の地域に集中して濃度の高い場所が存在していることが明らかになった。

## 5. 結論

EPA のリスクモデルの妥当性、あるいは我が国への適用可能性を厳密に検証するためには、モデルのパラメータに関する仮定あるいは数値について、その科学的根拠を十分に議論する必要がある。しかしながら、必要な情報を蓄積することによって、このモデルが日本におけるラドンによる肺がんリスク推定にきわめて有用であることが分かった。

## 参考文献

- 1) National Academy of Science (NAS). *Health Effects of Exposure to Radon: BEIR VI.* National Academy Press, Washington,DC, 1999.
- 2) Environmental Protection Agency (EPA). *EPA Assessment of Risks from Radon in Homes.* EPA402-R-03-003, Environmental Protection Agency, Washington,DC, 2003.
- 3) 緒方裕光、笠置文善. EPA 屋内ラドン肺癌リスクモデルの内製化に関する研究. 厚生労働科学研究費補助金特別研究事業「屋内ラドンの肺がんリスク研究の現状評価と課題に関する研究」(主任研究者: 鈴木元)
- 平成 19 年度分担研究報告書. 2008.  
p.59-66.
- 4) 緒方裕光. EPA 屋内ラドン肺癌リスクモデルの内製化に関する研究. 厚生労働科学研究費補助金特別研究事業「屋内ラドンの肺がんリスク研究の現状評価と課題に関する研究」(主任研究者: 鈴木元) 平成 20 年度分担研究報告書. 2009.  
p.71-74.\_
- 5) 緒方裕光 リスク解析における不確実性. 日本リスク研究学会誌 2009;19:3-9

表1 ラドン濃度( $\text{Bq}/\text{m}^3$ ) (新住宅形式別に季節調整した値)の要約

全国	平均値	14.4
	中央値	10.7
	幾何平均	11.0
	幾何標準偏差	2.0
	荷重平均	10.8
県別データの 幾何平均	最大値	22.3
	最小値	5.3
個別データ	最大値	332.8
	最小値	0.7

図1 BEIRVIモデルによる過剰相対リスク(ERR)

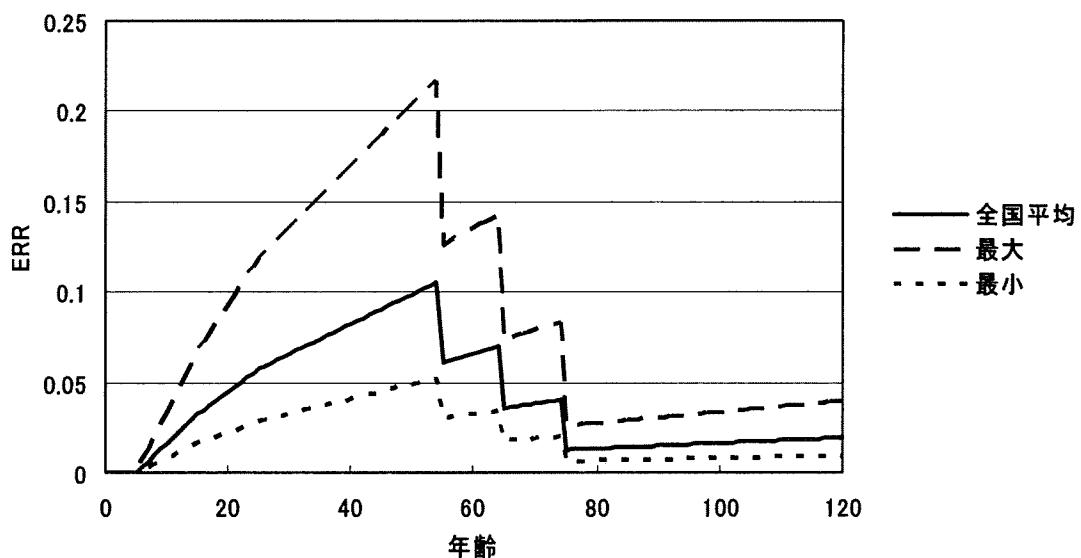


図2 EPAモデルによる非喫煙者の肺がん死亡率推定

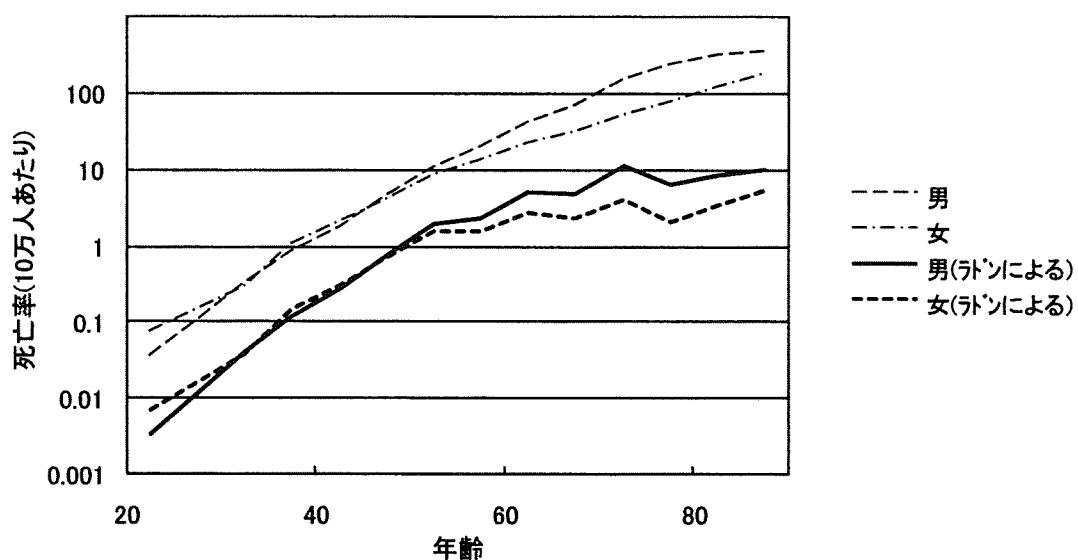


図3 EPAモデルによる喫煙者の肺がん死亡率推定

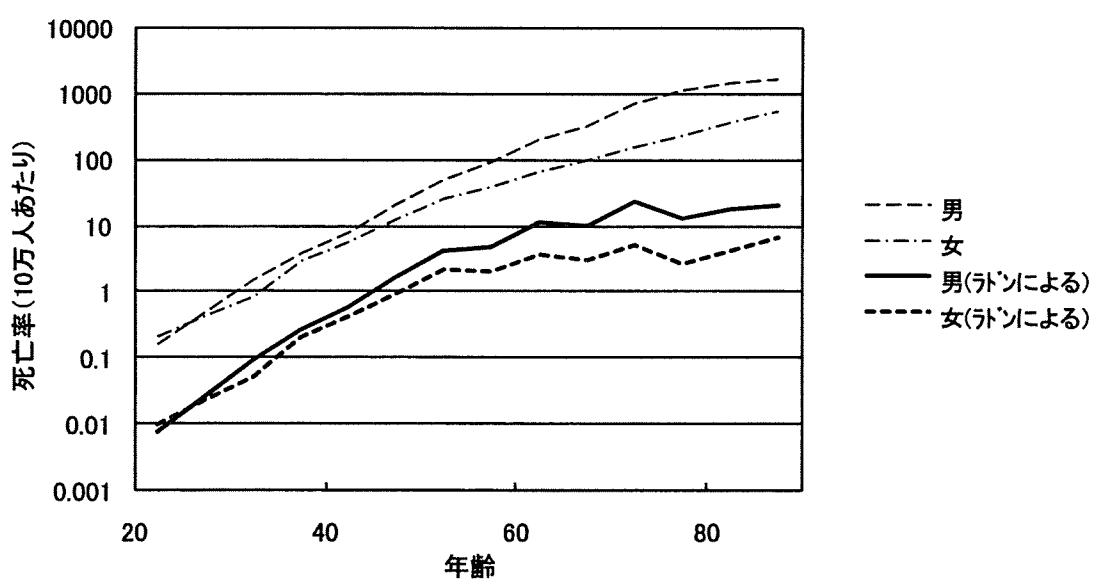


表2 肺がんリスクに占めるラドンリスクの割合(Etiologic Fraction: EF)

性別	喫煙	EF
男	ES	0.0201
	NS	0.0420
	ES+NS	0.0229
女	ES	0.0211
	NS	0.0447
	ES+NS	0.0238
男女計	ES	0.0214
	NS	0.0450
	ES+NS	0.0242

図4 過剰相対リスク(ERR)推定値の信頼区間

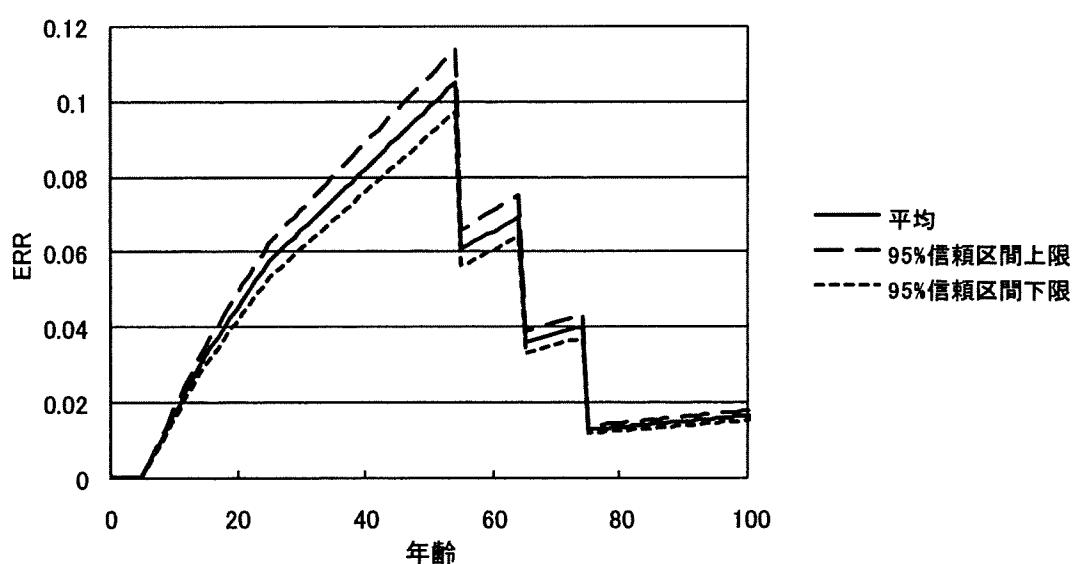


図5 過剰相対リスク(ERR)の分布のシミュレーション

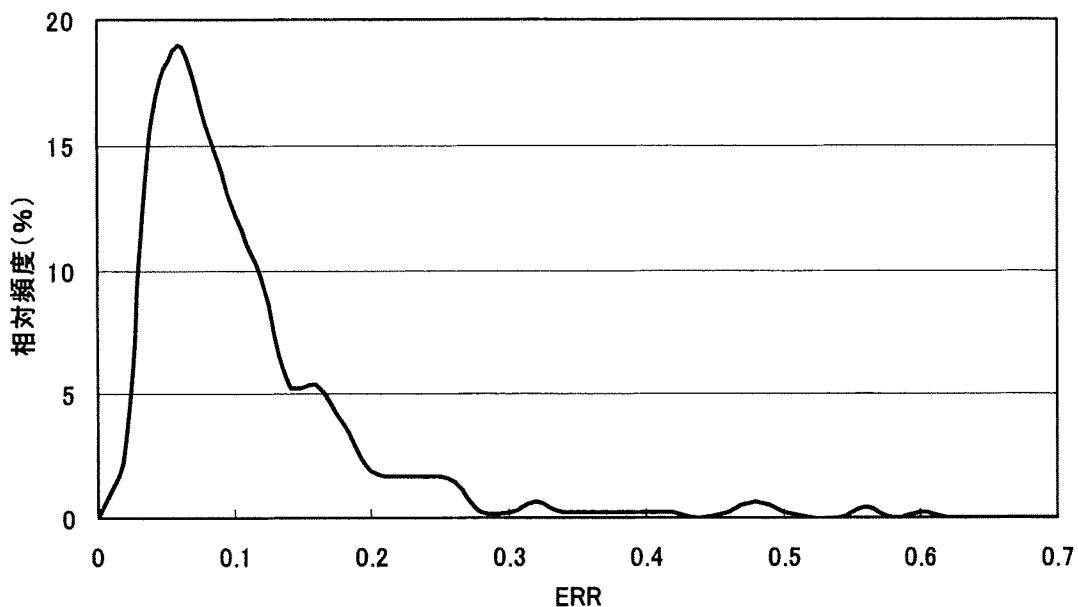


表3 年齢階級別、性別肺がん死亡率

性別	男	女	男女計
死亡年	2004	2004	2004
粗率	71.3	24.8	47.5
0-4歳	0.0	0.0	0.0
5-9歳	0.0	0.0	0.0
10-14歳	0.0	0.0	0.0
15-19歳	0.1	0.0	0.1
20-24歳	0.1	0.1	0.1
25-29歳	0.3	0.2	0.2
30-34歳	1.0	0.4	0.7
35-39歳	2.6	1.4	2.0
40-44歳	5.0	2.6	3.8
45-49歳	13.0	5.4	9.2
50-54歳	29.6	11.2	20.4
55-59歳	53.2	17.4	35.1
60-64歳	93.3	26.1	58.7
65-69歳	153.3	37.7	92.6
70-74歳	282.6	59.9	161.6
75-79歳	455.1	89.7	245.1
80-84歳	594.0	138.3	297.4
85歳以上	665.7	204.6	334.7

厚生労働省HPより(2009)

表4 年齢階級別、性別喫煙率

年齢	男	女	男女計
20-24歳	0.513	0.180	0.324
25-29歳	0.513	0.180	0.300
30-34歳	0.573	0.180	0.329
35-39歳	0.573	0.180	0.300
40-44歳	0.514	0.137	0.309
45-49歳	0.514	0.137	0.300
50-54歳	0.477	0.137	0.247
55-59歳	0.477	0.137	0.247
60-64歳	0.333	0.076	0.199
65-69歳	0.333	0.076	0.199
70-74歳	0.240	0.045	0.135
75-79歳	0.240	0.045	0.135
80-84歳	0.240	0.045	0.135
85歳以上	0.240	0.045	0.135

厚生労働省HPより(2009)