

JAERI-Review

JP0150182

2000-029



## 原子炉事故時放射線影響解析で用いるための健康影響モデル(Ⅱ)

2000年12月

(編) 本間 傑充・高橋 知之\*・米原 英典\*

日本原子力研究所  
Japan Atomic Energy Research Institute

本レポートは、日本原子力研究所が不定期に公刊している研究報告書です。  
入手の問合せは、日本原子力研究所研究情報部研究情報課（〒319-1195 茨城県那珂郡東海村）あて、  
お申し越しください。なお、このほかに財団法人原子力弘済会資料センター（〒319-1195 茨城県那珂郡  
東海村日本原子力研究所内）で複写による実費頒布をおこなっております。

This report is issued irregularly.

Inquiries about availability of the reports should be addressed to Research Information Division,  
Department of Intellectual Resources, Japan Atomic Energy Research Institute, Tokai-mura, Naka-  
gun, Ibaraki-ken 319-1195, Japan.

原子炉事故時放射線影響解析で用いるための健康影響モデル（II）

日本原子力研究所東海研究所安全性試験研究センター原子炉安全工学部

（編）本間 俊充・高橋 知之\*・米原 英典\*\*

（2000年10月24日受理）

本報告書は、以前の報告書「原子炉事故時放射線影響解析で用いるための健康影響モデル（JAERI-M 91-005）」を改訂したものである。本報告書では、そのモデルの基礎となった米国原子力規制委員会の報告書 NUREG/CR-4214 の 2 つの改訂版及び最近の国際機関による報告書をレビューした。また本報告書には、主として晩発性の身体的影響に関して、原研の第 1 次版健康影響モデル及びパラメータの変更点をまとめた。これらの変更点には、原爆被爆生存者の追跡調査結果の延長分及び線量再評価に基づく最近のがんリスク係数の変更が反映している。報告書では、さらに計算モデルの今後の改訂に関しても言及した。

Health Effects Models for Off-Site Radiological Consequence Analysis  
of Nuclear Reactor Accidents (II)

(Eds.) Toshimitsu HOMMA, Tomoyuki TAKAHASHI\* and Hidenori YONEHARA\*\*

Department of Reactor Safety Research  
Nuclear Safety Research Center  
Tokai Research Establishment  
Japan Atomic Energy Research Institute  
Tokai-mura, Naka-gun, Ibaraki-ken

(Received October 24, 2000)

This report is a revision of JAERI-M 91-005, "Health Effects Models for Off-Site Radiological Consequence Analysis of Nuclear Reactor Accidents". This revision provides a review of two revisions of NUREG/CR-4214 reports by the U.S. Nuclear Regulatory Commission which is the basis of the JAERI health effects models and other several recent reports that may impact the health effects models by international organizations. The major changes to the first version of the JAERI health effects models and the recommended parameters in this report are for late somatic effects. These changes reflect recent changes in cancer risk factors that have come from longer followup and revised dosimetry in major studies on the Japanese A-bomb survivors. This report also provides suggestions about future revisions of computational aspects on health effects models.

Keywords: Health Effects Models, Accident Consequence Assessment, Nuclear Reactor Accident, Early Effect, Late Somatic Effect, Genetic Effect, Risk Estimate, Absolute Risk, Relative Risk

---

\* Kyoto University, Research Reactor Institute  
\*\* National Institute of Radiological Sciences

## 目 次

1. はじめに .....	1
2. 健康影響モデルの調査 .....	4
2.1 早期影響 .....	6
2.1.1 はじめに .....	6
2.1.2 早期死亡 .....	6
2.1.3 早期疾患 .....	6
2.1.4 胎児期被ばく(変更点) .....	7
2.1.5 計算上の諸課題 .....	7
2.2 晩発性身体影響 .....	20
2.2.1 はじめに .....	20
2.2.2 生涯リスクの概念と計算方法 .....	20
2.2.3 NUREG 報告書での $\alpha$ 線放出核種の取り扱い .....	25
2.2.4 NUREG/CR-4214 改訂モデルでの、がんの部位別リスク推定 .....	27
2.3 遺伝的影響 .....	47
2.3.1 NUREG/CR-4214 Rev.2 Part1 における取り扱い .....	47
2.3.2 UNSCEAR1993 年報告書における取り扱い .....	53
2.3.3 調査におけるまとめ .....	55
2.4 リスクの不確実性の分析 .....	59
2.4.1 疫学調査のもつ不確かさ .....	59
2.4.2 線量評価のもつ不確かさ .....	60
2.4.3 リスク転換に伴う不確かさ .....	61
2.4.4 リスク予測に伴う不確かさ .....	62
2.4.5 低線量・低線量率への外挿に伴う不確かさ .....	62
3. モデルおよびパラメータの改訂 .....	64
3.1 晩発性影響 .....	65
3.1.1 白血病 .....	65
3.1.2 骨がん .....	65
3.1.3 乳がん .....	66
3.1.4 肺がん .....	67
3.1.5 消化器のがん .....	67
3.1.6 甲状腺がん .....	68
3.1.7 良性甲状腺腫瘍 .....	69
3.1.8 皮膚がん .....	69

3.1.9 その他のがん	70
3.1.10 子宮内被曝によるがん	70
3.2 遺伝的影響	72
3.2.1 モデル設定	72
3.2.2 リスク係数の補正	72
3.2.3 モデルを使い分ける基準とする線量率の設定	73
3.2.4 今後の検討課題	73
3.3 計算モデルの今後の改訂の方向性の提言	75
3.3.1 計算モデルの方向性について	75
3.3.2 健康リスク評価の基本的な方法	75
3.3.3 基本となるデータベースの構築	76
3.3.4 疾病の将来予測も視野に	76
3.3.5 リスクの表現	77
3.3.6 モデルとデータ	77
3.3.7 新しい動きの取り込み	77
4. おわりに	79
謝辞	79
参考文献	80

## Contents

1.	Introduction.....	1
2.	Review of Health Effects Models .....	4
	2.1 Early Effects .....	6
	2.1.1 Introduction .....	6
	2.1.2 Early Mortality.....	6
	2.1.3 Early Morbidity .....	6
	2.1.4 Effects on the Embryo and Fetus (Revision) .....	7
	2.1.5 Computational Aspects .....	7
	2.2 Late Somatic Effects.....	20
	2.2.1 Introduction .....	20
	2.2.2 Concept and Computational Method of Lifetime Risk .....	20
	2.2.3 Incorporation of Alpha-Emitting Radionuclides in NUREG report .....	25
	2.2.4 Risk Estimates for specific Types of Cancer in NUREG/CR-4214 Revision Models. ....	27
	2.3 Genetic Effects .....	47
	2.3.1 Summary of NUREG/CR-4214 Rev.2 Part 1 .....	47
	2.3.2 UNSCEAR 93 .....	53
	2.3.3 Summary of Review.....	55
	2.4 Uncertainties in Fatal Cancer Risk .....	59
	2.4.1 Epidemiological Uncertainties .....	59
	2.4.2 Dosimetrical Uncertainties .....	60
	2.4.3 Uncertainties in Transfer of Risk between Population.....	61
	2.4.4 Uncertainties in Projection to Lifetime Risk .....	62
	2.4.5 Uncertainties in Extrapolation to Low Dose or Dose Rate .....	62
3.	Revision of Models and Parameters .....	64
	3.1 Late Somatic Effects .....	65
	3.1.1 Leukemia .....	65
	3.1.2 Bone Cancer .....	65
	3.1.3 Breast Cancer .....	66
	3.1.4 Lung Cancer .....	67
	3.1.5 Gastrointestinal Cancer.....	67
	3.1.6 Thyroid Cancer.....	68
	3.1.7 Benign Thyroid Nodules .....	69

3.1.8 Skin Cancer.....	69
3.1.9 Other Cancers.....	70
3.1.10 Childhood Cancers from in Utero Exposures .....	70
3.2 Genetic Effects .....	72
3.2.1 Models .....	72
3.2.2 Risk Coefficients .....	72
3.2.3 Dose Rate for Using Separate Models.....	73
3.2.4 Future Issue .....	73
3.3 Suggestions in Future Revision of Models .....	75
3.3.1 Direction of Computational Models.....	75
3.3.2 Basic Method of Health Risk Assessment .....	75
3.3.3 Construction of Basic Database .....	76
3.3.4 Considerations on Prediction of Diseases .....	76
3.3.5 Risk Description.....	77
3.3.6 Model and Data .....	77
3.3.7 Incorporation of new trend .....	77
4. Concluding Remarks.....	79
Acknowledgment .....	79
References .....	80

## 1. はじめに

日本原子力研究所(以下、原研)では、原子力発電所の確率論的安全評価(PSA)研究の一環として、レベル 3PSA(炉心損傷頻度の評価から環境影響の評価及びリスクの定量化)に用いる確率論的事故影響評価コードシステム OSCAAR の開発及びその適用研究を進めている(Homma et al., 1990 and Homma, 1999)。OSCAAR は図 1.1 に示すように、事故時に大気中に放出された放射性物質の環境中移行とそれに続く人への被曝、被曝集団の健康影響及び経済影響を推定するための一連の計算モジュールとデータファイルから構成されている。また、計算に用いる気象シーケンス、線量(率)換算係数、人口及び農畜産物生産分布、避難のための集合に要する時間、被曝集団の生涯リスク等、OSCAAR に必要な入力データファイルをあらかじめ用意しておくため、数種の独立した前処理(プリプロセッサー)コードが OSCAAR コードシステムを支援している。

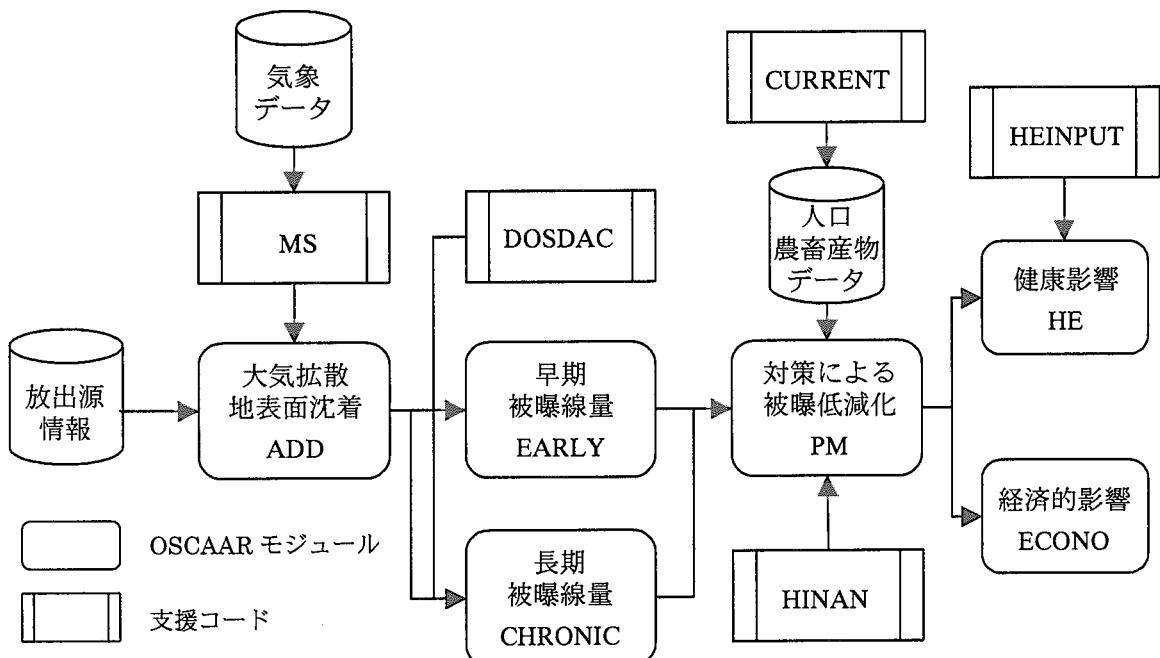


図 1.1 OSCAAR コードシステムの構成

ADD は放出源情報と気象データを用いて、大気中における放射性物質の輸送・拡散、地表面への沈着を解析する。解析に用いる気象条件を決めるため、MS では対象サイトで起こり得る広範な気象条件の中から、季節的な違いあるいは日変動を考慮して、できるだけ事故による影響の全体像が把握できるように複数の代表的な気象条件を抽出する。個人及び集団の被曝線量を推定するために、2つの計算モジュールが用いられる。EARLY は放射性雲の通過中あるいは通過後の短期間に与える早期の被曝線量を、CHRONIC は長期にわたって環境中に残留する長半減期の放射性核種に起因する被曝線量を計算する。この 2 つの計算モジュールで使用される外部被曝及び内部被曝に関する線量(率)換算係数は、独立の線量換算係数算出システム DOSDAC であらかじめ計算し準備しておく。また、集団線量の算定や食物摂取経路による被曝線量の推定に必要な人口分

布及び農畜産物生産量分布のデータは、計算コード CURRENT を用い、OSCAAR の標準的な評価メッシュである距離別方位別の同心円メッシュに変換しておく。PM は事故時の被曝線量をより現実的に評価するため、屋内退避、安定ヨウ素剤投与、避難、食物摂取制限、立入制限といった緊急時の防護対策による被曝低減効果を推定する。計算コード HINAN は事故時に自宅から集合場所まで徒歩で避難する群集を模擬し、集合に要する時間などの情報を与える。HE は放射線被曝によってもたらされる早期の身体的影響、晩発性の身体的影響及び遺伝的影響という 3 つの人への健康影響を推定する。HE を支援する計算コード HEINPUT(外川 他、1999)は晩発性の身体的影響及び遺伝的影響について、1Gy 当たりの生涯リスク、被曝後における影響の発生率の時間変化など HE モジュールで必要なデータをあらかじめ計算する機能を持っている。ECONO は屋内退避や避難にかかる費用、農畜産物の廃棄や立入制限による損失などの事故による経済的影響を推定する。

OSCAAR の HE モジュール及び計算コード HEINPUT(外川 他、1999)で用いた放射線被曝による人の健康影響の評価モデルは、基本的に米国原子力規制委員会(USNRC)の報告書「原子力発電所事故影響解析のための健康影響モデル(NUREG/CR-4214)」(NRC, 1985)を基礎としている。NUREG/CR-4214 は、ラスムッセン報告書(WASH-1400)で有名な USNRC の「原子炉安全性研究(NRC, 1975)」で用いられた健康影響モデルの見直しに関する報告書で、1985 年に刊行された。この報告書で提起された評価方法やデータは、USNRC が確率論的安全評価、緊急時対応計画、立地評価、安全目標への適用研究、費用・リスク・便益解析など、公衆の健康に対するリスクを安全規制で考慮すべき分野で用いることを意図して作成されたものである。

原研では、この NUREG/CR-4214 の初版をレビューし、広島・長崎の原爆線量再評価(DS86)に基づくリスク算定結果などの、我が国における最新の研究成果を取り入れて、原子炉事故時における放射線被曝による健康影響モデルの第 1 次版を作成した(Kobayashi et al., 1990; 外川 他, 1991; 外川 他, 1999)。その後、国際的には、DS86 線量体系が発行されたことや、原爆被ばく者の疫学調査の新たな知見が加わったことから、BEIR、国連科学委員会(UNSCEAR)や ICRP においても、新たなリスク係数を用いたり、低線量・低線量率効果係数を取り入れたことやがんの部位別に適合したリスク予測モデルを採用するなどの改訂が行われた。一方、USNRC でも NUREG/CR-4214 は Rev.1(NRC, 1989, 1990)、Rev.2(NRC, 1993)と 2 回の改訂が進んだ。最初の改訂の主たる目的は、早期の健康影響モデルに関するもので、晩発性の身体的影響については、広島・長崎における原爆被ばく生存者の追跡調査結果の延長分が考慮された。また 2 度目の改訂では、1986 年及び 1988 年の UNSCEAR 報告(UNSCEAR, 1988)、1990 年の BEIR V 報告(NAS/NRC, 1990)と ICRP 効告(ICRP, 1991)、という最近の成果のレビューと、高 LET の  $\alpha$  線放出核種による被曝からのリスクの取り入れ、に関する 2 つの Rev. 1 の補遺(NRC, 1993a, 1993b)に示された変更点の取り入れが行われた。

本報告書は、上記の放射線被曝による健康影響モデルの第 1 次版を、最新の知見を用いて最も正確かつ有用な健康影響モデルとして更新するため、第 2 章では、NUREG/CR-4214 の改訂版を中心に、その後発行された新しい報告書等のレビューをまとめた。また、第 3 章では、晩発性身体的影響および遺伝的影響について、日本人集団に適用するモデルおよびパラメータの検討を行い、今後の検討課題をまとめた。

なお、この調査研究を行うに当たっては、以下の専門家で構成される検討委員会を設置して検討を行った。

検討委員会構成員(順不同)

主査 米原 英典 放射線医学総合研究所主任研究官  
委員 秋葉 澄伯 鹿児島大学医学部教授  
" 甲斐 倫明 大分県立看護科学大学人間科学講座教授  
" 小林 定喜 放射線医学総合研究所特別研究官  
" 藤田 正一郎 放射線影響研究所統計部副部長

なお、執筆分担は以下の通り。

第1章 米原 英典、本間 俊充

第2章

2.1 小林 定喜  
2.2 秋葉 澄伯、藤田 正一郎  
2.3 米原 英典  
2.4 甲斐 倫明

第3章

3.1 秋葉 澄伯、藤田 正一郎  
3.2 米原 英典  
3.3 甲斐 倫明

第4章 米原 英典、本間 俊充

監修 米原 英典

## 2. 健康影響モデルの調査

第2章では、米国原子力規制委員会(USNRC)の「原子力施設事故影響解析のための健康影響モデル(NUREG/CR-4214)」のレビューを中心に実施した健康影響モデルの調査結果を記す。USNRCのプロジェクトの目的や経緯、リスク推定の不確実さおよび重篤度については、NUREG/CR-4214 Rev. 2 Part I の序論の部分に記されているので以下に要約する。

「USNRCが1975年に原子力施設の事故による健康影響および経済的影響の定量的評価を得るために原子炉安全研究(NRC, 1975)を発行したが、これが公的な健康影響評価の基礎となり、数種のコンピュータコードに用いられている。その後、1982年にこの研究で用いたモデルに置き換わる改訂モデルに着手し、1983年の夏に NUREG/CR-4214 の最初の草稿が完成した。その後、レビューと改訂が繰り返され、1985年7月に発行され、1000部以上が一般のレビューとコメントを受けるために配布された後、正式に公表された(NRC, 1985)。1987年にはさらに、早期影響モデル(骨髄や肺症候群死)についてのしきい値、上限および下限推定を改訂し、1988年秋に完成した(NRC, 1989 and 1990)。2巻で発行したこの報告書は、Part Iでは、序論、統合、要約、Part IIでは、多くの作業グループがまとめた健康影響モデルの科学的基礎を取り扱っている。

この報告書のモデルは、原子力施設の事故影響の解析に用いることを意図したもので、NRCの様々な事故のシナリオでの健康および経済的影響を推定するために用いるコンピュータコードを改良するための一部の仕事である。事故発生の確率、放出の状況や大きさ、環境の変化と放射能の輸送、予想される臓器線量については、このコードには含まれず、確率論的リスク評価手順書(NRC, 1983)などを参照すべきである。

1989年に始まった今回の改訂では、新たに公表された UNSCEAR (1988)、BEIR V(NAS/NRC, 1990)、ICRP Publication 60 (ICRP, 1991) のモデルと比較し、修正することと、 $\alpha$ 線など高 LET 放射線被ばくのリスク評価のアプローチを勧告することが目標であった。補遺 1(NRC, 1991)では、低 LET 放射線の身体影響について、線量・線量率低減効果(DDREF)についての変更と、ほとんどのがんに対して年齢依存型のリスク係数の導入を行った。補遺 2(NRC, 1993)においては、原子力施設には慢性内部被ばくの影響を有する  $\alpha$ 線放出放射性核種が存在し、 $\alpha$ 粒子による慢性の内部被ばくの影響は低 LET のものよりも大きいことから、この被ばくについて取り扱った。吸入被ばくと肺、肝臓、骨および骨の骨髄の被ばくについて注目した。

この報告書 Rev.2(NRC, 1993b)は、NUREG/CR-4214 Rev.1 の改訂版であり、2つの補遺における新しい情報を取り入れたもので、幅広い読者に利用できるモデルを作成することを意図している。報告書の目的は、単に原子力発電所の事故時の健康への影響を評価するために推奨される線量-反応モデルを報告するためのものであり、放射線に関する緊急事態を扱うことに関係した医師などのガイドや放射線生物学に関する情報の大要を表すように意図されていない。

放射線の健康影響を正確に予想することは不可能である。放射線健康影響の予測における不確実さは、パラメータによるものとモデルによるものとがある。パラメータによるものは比較的単純である。しかしモデルによる不確実さは、例えば発がんについては、高線量、高線量率被ばくの原爆被ばく者のリスクから類推するが、その有効性に依存する。この不確実さを処理するため、中央推定、上限推定、下限推定の3つの推定を行った。事故影響の解析は、中央推定に注目する

よりも、ある推定に範囲があることを考慮することが重要である。

リスクの完全な記述には、確率と重篤度の両方が含まれる。この報告書では、25 の影響の発生確率を推定するためのモデルを提供した。その他に重篤度に関する情報も示した。ほとんどの早期影響については疾病の性質や期間についての短い記述を加えた。がんについては、罹患率と死亡率に加え、診断から死亡までの期間、致死率も示した。遺伝影響については、発病から死亡までの典型的な期間、平均寿命損失を示した。」

以下、2.1 には早期影響、2.2 には晩発性身体影響、2.3 には遺伝的影響について、主に NUREG/CR-4214 のいくつかの改訂版の内容を要約し、検討委員会のコメントをまとめた。また、2.4 にはリスクの不確実性について、NCRP 報告書の要約を記した。したがって、要約部分における判断や評価はそれらの報告書の著者のものであることをお断りする。

## 2.1 早期影響

### 2.1.1 はじめに

原子力発電所の事故時における、環境に放出される放射性核種により起こりうる健康影響の予測算定についての関心に応えて、米国 NRC は原子炉安全性研究(Reactor Safety Study)(NRC, 1975)を出発点として、NUREG/CR-4214(NRC, 1985)、および NUREG/CR-4214、Rev.1、Part II(NRC, 1989)において健康影響モデルを提案し、その後国連科学委員会報告(UNSCEAR, 1988)、米国科学アカデミー/米国研究審議会 BEIR V 報告(NAS/NRC, 1990)、国際放射線防護委員会 Publication 60(ICRP, 1991)等に盛られた新しい情報を基に再検討した結果を NUREG/CR-4214 Rev.1 Part II Addendum 1、2(NRC, 1991)として公表している。この再検討の結果によると早期影響に関しては NUREG/CR-4214 の内容に特に大きな変更を加える必要はない、とされている。早期の持続的影響(Continuing Effect)としての胎児期被ばくによる知恵遅れ(精神遅滞、Mental Retardation)のモデルに関しては 2、3 の変更が提案されている。以下に早期死亡、早期疾患、胎児期被ばく(変更点)を述べる。

### 2.1.2 早期死亡

骨髄、肺、および胃腸管の障害が放射線照射による早期死亡の主要な原因である。中枢神経系はさらに線量が大きい場合の急性死亡の原因となる。骨髄、肺、および胃腸管の照射による早期死亡の全リスクは次式により累積ハザード関数の総和として求められる。

$$R = 1 - \exp\{- (H_b + H_p + H_g)\}$$

$R$  : 早期死亡の全リスク

$H_b$  : 造血器(骨隨)の累積ハザード

$H_p$  : 肺の累積ハザード

$H_g$  : 胃腸管の累積ハザード

表 2.1に高線量率での低 LET 放射線の短期(急性)照射によるリスクを算定するのに用いるパラメータとして推薦される値を示す。

低 LET 放射線、またはアルファ線、あるいはこの両者が複合した放射線の遷延照射の影響を評価する場合は「線量率依存モデル」と、表 2.2に示すパラメータ値とを用いる。

### 2.1.3 早期疾患

表 2.3～表 2.5に、高線量率での低 LET 放射線の短期(急性)外部照射による早期疾患のリスクを算定するのに用いるパラメータとして推薦される値を示す。表 2.3は全般的症状について、表 2.4は胎児期被ばくの影響、表 2.5は低 LET 放射線の遷延被ばくの場合に適用される値である。0.06Gy/時、またはそれ以下の線量率の場合が遷延被ばくとして取り扱われる。肺疾患に関して

は、低 LET 放射線の遷延被ばくに加えてアルファ線による被ばくがある場合には「低 LET 放射線の線量」と「アルファ線の吸収線量に RBE(生物学的効果比)を乗じた値」とを合計して得た「調整線量」を用いる。線量率が 0.06Gy/時以上の場合における被ばくのリスクは、高線量率短期外部被ばくの場合のパラメータ値を用いる。

#### 2.1.4 胎児期被ばく(変更点)

胎児期被ばくによる知恵遅れ(精神遅滞、Mental Retardation)のモデルに関しては以下の変更が勧告されている(図 2.1、図 2.2参照)。妊娠 8-15 週令の胎児の被ばくに関して知恵遅れ発症の  $D_{50}$  線量は中央、上限、下限値を従来通り、1.5、1.0、3.0 Gy とするが、しきい値の取り扱いは以下の如くとする。

- 発症の中央推定値については、しきい値として 0.1Gy を採用する。
- 上限値についてはしきい値なしとする。
- 下限値についてはしきい値として 0.1Gy を採用する。

妊娠 16-25 週令の胎児の被ばくに関して知恵遅れ発症の  $D_{50}$  線量は中央、上限、下限値を従来通り、7.1、3.1、10.0 Gy とするが、しきい値の取り扱いは以下の如くとする。

- 発症の中央推定値について、しきい値として 0.2Gy を採用する。
- 上限値についてはしきい値なしとする。
- 下限値についてはしきい値として 0.5Gy(大竹らによる値(Otake et al., 1989))を丸めた値を採用する。

#### 2.1.5 計算上の諸課題

##### (1) 早期影響

USNRC が原子力発電所のリスク評価のために開発した MACCS コードの構造は、初版の NUREG/CR-4214(NRC, 1985)に基づいている。MACCS では、全ての早期影響は 2 つのパラメータを持つ Weibull 形ハザード関数で計算される。リスクに対する線量率の影響は、事故後の異なる期間(0~1 日、2~7 日等)で受ける線量によるリスクを計算するために、異なる致死線量を用いることによって考慮されている。

現在 MACCS で用いている手法は一時的な方法であり、最終的には新モデル(NUREG/CR-4214 Rev.1 及び Rev.2)の直接的な手法に従って書き直されるべきである。以下に、MACCS の健康影響モデル手法のいくつかのアプローチについて略述する。

##### (2) 混合治療を受ける集団における造血器症候のリスク

造血器症候のリスクは、線量及び線量率、治療レベルに依存する。NUREG/CR-4214 Rev.1 及び Rev.2 では、造血器症候のモデルには最低限の治療と支持的治療の 2 つに対するリスクを与えている。これらのモデルを用いて事故影響を計算するには、治療レベル別にリスクを計算し、各治療レベルの利用可能性を考慮して、両者をまとめなければならない。

ラスムッセン報告(原子炉安全研究)では、全米で 2500 から 5000 の支持的治療利用可能な病床数を仮定した。その著者の一人 Dr.Wald によると、造血器症候の中央値推定では、被曝者数が国

内の病床数と同じ程度(数千)であれば支持的治療を受けることができ、より大規模な事故の場合は最低限の治療を受ける者と支持的治療を受ける者がいるという仮定により計算されるべきであるとしている。上限値推定及び下限値推定については、NUREG/CR-4214 Rev.1 及び Rev.2 では、大規模事故後の medical screening の過程における治療の割当て違いの誘因等の問題が完全に研究されるまでは、上限値推定は全ての被曝者が最低限の治療を受け、下限値推定は全ての被曝者が支持的治療を受けるという仮定で計算を行うべきであるとしている。

最小限の治療と支持的治療の混在が想定されるときのリスクの中央値推定の評価を容易にするために、治療と受ける線量は独立であると仮定することができる。任意の線量で予想されるリスクは、その線量における 2 つの治療グループの中のリスクの単純な平均である。半数が最低限の治療を、もう半数が支持的治療を受けた集団に対して、リスクは次式で示される。

$$R_{mixed} = 0.5R_{minimal} + 0.5R_{supportive}$$

ここで、 $R_{minimal}$ ：最低限の治療に対するリスク関数

$R_{supportive}$ ：支持的治療に対するリスク関数

上の例において、バザード関数で与えられている  $R_{minimal}$  及び  $R_{supportive}$  に対し、混在治療に対する線量－応答曲線は正確な Weibull 形バザード関数で示すことができないが、半数致死線量 3.8(Gy)、形状係数 5、しきい線量 1.5(Gy) の Weibull 関数で近似することができる。混在治療に対する線量－応答曲線と近似関数それぞれで与えられるリスクを比較すると、近似により生じる誤差は、モデルパラメータが持つ不確かさや治療が無作為に割り当てられるという仮定により引き起こされる誤差と比較すると小さい。この治療の割当ての仮定から引き起こされるエラーは、かなり変動が大きく、被曝集団が受けた線量の分布にも依存する。場合によっては、より効果的な治療の割当てにより救われる人の数は、50%ほども過小評価になるかもしれない。

### (3) 事故評価解析における線量率の影響に対する考慮

早期死亡のリスクは、受ける線量の合計だけでなく、線量率にも影響される。低線量率で受ける線量は、高線量率の線量より効果が小さい。MACCS は、固定期間の方法(a fixed time interval approach)を用いており、線量率効果係数により線量率の影響を考慮して調整された線量  $D$  を求める。以下に肺症候を例に示す。

$$D = D_{external} + D_{internal, 0-1day} + \frac{1}{16} D_{internal, 2-14days} \\ + \frac{1}{37} D_{internal, 15-200days} + \frac{1}{92} D_{internal, 201-365days}$$

ここで、 $D_{external}$ ：クラウドシャインとグランドシャインからの線量

$D_{internal}$ ：吸いし体内に残った核種から各 3 期間に受ける線量を考慮した項

線量率効果係数はオリジナルの NUREG/CR-4214 の肺症候モデルの予備的再計算に基づいている。これらの値はオリジナルの NUREG/CR-4214 で与えられている値や初期のバージョンの MACCS で使用している値と異なる。

一方、線量率依存モデルが Scott らにより開発され(Scott et al., 1988,1989)、USNRC が設置した早期影響ワーキンググループが線量率の関数である半数致死線量を示した。

$$LD_{50} = \Theta_\infty + \Theta_l / \dot{D}$$

ここで、 $LD_{50}$ ：半数致死線量(Gy)

$\Theta_\infty$ ：高線量率における半数致死線量の限界値(Gy)

$\Theta_l$ ：線量率に対する半数致死線量の感度を反映したパラメータ(Gy<sup>2</sup>/hr)

$\dot{D}$ ：線量率(Gy/hr)

例えば、肺症候に対してパラメータ  $\Theta_\infty$ 、 $\Theta_l$  は以下のように与えられる。

Estimate	$\Theta_\infty$	$\Theta_l$
Central	10	30
Lower	8	15
Upper	12	45

形状係数の値は、内部被曝に対しては 5、外部被曝に対しては 12、内部被曝と外部被曝の混合被曝に対しては 7 が推奨されている。この半数致死線量の式を用いた累積ハザードの式は以下のように示される。

$$R = 1 - e^{-H}$$

$$H = 0.693 \left[ \int_0^{\infty} \frac{\dot{D}}{\Theta_\infty + \Theta_l / \dot{D}} dt \right]^{\nu}$$

$$\dot{D} = \dot{D}_0 \exp\left(-0.693 \frac{t}{t_{1/2}}\right)$$

ここで、 $\dot{D}_0$ ：初期線量率

$t_{1/2}$ ：実効半減期

上式により推定されたリスクと固定期間の方法により推定されたリスクを比較すると、半減期が 10~100 日の間の核種では 2 手法の差は相応であるが、10 日より短い半減期核種における評価では固定期間の方法が過小評価となり、100 日以上の半減期核種における評価では固定期間の方法が過大評価となった。

#### (4) 甲状腺機能減退症

同様に USNRC が設置した甲状腺影響ワーキンググループは、<sup>131</sup>I の内部被曝による甲状腺機能減退症のリスクには、10 Gy のしきい値と  $17 \times 10^{-4}$  ケース/人·Gy の傾きを持つ線形しきいモデルを提言している。一方、MACCS では、全ての早期影響に対して Weibull 形ハザード関数を用いている。ワーキンググループは線形しきいモデルに近い Weibull 形ハザード関数のパラメータを以下のように設定し、両モデルの比較を行った。その結果、低線量率では極めてよい近似と

なり、高線量率でも許容できる結果となった。近似に与えられるバイアスは常に 20%未満である。

	線形しきいモデルに対するパラメータ	Weibull 関数に対するパラメータ
$^{131}\text{I}$ の内部被曝	しきい線量 : 10(Gy) 勾配 : $17 \times 10^{-4}$ (cases/person·Gy)	しきい線量 : 10(Gy) 中央実効線量 : 300(Gy) 形状係数 : 1.3
その他の全ての被曝	しきい線量 : 2(Gy) 勾配 : $85 \times 10^{-4}$ (cases/person·Gy)	しきい線量 : 2(Gy) 中央実効線量 : 60(Gy) 形状係数 : 1.3

### (5) 胎児死亡

放射線被曝による胎児の死亡リスクは、線量と被曝時の胎児の発達段階に依存する。事故後に予想される胎児死亡数を計算するためには、3 つの発達段階のグループに対するリスクを考慮する必要がある。以下の例における荷重は 3 つの発達段階の長さに比例しているが、集団の実際の発達段階の分布をもとにした荷重を使用するのが望ましい。

$$R_{\text{typical fetus}} = \frac{18}{280} R_{0-18\text{ day}} + \frac{132}{280} R_{18-150\text{ day}} + \frac{130}{280} R_{150\text{ day-term}}$$

リスク関数  $R$  は次のハザード関数で与えられている。

$$H_{0-18\text{ days}} = 0.693[D/1]^2 \quad \text{for } D > 0.1\text{ Gy}$$

$$H_{18-150\text{ days}} = 0.693[D/1.5]^3 \quad \text{for } D > 0.4\text{ Gy}$$

$$H_{150\text{ days-term}} = 0.693[D/3]^6 \quad \text{for } D > 1.5\text{ Gy}$$

ワーキンググループは線量 0~5(Gy)における胎児に対するリスクと、Weibull 形ハザード関数による近似関数を比較した。Weibull 形ハザード関数は、半数致死線量 2(Gy)、しきい線量 0.1(Gy)、形状係数 2.3 とした。この近似は簡単で極めてよい結果を得た。

### (6) 知恵遅れ

子宮内被曝による知恵遅れのリスクは、被曝時の妊娠年齢と強い相関がある。ワーキンググループは 2 つの妊娠年齢 8~15 週と 16~25 週に対して線量-応答関数を示した。7 週以下及び 25 週以上では知恵遅れのリスクの増加の兆候がない。ハザード関数による中央値推定は次式となる。

$$H_{8-15\text{ weeks}} = 0.693[D/1.5] \quad \text{for } D \geq 0.1$$

$$H_{16-25\text{ weeks}} = 0.693[D/7.0] \quad \text{for } D \geq 0.2$$

ここで、 $D$  : 胎児線量(Gy)。なお、しきい線量は NUREG/CR-4214 Rev.2 で設定された。

知恵遅れのリスクを求めるためには、週齢別のリスクを各発達段階の胎児の割合で補正した荷重を用いて一つのリスクを求める。例に挙げた胎児に対する線量-応答モデルは以下のように導

かかる。

$$R_{\text{typical fetus}} = \frac{56}{280} R_{8-15 \text{ weeks}} + \frac{70}{280} R_{16-25 \text{ weeks}}$$

ここで、 $R$ ：週齢別リスク評価

例に挙げた胎児に対する線量－応答関数は次式で表わせ、よい近似を得る。

$$R_{\text{typical fetus}} = 0.4[1 - \exp[-0.693(D/2.5)]] \quad \text{for } D > 0.1 \text{ Gy}$$

ここで、 $D$ ：胎児に対する線量(Gy)

上の評価式は、子宮内被曝を受けて生き残った者に対する知恵遅れのリスクを与えていた。子宮内被曝により生き残り、かつ知恵遅れで生まれるということは、生存する確率と生存者の中で知恵遅れとなるリスクの積である。胎児死亡を考慮していない評価では、知恵遅れのリスクは過大評価になるかもしれない。

#### (7) 線量－応答モデルの形式

線量－応答モデルの形式にはプロビットモデル(probit model)、ロジスティックモデル(logistic model)の2つがある。この2つのモデルとWeibull形ハザード関数を比較したが、よく一致しているといえる結果を得た。相違はあるが、早期影響のリスク評価における根本的な不確かさと比較すると取るに足らない程度である。以下にプロビットモデルとロジスティックモデルを示す。

##### a) プロビットモデル

$$R = \left( \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \sigma \right) \int_{-\infty}^D \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[ \frac{(x - \mu)}{\sigma} \right]^2 \right\} dx$$

ここで、 $\mu$ ：50%に発生が予想される線量( $D_{50}$ )

$\sigma$ ：線量－応答関数の形状係数

$D$ ：線量

$x$ ：ダミー変数

ここで、 $\sigma$ が小さな値の場合は集団間の異形成が低いのを反映して、急勾配の線量－応答関数となる。

##### b) ロジスティックモデル

$$R = \frac{1}{1 + e^{-\eta - \theta D}}$$

ここで、 $\eta$ ：location parameter で、バックグラウンドの発生率に関係する

$\theta$ ：形状係数

ここで、大きな値の $\theta$ は応答の一様性を示し、急勾配の線量－応答関数となる。また、半数致

死線量及び半数疾患線量は $-\eta/\theta$ である。

適当なパラメータ値を用いれば、3つのモデルとも実験データの領域では本質的に同様にリスク推定を与える。

表 2.1 低LET放射線の短期被ばくによる早期死亡のモデル<sub>a,b</sub>  
(NUREG/CR-4214,Rev.2, Part I , p.19)

影響	リスク推定値					
	中央値			下限値 <sup>c</sup>		
	LD <sub>50</sub>	T	V	LD <sub>50</sub>	T	V
造血症候 <sup>e</sup>						
最低限の治療	3.0	1.5	6	3.5	2	8
支持的治療	4.5	2	6	5	3	8
肺症候 <sup>e,f</sup>	10	5	12	12	6	14
胃腸管症候	15	8	10	20	8	10
					10	8
					10	10

<sup>a</sup> The doses referred to in this table are organ-specific absorbed doses. The units are gray (Gy). The parameters, LD<sub>50</sub>, T, and V given in this table are defined in the text of this report. In some cases, the values recommended by the working group have been rounded to avoid conveying a false sense of precision.

<sup>b</sup> Brief exposure parameters are appropriate for doses received at high dose rate. The values shown for hematopoietic syndrome apply to doses received at rates  $\geq 10$  Gy/hr. Those for pulmonary syndrome apply to dose rates  $\geq 100$  Gy/hr.

<sup>c</sup> For early effects, use of larger values for LD<sub>50</sub>, T, and V results in the lower estimates of risk, and vice versa.

<sup>d</sup> As explained in the text, available human data are too weak to support clear choice of population thresholds. Analysts may wish to explore the sensitivity of their results to the threshold values used.

<sup>e</sup> If the exposure involves both low-LET and alpha radiation, an adjusted dose equal to the low-LET dose plus RBE times the alpha dose, should be used in these calculations for the pulmonary and hematopoietic syndromes. Effect-specific RBES are given in the body of the text.

<sup>f</sup> The parameters given are thought to be appropriate for young adults. Older people and those with respiratory disease, e.g., chronic bronchitis or emphysema, may be twice as sensitive.

表 2.2 早期死亡の  $LD_{50}$  を当該臓器への線量率の関数として計算するための式  
 (NUREG/CR-4214, Rev.2, Part I, p.15)

推定値	症候 <sup>a</sup>		肺症候 (区分なし)
	医療処置 <sup>b</sup>	造血器症候 最低限	
中央値	$3.0 + 0.07/\dot{D}$	$4.5 + 0.10/\dot{D}$	$10 + 30/\dot{D}$
下限値	$2.5 + 0.06/\dot{D}$	$3.7 + 0.08/\dot{D}$	$8 + 45/\dot{D}$
上限値	$3.5 + 0.08/\dot{D}$	$5.3 + 0.12/\dot{D}$	$12 + 15/\dot{D}$

<sup>a</sup>ワーキンググループは胃腸管症候に対しては $\alpha$ 線量を考慮しないと結論している (NUREG/CR-4214 Rev.2, P. 18)。

<sup>b</sup>  $\dot{D}$  は骨髄への瞬間的な線量率により補正する。[(低 LET 線量率 +  $\alpha$  線量率) × RBE]

表 2.3 ヒトの低 LET 放射線による外部全身均一照射における骨髄への線量率と骨髄死 LD<sub>50</sub>の算定値  
(NUREG/CR-4214, Rev.1, Part II, p. II -38)

Exposure Category	Dose Rate (Gy/hr)	半数致死線量				形態パラメータ <sup>c</sup>				閾値 <sup>d</sup>
		D <sub>50</sub> (Gy) <sup>a</sup>	L <sup>b</sup>	U <sup>b</sup>	Central	L	U	Central	L	
Brief <sup>e</sup>	≥10	3.0	2.5	3.5	6	4	8	1.5	1.2	1.8
Brief	1	3.1	2.5	3.7	6	4	8	1.6	1.3	1.9
Brief	0.1	3.7	3.1	4.3	6	4	8	1.9	1.6	2.2
Protracted <sup>e</sup>	0.05	4.4	3.6	5.2	6	4	8	2.2	1.8	2.6
Protracted	0.01	10	8	12	6	4	8	5.0	4.0	6.0

<sup>a</sup>Based on dose rate model (Scott *et al.*, 1988a) with high dose rate anchor of 3 Gy, and recovery parameter θ<sub>1</sub> of 0.072 Gy<sup>2</sup>/hr based on Mexican family (Lushbaugh, 1972) exposed in their home to <sup>60</sup>Co gammas and Japanese fishermen (Kumatori, 1971; 1980) exposed to fallout radiation. Values rounded to nearest tenth to illustrate dose rate dependence of model. Results presumed to be accurate only to the nearest 0.5 Gy. Upper and lower bounds on θ<sub>1</sub> based on an exploratory analysis of the data are 0.084 and 0.06 Gy<sup>2</sup>/hr. These bounds do not reflect uncertainties in the dosimetry for the Mexican family or the Japanese fisherman.

<sup>b</sup>Symmetric upper and lower bounds were constructed based on upper and lower bounds on θ<sub>∞</sub> of 3.5 Gy and 2.5 Gy, respectively (Young *et al.*, 1987), and the bounds on θ<sub>1</sub> given in footnote <sup>a</sup>.

<sup>c</sup>Based on the ratio LD<sub>90</sub>/LD<sub>10</sub> extrapolated from animal data to a 70 kg mammal (Morris and Jones, 1988b) and Weibull model (Scott *et al.*, 1988a).

<sup>d</sup>Based on large body of animal data obtained at different dose rates and for different radiation qualities (Jones, 1981). No deaths were observed at doses below about 50 percent of the median lethal dose.

<sup>e</sup>Brief implies dose rates equal to or greater than 0.06 Gy/hr. Dose rates below this range are considered protracted exposure.

表 2.4 胎児期における低 LET 放射線の短期被ばくによる早期疾患または死亡のモデル<sup>a</sup>  
(NUREG/CR-4214, Rev.2, Part I, p.28)

Effect	リスク推定値					
	中央値		下限値 <sup>b</sup>		上限値 <sup>b</sup>	
	D <sub>50</sub>	T	V	D <sub>50</sub>	T	V
小頭症	0.7	0.05	0.4	0.8	0.1	1
0～17 遅						
重度の知恵遅れ						
8～15 遅	1.5	0.1	1	3	0.2	1
16～25 遅	7	0.2	1	10	0.5	1
胚または胎児の死亡						
0～18 日	1	0.1	2	1.5	0.5	2.5
18～150 日	1.5	0.4	3	2	0.5	4
150 日～出生	-	-	-	-	-	-

<sup>a</sup> Brief exposure parameters are appropriate for doses received at high dose rate. The doses referred to in this table are doses absorbed by the embryo or fetus. The units are gray (Gy). The parameters, D<sub>50</sub>, T, and V given in this table are defined in the text of this report. In some cases, the values recommended by the Working Group have been rounded to avoid conveying a false sense of precision.

<sup>b</sup> For early effects, use of larger values for D<sub>50</sub>, T, and V results in the lower estimates of risk, and vice versa.

<sup>c</sup> In this period the fetus and the mother are assumed to have the same radiosensitivity. Parameter values should be selected from Table 2.1 or derived from the dose-rate-dependent models described in Section 2.1.1.1.

表 2.5 低 LET 放射線の遅延被ばくによる早期疾患のモデル<sup>a</sup>  
(NUREG/CR-4214, Rev.2, Part I, p.29)

影響	リスク推定値					
	中央値			下限値 <sup>b</sup>		
	ED <sub>50</sub>	T	V	ED <sub>50</sub>	T	V
呼吸器（肺）疾患 <sup>c</sup>	5	2.5	12	6	3	14
前駆症状						
嘔吐	5	1.5	3	6	1.5	3
下痢	6	2.5	2.5	7.5	2.5	2.5
甲状腺炎	1200	200	2	1200	200	2
甲状腺機能低下症 <sup>d</sup>	300	10	-	300	10	-
紅斑	20	6	5	30	8	6
表皮浸透性障害	80	40	5	100	50	6
生殖腺への影響 <sup>e</sup>	-	-	-	-	-	-
白内障 <sup>f</sup>	-	-	-	-	-	-

<sup>a</sup> Protracted exposure parameters are appropriate for doses received at low dose rate ( $\leq 0.06 \text{ Gy/hr}$ ). The doses referred to in this table are organ-specific absorbed doses. The units are gray (Gy). In some cases, the values recommended by the Working Group have been rounded to avoid conveying a false sense of precision.

<sup>b</sup> For early effects, use of larger values for D<sub>50</sub>, T, and V results in the lower estimates of risk, and vice versa.

<sup>c</sup> As noted in the text, the Working Group recommends using the dose-rate-dependent model to obtain model parameters. Parameter values for ED<sub>50</sub> and T should be one-half of the values used for lethality from pulmonary injury. The shape parameter V for morbidity is assigned the same value as for mortality. If alpha-emitting radionuclides are also present, use an adjusted dose = low-LET dose plus RBE times the alpha-dose. To evaluate the contributions of  $\alpha$ -emitting radionuclides, a fixed RBE of 7, is recommended with upper and lower estimates of 5 and 10, respectively.

<sup>d</sup> According to the Thyroid Working Group, these parameter values are appropriate only for internal exposure to  $^{131}\text{I}$ . The risk is modeled using a proportional dose response curve, with a slope of 17 cases per 10,000 persons per Gy of  $^{131}\text{I}$  dose.

<sup>e</sup> As explained in the text, upper estimates of risk should be computed with a threshold much smaller than 10 Gy. See Section 3.1.3 for value of shape factor V.

<sup>f</sup> Parameters for protracted exposure were not developed.

<sup>g</sup> Limited evidence suggests that the ED<sub>50</sub> and threshold values would be five to ten times higher for protracted dose than for brief dose.

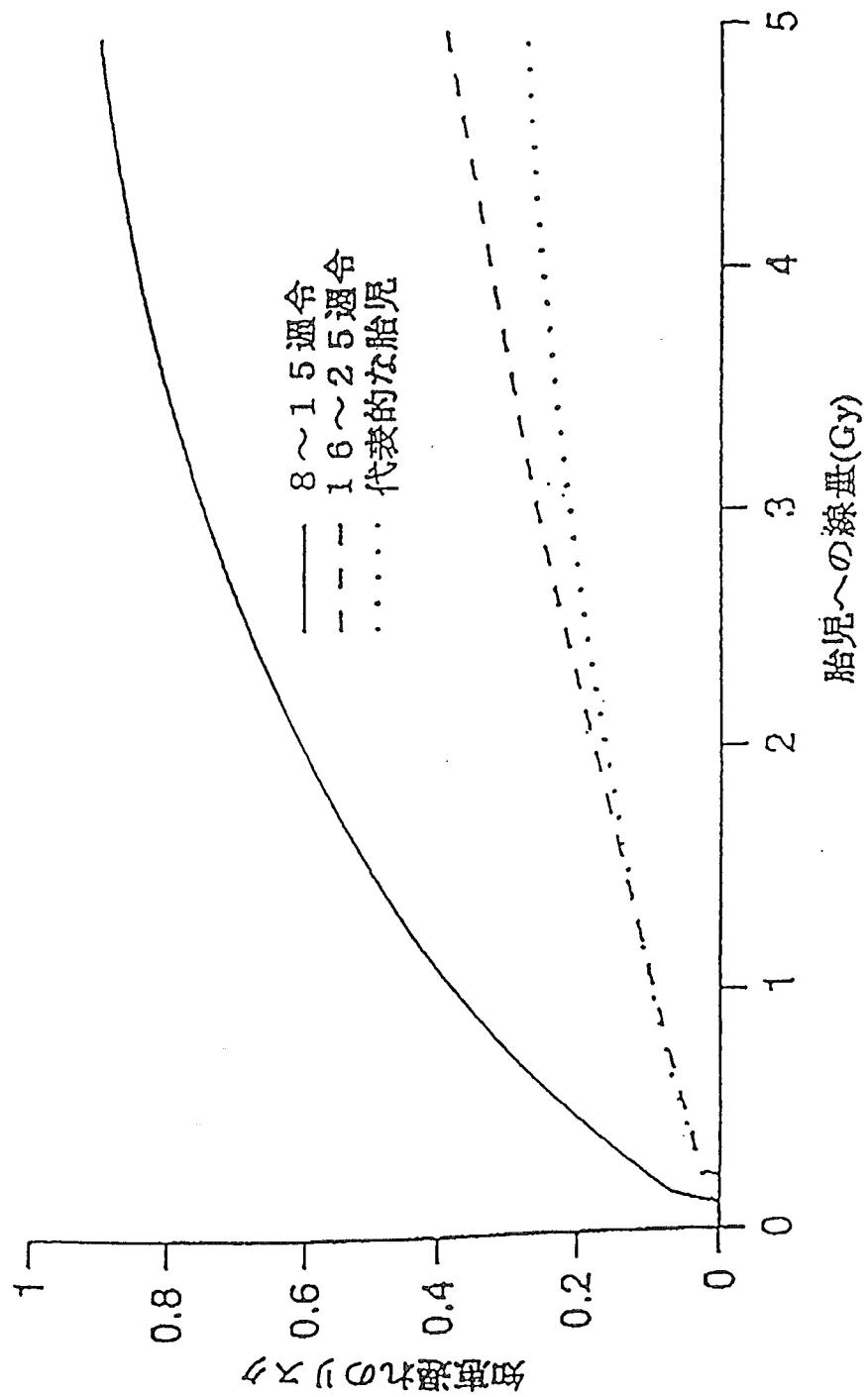


図 2.1 異なる胎児期における電離放射線被ばくによる知能遅れのリスク

(NUREG/CR-4214, Rev.2, Part I, p.74)

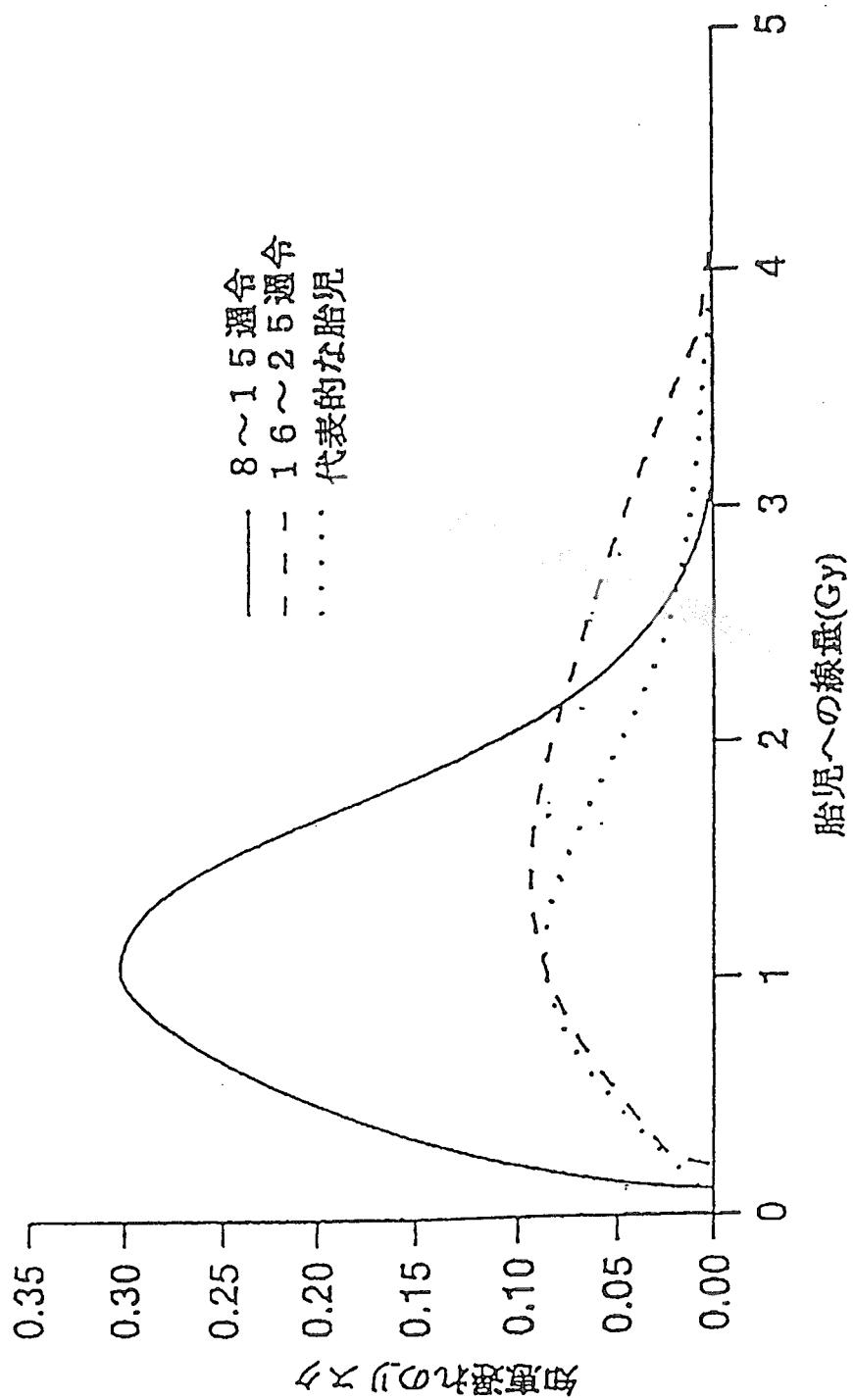


図 2.2 線量および妊娠期間の関数としての知恵連れのリスク（胎児の線量は胎児死亡を考慮）

(NUREG/CR-4214, Rev.2, Part I, p.76)

## 2.2 晩発性身体影響

### 2.2.1 はじめに

本章ではNUREG/CR-4214の補遺1、2を参考にしながら、生涯リスクの概念、計算方法、問題点、不確実性等を紹介した後で、がんの部位別にNUREG/CR-4214改訂モデルと、その根拠になった知見等について述べる。

### 2.2.2 生涯リスクの概念と計算方法

#### (1) 生涯リスクの概念

放射線による生涯リスクは過剰リスクの特別な形と考えられ、図2.3の黒く塗りつぶした部分の面積で表され、放射線に帰すことのできる過剰リスクを積分したものである。

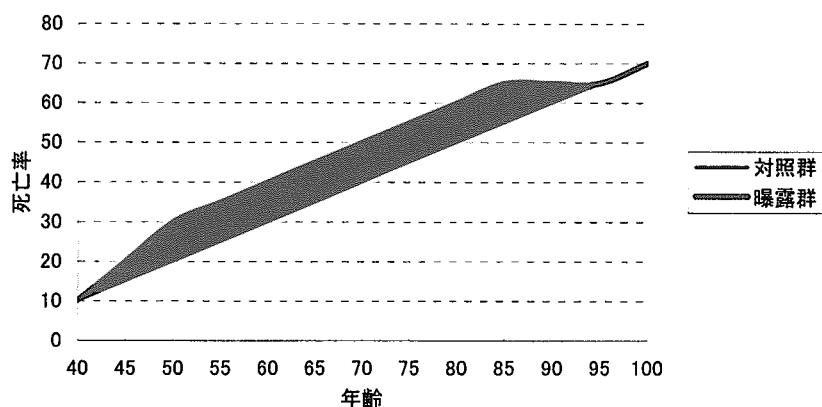


図2.3 生涯リスク

リスクの計算に当たっては死亡リスクと罹患リスクを別々に計算する。がん罹患リスクを推定するには罹患追跡調査のデータが必要であり、対象集団において腫瘍登録などの存在が必要となるため、これまで罹患リスクは計算されないことも多かった。BEIR V報告書(NAS/NRC, 1990)では乳がんと甲状腺癌の罹患リスク推定モデルを与えており、生涯リスク推定値は与えていない。UNSCEAR1988年報告書での生涯リスク推定は死亡に限定されている。

#### (2) リスクの修飾

放射線被ばくによる発がんリスクが、性や被ばく時年齢で修飾されることによく知られている。また特定の遺伝的背景、生活習慣等が放射線発がんリスクを左右することも最近分かってきた。以下、原爆被爆者データを独自に解析するなどして綿密な生涯リスク推定を行ったBEIR V報告書(NAS/NRC, 1990)を参考にしながら解説を行う。

##### a) 曝露時年齢

BEIR V報告書では 呼吸器がんのリスク推定で曝露時年齢をリスクモデルのパラメーターに入

れていない。原爆被爆者の追跡調査結果を解析したThompson et al. (1994)や Shimizu et al. (1990)の報告書によると肺がんリスクに曝露時年齢依存性は見られない。

### b) 性によるリスクの修飾

BEIR V報告書は原爆被爆者データなどを解析して、過剰相対リスク(eRR)の性への依存性に関して、下記のように判断した。

- 白血病とその他のがんのeRRは性に依存しない。
- 呼吸器のがんでは、絶対リスクは男女で同じであるが、女性の相対リスクは男性の2倍。
- 消化器のがんでは女性の相対リスクは男性の1.7倍。
- その他のがんでは性に依存しない。

BEIR V報告書の判断の主な根拠となったのは日本の原爆被爆者データであるが、日本人の呼吸器と消化器のがんのバックグラウンドリスクは女性の方が男性より低い。従って、男女での相対リスクの差は相対リスクモデルより絶対リスクモデルの方がより適合性が高いことを示しているのかもしれない。

### c) 生活習慣、遺伝的背景

放射線誘発がんリスクが喫煙等の生活習慣により左右される可能性がある。原爆被爆者で放射線による肺がんの相対リスクが女性の方が男性より高いのは喫煙習慣の違いによるものと考えられている。その理由を下に仮想の例を用いて説明する。

表 2.6 喫煙習慣別に見た放射線曝露と肺癌リスク

放射線	喫煙	
	一	+
一	5 %	15 %
+	10 %	20 %

表2.6の例では、放射線による肺癌罹患率(正確には累積罹患率)の増加(絶対リスク)は、非喫煙群で $10\% - 5\% = 5\%$ 、喫煙群で $20\% - 15\% = 5\%$ と、喫煙の有無にかかわらず5%で、放射線曝露による肺癌罹患率の増加は、喫煙で修飾されていない。また、放射線と喫煙の両者に曝露されている群と、いずれにも曝露されていない群の罹患率の差は $15\% (= 20 - 5)$ であり、これは放射線と喫煙の各々の単独の絶対リスク、即ち5%と10%の和に等しい値となっている。従って、二つの因子間に相乗作用はないと判断される。一方、放射線についての相対リスクは非喫煙群で $10/5=2$ 、喫煙群で $20/15=1.3$ と喫煙群の方が非喫煙群より低い値となっており、罹患率の比(相対リスク)は互いに修飾されている。原爆被爆者で男性に喫煙者が多く女性に喫煙者が少ないとすると、放射線曝露による肺がんリスクの相対リスクが男性で低かったことが、表2.6の例に近い状況を想定すると説明できることが分かる。

ウラン鉱山労働者のラドン曝露では放射線曝露と喫煙に相乗作用が有ると考えられている。この場合についても仮想例を用いて説明する。表2.7の例では、放射線曝露についての相対リスクは喫煙の有無に拘らず<sup>3</sup>で、喫煙についての相対リスクは放射線の有無に拘らず<sup>5</sup>である。従って、喫煙は放射線の効果を修飾していないし、放射線は喫煙の効果を修飾していない。この例では二つのリスク因子が相乗的に働くと、単独の効果を表す相対リスク3と5を乗じた値15になると予想されるが、実際、両者への曝露がない群に対する両者への曝露ありの群の相対リスクは15になっている。

表 2.7 喫煙習慣別に見た放射線曝露と肺癌リスク

(ウラン鉱山労働者のラドン曝露の場合)

放射線	喫煙	
	-	+
-	1 %	5 %
+	3 %	15 %

肺がんにおける喫煙のほか、乳がんでは出産歴等や遺伝的背景など様々ながんで放射線リスクを修飾する要因の存在が指摘されている。しかし、生活習慣別の生涯リスク推定には、生活習慣別のバックグラウンドリスクが必要であり、推定は困難である。

### (3) リスクの発現期間

放射線リスク推定で注意すべき点の一つは、曝露がリスクを変化させる期間が曝露直後から始まるとはかぎらないことである。これは潜伏期の問題と言い替えることができる。潜伏期を固形腫瘍では10年、白血病では2年と仮定することが多い。また、曝露因子の作用で健康影響が出現した後、その大きさが減少または消失することもある。原爆被爆者における白血病リスクがこのような例の一つである。UNSCEAR1988年報告書では白血病で被ばく後2-40年、他のがんで10年以降をリスク発現期間とした。BEIR V報告書では、白血病の場合、20歳未満の被ばくで2-25年(15年以降リスク減少)、20歳以降の被ばくで2-30年(25年以降リスク減少)、肺がんと乳がんの場合、被ばく10年以降、時間とともに相対リスクを減少させており、それに伴って生涯リスクも減少している。

### (4) 被ばく後の時間に関するリスクの投影(相乗モデルと相加モデル)

生涯リスクを計算するには放射線によるリスクが年令とともにどう変化するかを考慮する必要がある。いろいろな場合が考えられるが、相対リスクが(リスク発現期間では)どの年令でも一定のモデル(相対リスク投影モデル)と、絶対リスク(過剰リスク)が(リスク発現期間では)どの年令でも一定のモデル(絶対リスク投影モデル)の二つが重要である。

がんなどの場合、バックグラウンドリスク(図2.4では対照群における死亡率に相当する)は年齢とともに増加するので放射線曝露による相対リスクが年齢にかかわらず一定であるなら、図2.4に示したように、絶対リスクは年齢とともに増加する。具体的にいうと、図2.4で対照群のリスクは40歳で10万人当たり10に対し曝露群では30であり、相対リスクは3となっている。50歳では対照群の死亡率は10万人当たり20で、曝露群は60であるから、やはり相対リスクは3である。他の年齢群

も死亡率そのものは対照群と曝露群で異なるが、その比は常に一定で3となっている。しかし、各年齢群で対照群と曝露群の死亡率の差を計算してみると、40歳では10万人当たり20( $=30-10$ )、50歳では40( $=60-20$ )、60歳では60( $=90-30$ )、70歳では80( $=120-40$ )、80歳では100( $=150-50$ )、90歳では120( $=180-60$ )となり、差、すなわち絶対リスクは年齢とともに大きくなっている事がわかる。

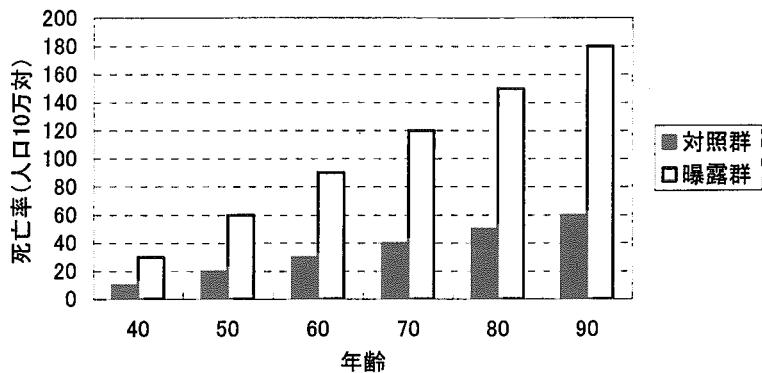


図 2.4 相対リスクが一定のモデル

一方、絶対リスクが一定なら、相対リスクは年齢により減少する(図2.5)。具体的にいうと、図2.5では40歳における10万人当たり死亡率が対照群では10、曝露群では20なので差は10となる。50歳では対照群で10万人当たり20、曝露群では30で、差はやはり10となる。他の年齢群でも死亡率そのものは対照群と曝露群では異なるが、その差は10で一定である。しかし、各年齢群で相対リスクを計算してみると、40歳では $2(=20 \div 10)$ 、50歳では $1.5(=30 \div 20)$ 、60歳では $1.33(=40 \div 30)$ 、70歳では $1.25(=50 \div 40)$ 、80歳では $1.2(60 \div 50)$ 、90歳では $1.17(70 \div 60)$ となり、比は年齢とともに小さくなっている。

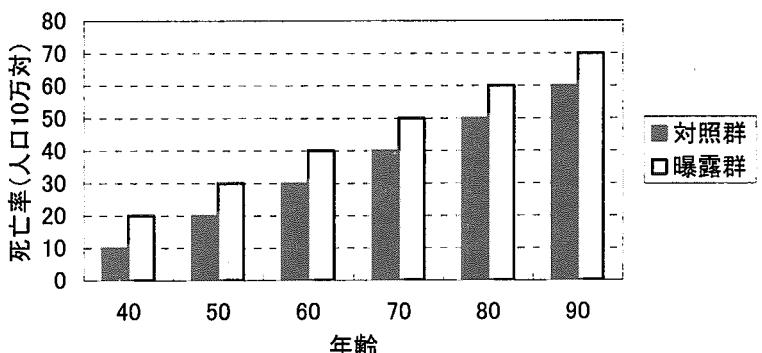


図 2.5 過剰リスクが一定のモデル

実際のデータでは長期間追跡しないと年齢とともに相対リスクや絶対リスクがどのように変化

をするかを知ることができない。従って生涯リスクの推定もできない。最も大規模で、かつ長期間にわたって追跡されている原爆被爆者の疫学調査の結果では、放射線誘発固形がん(白血病を除くがん)のリスクは年齢とともに相対リスクがほぼ一定のまま推移する(若年被ばく者を除く)ことが知られている。

ICRP60では、白血病でUNSCEAR1988年報告の絶対リスク投影モデル、他のがんでUNSCEAR1988年報告の相乗リスク投影モデルがより良いと述べている。BEIR V報告書は単純な相乗リスクモデルや絶対リスクモデルを用いず、時間とともにリスクを変化させたモデルを用いている。

#### (5) 低線量・低線量率の効果

高レベル域での線量応答直線を、そのまま低レベル領域に伸ばしてよいと限らない。曝露レベルが比較的高い領域で得られた線量応答関係が、低い曝露レベル領域で再現できるか否かを疫学的に検討することは必ずしも容易ではない。低線量域のリスクを検討するには、多数の対象者の調査が必要なばかりでなく、相対的に他のリスク因子の影響が大きくなるなどの問題も生じる。

曝露にはごく単時間に単発的に終る場合のほか、連続的あるいは間欠的な曝露がある。連続的または間欠的曝露をここで慢性曝露と呼ぶことにする。慢性曝露の場合、曝露期間と単位時間当たりの曝露量(線量率)の二つの側面についての評価が必要となる。単発の曝露と慢性曝露の効果が同じか否かを疫学研究で比較検討することも非常に困難な作業である。多くの場合、単独の研究で得られたデータのリスク解析結果では不十分で、いくつかの異なる研究から得られたデータをプールして解析したり、すでに論文などで報告されたデータをまとめてリスクの解析を行うメタアナリシスを行ったりする必要を生じる。

疫学データで得られている低LET放射線曝露の線量-応答関係は白血病で線型二次モデル、固形がんでおおむね直線的モデルに適合する。BEIR V報告書の推定値(白血病を除く)においては、低線量率では直線的外挿をした上でリスクを小さくしている。一部の記述ではDDREFが2以上を用いるべきとしているが、他ではDDREF = 2を用いる場合もある。白血病以外では低線量率低線量曝露におけるリスク推定値の減弱を勧めていない。UNSCEAR1988年報告書は、0.2Gy未満の低線量、0.05mGy/分(0.072Gy/日)の低線量率におけるDDREFとして2から10という値を勧告している。ICRP60は動物実験でDDREFが2-5程度と指摘し、一回被曝と連続被曝のリスク比として2-2.5を用いることを支持し、0.2Gy未満の低線量、0.1Gy/時間(2.4Gy/日)の低線量率で、DDREF = 2を使うことを勧めている。

低線量の定義として0.2Gy未満が用いられるのはこの範囲では日本の原爆被爆者で影響が見られていないためである。しかし、最近のPierce et al. (1996)原爆被爆者のLSSデータ(1950-90)によると、これより低い線量でもがんの有意な増加が認められている。

#### (6) 異なる集団へのリスクの転換 - なぜ、リスク転換が必要か？

放射線リスク推定の基礎になっているのは日本の原爆被爆者の追跡調査から得られたデータである。これを日本人にそのまま適用する場合は特に問題を生じないが、他の国での生涯リスク推定等に用いようとする場合には、日本人で観察された相対リスクを用いるか(相乗的リスク転換モデル)、絶対リスク(相加的リスク転換モデル)を用いるかなどの問題を生ずる。これが集団間のリスク転換の問題である。相乗的リスク転換モデルでは、ある集団で得られた相対リスクを他の集

団へ適用するが、相対リスクは死亡の確認が不完全でも影響が小さいという利点がある。しかし、得られる生涯リスクがバックグラウンドリスクに大きく左右されるという欠点を持つ。絶対リスクを用いる相加的リスク転換モデルではバックグラウンドリスクは影響しない。従って、バックグラウンドリスクが集団間で大きく異なるがんでは、二つのモデルの差は大きい。

BEIR V 報告書では相乗的リスク転換モデルを使用している。UNSCEAR1988 年報告書は日本人人口を用いているのでリスク転換の問題を生じない。

#### (7) 対象集団

生涯リスクの計算には対象人口を想定する必要がある。BEIR V 報告書は1979－81年の死亡率などを基に10万人の定常人口を計算して用いている。これは毎年同じ数の子供が生まれ、毎年一定の年令別死亡率で各年令群が死亡したと仮定したときに得られる人口である。仮に一般人口(例えば、1980年米国人口)を用いれば生涯リスクは異なったものとなる。米国1980年人口の方がBEIR V 報告書での定常人口より若いので若くして被曝した人の重みが大であり、その結果、若干生涯リスクが大となる。UNSCEAR1988年報告書は日本人人口を用いている。

#### (8) 生涯リスクの計算方法

生涯リスク計算方法として、UNSCEAR1988年報告書とBEIR V 報告書 では異った方法が用いられている。後者では、後になって結局がんを起こしたであろう人は生涯リスクから除かれた。この方法ではNUREG/CR-4214やUNSCEARで得られる値の2割減の値が得られる。どちらの方法も間違いではなく、結局のところ何を数えたいのかという問題である。放射線なしでも後で死亡した人が早くがんで死亡した事による寿命の短縮は損害を与えるからである。但し、過剰死亡と呼ぶより余命短縮(premature death)と呼んだ方が良いかもしれない。

### 2.2.3 NUREG 報告書での $\alpha$ 線放出核種の取り扱い

#### (1) $\alpha$ 線照射の晩発障害の全体的な議論

疫学や動物実験の結果から、原子力発電所の事故時における放射線曝露による  $\alpha$  線と低LET  $\beta$  線や  $\gamma$  線の混合照射に対するがんリスクを推定するためのモデルを得るため、NUREG/CR-4214の補遺2は補遺1と併用すべきものである。

$\alpha$  線照射への主な被曝の形態は吸入であることを考慮し、また、動物での線量推定研究の成果を利用した結果、 $\alpha$  線照射の体細胞への晩発性影響の標的は肺・肝臓・骨であると決定した。

$\alpha$  放射性核種曝露による体細胞への晩発性影響のリスク推定を行うために利用できるデータは、 $\alpha$  線放出核種に被曝した人の疫学調査からのデータ、研究室での動物実験からのデータ、および、低LET放射線に被曝した人の疫学調査からのデータの3種類である。 $\alpha$  線放出核種の代謝および線量測定は、自然界に生ずる放射性核種と異なるゆえ、これらの人々のデータは動物の寿命短縮の実験結果により補足する必要がある。

低 LET 放射線被曝集団に関する疫学データの方が  $\alpha$  線被曝集団に関する疫学データより強力である。このことから、 $\alpha$  線照射に関するデータを直接利用するよりも、むしろ、低線量率・低LET 放射線に対するモデルを、 $\alpha$  線の RBE を考慮した適当な因子で修正する必要がある(これは特に肺癌に適用)。

以上に述べたリスク推定に関する勧告は、 $\alpha$ 線被曝の線量と線量率によらず適用すべきである。低LET放射線の上限値および下限値は、線量と線量率効果係数(DDREF)としての2を含むいくつかの不確実性を反映している。DDREFの選択以外の原因からくる不確実性は低LET放射線のみならず $\alpha$ 放射線にも適用されるものである。 $\alpha$ 放射線に対して2という係数を含めることは合理的なようだが、それを線量応答関数の形に関する不確実性および放射性核種の化学的及び物理学的な形のような要因に関する不確実性に帰することの方が合理的なようである。肺癌に対してはこの要因もまたRBEの不確実性を反映する。なぜなら、肺癌リスク推定値は低LET放射線を含む研究から得られたからである。

低LET放射線のモデルで見たように、上限値および下限値はデータに程よく合っている数種の仮定を反映すべきものである。限界値は信頼水準を指定できないし、必ずしもすべての不確実性の要因を含んでいない。上限値は保守的になるようにしているから、リスクの点推定として用いたり解釈すべきでない。

低LET放射線のモデルで見たように、殆どのリスクは肺・肝臓・骨格を含む種々の臓器への推定平均線量に基づいて計算されている。 $\alpha$ 放射線および低LET放射線の両者からの総リスクを推定するには、2つの線量要素に基づく癌予測数を加算すべきである。この手順は中央値のみでなく上限値および下限値を得るためにも適用できる。

NUREG/CR-4214(1989)と補遺1(1991)において、癌の罹患率(非致死性癌を含む)を得るのに、米国の年齢別の罹病および死亡率の比を使った。その結果、肺癌に対しては死亡率より11.5%高い推定値を得た。この方法のみが現在勧告できる方法である。そこで、肺癌の罹患率を得るのに肺癌の死亡率をこの割合だけ増加させるよう勧告する。

肝癌と骨癌に対して、補遺1では特に罹患率の問題を取り上げてない。しかし、ICRP(1991)はこれらの癌について致死率を0.95および0.70と勧告しているので、罹患率を得るのにそれぞれ0.95および0.70で割るよう勧告する。

$\alpha$ 線放出核種の内部被曝は、被曝後の異なる時間での線量推定が必要である。その場合には、放射性物質は壊変し何年にもわたって線量を生じ、時間とともに年齢の人口構成が変化するため、10年ごとに区切って、被曝は各区間の最初に生ずると仮定する。また、n番目の10年区間では $20 \times n$ 歳以下は計算から除外する。

最後に、 $\alpha$ 線および低LET放射線に関するリスクは別々に評価した後に加算すべきである。

## (2) まとめ

$\alpha$ 線照射への主な被曝の形態は吸入であることを考慮し、また、動物での線量推定研究の結果を利用して、 $\alpha$ 線照射の体細胞への晩発性影響の標的は肺、肝臓、骨であると決定した。

$\alpha$ 線照射の癌影響に関する入手可能な疫学および動物のデータをレビューした。この結果に基づき、NUREG/CR-4214(1989)モデルを、NUREG/CR-4214の補遺1(1991)に加えて改良することを勧告する。

## (3) 改訂点

$\alpha$ 線および低LET放射線に関するリスクは別々に評価した後に加算すべきである。特定の癌に対するリスク全体のうち、低LET放射線の貢献部分の評価は、DDREFが2であることも含めて

補遺 1 にあるモデルを使って評価すべきである。表.2.8、2.9、2.10 に低 LET 放射線のリスク推定値を示す。

NUREG/CR-4214 モデルでの使用に用いるための  $\alpha$  線のリスク推定値の勧告は、表.2.11 に、上限および下限に対して判定した勧告値と共に示した。上限および下限は低 LET 放射線の DDREF の不確かさ、 $\alpha$  線(遷延性曝露)の  $\beta$  線に対する RBE、実験動物から人へのデータの外挿、その他のいくつかの要因などを反映するものである。

#### 2.2.4 NUREG/CR-4214 改訂モデルでの、がんの部位別リスク推定

##### (1) NUREG/CR-4214 改訂モデルの特徴

上限と中央のリスク推定では、白血病、骨がん、皮膚がん、胎内被曝でのがんを除くと、リスク係数は曝露時年令に依存している。逆に、下限リスク推定値では甲状腺の悪性腫瘍と良性腫瘍を除き、リスク係数は曝露時年令に依存していない。下限リスクは全て絶対リスクで示されている。甲状腺の悪性腫瘍と良性腫瘍を除き、リスク係数は性に依存していない。曝露後、リスクが発現するまでの期間(潜伏期)は胎内被曝で0年、白血病と骨がんで2年、甲状腺の悪性腫瘍で5年、甲状腺の良性腫瘍では10年、他の固形がんでは10年とされている。NUREG/CR-4214改訂版では肺、肝、骨で  $\alpha$  放射性核種への被曝を考慮しており、どの場合にも RBE=20 としている。BEIR V 報告書の生涯リスク推定でも RBE=20 とされた。

生涯リスクの計算にはUNSCEAR1988報告書で用いられた方法が採用されている。従って、放射線に曝露されていなくとも、後になって結局がんを起こしたであろう人に生じたがんも、放射線による生涯リスクの中に含まれている。低線量・低線量率のリスクの低減に用いるDDREFとして白血病、骨、肺、消化器、その他の部位の悪性腫瘍で、中央推定モデルで2、下限推定モデルで4という値を用いている。乳がんでは低線量・低線量率でのリスクの低減を支持するデータは乏しいとして、下限推定モデルでのみ DDREF=4 という値を用いている。

以下、NUREG/CR-4214 補遺1、2の記述を基に、NUREG/CR-4214 改訂モデルをがんの部位別に説明する。また、日本人への適用に際して留意すべきと考えられる事項をコメントとして述べる。

##### (2) 白血病

###### a) NUREG/CR-4214 改訂モデル

	上限推定モデル	中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	絶対リスクモデル	同左	同左
性による修飾	考慮せず	同左	同左
曝露時年令による修飾	考慮せず	同左	同左
潜伏期間	2年	同左	同左
リスク発現期間	25年	同左	同左
死亡リスク係数	$4.5/10^4$ 人年 Gy	同左	同左
罹患リスク係数	-	-	-
DDREF	1	2	4

リスク係数の  $4.5$  死亡例/  $10^4$  人年 Gy は、日本の原爆被爆者の初期のデータを解析した BEIR III 報告書の係数を2倍したものである。2倍にする操作は原爆の線量改訂(1.7倍)と生存者の追跡期間の

延長(1.2倍)による影響を取り込むために必要であったとNUREG/CR-4214の補遺1、2は述べている。比例的な線量応答モデルが用いられている。

### b) コメント

日本人で生涯リスク推定を行う場合、リスク係数には原爆被爆者より最近の報告書、即ち、Preston et al. (1994)、Shimizu et al. (1990)、Pierce et al. (1996)らの報告に示された値を用いた方が良い。Pierceらが原爆被爆者の死亡データ(1950-90)を解析し、線形二次モデルを用いてリスク推定を行い、 $3.45/10^4$ 人年Svという値を報告している(Pierce et al., 1996)。また、Pierceらは生涯リスクを性、曝露時年令別に推定し、下の値を報告している。

$10^4$ 人, 0.1 Sv当たりの投影生涯リスク		
	男性	女性
被曝時年令 10歳	6	4
30歳	7	4
50歳	4	3

BEIR V報告書ではリスクを曝露後の年数で変化させている。即ち、20歳以下で被曝した群では被曝後2-15年で最もリスクが高く、その後、16-25年、26年以上と順にリスクが低くなる。21歳以上で被曝した群では被曝後2-25年で最も高く、その後、26-30年、31年以上と順にリスクが低くなる。NUREG/CR-4214 改訂モデルでは、そのような取り扱いを行っていない。

原爆被爆者の白血病リスクを白人に適用する場合に問題となるのは、日本人で慢性リンパ性白血病(CLL)罹患率が低いことに原因がある。原爆被爆者データではCLLの増加は認められなかったが、CLLが日本では少ないために、リスクを検出できなかった可能性がある。CLLは米国では白血病のかなりの部分を占めており、特に老人ではその割合が大である。ただし、日本人での生涯リスク推定ではこの点は問題とならない。

NUREG/CR-4214 改訂モデルの生涯リスクは $97/10^4$ 人Gyで、UNSCEAR1988年報告書の直線的推定値と似ているが、BEIR V報告書と比べると $1/2$ である。BEIR V報告書の高い推定値は、原爆被爆者の線量改定と追跡期間の延長だけでは説明できず、曝露年齢と曝露後の年数に特異的な相対リスクを用いた相乗リスク投影モデルを米国人口へリスク転換したことと、米国の一般人口における慢性リンパ性白血病リスクを加えた事が原因ではないかと指摘されている。

上限、下限、中央推定モデルの差はDDREFの違いによるものである。

### (3) 骨がん

#### a) NUREG/CR-4214 改訂モデル

	上限推定モデル	中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	絶対リスクモデル	同左	同左
性による修飾	考慮せず	同左	同左
曝露時年令による修飾	考慮せず	同左	同左
潜伏期間	2年	同左	同左
リスク発現期間	25年	同左	同左
死亡リスク係数	0.55/10 <sup>4</sup> 人年Gy	同左	同左
罹患リスク係数	-	-	-
DDREF	1	2	4

NUREGの低LETリスク係数は、当初、0.1(死亡例/10<sup>4</sup>人年Gy)であったが、これはBEIRⅢ報告書で用いられUNSCEAR1977年報告で記述されている、Ra-224に曝露された患者での観察調査から得られた1 死亡例/10<sup>4</sup>人年Gy( $\alpha$ 放射)という値に基づいたものである。この値はNUREG/CR-4214補遺1(NRC, 1991)では2倍大きくなつたが、これはICRP60(ICRP, 1991)で推奨された値となるべく一致するようにするための措置であったとNUREG/CR-4214の補遺1、2は述べている。その後、Puskin et al.( 1992 )はICRP60の値の問題性を指摘した。彼らの指摘によると、骨がんの主要な標的細胞は骨表面に存在し、Ra-224も主に表面を照射するにもかかわらず、ICRP60では骨内膜の骨表面の線量でなく骨全体への平均線量に基づいて推定を行っている。ICRP60では $\alpha$ 放射線で誘発される骨肉腫の死亡リスク係数として、BEIRⅣ報告書の与えた133/10<sup>4</sup>人年Gy に骨がんの致命率0.7を乗じて93/10<sup>4</sup>人年Gyを得ている。NUREG/CR-4214改訂モデルでは、Puskinらの指摘に従って、これを7.5で割って12.4/10<sup>4</sup>人年Gyを得て、さらに、これをRBE=20で割って低LETに対応するリスク推定値、10<sup>4</sup>人Sv当り0.6人の骨肉腫死亡を得ている。なお、上限値および下限値は、低LET放射線の上限値および下限値の中央値に対する比2.0と0.50を中央値に掛け合わせて得ている。

比例的な線量応答モデルが推奨されている。上限、下限、中央推定モデルの差はDDREFの違いによるものである。

### b) コメント

わが国には生涯リスク推定の際に参考すべきデータは存在しない。

低LET放射線被曝の疫学データでは線量推定の不確実性が大であり、信頼にたるリスク推定値がないため、BEIRⅢ報告書は高LET放射線被曝の疫学データを用い、RBE=20と仮定して、低LETのリスクを推定している。BEIRⅤ報告書ではBEIRⅢ報告書に比べて生涯リスク推定値が上昇したが、これはBEIRⅢ報告書が骨内膜線量に基づき、BEIRⅤ報告書が平均骨格線量を用いているためである。

UNSCEAR1988年報告書はリスク推定に充分なデータが無いと結論し、BEIRⅢ報告書を引用している。最近の疫学データ(ドイツで強直性脊椎炎や骨結核でのRa-224による治療を受けた患者の追跡調査など)を参考にして、曝露時年令依存性を考慮したリスク係数を用いるべきかもしれない。

## (4) 乳がん

## a) NUREG/CR-4214 改訂モデル

	上限推定モデル		中央推定モデル			下限推定モデル
リスクモデル	相対リスクモデル		同左			絶対リスクモデル
性による修飾	女性のみ		同左			同左
曝露時年令による修飾	0-19	20+	0-19	20-40	41+	考慮せず
潜伏期間	10年		同左			同左
リスクの最低発現年齢	30歳		同左			同左
リスク発現期間	生涯		同左			同左
死亡リスク係数	1.0*	0.4*	0.7*	0.3*	0.1*	$2.6/10^4$ 人年Gy
罹患リスク係数	1.0*	0.4*	0.7*	0.3*	0.1*	$7.4/10^4$ 人年Gy
DDREF	1		1			4

\* 過剰相対リスク(eRR)

上限推定値では推奨された係数は 20 才未満で 100%/Gy、20 歳以上で 40%/Gy である。これらの値は BEIR III 報告書に由来するもので産褥急性乳腺炎で X 線治療を受けたニューヨーク研究の女性や胸の透視検査を受けたマサチューセッツ研究の女性の罹患データに基づくものであると NUREG/CR-4214 の補遺 1、2 は述べている。中央推定値は主に BEIR V を参考にしながら決定されたものと思われる。下限推定値の絶対リスク係数は罹患で  $7.4 \text{ 例}/10^4 \text{ 人年 Gy}$ 、死亡で  $2.6 \text{ 例}/10^4 \text{ 人年 Gy}$  で、改訂前と同じである。罹患率推定値は BEIR III 報告書の年齢別絶対リスク係数をプールしたものである。即ち、曝露年齢 10-19 才で  $10.4 \text{ 例}/10^4 \text{ 人年 Gy}$ 、20 歳以上で  $6.6 \text{ 例}/10^4 \text{ 人年 Gy}$  を推定値の分散の逆数を重みにして足しこんだものである。死亡率の推定値は、バックグラウンドの死亡率と罹患率の比をこの罹患率の推定値に乗じたものである。比例的な線量応答モデルが推奨されている。

BEIR V 報告書で用いられた Nova Scotia の女性を除けば、乳がんで非直線的な線量応答関係を示唆するデータは存在しない。螢光透視検査のような分割照射でもリスクの減少は示唆されていないと NUREG/CR-4214 の補遺 1、2 は述べている。このように、乳がんでは低線量率で受けた線量が高線量率に比べて低い効果しか持たないという証拠はほとんどないので、下限推定でのみ DDREF=4 とし、他は DDREF=1 としている。

生涯リスクは  $108\text{死亡}/10^4\text{人年Gy}$ (女性)、 $54\text{死亡}/10^4\text{人年Gy}$ (両性)で、この値は BEIR V 報告書より 54% 高い NUREG/CR-4214(改訂前のモデル)の推定値である  $60/10^4\text{人年Gy}$  より若干低いが、これは以前のモデルが曝露年令を問わず、eRR =  $0.45/\text{Gy}$  としていたためである。

## b) コメント

放射線誘発乳がんリスクの特徴はその強い曝露時年令依存性である。NUREG/CR-4214 改訂モデルもその特徴を取りこんでいるが、Thompson et al. (1994) を参考にして年令区分をより細分した方が良いと思われる。BEIR V 報告書は以下のデータを使って詳細な検討を行っている。

- Shore et al. (1986) : ニューヨークの乳腺炎患者の追跡調査の更新。eRR を  $0.43/\text{Gy}$  で、 $7\text{Gy}$  を越える線量群を除くと  $0.58/\text{Gy}$
- Hruvec et al. (1989) : マサチューセッツ州結核患者の追跡調査の更新。eRR を  $0.73/\text{Gy}$

- Miller et al. (1989) : カナダの蛍光透視検査を受けた結核患者の追跡。Nova Scotia の女性は他のカナダ女性よりリスクが高いので除かれている。リスク推定は死亡と罹患で行われているが、生涯リスクは死亡のみについて計算されている。Nova Scotia でない女性でeRRを0.53/Gy。曝露年齢とともにリスク減少

曝露年齢	過剰相対リスク(eRR)
10-14	3.46
15-24	0.77
25-34	0.25
35+	0.10

追跡開始後 35 年以上では eRR 減少(統計学的には有意でない)。

- Shimizu et al. (1990)

eRR を1.21/Gy

BEIR V 報告書の乳がんに関する原爆データには誤りがあり、正しいデータを用いると、Land(1980)の解析結果と同様に、相対リスクは日本人と白人の女性で異なるが、絶対リスクが異なるという証拠はほとんどないと指摘されている。

NUREG/CR-4214改訂モデルと異なり、UNSCEAR1988年報告書、BEIR V 報告書、ICRP60 の何れも乳がんをDDREFの適用の例外とすべきであるとは指摘していない。

下限推定値で絶対リスクを用いたのは、日本人で得られたリスク係数を米国人へ転換する場合に絶対リスクを用いると低めの推定値になるとの考えに基づくものと思われる。従って、日本人で下限推定値を考える場合には絶対リスクで良いとは限らないことに注意が必要である。仮に絶対リスクを用いる場合にも、死亡リスクは罹患リスクをもとに米国的一般人口における罹患・死亡比を用いて計算したものであるから、日本人の罹患・死亡比を用いて計算しなおす必要がある。

## (5) 肺がん

### a) NUREG/CR-4214 改訂モデル

	上限推定モデル		中央推定モデル		下限推定モデル
リスクモデル	相対リスクモデル		同左		絶対リスクモデル
性による修飾	考慮せず		同左		同左
曝露時年令による修飾	0-19	20+	0-19	20+	考慮せず
潜伏期間	10年		同左		同左
リスクの最低発現年齢	40歳		同左		同左
リスク発現期間	生涯		同左		同左
死亡リスク係数	1.5*	0.5*	0.6*	0.3*	2.5/10 <sup>4</sup> 人年Gy
罹患リスク係数	1.5*	0.5*	0.6*	0.3*	2.7/10 <sup>4</sup> 人年Gy
DDREF	1		2		4

\* 過剰相対リスク(eRR)

上限推定値のリスク係数として与えられている20歳以上で被ばくした場合の1Gy当たり50%という推定値はBEIR V 報告書のリスク係数である男性で1Gy当たり42%と女性で1Gy当たり64%を平均したものである。20歳未満と20歳以上で相対リスク係数の大きさが3倍違う点はPreston and

Pierce(1987)報告書と一致しているとNUREG/CR-4214の補遺1、2は述べている。

中央推定値の1Gy当たり30%(20歳以上)という値は日本人のデータから直接得られた相対リスク係数を小さくするために2で割って得られたものである。これは、肺がんのバックグラウンドリスクがアメリカより低い日本人で得られた相対リスクをアメリカ人に適用すると、リスクが大きくなりすぎるために行われた調整と思われる。20歳未満では2で割る操作を行わずに得られる値、0.6を適用したものと思われるが、その根拠は明らかでない。

下限推定値の絶対リスク係数として罹患で2.7例/10<sup>4</sup>人年Gy、死亡で2.5例/10<sup>4</sup>人年Gyという値が推奨されている。死亡率の係数は原爆被爆者のLSSデータの解析から得られたもので、原爆の線量改訂の影響を反映するよう調整されたものである。罹患の係数はバックグラウンドに於ける罹患と死亡の比を死亡に乗じて得ている。比例的な線量応答モデルが推奨されている。

NUREG/CR-4214改訂モデルは $\alpha$ 線照射の中央リスク値を得るために、RBE=20と仮定している。RBE=20という値はNCRP(1987)やICRP(1991)の現在の勧告と一致しているとNUREG/CR-4214の補遺1、2は述べている。上限値および下限値は、中央値に、低LET放射線の上限値および下限値の中央値に対する比を掛け合わせて得ている。

### b) コメント

NUREG/CR-4214改訂モデルの特徴の一つはリスクの曝露時年令依存性である。BEIR V報告書は呼吸器がんにおいて曝露年齢によるリスクの修飾を行っていない。最近の原爆被爆者の追跡調査データを解析したShimizu et al. (1990)、Thompson et al. (1994)、Pierce et al. (1996)などの報告書も肺がんリスクの曝露時年令依存性について、おおむね否定的な結果を示している。

NUREG/CR-4214改訂モデルでは性によるリスクの修飾を考慮していないが、Shimizu et al.(1990)、Thompson et al. (1994)、Pierce et al. (1996)などの報告書は肺がんリスクが性で異なることを明確に指摘している。

BEIR V報告書とUNSCEAR1988年報告書は、NUREG/CR-4214より大きな推定値を与えており、これは、日本の原爆被爆者データでの線量改訂、追跡期間の延長、米国へのリスクの転換に相乗モデルを用いたことなどが原因と指摘されている。但し、BEIR V報告書では、曝露後の時間とともにリスクを減少させているから、その分はリスクが減少している。

喫煙習慣は肺がんリスクを大きく左右する。BEIR IV報告書は、コロラドウラン鉱山労働者、ニューメキシコ鉱山労働者、日本の原爆被爆者などのデータを用いて喫煙と放射線の相互作用を検討した。原爆被爆者データは相加モデルを示唆したが、相乗モデルを否定できなかった。しかし、鉱山のデータは相乗作用を支持した。

原爆被爆者データでは曝露後の時間経過による肺がんリスクの減少は有意でない。BEIR V報告書で、これに対応するパラメーターを入れたのは強直性脊椎炎患者のデータの解析結果による。喫煙と放射線の間の相互作用が相加的であると仮定し、また、英国の医師の追跡調査や日本の平山コホートで見られたように年令とともに喫煙に伴うリスクが増加すると考えれば、曝露後の時間経過に伴うリスク減少を説明できる。

強直性脊椎炎では肺がんリスクは0.13/Gy(UNSCEAR1988年報告書)であり、原爆被爆者(Shimizu et al., 1990)の0.61/Gy よりかなり低い。

下限推定値における罹患の絶対リスクは死亡の絶対リスクをもとに、米国的一般人口における罹患・死亡比を用いて計算したものであるから、日本人に適用する場合には、日本人の罹患・死亡比を用いて計算しなおす必要がある。

低線量・低線量率のラドン被曝が肺がんリスクに与える影響については議論が定まっていない。UNSCEAR1994年報告はラドンと肺がんの関連を検討した主要な疫学研究について次のようにコメントしている。

- エコロジカル研究：これらの研究は情報として利用可能でない。
- ケースコントロール研究：初期の研究ではラドンを直接測定しておらず、代理の指標が用いられている

i)スウェーデンでの研究 (G Pershagen et al. N Engl J Med. 330, 159-164, 1994)

- 男性でのみリスク増加
- 職業や時間経過についての詳細な情報が不足

ii)ストックホルムでの研究(G Pershagen et al. Health Physics 63, 179-86, 1992)

- 210 例の女性症例
- 191 例の病院コントロール
- 209 例の集団コントロール
- 1 日 20 本以上の喫煙群で最も強い関連が見られた
- 居住期間などを補正するとリスクの増加なし

iii)カナダでの研究(EG Letourneau et al. Amer J Epidemiol 140, 310-322, 1994)

- 男 488 例と女 250 例の肺癌と電話帳から選んだコントロールを調査
- リスクの増加なし

iv)中国での研究(WJ Blot. et al. J NCI 82, 1025-1030, 1990)

- 308 例の女性症例と 362 例のコントロール
- 鉛山労働者のリスクより有意に低いリスクが観察された。しかし、大気汚染の影響を否定できない。

v)ミズーリでの研究(MCR Alavanja et al. J NCI 86, 1829-37, 1994)

- 非喫煙女性で 500 の肺がんを収集
- ラドン被ばくによるリスクの増加は見られない
- しかし、逆に鉛山労働者のリスクを否定できるほどでない。

vi)New Jersey Study(JB Schonberg et al. Cancer Res 50, 6520-24, 1990)

- 433 例の女性症例と 402 例のコントロール
- 傾向性の検定で P 値=0.04

非喫煙者	: リスクの増加なし
1 - 25 本 / 日	: リスクの増加あり
25 + 本 / 日	: リスク低下

vii)合同解析(J Lubin et al. Cancer Causes and Control 5, 114-128, 1994)

- 下記の研究をプール

肺癌症例数	
中国	286
ストックホルム	200
New Jersey	480

— New Jersey とストックホルムではリスクが増加していたが統計学的に有意ではなかった。三つの研究をプールしたときにも統計学的に有意な増加なし。

— 喫煙習慣別の検討では一致した結果は得られなかった。

viii) J Lubin による計算機シミュレーション(J Lubin et al. Radiation research 144, 329-341, 1995)

— 700-2000 例の肺癌ケースと 700-2000 例のコントロールを持つ症例対照研究を計算機シミュレーションで作成した。以下のような結論を得ている。

結論：これまでの研究で一致した結果が得られていないが、これはシミュレーションでも容易に再現でき人口の移動と曝露レベルの測定の誤差によるものと考られる。人口の移動と曝露レベルの測定の誤差が大きいと実際にラドンによるリスクの上昇があっても正しい結論を得ることは困難である。ラドンの影響を見ようとするケースコントロール研究は充分な統計学的な検出力を持たないので、結局、リスク推定には鉱山労働者のデータ(勿論、それ自身に色々な限界はあるものの)が不可欠である。

## (6) 消化器のがん

### a) NUREG/CR-4214 改訂モデル

	上限推定モデル		中央推定モデル		下限推定モデル
リスクモデル	相対リスクモデル		同左		絶対リスクモデル
性による修飾	考慮せず		同左		同左
曝露時年令による修飾	0-19	20+	0-19	20+	考慮せず
潜伏期間	10年		同左		同左
リスク発現期間	生涯		同左		同左
死亡リスク係数	1.2*	0.4*	1.2*	0.4*	4.0/10 <sup>4</sup> 人年Gy
罹患リスク係数	1.2*	0.4*	1.2*	0.4*	6.8/10 <sup>4</sup> 人年Gy
DDREF	1		2		4

\* 過剰相対リスク(eRR)

中央と上限の推定値は曝露年齢で異なり、eRRは20歳未満で被ばくした者で120%/Gyであるが、この値はBEIR V 報告書の25歳未満の被ばくに於ける男女のリスク係数の平均と良く似た値となっているとNUREG/CR-4214の補遺1、2は述べている。

下限推定値の絶対リスク係数の内、死亡リスク係数の値は Shimizu ら(1990)の 3.4 例/10<sup>4</sup> 人年 Gy に基づいている。ここでは遮へいカーマでなく消化器線量となるように調整されている。Shimizu et al. (1990) によると、遮蔽カーマ では絶対リスクは 3.39/10<sup>4</sup> 人年 Gy 、胃では、胃の吸収線量を用いると 2.42/10<sup>4</sup> 人年 Gy 、遮蔽カーマ で 2.07/10<sup>4</sup> 人年 Gy である。2.42/2.07 という比を用いて、消化器がんの吸収線量のリスクを計算すると 4/10<sup>4</sup> 人年 Gy となるので、NUREG 改訂モデルでは、リスク係数を 2.7/10<sup>4</sup> 人年 Gy から 4/10<sup>4</sup> 人年 Gy へ変更している。原爆被爆者データでは相対リスク投影モデルの方が当たはまりが良いため、絶対リスクは人口が高齢化すると高くな

る傾向にあるので、改訂によるリスク増加の一部は原爆被爆者の追跡期間の延長に由来していると NUREG/CR-4214 の補遺 1、2 は述べている。罹患の係数はバックグラウンドの罹患と死亡の比を死亡のリスク係数に乘じたもので、改訂により 4.6 から  $6.8/10^4$  人年 Gy へ変更されている。比例的な線量応答モデルが推奨されている。日本では胃がん優勢で、米国では結腸がん優勢なので、集団リスク転換モデルの選び方で部位へのリスクの配分のされ方が大きく異なってくる。

$\alpha$  放射核種の消化器がんへの効果は消化器がんの 10% は肝がんで、また、肝がんのみが  $\alpha$  放射線に感受性であるとの仮定に基づいている。曝露に  $\alpha$  放射核種が含まれるなら  $\alpha$  放射線の効果を調整した上で肝への  $\alpha$  放射線量を追加している。RBE は 20 とされた。上限値および下限値を得るには、中央値に、低LET放射線の上限値および下限値の中央値に対する比(それぞれ 2.0 と 0.20)を掛け合わせる。

消化器がんリスクを計算するには、食道、胃、大腸、肝での低LET線量の荷重和を用いることが推奨されている。低LET線量での荷重和は以下の式で得られる。

$$D_{gi\ tract} = 0.05\ Desophagus + 0.30\ D_{stomach} + 0.55\ D_{colon} + 0.10\ D_{liver}$$

上限、下限、中央推定モデルの差は DDREF の違いによるものである。

### b) コメント

ここで用いられているリスク係数は原爆被爆者がん罹患率データを解析した Thompson et al. (1994) の報告書に示された値よりかなり大きい。UNSCEAR 1988 年報告書は食道、胃、結腸について推定している。ICRP 60 は食道、胃、結腸、肝を選んで weighting factor を与えている。最近の Thompson et al. (1994) の報告書によると消化器のがんで統計学的に有意な ( $\alpha=5\%$ 、両側検定) 増加を認めたのは胃、結腸、肝臓のがんだけであった。肝がんは強直性脊椎炎患者でははっきりとした肝がんの増加を認めないと報告されている。

肝癌に対しては、 $\alpha$  放射核種への人の被曝に基づくリスク推定値が得られており、そのリスクは  $300/10^4$  人 Gy である。この推定値は BEIR V 報告書、ICRP 60、BEIR IV 報告書等でも引用されている。RBE=20 とするとこの値は低LET放射線で 15 肝がん症例/ $10^4$  人 Gy となる。この推定値はドイツ、デンマーク等で脳血管撮影のためにトロトラストを注入された患者の追跡調査に基づくものである。ドイツ、デンマークの疫学調査では肝がんの増加が顕著であるが、日本での疫学調査では顕著ではないとも報告されている。従って、これらのヨーロッパ系白人で得られたデータを日本人にそのまま適用することには少し問題があるかもしれない。さらにトロトラストには化学発癌性の存在も指摘されており、これを  $\alpha$  放射による肝がんリスクと区別することは容易でない。また、軽水炉型の原発事故の後で被曝する可能性のある主な  $\alpha$  放射性核種はプルトニウム、アメリシウム等と考えられるが、これらの肝臓がんリスクについては明確になっていないことにも注意が必要である。

下限推定値における罹患の絶対リスクは死亡の絶対リスクをもとに、米国の一般人口における罹患・死亡比を用いて計算したものであるから、日本人に適用する場合には、日本人の罹患・死亡比を用いて計算しなおす必要がある。

## (7) 甲状腺がん

## a) NUREG/CR-4214 改訂モデル

	上限推定モデル		中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	絶対リスクモデル		同左	同左
性による修飾	男性 女性		同左	同左
曝露時年令による修飾	0-19 20+	—	同左	同左
潜伏期間	5年		同左	同左
リスクの最低発現年齢	0歳		同左	同左
リスク発現期間	生涯		同左	同左
死亡リスク係数 ( $/10^4$ 人年Gy)	0.25	0.125	0.25	同左
罹患リスク係数 ( $/10^4$ 人年Gy)	2.5	1.25	2.5	同左
DDREF	—		—	—

性・年齢別のリスク係数が用いられ、甲状腺がんのリスク係数の基礎は  $2.5$  例/ $10^4$ 人年Gy で、これは小児期の外部被ばくで観察されたものであり、また、女性の方が男性より2倍感受性が高いという証拠、子供より成人が低い(半分未満)リスクを持つという観察に基づいていると NUREG/CR-4214の補遺1、2は述べている。甲状腺がん死亡率に関する推定値は放射線誘発がんの 10%が致命的であるという証拠に基づいている。

I-131への曝露に引き続いて起こる甲状腺がんの研究は大半が否定的な結果を生んだ。しかし、この点を検討したLaird(1987)の研究では外部被爆に比べてリスクが低いと結論するだけの統計学的検出力もなかったとNUREG/CR-4214の補遺1、2は指摘している。これを反映して上限推定値は I-131のリスクが外部被ばくと等しいと仮定している。中央推定はI-131による線量が外部被ばくの  $1/3$ の効果しかないと仮定している。下限推定では $1/10$ の効果しかないと仮定している。比例的な線量応答モデルが用いられている。上限、下限、中央推定モデルで同じモデルを用いている。

## b) 甲状腺がんのリスク評価

## • 現行のリスク推定値

原爆被爆者の死亡データからは甲状腺がんのリスク評価は行うことができなかった。これは、甲状腺がんの致死率が低いためである。ICRP、UNSCEAR、BEIR V、いずれも、NCRP レポート 80 で示された  $0.075 \times 10^{-2}$ Gy $^{-1}$ と同じ生涯死亡確率としている。甲状腺のがんの致死率を  $0.1$  と仮定して、生涯発生確率は  $0.75 \times 10^{-2}$ Gy $^{-1}$ から推定されたものである。

NCRP レポート 80 は、小児期に良性腫瘍で X 線治療を受けた患者の追跡調査を行った米国のデータに基づいている。生涯発生確率は、絶対リスク  $2.5 \times 10^{-4}$  per Gy per year を基礎に性別の感受性(女性が 2 倍高い)および被ばく時年齢の違い(大人は小児に比べて半分)を考慮して評価されたものである。I-131などの内部被ばくの場合には、外部被ばくに比べておよそ  $1/4$ ~ $1/3$  と推定されているが、ICRP では、致死確率係数の決定に際して外部被ばくの値を利用している。

## • チェルノブイリ事故に伴う小児の甲状腺がん発生率

チェルノブイリ事故後、ベラルーシやウクライナで小児の甲状腺がんが多発していることが報

告されてきた<sup>1)</sup>。しかし、多くの報告が甲状腺がん発生率と線量との関係、すなわち線量応答関係を示したもののがなかった。最近になって、1986年5月の中旬から6月にかけて、ウクライナの地域で15000人以上に対して実施された甲状腺のヨウ素負荷量の直接測定データの解析結果が報告された<sup>2)</sup>。この結果とベラルーシおよびロシア地域で測定された非スペクトルデータを再評価した結果から、ドイツのJacobらは甲状腺がんの線量応答関係を推定した<sup>3)</sup>。その結果、過剰絶対リスクは、 $2.3 / 10^4$  人年 Gy (95%信頼限界は14-3.8)で、直線モデルから有意にははずれなかつた。従来の推定値<sup>4)</sup>( $4.4 / 10^4$  人年 Gy, 95%信頼限界は1.9-10.1)と比べて、ファクター2小さいが、統計的に有意ではない。しかし、現在、甲状腺がんの発生確率は観察期間中では上昇中であり、今後、観察が進めば、過剰絶対リスクは増加することが予想されている。

<sup>1)</sup> Kazakov, VS. et al. Nature, 359, 21(1992)

<sup>2)</sup> Likhtarev, IA. et al. Heath Physics, 69, 6-15(1995)

<sup>3)</sup> Jacob, P. et al. Nature, 392, 31-32(1998)

<sup>4)</sup> Ron, E. et al. Radiat. Res. 141, 259-277(1995)

被爆時年齢		eRR /Gy	EAR/ $10^4$ PYGy
15歳以下	原爆被爆者	4.7 (1.7, 10.9)	2.7 (1.7, 3.6)
	meta-analysis	7.7 (2.1, 28.7)	4.4 (1.9, 10.1)
	Chernobyl	22-90	2.3 (1.4-3.8)
15歳以上	原爆被爆者	0.4 (-0.11.2)	0.4 (-0.1, 1.4)

## (8) 良性甲状腺腫瘍

### a) NUREG/CR-4214 改訂モデル

	上限推定モデル			中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	絶対リスクモデル			同左	同左
性による修飾	男性 女性			同左	同左
曝露時年令による修飾	0-19 20+ -			同左	同左
潜伏期間	5年			同左	同左
リスクの最低発現年齢	0歳			同左	同左
リスク発現期間	生涯			同左	同左
罹患リスク係数 ( $/10^4$ 人年Gy)	9.3	4.65	9.3	同左	同左
DDREF	-			-	-

良性甲状腺結節のリスク推定値も甲状腺がんと同様の仮定に基づいている。即ち、絶対リスク投影モデルを用い、潜伏期は5年、生涯のリスク発現期を持つ。リスク係数は性・年齢別に与えられる。特徴は女性の方が2倍感受性が高く、若い年齢でも2倍感受性が増加しているという点である。これは結局のところ子供の外部被ばくで観察された寄与危険 =  $9.3 / 10^4$  人年Gy というデータに基づいている。比例的な線量応答モデルが用いられている。

## (9) 皮膚がん

## a) NUREG/CR-4214 改訂モデル

	上限推定モデル	中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	相対リスクモデル	同左	絶対リスクモデル
性による修飾	考慮せず	同左	同左
曝露時年令による修飾	考慮せず	同左	同左
潜伏期間	10年	同左	同左
リスク発現期間	生涯	同左	同左
罹患リスク係数	0.5*	0.5*	6.7/10 <sup>4</sup> 人年Gy
DDREF	1	2	4

\* 過剰相対リスク(eRR)

改訂モデルで使われているeRRの50%/Gyという値は、Shore(1990)の解析に基づいていて、いくつかの研究のリスク推定を結合して得たものである。ここでは、Shoreの58%/Gyという値を1割小さくして50%という値を用いているがその理由は皮膚がんの約90%が紫外線のある部位に生ずるという事実を考慮したためであるとNUREG/CR-4214の補遺1、2は指摘している。

改訂モデルでの下限リスク推定に用いられた罹患率は、6.7/10<sup>4</sup>人年Gyで、これはICRP60で紫外線に曝露される皮膚に与えられた絶対リスクである。

基底細胞がん(これは放射線で誘発される主要なタイプの皮膚がんである)の85%は頭頸部に生じ、又、原発事故では衣服での防護が最も少ない部分(例えば顔)でβ線による最も高いレベルの曝露を受けることから、NUREG/CR-4214補遺1、2は顔への線量に基づいてリスクを計算することを推奨している。体の他の部分の皮膚がんリスクは恐らくこのように計算されたリスクより低いであろう。

改訂モデルでは上限、中央、下限推定でDDREFとして各々1、2、4が用いられている。ICRP60 は DDREF を用いていないが、これを完全に否定しているわけではない。比例的な線量応答モデルを用いる。

## b) コメント

原発事故に引き続く皮膚がんリスクは非常に推測が困難である。β放射核種は皮膚に沈着し、皮膚の局所に非常に高い線量を与え、皮膚罹患を増加させる可能性があると指摘されている。放射線誘発皮膚がんの疫学的知見の大半はX線曝露によるものである。β放射性核種とX線の透過力の違いの重要性は良く分かっていない。紫外線への曝露は効果を増幅させる可能性もあるが、最近、原爆被爆者データを解析したRon et al.の報告は、それを支持していない。

ICRP60は皮膚がんの生涯リスクを推定しているが、BEIR V報告書もUNSCEAR1988年報告書も生涯リスクを与えてはいない。ICRP60 は絶対リスク投影モデルと相対リスク投影モデルを用いて生涯リスク推定を行い、230皮膚がん症例/10<sup>4</sup>人Sv、980皮膚がん症例/10<sup>4</sup>人Sv という値を得ている。この推定値はいくつかの研究から得られた結果を基に、紫外線に曝露される部位(顔、首、手背、腕の背部)と曝露されない部位で別々に推定値が与えられている。ICRP60はShoreらのICRP Task group の報告書に示された値、980皮膚がん症例/10<sup>4</sup>人Svに皮膚がんの致命率0.002を乗じて、致命的皮膚がんリスク係数として 2/10<sup>4</sup>人Sv を勧告している。

NUREG/CR-4214改訂モデルでは皮膚がんリスクは曝露時年令依存性になっていない。しかし、最近、Ron et al. (1998)は原爆被爆者データを解析して皮膚がんリスクが曝露時年令依存性であることを報告した。

#### (10) その他のがん

##### a) NUREG/CR-4214 改訂モデル

	上限推定モデル		中央推定モデル		下限推定モデル
リスクモデル	相対リスクモデル		同左		絶対リスクモデル
性による修飾	考慮せず		同左		同左
曝露時年令による修飾	0-19	20+	0-19	20+	考慮せず
潜伏期間	10年		同左		同左
リスク発現期間	生涯		同左		同左
死亡リスク係数	1.1*	0.25*	1.1*	0.25*	$3.5/10^4$ 人年Gy
罹患リスク係数	1.1*	0.25*	1.1*	0.25*	$6.8/10^4$ 人年Gy
DDREF	1		2		4

\* 過剰相対リスク(eRR)

NUREG ではその他のがんをまとめたモデルを開発した。上限と中央のリスク推定で用いられている eRR は 20 才未満の被ばくで 110%/Gy 、 20 歳以上の被ばくで 25%/Gy である。20 歳未満での 110%/Gy という値は BEIR V 報告書の被ばく時年令 5-15 才の男女の相対リスク係数の平均を求めたものである。20 歳以上での 25% という値は、 BEIR V 報告書 の女性の生涯リスク推定値 ( $220/10^4$  人 Gy) が、 NUREG で年齢別のリスク係数を用いて計算した生涯リスクの 80% になるよう定められたものであると NUREG/CR-4214 の補遺 1、 2 は述べている。

上限と中央のリスク推定で用いられている eRR での強い被曝時年齢依存性は、 BEIR V 報告書 のその他のがんの解析と一致している。下限推定値のリスク係数は罹患で  $6.8/10^4$  人年 Gy 、死亡で  $3.5/10^4$  人年 Gy が推奨されている。Shimizu et al. (1990) によると白血病、乳がん、消化管のがん、呼吸器のがんを除いたがんの 遮蔽カーマ に基づく絶対リスクは  $2.6/10^4$  人年 Gy である。臓器線量が分かっている部位について(卵巣、尿路のがんと多発性骨髄腫)調整を行って、リスクを  $3.5/10^4$  人年 Gy としている。罹患率は死亡率と同じ割合で増加させ、 2.9 から  $6.8/10^4$  人年 Gy へ増加させる。

その他のがんに含まれているがんの種類を正確に知ることが難しいし、含まれている臓器の相対的感受性には不明確な点が少なくないので、リスク計算に用いるべき線量を選ぶことは難しい。ここでは骨髄、腎、膀胱、脳、卵巣の低 LET 線量をまとめた値が推奨されている。

##### b) コメント

原爆被爆者の追跡調査では膀胱がん、卵巣がんが統計学的に有意な関連を示した。Preston et al. (1994)によると、多発性骨髄腫の増加ははっきりしない。UNSCEAR1988 年報告書 や ICRP60 ではこれらの部位(膀胱がん、卵巣がん、多発性骨髄腫)のみが用いられている。BEIR V 報告書 によると他の研究では、脳と腎で放射線との関連があるとの証拠が得られている。リンパ腫や卵巣がんについての証拠は若干弱い。子宮については放射線との関連が不明確である。

## (11) 子宮内被曝によるがん

## a) NUREG/CR-4214 改訂モデル

白血病について

	上限推定モデル	中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	絶対リスクモデル	同左	同左
性による修飾	考慮せず	同左	同左
曝露時年令による修飾	考慮せず	同左	同左
潜伏期間	0年	同左	同左
リスクの最低発現年齢	0歳	同左	同左
リスク発現期間	12年	同左	同左
死亡リスク係数	$230/10^4$ 人年Gy	同左	同左
罹患リスク係数	-	-	-
DDREF	1	-	-

白血病以外のがんについて

	上限推定モデル	中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	絶対リスクモデル	同左	同左
性による修飾	考慮せず	同左	同左
曝露時年令による修飾	考慮せず	同左	同左
潜伏期間	0年	同左	同左
リスクの最低発現年齢	0歳	同左	同左
リスク発現期間	11年	同左	同左
死亡リスク係数	$230/10^4$ 人年Gy	同左	同左
罹患リスク係数	-	-	-
DDREF	-	-	-

NUREG 改訂モデルでは、変更が加えられていない。中央推定として白血病とその他のがんとで、 $230$  死亡/ $10^4$  人 Gy という値を与えている。

Oxford サーベイで Bithell と Stiller (1988) の解析が  $217$ (白血病を含む全がん)/ $10^4$  人 Gy という値を与えている。UNSCEAR1988 年報告書は胎内被ばくについて新しい勧告をしていないが UNSCEAR 77 の値は  $200\text{--}250$  過剰死亡/ $10^4$  人 Gy となっており、ICRP60、BEIR V 報告書もこの値を引用している。

Yoshimoto et al. (1988) は高い胎内被曝線量群で 2 例の小児がんを報告している。このデータによると推定値の上限推定は  $279$  例/ $10^4$  人 Gy となり、Oxford サーベイと矛盾しないと NUREG/CR-4214 補遺 1、2 は指摘している。

表 2.8 死亡及び疾患の上限、中央、下限の生涯リスク推定を  
決定するために用いた低 LET モデルのまとめ<sup>a,b</sup>  
(NUREG/CR-4214, Rev.1, Part II, Addendum 2, p.44)

Effect	Risk estimate		
	Upper bound	Central	Lower bound
<i>Cancers due to other than <i>in utero</i> exposure</i>			
Leukemia and bone	Use absolute linear estimate	Modify upper bound by a DDREF of 2	Modify upper bound by a DDREF of 4
Breast	Use age-specific relative linear estimate	Use alternative age-specific relative linear estimate	Modify absolute linear estimate by a DDREF of 4
Lung	Use age-specific relative linear estimate	Modify alternative age-specific relative linear estimate by a DDREF of 2	Modify absolute linear estimate by a DDREF of 4
Gastrointestinal	Use age-specific relative linear estimate	Modify age-specific relative linear estimate by a DDREF of 2	Modify absolute linear estimate by a DDREF of 4
Thyroid <sup>c</sup>	Use age-specific absolute linear estimate	Use age-specific absolute linear estimate	Use age-specific absolute linear estimate
Skin	Use relative linear estimate	Modify upper bound by a DDREF of 2	Modify upper bound by a DDREF of 4
Other cancers	Use age-specific relative linear estimate	Modify age-specific relative linear estimate by a DDREF of 2	Modify absolute linear estimate by a DDREF of 4
Benign thyroid nodules <sup>d</sup>	Use age-specific absolute linear estimate	Use age-specific absolute linear estimate	Use age-specific absolute linear estimate
<i>Cancers due to <i>in utero</i> exposure</i>	Use absolute linear estimate	Use absolute linear estimate multiplied by 0.4	Use absolute linear estimate multiplied by 0.4

<sup>a</sup> The linear estimates for mortality are given in Table 3.4.

<sup>b</sup> For convenience, "linear lifetime risk estimates based on the absolute (relative) risk model" are referred to as "absolute (relative) linear estimates."

<sup>c</sup>  $^{131}\text{I}$  is assumed to be as effective as external radiation for the upper bound thyroid cancer risk estimate, one third as effective for the central estimate, and one tenth as effective for the lower bound.

<sup>d</sup>  $^{131}\text{I}$  is assumed to be as effective as external radiation for the upper bound thyroid nodules risk estimate, and one fifth as effective for the central estimate and lower bound.

表 2.9 低 LET 放射線の被曝に対するいくつかのがんタイプによる  
死亡のリスク係数及び生涯リスク推定  
(NUREG/CR-4214, Rev.1, Part II, Addendum 2, p.45)

Effect	Period at risk (yrs)	Risk coefficient		Number of deaths <sup>a</sup> (per 10 <sup>4</sup> person-Gy)		Years of life lost <sup>a</sup> (per person-Gy)	
		Absolute (per 10 <sup>4</sup> PY/Gy)	Relative (per Gy)	Absolute	Relative	Absolute	Relative
Leukemia	2-27	4.5	—	97	—	0.34	—
<i>In utero</i> <sup>b</sup>	0-12	25 <sup>c</sup>	—	3 <sup>d</sup>	—	0.02	—
Bone cancer <sup>e</sup>	2-27	0.05	—	1	—	0.004	—
Breast cancer							
Age-specific <sup>f</sup>	10-life	—	1.0 <sup>h</sup> , 0.4 <sup>h</sup>	—	84 <sup>i</sup>	—	0.14 <sup>i</sup>
Alternative age-specific <sup>g</sup>	10-life	—	0.7 <sup>h</sup> , 0.3 <sup>h</sup> , 0.1 <sup>h</sup>	—	54 <sup>i</sup>	—	0.09 <sup>i</sup>
Non-age-specific	10-life	2.6	—	43 <sup>i</sup>	—	0.1 <sup>i</sup>	—
Lung cancer							
Age-specific <sup>f</sup>	10-life	—	1.5 <sup>h</sup> , 0.5 <sup>h</sup>	—	331	—	0.49
Alternative age-specific <sup>g</sup>	10-life	—	0.6 <sup>h</sup> , 0.3 <sup>h</sup>	—	155	—	0.23
Non-age-specific	10-life	2.5	—	67	—	0.12	—
Gastrointestinal cancer <sup>j</sup>							
Age-specific	10-life	—	1.2 <sup>h</sup> , 0.4 <sup>h</sup>	—	336	—	0.41
Non-age-specific	10-life	4.0	—	135	—	0.33	—
Thyroid cancer <sup>k</sup>	5-life	0.25 <sup>h</sup> , 0.12 <sup>h</sup>	—	7	—	0.02	—

(concluded on next page)

表 2.9 低 LET 放射線の被曝に対するいくつかのがんタイプによる  
死亡のリスク係数及び生涯リスク推定(続き)  
(NUREG/CR-4214, Rev.1, Part II, Addendum 2, p.46)

Effect	Period at risk (yrs)	Risk coefficient		Number of deaths <sup>a</sup> (per 10 <sup>4</sup> person-Gy)		Years of life lost <sup>a</sup> (per person-Gy)	
		Absolute (per 10 <sup>4</sup> PYGy)	Relative (per Gy)	Absolute	Relative	Absolute	Relative
<b>Liver Cancer</b>							
Age-specific	10-life	—	1.2 h <sup>b</sup> , 0.4 h <sup>i</sup>	—	—	33.6	—
Non-age-specific	10-life	0.4 <sup>j</sup>	—	13.5	—	0.03	—
<b>Other Cancer</b>							
Age-specific	10-life	—	1.1 h, 0.25 h <sup>k</sup>	—	276	—	0.38
Non-age-specific	10-life	3.5	—	118	—	0.29	—
In utero <sup>b</sup>	0-12	28 <sup>c</sup>	—	3 <sup>d</sup>	—	0.02	—

<sup>a</sup> These risks are based on a linear model and in most cases must be modified as indicated in Table 3.2 to obtain central and lower estimates.

<sup>b</sup> These estimates may be too high because of recent improvements in cure rates. See Section 3.3.3 of NUREG/CR-4214; NRC, 1989a.

<sup>c</sup> These coefficients apply to the *in utero* population only.

<sup>d</sup> These lifetime risk estimates apply to the entire population and are 1 percent of the risks for the *in utero* population.

<sup>e</sup> Risk estimates in Addendum 1 (NRC, 1991) were reduced by a factor of 7.5 (Puskin *et al.*, 1992) to correct for a systematic error in the dosimetry associated with the risk coefficient for <sup>226</sup>Ra alpha-radiation-induced bone cancer presented in ICRP Publication 60 (ICRP, 1991).

<sup>f</sup> These age-specific estimates are used to obtain upper bound estimates.

<sup>g</sup> These alternative age-specific estimates are used to obtain central estimates.

<sup>h</sup> In each case, the first coefficient applies to those under age 20 at exposure and the second coefficient applies to those 20 and over at exposure. For breast cancer, the three coefficients are for those exposed under age 20, 20-39, and ages 40 and over.

<sup>i</sup> These lifetime risk estimates apply to the entire population and are one-half the risks for females.

<sup>j</sup> The allocation of GI cancer risk among the specific organs is discussed in Addendum 1, Section 3.4.5. (NRC, 1991). Liver cancer is included in these values.

<sup>k</sup> Thyroid cancer mortality risk coefficients have been obtained by reducing the incidence coefficients given in Table 3.21 of Addendum 1 by a factor of ten (NRC, 1991). See Section 3.3.3 and 2.6 of NUREG/CR-4214 (NRC, 1989a).

<sup>l</sup> These coefficients are applied to gastrointestinal death rates for the U.S. reduced by a factor of 10; the factor of 10 was obtained by consideration of Thorotrast data on liver cancer risks (Addendum 1, Section 3.4.5) (NRC, 1991).

表 2.10 低線量(<0.2 Gy)あるいは低線量率(<0.1 Gy/時間)の低 LET 被曝による  
生涯における死亡の中央、上限、下限推定値  
(NUREG/CR-4214, Rev.1, Part II, Addendum 2, p.47)

Type of fatal cancer	Number of deaths (per $10^4$ person-Gy)			Years of life lost (per person-Gy)		
	Lower bound <sup>a</sup>	Central estimate <sup>b,c</sup>	Upper bound <sup>c,d</sup>	Lower bound <sup>a</sup>	Central estimate <sup>b,c</sup>	Upper bound <sup>c,d</sup>
Cancers due to other than <i>in utero</i> exposure						
Leukemia	24	49	97	0.08	0.17	0.34
Bone <sup>e</sup>	0.3	0.6	1.2	0.001	0.002	0.004
Breast	11	54	84	0.02	0.09	0.14
Lung	17	78	331	0.03	0.11	0.49
Gastrointestinal <sup>f</sup>	34	168	336	0.08	0.20	0.41
Thyroid	7.2	7.2	7.2	0.02	0.02	0.02
Other	30	138	276	0.07	0.19	0.38
Total <sup>g</sup>	126	499	1,140	0.31	0.80	1.81
Liver <sup>h</sup>	3.4	16.8	33.6	0.008	0.02	0.04

(concluded on next page)

表 2.10 低線量(<0.2 Gy)あるいは低線量率(<0.1 Gy/時間)の低 LET 被曝による  
生涯における死亡の中央、上限、下限推定値(続)  
(NUREG/CR-4214, Rev.1, Part II, Addendum 2, p.48)

Type of fatal cancer	Number of deaths (per 10 <sup>4</sup> person-Gy)			Years of life lost (per person-Gy)		
	Lower bound <sup>a</sup>	Central estimate <sup>b,c</sup>	Upper bound <sup>c,d</sup>	Lower bound <sup>a</sup>	Central estimate <sup>b,c</sup>	Upper bound <sup>c,d</sup>
				Cancers due to <i>in utero</i> exposure		
Leukemia	1.2 <sup>i</sup>	1.2 <sup>i</sup>	3.0	0.008 <sup>i</sup>	0.008 <sup>i</sup>	0.02
Other	1.2 <sup>i</sup>	1.2 <sup>i</sup>	3.0	0.008 <sup>i</sup>	0.008 <sup>i</sup>	0.02

<sup>a</sup> With the exception of thyroid cancer and cancers resulting from *in utero* exposure, these estimates are obtained by modifying the absolute linear estimates in Table 3.3 by a DDREF of 4.

<sup>b</sup> With the exception of breast cancer, thyroid cancer and cancers resulting from *in utero* exposure, these estimates are obtained by modifying linear estimates in Table 3.3 by a DDREF of 2.

<sup>c</sup> Central estimates and upper bounds for leukemia, bone, and thyroid cancer are based on the absolute risk model, while central estimates and upper bounds for remaining cancers are based on the relative risk model.

<sup>d</sup> These estimates are unmodified age-at-exposure-specific (except for leukemia and bone cancer) linear estimates.

<sup>e</sup> Risk estimates in Addendum 1 (NRC, 1991) were reduced by a factor of 7.5 (Puskin *et al.*, 1992) to correct for a systematic error in the dosimetry associated with the risk coefficient for <sup>224</sup>Ra alpha-radiation-induced bone cancer presented in ICRP Publication 60 (ICRP, 1991). These risk factors are based on dose to bone surfaces.

<sup>f</sup> The allocation of GI cancer risk among the specific organs is discussed in Addendum 1, Section 3.4.5. (NRC, 1991).

<sup>g</sup> These are the totals that would be obtained if all organs received the same dose.

<sup>h</sup> These coefficients are applied to gastrointestinal death rates for the U.S. reduced by a factor of 10; the factor of 10 was obtained by consideration of thorotrust data on liver cancer risks (Addendum 1, Section 3.4.5) (NRC, 1991).

<sup>i</sup> These estimates are obtained by modifying the upper bound estimates by 0.4 (see Section 3.4.9 of NUREG/CR-4214; NRC, 1989).

表 2.11 アルファ線被曝による死亡生涯リスクの中央、上限、下限推定値<sup>a</sup>  
 (NUREG/CR-4214, Rev.1, Part II, Addendum 2, p.49)

Type of fatal cancer	Number of deaths (per 10 <sup>4</sup> person-Gy)			Years of life lost (per person-Gy)		
	Lower bound	Central estimate	Upper bound	Lower bound	Central estimate	Upper bound
Lung <sup>b</sup>	350	1600	6700	0.62	2.3	9.8
Liver <sup>c</sup>	60	300	600	0.15	0.36	0.72
Bone <sup>d</sup>	6	12	24	0.02	0.04	0.08

<sup>a</sup> Risk estimates applicable to populations with similar age structure and male to female ratio as U.S. Population. Uncertainty in central risk estimates presumed to be accounted for by judgmental bounds provided.

<sup>b</sup> Risk estimates derived using average dose to lung. For transuranic radionuclides that deposit in the pulmonary region, average dose to lung should also be used. Estimates based on extrapolation from A-bomb survivor data.

<sup>c</sup> Risk estimates derived using average dose to liver. Estimates based on Thorotrast epidemiological studies.

<sup>d</sup> Risk estimates derived using endosteal dose to skeleton based on <sup>224</sup>Ra epidemiological studies (Puskin et al., 1992).

### 2.3 遺伝的影響

遺伝的影響については、NUREG/CR-4214 Rev.2 Part1 と UNSCEAR 1993 年報告書の 2 つを対象に調査した結果を以下に記す。

#### 2.3.1 NUREG/CR-4214 Rev.2 Part1 における取り扱い

##### (1) 遺伝的影響

###### a) モデルのアウトライン

原子力施設の事故後に、遺伝的疾患の発生が若干増加することが予想される。遺伝的リスクは、被ばくした集団の子供の出生異常の頻度が増加する直接的な表現と、潜在的な突然変異を通して孫以降の子孫に現れる間接的な表現がある。その他に受精卵の着床前の妊娠初期の数日間に起こる妊娠喪失の頻度の若干の増加がある。

遺伝的リスクの推定は、動物モデルからの外挿に基づいている。ヒトのデータは原爆被ばく者の子供の研究による。それらは過剰の頻度を示していないが、遺伝的リスクの説を否定するほど強力な結果ではない。

可能性のある影響は個別に考慮するには多すぎる。この報告書で考慮した遺伝的影響は、単一遺伝子障害、染色体変態、多因子性疾患の 3 階層にクラス分けをした。劣性遺伝疾患についても検討した。作業グループは、UNSCEAR1977, 1982, 1986, 1988 と ICRP1990 年勧告、および特に BEIR I, III, IV, V による分析に大きく信頼性をおいた(Rev 1:UNSCEAR1977 年および 1982 年報告書と同様に BEIR I と BEIR III の解析に大きな信頼性をおいた)。

低線量率の場合は、遺伝リスクは被ばく線量に比例する。高線量率の場合は、多くの実験的証拠から直線－二次関係で記述する方がより適合する。これは、高分子有機物質における放射線誘発の突然変異は、一つまたはそれ以上の遺伝子部分を囲む亜顯微鏡的欠失、逆位、転座がほとんどであるという放射線生物学の損傷のメカニズムの理解に一致する。作業グループは、ほとんどの遺伝的影響のリスクを推定するために以下の式を用いた。

$$R = (1 + D_{\beta, \gamma}) bcD_{\beta, \gamma} \quad (\text{Rev.1: } r = (1+d) \cdot ac \cdot d; \quad ac: \text{リスク係数})$$

ここで、

$D_{\beta, \gamma}$  : 生殖腺低 LET 線量 (Gy)

$bc$  : 低線量率で観測されたリスク係数

$1+D_{\beta, \gamma}$  : 高線量率を考慮した修正項

事故のシナリオで低線量率被ばくのみの場合や高線量率でも低線量被ばくの場合は

$$R = bcD_{\beta, \gamma} \quad (\text{Rev.1: } r = acd)$$

となる。この節での式では、被ばくは、母親と父親が同じ線量と仮定している。

遷延被ばくの線量  $D_p$  は、 $\alpha$  線の生物学的効果比(RBE)を考慮して以下の式で表される。

$$D_p = D_{p, \beta, \gamma} + RBE \times D_{p, \alpha}$$

ここで、

$D_{p, \beta, \gamma}$  :  $\beta$ 、 $\gamma$  線放出核種による遷延被ばく線量

$D_{p, \alpha}$  :  $\alpha$  線によるもの

RBE は、エンドポイントによって異なる。NRC(1993)によると、全ての突然変異において 2.5 を用い、非平衡転座については 15 を用いている。

## (2) 疾病別のモデル設定

### a) 単一遺伝子障害

単一遺伝子障害は、全ての子供の約 1% に存在する。

作業グループは、Selby(1977)の雄マウスの特異的遺伝子座における劣性突然変異率研究から優勢障害のリスクを推定し、ヒトの優勢障害の中央推定値を  $1.5 \times 10^{-3}$ /配偶子(卵子または成熟精子)、上限推定値を  $4.5 \times 10^{-3}$ /配偶子(卵子または成熟精子)、下限推定値を  $0.5 \times 10^{-3}$ /精子とした。また約 80% の優勢障害が次の世代に伝達すると推定した。

$$R_{dominant,upper} = 22 D_{\beta, \gamma} + 22 D_{\beta, \gamma}^2 + 55 D_{\alpha}$$

$$R_{dominant,central} = 7.5 D_{\beta, \gamma} + 7.5 D_{\beta, \gamma}^2 + 19 D_{\alpha}$$

$$R_{dominant,lower} = 1.2 D_{\beta, \gamma} + 1.2 D_{\beta, \gamma}^2 + 3.0 D_{\alpha}$$

ここで、

$R$  : 累積リスク(優性障害/1000 被ばく者)

$D_{\beta, \gamma}$  :  $\beta$  線  $\gamma$  線放出核種による生殖腺線量(Gy)

$D_{\alpha}$  :  $\alpha$  線放出核種による生殖腺線量(Gy)、RBE は暗に 2.5 としている

各々の世代に表れる累積リスクの部分は、 $0.2 \times 0.8^{k-1}$

$k$  : 世代数

従って、20% が最初の世代に、16% が第 2 世代に表れる。

中央推定値によると、1Gy の急性被ばくにより、最初の世代に 1000 人出生当たり 6 人の異常が表れる。上限推定では、この 3 倍で、下限推定では、6 分の 1 となる。作業グループはこの障害によるトータルの寿命損失は 20 年に相当すると推定した。

作業グループは、雄マウスの特異的遺伝子座における劣性突然変異率から X 連鎖障害のリスクを推定し、ヒトの X 連鎖障害の中央推定値を  $1.8 \times 10^{-3}$ /配偶子(卵子または成熟精子)/Gy、上限推定値を  $7.2 \times 10^{-3}$  /配偶子(卵子または成熟精子)、下限推定値を  $0.7 \times 10^{-3}$ /精子とした。これらから累積リスクは以下のような式で得られる。

$$\begin{aligned} R_{x\text{-linked,upper}} &= 9 D_{\beta,\gamma} + 9 D_{\beta,\gamma}^2 + 23D_\alpha \\ R_{x\text{-linked,central}} &= 2.2 D_{\beta,\gamma} + 2.2 D_{\beta,\gamma}^2 + 5.5D_\alpha \\ R_{x\text{-linked,lower}} &= 0.45 D_{\beta,\gamma} + 0.45 D_{\beta,\gamma}^2 + 1.1D_\alpha \end{aligned}$$

ここで、

- R : 累積リスク(X連鎖障害/1000 被ばく者)  
 $D_{\beta,\gamma}$  :  $\beta$ 線および $\gamma$ 線放出核種による生殖腺線量(Gy)  
 $D_\alpha$  :  $\alpha$ 線放出核種による生殖腺線量(Gy)

各々の世代に表れる累積リスクの部分は、 $0.2 \times 0.8^{k-1}$

k : 世代数

従って、20%が最初の世代に、16%が第2世代に現れる。

中央推定値によると、1Gy の急性被ばくにより、最初の世代に 1000 人出生当たり 2 人の異常が現れる。上限推定ではこの 4 倍で、下限推定では障害が生じない。作業グループはこの障害によるトータルの寿命損失は 45 年に相当すると推定した。

### b) 染色体異常

通常の染色体異常頻度は、aneuploidy(異数体)と不平衡型転座を含めて約 0.6%である。そのうち 0.5%はダウン症候群、klinefelter およびターナー異数体のような異数体の結果生じる疾病で、それらは余命で 25 年、身体障害のレベル(50%)も重篤である。作業グループは、中央推定値として、1 例/1000 出生/1Gy、上限 3 例、下限 0 例を勧告し、異数体のリスクは線量に比例するとした。

不平衡型転座は、極めて重篤な身体や精神障害が生じるが、その自然発生率は、全ての子供の 0.1%であり、その子供の余命は 1 年以下である。ヒトの精母細胞に誘発される転座の頻度は実験データから推定が可能である。1Gy において直線と二次曲線の寄与が同じになるような直線－二次の線量反応関係を用いると

$$r_{\text{translocation induction}} = 15 D_{\beta,\gamma} + 15 D_{\beta,\gamma}^2$$

r : リスク(translocations/1000 精母細胞または卵細胞)

成熟卵細胞において転座の 16 分の 1 が平衡型転座で、6/16 が不平衡型転座になる。よって成熟精母細胞と卵細胞における不平衡型転座の頻度は

$$\begin{aligned} r_{\text{sperm, unbalanced translocation}} &= 7.5 D_{\beta,\gamma} + 7.5 D_{\beta,\gamma}^2 \\ r_{\text{ovum, unbalanced translocation}} &= 5.6 D_{\beta,\gamma} + 5.6 D_{\beta,\gamma}^2 \end{aligned}$$

受精した卵子のリスクは、これらの和であり、そのうち胎児が生育できるのは 10% であるので、子供のリスクは

$$r_{\text{child, unbalanced translocation}} = 1.2 D_{\beta,\gamma} + 1.2 D_{\beta,\gamma}^2 + 18D_\alpha$$

ここで、

$r$  : リスク(影響を受ける子供の数/1000 出生)

$D_{\beta,\gamma}$  :  $\beta$  線  $\gamma$  線放出核種による生殖腺線量(Gy)

$D_\alpha$  :  $\alpha$  線放出核種による生殖腺線量(Gy)

不平衡型転座の動的遺伝性は、第 2 世代でのリスクは最初の世代の 1/4 で、それ以降 50% ずつ低下する。

$$R = [1.2 D_{\beta,\gamma} + 1.2 D_{\beta,\gamma}^2 + 18D_\alpha][1 + 1/4 + 1/8 + \dots] [500/1000]$$

$$R = 0.9D_{\beta,\gamma} + 0.9D_{\beta,\gamma}^2 + 14D_\alpha$$

ここで、

$R$  : 累積リスク(影響を受ける子どもの数/1000 被ばく者)

$D_{\beta,\gamma}$  :  $\beta$  線および  $\gamma$  線放出核種による生殖腺線量(Gy)

$D_\alpha$  :  $\alpha$  線放出核種による生殖腺線量(Gy)、RBE は暗に 15 としている

上限推定、下限推定も同じ方法で求めるが、男性と女性とで生殖細胞の損傷の率が次のように異なると仮定した。上限推定では、男性で 5 倍、女性で 10 倍となる。下限推定では、男性で 5 分の 1、女性は放射線損傷に対して感受性がないと仮定した。この仮定で、上限推定では、中央推定の 7 倍、下限推定では、約 8 分の 1 となる。中央、上限、下限において生殖細胞の損傷の率に差異があるのは、 $\gamma$  線の RBE や低線量率低減係数の実験データの解釈における差の反映である。

### c) 多因子性疾患

多因子性疾患は遺伝の複雑なパターンを伴う。BEIR III(1980)においては、多因子性疾患は 9% だと推定していたが、10 年後の BEIR V では、平均で一生涯に一度以上多因子性疾患に罹患していると示唆した。作業グループは、BEIR Vに基づいて、先天性異常とがん、心臓血管系疾患、および他の選択された疾患の遺伝的疾患を別々に推定した。

先天性異常	$R_{\text{congenital,upper}} = 4.8 D_{\beta,\gamma} + 4.8 D_{\beta,\gamma}^2 + 12D_\alpha$
	$R_{\text{congenital,central}} = 1.5 D_{\beta,\gamma} + 1.5 D_{\beta,\gamma}^2 + 4.0D_\alpha$
	$R_{\text{congenital,lower}} = 0.5 D_{\beta,\gamma} + 0.5 D_{\beta,\gamma}^2 + 1.25D_\alpha$
がん	$R_{\text{cancer}} = 19 D_{\beta,\gamma} + 19 D_{\beta,\gamma}^2 + 48D_\alpha$
心臓血管系疾患	$R_{\text{cardiovascular}} = 38 D_{\beta,\gamma} + 38 D_{\beta,\gamma}^2 + 95D_\alpha$

$$\text{その他} \quad R_{\text{selected other}} = 19 D_{\beta,\gamma} + 19 D_{\beta,\gamma}^2 + 48 D_\alpha$$

ここで、

$R$  : 累積リスク(先天性奇形の子供の数/1000 被ばく者)

$D_{\beta,\gamma}$  :  $\beta$  線および $\gamma$ 線放出核種による生殖腺線量(Gy)

$D_\alpha$  :  $\alpha$ 線放出核種による生殖腺線量(Gy)、RBE は 2.5 としている

(REV1: 作業グループは倍加線量法で多因子性疾患の平衡リスクを推定した。計算では、多因子性疾患の 5~50% が突然変異によるものであり、この突然変異の成分を倍加線量は、0.5~2.5Gy であると仮定した。この仮定により、全ての子孫に対する積分リスクは、下限推定で、0.9 例/1000 出生/Gy、上限で、90 例、中央で 14 例と算出した。中央、上限推定において、両性の生殖細胞の放射線感受性に差がないと仮定した。下限推定では、男性の生殖細胞のみが損傷を受けると仮定した。これは 10 世代にわたる平均値としている。)

#### d) 劣性病

劣性病は、囊胞性線維症、フェニルケトン尿症、先天性盲目・難聴を含む。現在の罹患率は 4 例/1000 出生である。作業グループは、完全なリスク解析を行わなかったが、急性被ばくでの倍加線量を 0.5Gy とし、慢性被ばくで 1Gy と示唆した。直線二次モデルがこれらの値や劣性病の罹患率と一致する。

$$R_{\text{recessive}} = 2 D_{\beta,\gamma} + 2 D_{\beta,\gamma}^2$$

ここで、

$R$  : 平衡リスク(影響を受ける子どもの数/1000 出生)

劣性病はゆっくりと発現する。同じ重篤度の優勢病の 100 倍持続する。

#### e) 遺伝影響のまとめ

遺伝影響の推奨モデルを表 2.12 および表 2.13 にまとめる。

### (3) 計算上の考察

#### a) 遺伝的影響

第一世代に生じる放射線誘発の遺伝疾患の数  $N_1$  は、次式で表せる。

$$N_1 = 0.5 P r(d)$$

ここで、

$P$  : 母集団サイズ

$r(d)$  : 親の被ばく線量  $d$  に対する子供のリスク

第二世代、第三世代、第K世代では

$$N_2 = N_1 T$$

$$N_3 = N_2 T = N_1 T^2$$

.

.

$$N_k = N_{k-1} T = N_{k-2} T^2 = N_1 T^{k-1}$$

ここで、

$T$  : 世代間伝達率

全ての世代の遺伝疾患を持つ子供の数は

$$N = \sum_k N_k = N_1 \sum_k T^{k-1} = [1/(1 - T)] N_1$$

この簡単なアプローチは固定集団における遺伝影響の累積リスクを推定するのに直接応用できる。遺伝のより複雑なパターンや母集団が変化する場合に対しては多少の修正が必要となる。人口が増加したり減少する場合には、増加率を  $G$  として

$$N = N_1 \sum_k (GT)^{k-1} = [1/(1 - GT)] N_1$$

このモデルを応用するためには、作業グループにより生殖細胞での誘発率からリスク関数を誘導する必要がある。

$$r(D_o, D_t) = r_m(D_o) + r_p(D_t)$$

ここで、

$r_m(D_o)$  : 女性生殖細胞での誘発関数(卵巣における線量( $D_o$ ))

$r_p(D_t)$  : 男性生殖細胞での誘発関数(精巣における線量( $D_t$ )))

原子力事故の場合、線量の分布が広くなる可能性がある。もし個人被ばくが低線量率であるかもしくは、0.5Gy 以下であるならば、卵巣精巣の平均線量で遺伝的影響を算出するのは適切である。しかしそうでない場合は、線量グループごとに直線二次関数を用いて各々損傷を推定し、その線量グループの人口に基づいて荷重して統合する。

### 2.3.2 UNSCEAR1993 年報告書における取り扱い

#### (1) 緒言

- 遺伝リスク推定は人類遺伝学の一般的な知識と動物実験の結果の外挿に基づいて得られる。
- 人の新たな遺伝様式と多因子病における大きな進歩が得られている。
- 分子レベルでの人類遺伝学の理解が深まっている。
- 現時点における最良の遺伝リスクについて論議し、さらに信頼のおけるリスク推定を求めるための情報を得る方法を提言する。

#### (2) ヒトの遺伝病

##### a) 伝統的な遺伝病

遺伝病は細胞内の遺伝子の構造や調節機構の変化で起き、伝統的に次の 3 つに分類できる。

- 単因子病
  - i) 今日では多くの疾患が分子レベルで同定できる。
- 染色体異常
- 多因子(ポリジーン)遺伝
  - i) 遺伝因子と環境因子が関わり、2 つ以上の突然変異が原因となる。これらの因子は、相乗的や相加的に働くことがあり、また重症度に関わり、発症頻度にあまり関わらないこともある。分子機構はまだはっきりしていない。

##### b) 新たな遺伝様式

新たな遺伝様式として以下のものがあり、放射線の影響があるかもしれない。

- モザイク
  - i) 正常と突然変異の両方の細胞が同一個体にあることをいう。
  - ii) 染色体モザイク、生殖細胞系モザイク

従来は染色体異常の症例のみで確かめられていたが、今後分子遺伝学の技術により様々なモザイクが発見されるであろう。
- ゲノム刷り込み
  - i) ヒトで新たに見つかった遺伝的現象で、遺伝子が父親由来か母親由来化によって表現型の効果に違いが生じる。
- 単親性二染色体
  - i) 染色体数が正常な細胞で、一対の染色体の両方が一人の親から遺伝した場合に生じる。

##### c) 細胞質遺伝

特異的なものにミトコンドリア遺伝があり、この遺伝子の突然変異は核遺伝子のものより高い。

#### (3) 自然発生の遺伝病出現頻度のモニタリング

どの集団でも新生児の 2~3% に重度の先天異常が発生し、2~3% が生後 5 年までに重度の先天性異常になることが確認されている。5~13% は小異常が見つかっている。

重要なのは、先天異常の発生率の突然変異成分を推定することであるが、非常に困難である。DNA 損傷だけが原因とされてきたが、ミトコンドリアなど他の細胞構成因子の変化にも、その

後の世代に伝わることが分かってきた。

#### (4) 遺伝リスク推定

ヒトでの調査のレビュー

##### a) 原爆被ばく者

以下の7つ指標で調査されたが、対照群との有意な影響は見つからなかった。

- 妊娠終結果異常(主な先天異常、死産、新生児死亡も含まれる)
- 出生児の生殖前死亡
- がん発生率(20歳までに生じた)
- ある型の染色体異常
- タンパク質の性質に影響する突然変異出現頻度
- 出生児性比
- 子供の身体発育

##### b) セラフィールド

Gardnerの調査でみつかった白血病は4人の子供にすぎない。相関があるという解析方法に問題はないようであるが、因果関係については他の観察結果との整合性の問題がある。この結果を支持する野村のマウスでの研究も線量が高いことや大部分が肺腺腫であること、また他の研究者による研究では有意の差がないものがあるなどの問題がある。

##### c) その他の調査

放射線治療患者、高バックグラウンド地域住民、チェルノブイリ事故による汚染によるハンガリー集団などの疫学調査研究があるが、いずれも調査方法に問題があるか線量が低すぎるために、しっかりした情報は得られていない。

#### (5) 遺伝リスク推定値

##### a) 優性病とX連鎖病

世代当たり 0.01Gy の連続被ばくにより、100 症例/1000,000 人出生。

##### b) 劣性病

常染色体劣性病の頻度は 1000,000 人出生当たり 2500 例。

10 世代でそれぞれの親に 0.01Gy 被ばくしたとき 10 例の増加がある。

##### c) 染色体病

世代当たり 0.01Gy の連続被ばくにより、4 症例/1000,000 人出生。

##### d) 先天性異常と多因子病

1988年報告書では放射線の増加は推定しなかった。

1977年および1982年報告書では倍加線量 1Gy で突然変異成分 5%としたが、重症度が生涯にわたって変わるなどの不確実性があるため、この方法を続けるのは不当であるとした。

#### (6) 他の報告書との比較

##### a) BEIR V と UNSCEAR の遺伝リスク推定値の比較

表 2.14 に示す。

##### b) NUREG 委員会の推定値について

単一遺伝子病、染色体病に先天異常を加えた一世代のリスク推定値を 0.01Gy 当たりの放射線誘発が 30 人/1000,000 とし、不規則性遺伝病を 35 人とした。不平衡型転座は UNSCEAR1988 年報告書の推定値と同じ頻度を用いているが、原爆被ばく者の子供で細胞遺伝学的に実際に観察したものより一桁オーダーが高い。

#### 2.3.3 調査におけるまとめ

全般的にみて、NUREG/CR-4214 Rev. 2 Part 1 における遺伝リスク推定モデルにより得られるリスク推定値は、UNSCEAR や BEIR V が提示しているリスク係数と大きな差はない。単一遺伝子障害や染色体異常については放射線誘発のリスクが有意であるというコンセンサスは得られているが、先天異常や多因子病については、まだ議論の余地があり、最新の UNSCEAR 報告書においても、リスクを推定していない。特にセラフィールドや野村らの研究の結果から、親の被ばくによる子供の白血病の増加については注目すべき現象であるが、モデル化するには、もう少し支持する実験研究やヒトでの分子レベルでの研究成果の情報が必要である。これらの遺伝病や指標については、その頻度を合計してリスクを求めるには、それぞれの影響の重篤度が違うので、個別にモデルを設定している点は評価できる。

表 2.12 遺伝リスクのモデル<sup>a,b</sup>  
(NUREG/CR-4214, Rev.2, Part I , p.57)

Effect	Integrated risk (cases/1000)		
	Upper	Central	Lower
<b>Single gene</b>			
Dominant	$22 D_{\beta,\gamma} + 22 D^2_{\beta,\gamma} + 55 D_\alpha$	$7.5 D_{\beta,\gamma} + 7.5 D^2_{\beta,\gamma} + 19 D_\alpha$	$1.2 D_{\beta,\gamma} + 1.2 D^2_{\beta,\gamma} + 3.0 D_\alpha$
X-linked	$9 D_{\beta,\gamma} + 9 D^2_{\beta,\gamma} + 23 D_\alpha$	$2.2 D_{\beta,\gamma} + 2.2 D^2_{\beta,\gamma} + 5.5 D_\alpha$	$0.45 D_{\beta,\gamma} + 0.45 D^2_{\beta,\gamma} + 1.1 D_\alpha$
<b>Chromosome aberrations<sup>c</sup></b>			
Numerical	$1.5 D_{\beta,\gamma} + 3.8 D_\alpha$	$0.5 D_{\beta,\gamma} + 1.3 D_\alpha$	0
Structural	$6.3 D_{\beta,\gamma} + 6.3 D^2_{\beta,\gamma} + 100 D_\alpha$	$0.9 D_{\beta,\gamma} + 0.9 D^2_{\beta,\gamma} + 14 D_\alpha$	$0.1 D_{\beta,\gamma} + 0.1 D^2_{\beta,\gamma} + 1.5 D_\alpha$
<b>Multifactorial diseases</b>			
Congenital anomalies	$4.8 D_{\beta,\gamma} + 4.8 D^2_{\beta,\gamma} + 12 D_\alpha$	$1.5 D_{\beta,\gamma} + 1.5 D^2_{\beta,\gamma} + 4.0 D_\alpha$	$0.5 D_{\beta,\gamma} + 0.5 D^2_{\beta,\gamma} + 1.3 D_\alpha$
Cardiovascular <sup>d</sup>	$380 D_{\beta,\gamma} + 380 D^2_{\beta,\gamma} + 950 D_\alpha$	$38 D_{\beta,\gamma} + 38 D^2_{\beta,\gamma} + 95 D_\alpha$	$3.8 D_{\beta,\gamma} + 3.8 D^2_{\beta,\gamma} + 9.5 D_\alpha$
Cancer <sup>d</sup>	$190 D_{\beta,\gamma} + 190 D^2_{\beta,\gamma} + 480 D_\alpha$	$19 D_{\beta,\gamma} + 19 D^2_{\beta,\gamma} + 48 D_\alpha$	$1.9 D_{\beta,\gamma} + 1.9 D^2_{\beta,\gamma} + 4.8 D_\alpha$
Selected other <sup>d</sup>	$190 D_{\beta,\gamma} + 190 D^2_{\beta,\gamma} + 480 D_\alpha$	$19 D_{\beta,\gamma} + 19 D^2_{\beta,\gamma} + 48 D_\alpha$	$1.9 D_{\beta,\gamma} + 1.9 D^2_{\beta,\gamma} + 4.8 D_\alpha$
<b>Losses of pregnancy<sup>c</sup></b>			
Numerical	$14 D_{\beta,\gamma} + 870 D_\alpha$	$4.5 D_{\beta,\gamma} + 11 D_\alpha$	0
Structural	$58 D_{\beta,\gamma} + 58 D^2_{\beta,\gamma} + 870 D_\alpha$	$8.1 D_{\beta,\gamma} + 8.1 D^2_{\beta,\gamma} + 120 D_\alpha$	$0.9 D_{\beta,\gamma} + 0.9 D^2_{\beta,\gamma} + 14 D_\alpha$

<sup>a</sup> The doses,  $D_{\beta,\gamma}$  and  $D_\alpha$ , referred to in this table are the low-LET and alpha doses to the gonads expressed in Gray (Gy). The integrated risk is the risk summed over all future generations, expressed in cases per 1000 persons exposed.

<sup>b</sup> No formal model of risk of recessive disease was developed, but the Working Group provided some information suggesting the possible magnitude of these risks (see Section 2.3.4).

<sup>c</sup> Chromosomal defects may lead to early foetal losses, early miscarriages or to children born with severe physical and mental defects. Most early foetal losses occur as a result of failure of the fertilized egg to implant in the uterine wall.

<sup>d</sup> Recognizing that our current knowledge on the inherited component of multifactorial diseases and the impact of radiation exposure on this component is extremely limited, these estimates of possible upper and lower bounds are also extremely tenuous at this time. Factors of 10 were used for roughly estimating the upper and lower bounds of these poorly defined risks.

表 2.13 遺伝リスクの時間分布<sup>a</sup>  
(NUREG/CR-4214, Rev.2, Part I , p.58)

Effect	Time since accident (yr)					
	0-29	30-59	60-89	90-119	120-149	> 150
<b>Single gene</b>						
Dominant	20	16	13	10	8	33
X-linked	20	16	13	10	8	33
<b>Chromosome aberrations</b>						
Numerical	100	-	-	-	-	-
Structural	67	17	8	4	2	2
<b>Multifactorial<sup>b</sup></b>						
<b>Miscarriages</b>						
Numerical	100	-	-	-	-	-
Structural	67	17	8	4	2	2

<sup>a</sup> Entries in the body of the table give the percentage of the cumulative genetic risk (see Table 2.10) expected in each time interval.

<sup>b</sup> The timing of congenital anomalies is uncertain. Using a central estimate of 20 generations to equilibrium, about 5% of the total impact is expected in each of the first several generations. However, the equilibrium time could be as low as 10 generations or as high as 50 generations.

表 2.14 遺伝病の発生率と間接法による 0.01Gy の低 LET 放射線による人の遺伝リスク

(国連科学委員会 1993 年報告書(放医研監訳版)付属書 G, p.790)

遺伝病	百万人出生当たりの発生率			百万人出生当たりの 0.01Gy/世代の影響		
	UNSCEAR (UJ)	BER V (CI)	UNSCEAR (UJ)	BER V (CI)	第一世代	第二世代
常染色体優性	10,000	2,500 7,500 400	15	13	100	6
臨床重度					5-20	25
臨床軽度					1-15	75
X 連鎖					<1	5
常染色体劣性	2,500	2,500	0.05	0.05	15	<1
染色体性 構造異常	400 3,400	600 3,800	24 a	1 a	4 a	<1 a
数的異常						ごくわずかの増加
先天異常	60,000	20,000-30,000		推定していない	10	10-100
多因子病	600,000	600,000 300,000 300,000		推定していない		推定していない 推定していない 推定していない
心臓病 がん 他の代表症例						
合計				17	14	120

a たぶん非常に小さい。

## 2.4 リスクの不確実性の分析

現在、ICRP(1991)は、職業人に対しては、 $4 \times 10^{-2} \text{ Sv}^{-1}$ 、一般人に対しては、 $5 \times 10^{-2} \text{ Sv}^{-1}$ というリスクを低線量・低線量率の放射線防護に使用するべき値として勧告している。この値は、原爆被爆者の疫学調査結果などの高線量・高線量率データから導かれた生涯がん死亡確率に DDREF を 2 として、求めた値である。このリスク推定値に対する不確かさを検討するために、米国の NCRP は、W.Sinclair を委員長とする科学委員会を設置し、1997 年に NCRP No.126 として不確かさの分析結果を報告した。

従来、不確かさ分析は、NIH(1985)及び BEIR V(1990)で行われ、GSD(geometric standard deviation)を不確かさの尺度として評価されてきた。しかし、ICRP および NCRP は現在まで不確かさについては特に詳述してこなかった。

NCRP Report No.126 (Uncertainties in Fatal Cancer Risk Estimates used in Radiation Protection)では、不確かさの要因として、

- 疫学調査のもつ不確かさ
- 線量評価のもつ不確かさ
- リスク転換に伴う不確かさ
- リスク予測に伴う不確かさ
- 低線量・低線量率への外挿に伴う不確かさ

の 5 つを取り上げ、それぞれに不確かさを分析した。その結果に基づいて、最終的に、それぞれの不確かさを加算した結果として、現行のリスク推定値の不確かさを見積もった。以下では上記 NCRP 報告書の内容を要約する。

### 2.4.1 疫学調査のもつ不確かさ

疫学調査のもつ不確かさには種々の要因を検討する必要があるが、本レポートでは、統計学的不確かさ、すなわち死亡数データのばらつきである。さらには、がん死亡の診断に伴う報告の不確かさを取り上げている。統計学的不確かさについては、平均を 1 とする正規分布で、90% 信頼区間が、0.75-1.25 で表わされるとしている。これは、観察期間において、どの固形がんについて 25% の相対的なサンプリング誤差が存在すると仮定したもので、原爆データ解析結果から、すべての固形がんについて絶対リスクの信頼区間が約 25% であることから推定したものである。

がん死亡の診断に伴う報告バイアスは、がんと診断できない検出誤差と非がんをがんと間違って診断してしまう判定誤差に分けられる。しかし、検出誤差については、絶対リスクに対しては影響を及ぼすが相対リスクに対しては影響が相殺されて問題とならないと考えられる。Sposto ら (1992)は、LSS(Life Span Study) データのがん死亡の相対リスク推定値には、報告バイアスを補正するために 1.13 のファクターを乗じる必要があるとした。Sposto らの剖検データからの推定値が根拠になって、判定誤差は、平均値を 1.1 とする正規分布で、90% 信頼区間が、1.02-1.18 で表わされるとしている。

その他、LSS の被爆者が広島・長崎の被爆者を正しく代表しているかという問題は、Stewart and Kneal (1990)の批判にあるように、原爆被ばく生存者は健康な人間だけが生き残っていて、

LSS 集団は代表性に問題があり、その追跡結果は放射線リスクを過小評価しているという論争である。Little and Charles (1990)の解析によると、selection バイアスがあったとしても、その影響はせいぜい 5-35%であると推定している。NCRP では、この問題についての検討は行っていない。

#### 2.4.2 線量評価のもつ不確かさ

##### a) $F(R_E)$ ：ランダム誤差

線量評価のランダム誤差の及ぼすリスク評価へのバイアスについては、Pierce(1990)らによれば、固形がんに対して 7 から 11%の過大評価となり、白血病に対しては 4 から 7%の過大評価となっていると推定している。この報告書では、平均を 10%として、90%の信頼区間が 20%とする正規分布にあると仮定した。

##### b) $F(D_\gamma)$ ：ガンマ線量推定のバイアス

近年、広島での DS86 のガンマ線の線量評価が、過小評価である可能性が高くなってきた。この傾向は爆心地からの距離と共に増大する。計算によると、爆心地付近では、自由空間中での全てのガンマ線の空気カーマへの影響は小さいことを示しているが、爆心地から 1400m の地点で約 20%も増加すると計算されている。したがって、この報告書では、広島・長崎両市における自由空間中でのガンマ線線量評価のバイアスは、最も可能性の高い値を 1.1 として、1 から 1.4 までの間にある三角形型に分布していると仮定した。このとき、90%信頼区間は 1.04-1.32 にある。

##### c) 遮蔽効果の不確かさ

一般に、生存者はなんらかの遮蔽物によって 20%から 50%の線量の増減を受けることが知られている。例えば、建物から建物の高さの 2 倍を超えない距離を隔てて生存者がいた場合には、建物による遮蔽効果を DS85 では考慮している。しかし、爆心から生存者までを結ぶ直線の中にある建物が複数存在する場合の遮蔽効果は複雑である。近年、爆心地から 1700m 地点にある長崎の三菱重工造船所で働いていた労働者の受けた線量を DS86 が過大評価している可能性が明らかになってきている。現時点では、生存者個人ごとの被ばく状況を考慮した遮蔽効果の不確かさを評価することは困難であり、本報告書では、平均的なバイアスはないと仮定した。

##### d) $F(N_R)$ ：中性子の RBE の不確かさ

中性子の RBE についてはヒトについては明らかにされていない。しかし、RBE を 1 から 10 と変えてデータ解析を行っても固形がんや白血病の線量反応関係の推定にはほとんど影響を与えないことが知られている。例えば、臓器線量が 1.0Gy から 1.99Gy の範囲では、ガンマ線による平均骨髄線量は 1.369Gy であり、中性子による平均線量は 0.019Gy と、全吸収線量の 1.4%に相当する。RBE を 10 とすると、平均中性子線量当量は 0.19Sv となって、全線量当量 1.559Sv の 12%に相当する。RBE が 20 となるとき、この数値は 22%となるので、RBE 10 をメディアンとするとき、10%の不確かさがあることになる。本報告書では、最も可能性の高い値を 1(RBE=10 に相当)として、0.9 から 1.1 までの間にある三角形型に分布していると仮定した。このとき、90%信頼区間は 0.93-1.07 にある。

### e) $F(D_n)$ : 熱中性子の不確かさとバイアス

DS86 が公式に発表されたときから、中性子の放射化によって生成した  $^{60}\text{Co}$  の測定値と DS86 の推定値は一致しないことが知られていた。この不一致は広島および長崎の両市で観察されていたが、長崎のその後の調査から、計算との不一致は解消されたのに対し、広島では 800m 地点では一致するが約 600m 地点ではファクター 10 近くまで合わないことが判明した。Preston(1993) らは、リスク評価に最も影響する線量範囲が 1Gy 付近(1100m から 1200m の地点)であることから、中性子線量が増加したとしても、リスク評価値は、RBE=10 に対しては 13% の減少、RBE=20 に対しては 22% の減少するにすぎないことを示した。広島の線量における中性子寄与は、13% の修正を必要とすると考えられる。そこで、本報告書では、中央値を 1.1 として、1.0 から 1.3 の範囲に三角形状に分布すると仮定した。このとき、90% 信頼区間は 1.04-1.25 にある。

### f) $F(D)$ : 不確かさとバイアスの総合

以上の不確かさとバイアスを総合して、最終的な線量評価のもつ不確かさ  $F(D)$  をモンテカルロ法によって推定した。各成分の不確かさ同士には相関はないとした。

$$F(D) = \frac{F(R_E)}{F(D_\gamma) \times F(N_R) \times F(D_n)}$$

その結果、線量評価に伴う不確かさがリスク推定に与える影響は、平均を 0.84、標準偏差が 0.11 とする正規分布で近似でき、90% 信頼区間は 0.69-1.0 にある。

#### 2.4.3 リスク転換に伴う不確かさ

リスク転換に伴う不確かさとは、原爆被爆者から得られた過剰発がん死亡率を原爆被爆者とベースライン(自然発がん率)の異なる集団に適用する場合に問題となる不確かさである。米国と日本のベースラインには、胃ガン、大腸ガン、乳ガン(女性)では 4 倍以上の違いがある。リスク転換モデルとしては、2 つのモデルが知られている。年平均過剰絶対リスクが観察期間と同じ期間には同様に発生し、その間の米国のベースラインとの相対リスクを観察期間の残りの期間に適用するのが NIH(National Institutes of Health) モデルである。これに対して、年平均過剰相対リスクがベースラインの異なる集団においても不变の量であるとして適用するモデルが相乗リスクモデルである。

すべてのがんで同様に適用可能なリスク転換モデルがひとつであるとは言えない。例えば、乳ガン発生率に米国と日本の違いが 4 倍-5 倍あっても、放射線に関しては加法的にはたらいていると考えられているが、2 つの国の乳ガン発生率の違いが子供を最初に 18 歳で生む国と 30 歳で生む国では、リスク転換には相乗モデルが適切であることが最近の原爆被爆者のケースコントロール研究によって明らかにされている。また、一方では、いくつかの国の放射線照射を受けた結果発生した乳ガン比較によっては、相加モデルが適切であることも示している。胃ガンについては、原爆データと欧米で実施されたケースコントロール研究からは相乗モデルを支持する結果になっている。

リスク転換に伴う不確かさは個々のがんについては、リスク予測や低線量への外挿に伴う不確

かさよりも大きい可能性がある。しかし、すべての固形がんとして括った場合、全体でがんのベースラインの違いが大きくないならば、ひとつの方法として、相加モデルと相乗モデルは最大最小を与えるものとして利用できるかもしれない。幸い、米国の場合、相乗モデルと NIH モデルによる違いは大きくないので、リスク転換の不確かさの信頼区間は相対的に小さい。このレポートでは、リスク転換の最も可能性の高い値を 1 として、90%信頼区間が 0.7-1.65 の対数正規分布に従うと考えた。

#### 2.4.4 リスク予測に伴う不確かさ

1985 年までに原爆被爆者の 39%が死亡している LSS データを使って生涯リスクを推定する場合、残りの 61%に対して今後の予測を行う必要がある。とくに、若年齢で被ばくした生存者にとって、これから発がん率の予測は生涯リスク推定において不確かさをもたらす。

現在、20 年以上にわたって、個々の固形がんで相対リスクが一定となる傾向を示している。その結果、被ばく後、相対リスクが一定とする予測モデルを用いた評価が UNSCEAR(1988)で行われている。BEIR V 報告では、相対リスクを時間の関数としたモデル化を行っているが、乳ガンを除くと一定相対リスクモデルと違いはない。

Kellerer と Barclay(1992)は、過剰相対リスクが被曝時年齢に依存したモデルだけではなく、到達年齢に依存したモデルにもよくあてはまることを見いだし、両者による生涯リスクの予測は被ばく時年齢モデルが高く、2 倍の違いがあることを報告した。しかし、被ばく年齢ではなく到達年齢になぜ依存するかという理論的な理由がない。UNSCEAR(1994)では、相対リスクが被ばく後 40 年からは年齢と共に 90 歳まで直線的に減少する 2 つの予測モデルを考え、生涯リスクの比較を行った。一つは、被ばく時年齢 50 歳の相対リスクまで減少するもので、一定相対リスクモデルよりも、16%生涯リスクが少なくなる。他方は、相対リスクが 0 まで減少するもので、一定相対リスクモデルよりも、30%生涯リスクが少なくなる。

若年齢被ばくの生涯リスクを予測する際には、予測モデルを使用することで不確かさが伴う。これは、LSS の 10 歳未満の原爆被爆者が 1995 年時点で 92%、2010 年でも 80%が生存していることを考えると、若年齢被ばくの生涯リスク予測に伴う不確かさの存在は簡単には消失しないことがわかる。

一定相対リスクモデルを使用した予測値を上回ることはありそうにないが、少しの可能性を考えて、上限を 1.1 とした。逆に、到達年齢モデルによる予測を下回ることはありそうにないので、ファクター 2 の違いが存在したことを考慮して、下限を 0.5 とした。不確かさの分布は、上限を 1.1、下限を 0.5 とする三角形型とした。したがって、90%信頼区間は 0.62-1.05 にある。

#### 2.4.5 低線量・低線量率への外挿に伴う不確かさ

動物実験データによると、低 LET 放射線ではトータル線量が同じ場合、低線量率は高線量率に比べて効果が小さいことが知られている。同様に、1 回照射に比べて、同じ線量を分割した場合の方が効果が小さいことも知られている。NCRP(1980)は、種々のエンドポイントで調べて結果、DDREF は 2-10 の範囲にあることを報告した。UNSCEAR(1993)では、動物を用いた発がん実験では、中央値を 4 として 1-10 の範囲に DDREF はあることを報告した。一方、ヒトのデー

タでは、最も重要なヒトの情報源である原爆被爆者のデータに基づくと、直線2次モデルの線量反応関係を示す白血病でDDREFが2・3と報告されているが(NAS/NRC, 1990; Pierce and Vaeth, 1991)、がんの大部分をしめる固形がん死亡率では、線量反応関係が直線モデルを示すことから、DDREFはサンプリング誤差や線量評価の不確かさを考慮してもせいぜい2を上回らないとされている(Pierce and Vaeth, 1991)。固形がん発生率の場合は、さらにDDREFは小さく、せいぜい1.4とされている(Thompson, 1994)。

ICRPは、DDREFとして2を採用したが、この値の不確かさの下限値は、原爆データの固形がん発症率が直線モデルによく適合することを考えると1の可能性を考える必要がある。上限値は、分割照射では肺ガンが生じていない(Howe, 1995)疫学データの存在を考慮すると、DDREFは高い値をとる可能性もある。しかし、多くの動物の発がん実験データが4あるいは5あたりを示している(NCRP, 1980; UNSCEAR, 1993)ことから、平均値は、5を超える可能性は小さいと考えられる。

不確かさの分布は、最も起こりうる値を2として、左側にファクター2、右側にファクター2.5の範囲にあるとして、2の相対確率を1/4、3の相対確率を1/2とした三角形型の分布を仮定した。したがって、90%信頼区間は1.25-4.13にある。

### 3. モデルおよびパラメータの改訂

第2章では、米国原子力規制委員会(USNRC)の「原子力施設事故影響解析のための健康影響モデル」NUREG/CR-4214の現時点での最新版であるRev.2(1993)をレビューし、その内容について検討した。NUREG/CR-4214改訂版では、UNSCEAR 1988年報告書(UNSCEAR, 1988)、BEIR V(NAS/NRC, 1990)、ICRP Publication60(1991)で採用されたリスク推定法との比較検討を行い、放射線リスク評価に関する1991年までの情報によるパラメータ情報のアップデートと $\alpha$ 線放出核種による内部被ばくの考慮等を含む若干のモデルの改訂を行っている。

NUREG/CR-4214の改訂されたモデルは、UNSCEAR、ICRPなどで用いられる健康影響モデルと比べると、コード化する目的に適合したより詳細なパラメータの設定がなされている点が特徴である。将来的にこのモデルの推定値を用いて施設の安全設計や緊急時の対策のための意思決定を行うことを想定すれば、統計的な変動性と不確実性の評価を考慮することが重要課題であることは明らかである。第2章の第4節ではリスクの不確実性の分析に関するNCRPの最新の報告書の内容を要約した。ここで取り上げたすべての不確実性を正確に評価することは現時点においてきわめて困難であることは認めざるを得ないが、NUREG/CR-4214のモデルでは、リスク推定のモデルやパラメータの条件設定による上限、下限および中央の推定値が設定にとどまり、この推定結果から、影響の変動性や不確実性を評価するには不十分である。この点は、今後の改訂の重要な課題であると考えられる。

本調査の目的は、日本原子力研究所で開発が進められている原子力事故時の放射線影響評価コードシステム(OSCAAR)のリスク評価部分のためのモデル設定である。第3章においては、この目的に沿った方向で、NUREG/CR-4214のモデルの改訂を行った。改訂の方針としてはできる限り、以下の条件を盛り込むこととした。

- 現在までの最新のリスク情報を用いる。
- 疫学調査によるリスク係数の統計学的不確実性の評価のための情報を盛り込む。
- 日本人のリスク推定のためのリスク係数やモデルの諸パラメータを設定する。
- 性、年齢別にリスク評価が可能とする。

### 3.1 晩発性影響

がんリスク推定に当たって次のような方針を採った。

- 部位の設定はNUREG/CR-4214改訂モデルに従った。
- 放射線影響研究所の原爆被爆者の追跡調査データから罹患リスク係数の推定値が得られるものは、これを用いた。死亡の相対リスクには、罹患の相対リスクと同じ値を与えた。
- 生涯リスクの計算方法は従来どおりとする。
- $\alpha$ 放射性核種は肺、肝、骨のがんでのみ考慮し、RBE=20として線量を低LET放射線量に換算して生涯リスク推定を行うものとする。

以下では本検討委員会が推奨するモデルについて記す。

#### 3.1.1 白血病

##### (1) 委員会が推奨するモデル

	上限推定モデル	中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	絶対リスクモデル	同左	同左
性による修飾	男性、女性共通	同左	同左
曝露時年齢による修飾	全ての暴露時年齢	同左	同左
潜伏期間	2年	同左	同左
リスク発現期間	25年	同左	同左
死亡リスク係数	$2.94/10^4$ 人年Gy	同左	同左
罹患リスク係数	$0.95/10^4$ 人年Gy	同左	同左
DDREF	1	2	4

- 死亡絶対リスクの値はShimizu et al. (1990)から得た。
- 罹患絶対リスクの値はThompson et al. (1994)から得た。

##### (2) コメント

- Shimizu et al. (1990)は白血病死亡の絶対リスクが男性で高い可能性を示唆しているが、ここではその点は考慮されていない。
- 白血病の致命率は年令依存性なので、死亡リスク係数では到達年令も考慮すべきかもしれない。
- 白血病の亜型によりリスクのパターンが異なるので、罹患リスクについては、今後は亜型別に推定したほうが良いと思われる。

#### 3.1.2 骨がん

##### (1) 委員会が推奨するモデル

	上限推定モデル	中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	絶対リスクモデル	同左	同左
性による修飾	男性、女性共通	同左	同左
曝露時年令による修飾	全ての暴露時年齢	同左	同左
潜伏期間	2年	同左	同左
リスク発現期間	25年	同左	同左
死亡リスク係数	$0.55/10^4$ 人年Gy	同左	同左
罹患リスク係数	-	-	-
DDREF	1	2	4

## (2) コメント

- NUREG/CR-4214改訂モデルをそのまま使用する。
- わが国には参照すべき適当なデータがない。

### 3.1.3 乳がん

#### (1) 委員会が推奨するモデル

	上限推定モデル				中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	相対リスクモデル				同左	同左
性による修飾	女性のみ				同左	同左
曝露時年令による修飾	0-9 9	10-1 9	20-3 9	40+	同左	同左
潜伏期間	10年				同左	同左
死亡過剰リスク係数	3.2	2.6	1.2	0.6	同左	同左
罹患過剰リスク係数	3.2	2.6	1.2	0.6	同左	同左
DDREF	1				1	4

- 死亡の相対リスクには、罹患の相対リスクと同じ値を与えた。罹患相対リスクの値はThompson et al. (1994)から得た。
- 下限モデルも相対リスクモデルとした。
- 相対リスクモデルであるのでリスクの最低発現年令は必要ないと考え、これを示さないことにした。
- 他はNUREG/CR-4214改訂モデルを踏襲した。

## (2) コメント

- 曝露時年令40+のリスク係数は大きすぎるかもしれない。
- Landらが原爆被爆者のLSSコホートの中で行った症例・対照研究によると、原爆被爆者でも対照群でも初めての満期産が若い方が乳がんリスクが低く、また、20歳未満で被曝した女性で初産(満期産)年令が若いと放射線リスクを低減する可能性がある (Land et al., 1994)。日本人の初産年令は高齢化しており、将来の生涯リスク推定ではこの点を考慮して、リスク係数を高くする必要が出てくるかもしれない。
- 生涯リスクの推定では日本人の乳がんリスクが近年、急激に増加していることが問題となろう。

仮に、今後、実際に事故が起きた場合、被曝女性ががん年令に達するとき、彼女の世代で期待されるバックグラウンドリスクは、現在の乳がん死亡率(または罹患率)よりかなり高くなると予想される。乳がんの生涯リスク推定では相対リスク投影モデルを用いているのでバックグラウンドの変化は生涯リスク推定値に大きな影響を与える。

### 3.1.4 肺がん

#### (1) 委員会が推奨するモデル

	上限推定モデル		中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	相対リスクモデル		同左	同左
性による修飾	男性	女性	同左	同左
曝露時年令による修飾	全ての暴露時年齢		同左	同左
潜伏期間	10年		同左	同左
死亡過剰相対リスク係数 (at 1Gy)	0.5	1.9	同左	同左
罹患過剰相対リスク係数 (at 1Gy)	0.5	1.9	同左	同左
DDREF	1		2	4

- 肺がんでは原爆被爆者で被爆時年令による修飾が見られていないことから、全ての被爆時年令で同じ過剰相対リスクを与えた。
- 過剰相対リスクは性で異なっている。
- 死亡の相対リスクには、罹患の相対リスクと同じ値を与えた。罹患相対リスクの値はThompson et al. (1994)から得た。
- 相対リスクモデルであるのでリスクの最低発現年令は必要ないと考え、これを示さないことにした。
- 他はNUREG/CR-4214改訂モデルを踏襲した。

#### (2) コメント

- 肺がんでは喫煙の影響を無視することはできないが、ここでは無視している。喫煙者と非喫煙者で分けて生涯リスク推定を行うのが望ましい。喫煙者では年令とともに急激にバックグラウンドリスクが高くなると予想される。従って、高齢者では放射線の相対リスクを少し低くしてやる必要があるかもしれない。
- 曝露後の時間経過とともにリスクを小さくすべきかもしれない。

### 3.1.5 消化器のがん

#### (1) 委員会が推奨するモデル

	上限推定モデル		中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	相対リスクモデル		同左	同左
性による修飾	男性女性共通		同左	同左
曝露時年令による修飾	0-29 30+		同左	同左
潜伏期間	10年		同左	同左
死亡過剰相対リスク係数 (at 1Gy)	0.7	0.3	同左	同左
罹患過剰相対リスク係数 (at 1Gy)	0.7	0.3	同左	同左
DDREF	1		2	4

- 死亡の相対リスクには、罹患の相対リスクと同じ値を与えた。罹患相対リスクの値はThompson et al. (1994)のデータから得た。Thompson et al. (1994)によると、曝露時年令0-29歳をさらに細かくしても相対リスクに顕著な差は見られていないし、曝露時年令30+をさらに細かくしても相対リスクに顕著な差は見られていない。この年令区分(0-29, 30+)の過剰相対リスクはThomson et al. (1994)のデータを用いて本委員会が新たに計算して得たものである。
- Thompson et al. (1994)によると女性の方が相対リスクは高かったが、性による修飾は統計学的に有意でなかったので( $P=0.08$ )、ここでは考慮しなかった。
- 他はNUREG/CR-4214改訂モデルを踏襲した。

## (2) コメント

- 生活習慣、特に食習慣、飲酒習慣が放射線リスク発現期間：生涯にどのような影響を与えるか検討する必要がある。
- リスクを胃、結腸など部位別に推定することも検討する必要がある。消化器の主ながんである胃がんと結腸がんに影響を与える生活習慣、環境要因は多様であり、これら部位を一まとめにして放射線リスクを論じることは、様々な共変数により放射線リスクが修飾されないことを前提としている。しかし、そのような前提が成り立つ可能性は低いものと考える。

### 3.1.6 甲状腺がん

#### (1) 委員会が推奨するモデル

	上限推定モデル		中央推定モデル		下限推定モデル	
リスクモデル	絶対リスクモデル		同左		同左	
性による修飾	男性女性共通		同左		同左	
曝露時年令による修飾	0-15 16+		0-15 16+		0-15 16+	
潜伏期間	5年		同左		同左	
死亡リスク係数 ( $/10^4$ 人年Gy)	0.44	0.04	0.15	0.01	0.09	0.01
罹患リスク係数 ( $/10^4$ 人年Gy)	4.4	0.4	1.5	0.1	0.9	0.1
DDREF	1		1		1	

- NUREG/CR-4214改訂モデルに従い、死亡リスクは罹患リスクの1/10とする。

- ここでは性によるリスクの修飾を行わない。
- 曝露時年令による修飾の年令区分はNUREG/CR-4214改訂モデルと異なる。
- 上限推定値はRonらが報告したメタアナリシスの値を用いた。原発事故では、放射性ヨードによる内部被曝が中心と考えられるから、NUREGに従い、リスクは外部被曝の場合の三分の一とする。中央推定値のリスク係数は上限推定値のリスク係数に1/3を乗じたものである。下限推定値は原爆被爆者で得られている係数に1/3を乗じたものである。
- 甲状腺がん罹患の潜伏期は原爆被爆者では不明であるが、チェルノブイリ事故後の周辺地域での調査結果から他の固形ガンよりかなり早いと考えられているから、5年とし、リスクの発現期間は生涯とした。
- 他はNUREG/CR-4214改訂モデルを踏襲した。

## (2) コメント

- 原発事故で問題になるのは放射性ヨードによる内部被曝であるが、発癌性については不明確な点が多く、今後も検討を継続することが必要である。
- 曝露時年令による修飾の年齢区分を変えた。

### 3.1.7 良性甲状腺腫瘍

#### (1) 委員会が推奨するモデル

	上限推定モデル		中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	絶対リスクモデル		同左	同左
性による修飾	男性		同左	同左
曝露時年令による修飾	0-19	20+	全て	同左
潜伏期間	5年		同左	同左
罹患リスク係数 ( $/10^4$ 人年Gy)	9.3	4.65	9.3	同左
DDREF	1		1	1

- NUREG/CR-4214改訂モデルをそのまま使用する。
- 甲状腺や副甲状腺の機能への影響も今後は考える必要があろう。

### 3.1.8 皮膚がん

#### (1) 委員会が推奨するモデル

皮膚がん(非メラノーマ)について

	上限推定モデル				中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	相対リスクモデル				同左	同左
性による修飾	男性女性共通				同左	同左
曝露時年令による修飾	0-9	10-19	20-39	40+		同左
潜伏期間	10年				同左	同左
罹患過剰相対リスク係数 (at 1Gy)	6.5	2.2	1.1	0.3	同左	同左
DDREF	1				2	4

- NUREG/CR-4214改訂モデルでは曝露時年令を考慮していなかったが、原爆被爆者のLSSコホートデータを解析したRon et al. (1998)、Thompson et al. (1994)に従い、曝露時年令別にリスク係数を与えた。リスク係数はThompson et al. (1994)から取ったものである。ただし、原発事故後の皮膚への曝露として顔面だけを考え、かつ皮膚がんの90%が皮膚に生じるのでリスク係数に0.9を乗じた(この考え方はNUREG/CR-4214改訂モデルを踏襲したものである)。他はNUREG/CR-4214改訂モデルを踏襲した。

## (2) コメント

- 今後、紫外線の影響を検討する必要がある。
- Ronらは放射線リスクが基底細胞がんに限定される可能性を指摘しているが、組織型別の検討は今後の課題である。

### 3.1.9 その他のがん

#### (1) 委員会が推奨するモデル

- 過剰リスクをゼロとする。
- その他のがんで問題になるのは膀胱がん、卵巣がんである。これらのがんはバックグラウンドのリスクが低く放射線による過剰リスクも低いため、過剰リスクをゼロと考えても、生涯リスク推定には殆ど問題を生じないと考える。

### 3.1.10 子宮内被曝によるがん

#### (1) 委員会が推奨するモデル

がん全体について

	上限推定モデル	中央推定モデル	下限推定モデル
リスクモデル	絶対リスクモデル	同左	同左
性による修飾	男性女性共通	同左	同左
曝露時年令による修飾	全ての暴露時年齢	同左	同左
潜伏期間	0年	同左	同左
リスクの最低発現年齢	0歳		
リスク発現期間	12年	同左	同左
罹患リスク係数 ( $/10^4$ 人年Gy)	217	6.57	5.20
DDREF	1	1	1

- NUREG/CR-4214改訂モデルでは子宮内被曝の場合のがん死亡リスクを白血病とその他のがんに分けて示してあるが、ここでは区別せず、がん全体の値を与える。
- 上限推定値はOxford サーベイで Bithell と Stiller (1988) の解析が 217(白血病を含む全がん) $/10^4$ 人Gy という値を与えているので、これを用いた。UNSCEAR88 は胎内被ばくについて新しい勧告をしていないがUNSCEAR 77の値は200-250過剰死亡/ $10^4$ 人Gy となっており、ICRP60 、BEIRVもこの値を引用している。上限推定値はこれと類似した値である。

- ・中央推定値はYoshimoto et al. 原爆胎内被曝者の30年以上に及ぶ追跡調査で得られた値を用いている。最近、Delongchampは原爆被曝者データを解析して、胎内被曝者と5歳以下で被曝した子供でその後のがんリスクに差がないと報告している。胎内被曝者に比べて、生後被曝した子供の数は多いためリスク推定値はより安定したものとなる。Yoshimoto et al. は10歳未満で被曝した子供のがんリスクを1950-85年にわたって調査して $5.2/10^4\text{Gy}$ と報告している。下限推定値にはこの値を用いた。

(2) コメント

- ・リスク係数の不確実性が大である。

### 3.2 遺伝的影響

#### 3.2.1 モデル設定

放射線により誘発されるヒトの遺伝影響に関するリスクを解析するための情報は、現在のところ広島、長崎の原爆被爆者の子供の疫学調査の結果のみである。この調査では以下の 6 つ指標で過去数十年間に行われた。

- 妊娠終結異常(主な先天異常、死産、新生児死亡も含まれる)
- 出生児の生殖前死亡
- がん発生率(20 歳までに生じたがん)
- ある型の染色体異常
- タンパク質の性質に影響する突然変異出現頻度
- 出生児性比

その結果としては、これらの全ての指標において対照群との有意な差は見いだされていない。ヒトでのデータでは過剰の頻度を示していないが、動物実験では放射線の遺伝リスクが確かめられており、NUREG/CR-4214 Rev.2 では、主に動物実験の結果からヒトへ外挿して推定したリスク係数を用いている。日本人への適応においても原爆被爆者の遺伝的影響が明らかであれば、直接的に推定される線量反応関係やリスク係数を利用できるが、現段階では、モデルやリスク係数は基本的には NUREG/CR-4214 Rev.2 で示されたものを変更するための情報はない。

#### 3.2.2 リスク係数の補正

NUREG は、米国民についての遺伝影響のパラメータ設定をしている。米国では 1 年間に 1000 人当たり 16 人の出産があり、1 世代 30 年間に 500 出生があると仮定して計算している。日本人の場合は、最新の情報である平成 9 年の出生率は、1000 人当たり約 9.7 人である。(総務省統計局発行 P S I 年報 1998 年版)。遺伝リスクは出生数に比例すると仮定すると、米国に対して 0.61 を乗じた値となる。

遺伝的疾病別での正確な自然発生頻度の統計は入手が困難である。参考までに先天異常による乳児死亡率および後期死産率(28 週以降)の自然発生率を他の国と比較すると先天異常による乳児死亡率が若干低めであるが、変動幅を越えているとはいえない。これらの遺伝的疾病的頻度において日本人の特異性があるとはいえない。

各国の先天異常による乳児死亡率および後期死産率(出生 1000 当たり)

	先天異常による乳児死亡率	後期死産率
日本	1.64(1989)	4.4(1988)
カナダ	2.36(1988)	3.8(1988)
米国	2.11(1988)	5.2(1986)
香港	2.83(1986)	4.2(1987)

フランス	1.59(1988)	6.9(1987)
西ドイツ	1.93(?)	3.5(1988)
ノルウェー	1.84(1988)	4.4(1988)

以上の結果から NUREG/CR-4214 のモデルに設定されているパラメータを変更するだけの情報はないので、単位人口あたりの出生数の差を考慮して、NUREG のリスク係数に 0.61 を乗じた値を用いる。

### 3.2.3 モデルを使い分ける基準とする線量率の設定

動物実験の結果から、放射線の遺伝的影響は、低線量率の場合の線量反応関係は線形二次を示し、高線量率では線形を示す傾向が見られる。以下にその例を示す。

- マウス体細胞染色体異常 Russell W. and E. Kelly, Proc. Natl. Acad. Sci. Vol. 79, 542-544

高線量率 72-90 R/min 1150 Gy/day

低線量率 0.8R/min 11.5 Gy/day

- マウス卵母細胞突然変異 P.B.Selby et al., Mutat. Res. 249, 351-367, 1991

高線量率 73-93R/min 1190 Gy/day

低線量率 0.79R/min 11.5 Gy/day

変異率が 14 分の一

- マウス由来培養細胞突然変異 Furuno-Fukushi et al. Radiation Res.

136, 97-102, 1993

高線量率 30Gy/h 720Gy/day 2 次

低線量率 13mGy/h 0.31Gy/day 1 次

これらの実験結果の例から判断して、NUREG/CR-4214 Rev.2 で用いられるモデルを使い分ける線量率の基準値 0.5Gy/day を変更するのに十分な情報はない。

### 3.2.4 今後の検討課題

遺伝子突然変異、染色体異常、体細胞突然変異など最新の技術による研究結果を用いて動物実験の結果をヒトでの影響へ外挿する方法について検討する必要がある。

チェルノブイリ事故の影響は、実際の原子力事故での影響として原爆被爆者の影響と比較することは極めて重要である。現在得られている遺伝的影響(妊娠、生殖の影響)に関する多くの情報は、線量評価、診断法、ベースライン発生率の評価などにおいて信頼性が低いが、以下のものがある。

- ベラルーシにおいて 被ばくした母親から生まれた子供の先天性発生欠損、染色体異常などの頻度において差はない。(Lazuk et al., 1990)
- ロシアの汚染地域において出生率の減少が汚染地域とコントロール地域の両方に見られ (Buldakov et al., 1996)、汚染地域であるブリアンスク地方においては自然流産、流産、死産、

周産期死亡などの妊娠や出産の異常の頻度の有意に増加し、最も高レベルの汚染地域では死産と疾病を持つこの出産の頻度のみが増加している。(Ljaginskaja et al., 1995,1996,1997)

しかし、これらの事故の影響への放射線の寄与についてはこれから研究により明らかにする必要がある。

### 3.3 計算モデルの今後の改訂の方向性の提言

#### 3.3.1 計算モデルの方向性について

リスク評価の方法論として、NUREG/CR-4214 レポートは BEIRⅢおよびBEIRⅤの計算方法に大きく依存している。これからの評価方法として、新しいデータあるいは生物学的な知見などを反映しやすい構造をもった計算コードとして作成しておかないと、将来、必ず大きな計算コードの改訂を強いられる。次の項目を視野に入れた検討を行う必要がある。本章では、計算コードシステムおよび計算モデルの将来について考察した。

#### 3.3.2 健康リスク評価の基本的な方法

生涯リスクを計算する場合、一般に生命表を用いた(Lifetime Table Method)計算が最も多く利用されている(図 3.1)。しかし、健康リスク評価を行うには、放射線リスクだけではなく、喫煙などの他のリスクファクターの評価を考慮した構造にしておく必要があり、年齢を離散的に扱うよりも連続量として扱った理論のほうがより数学的な展開に有利である。また、実験データや疫学データでの解析が生存率やハザード関数の推定を行っているため、解析結果をそのまま取り込むことが可能である。

ハザード関数法では、各リスクファクターをハザード関数  $h(t)$  で表現する。ハザード関数は、線量および被曝年齢、発現年齢などの関数として表される。一般にハザード関数は、生存率を  $S(t)$  とすると、

$$h(t) = -\frac{d}{dt} \ln S(t)$$

となる。したがって、生存率  $S(t)$  は、ハザード関数を使って、

$$S(t) = \exp\left(-\int_0^t h(\tau) d\tau\right)$$

と表すことができる。ある年齢における死亡率を  $f(t)$  とすると、

$$f(t) = h(t) \circ S(t)$$

と関係にあり、年齢  $t$  の死亡率は、ある年齢  $t$  まで生存した人が、ある死亡要因のハザード関数をかけたものである。このことから、ハザード関数は、死亡力、年齢特定死亡率、ハザード率などと呼ばれることがある。健康影響の大きさは、 $f(t)$  という形で観察されるので、放射線の生涯がん死亡確率はこの  $f(t)$  を積分したものになっている。

人の生涯死亡確率は 1 である。その原因となるものの(死亡リスク要因)のハザード関数を  $h_i(t)$  とすると、ある年齢においては、死亡のハザード関数はすべての死因  $i$  を考慮したものになるから、

$$h(t) = \sum_i h_i(t)$$

と表される。全ての死亡リスク要因のハザード関数が  $h(t)$  である人が、放射線被ばくによって  $h_r(t)$  となるハザード関数が加わることによって、トータルのハザード関数は、

$$h(t) = h_r(t) + \sum_i h_i(t)$$

となる。

このように、死亡リスク要因同士が独立であると仮定される場合、ハザード関数は加法性が成り立つ。

放射線誘発がんによる年齢  $t$  における死亡率を  $f_r(t)$  とすると、

$$f_r(t) = h_r(t) \cdot \exp \left[ - \int_0^t \left( h_r(\tau) + \sum_i h_i(\tau) \right) d\tau \right]$$

と表されることは今までの議論から明らかである。したがって、生涯がん死亡確率は、 $f_r(t)$  を生涯にわたって積分したものとして得られる。一般に、放射線被ばくによる放射線誘発がん死亡のハザード関数は、被ばく時年齢  $E$  の関数であることを明記すると、生涯がん死亡確率  $F(E)$  は、次の式で表される。

$$F(E) = \int_E^\infty h_r(t, E) \cdot \exp \left[ - \int_E^t \left( h_r(\tau, E) + \sum_i h_i(\tau) \right) d\tau \right] dt$$

この式で、積分範囲の下限が  $E$  であって、0 でないのは、スタートを年齢  $E$  の集団を考えているためである。つまり、年齢  $E$  の 10 万人中何人が残りの生涯の間に放射線誘発がんで死亡するかを計算するためである。

### 3.3.3 基本となるデータベースの構築

人口構成や疾病統計などの基本データベースを時系列で保有し、計算に用いるデータベースを自由に選択できるようにする。通常、5 歳階級ごとのデータであることが多いので、線形回帰分析によって内挿式を導出できるようにしておく。

現在、原研のデータベース研究が行っているように、疫学データや動物実験データなどの入手可能なものは取り込み、できるだけ、システムの中で評価に必要なデータとモデルを保有することが理想である。放射線リスクのベースになっている広島・長崎の原爆被爆者データはグループデータが公開されているので、利用可能である。

### 3.3.4 疾病の将来予測も視野に

相対リスクモデルを使用する場合、将来の自然発がん率の予測が必要になるので、放射線関連

のデータだけではなく、疾病統計の将来予測モデルも視野に入れた構造にしておく。これは、年々がん死亡率が変化によって、生年コホート(Birth cohort)ごとにがんの年齢別死亡率が異なっているので、ある年の横断的な年齢別データはそのまま用いることができないからである。

### 3.3.5 リスクの表現

リスクの表現として、単一の数値ではなく、できるだけグラフィカルな表現をとりいれ、多様な表現法を検討する。具体的には、NCRP No.126 の不確かさ分布を取り入れ、現在の評価値のもつ不確かさが見えるようにしておくる。不確かさ解析に利用されるモンテカルロ法は、また、リスクの表現として、生涯発がん確率だけではなく、余命損失、寄与リスクなどの表現を取り入れる。

### 3.3.6 モデルとデータ

計算コードで使用しているデータおよびモデルが何を使っているかを常に、利用者に見える構造にする。モデルについては、モデルの選択肢を多くし、それぞれのもつ限界や科学的なロバストネスがわかるような工夫を行う。

### 3.3.7 新しい動きの取り込み

リスクモデルとして、生物学的な情報を反映したモデルを取り込む。現在、確立したモデルはないが、発がん数理モデルを視野に入れた計算コードを検討する。この場合、ハザード関数法でリスク計算ができるれば、モデルはハザード関数あるいは生存率で定式化されているので、対応可能である。また、モデルの追加が容易にできるような構造にしておくことが大切である。

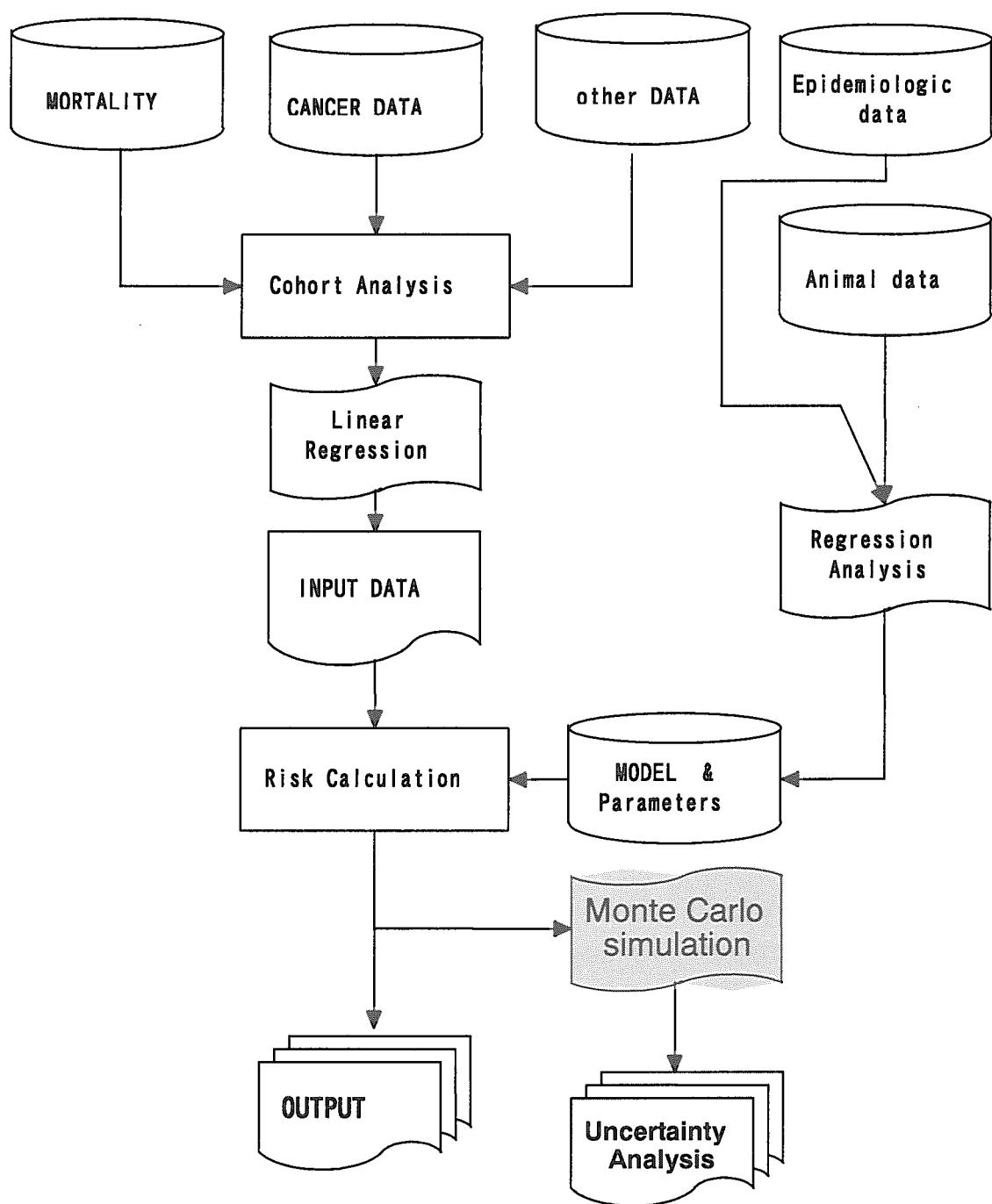


図 3.1 リスク計算の構造

#### 4. おわりに

本調査研究は、原子炉事故時における放射線影響解析手法の開発の一環として原研で開発された健康影響モデルの第1次版を改訂するため、その基礎となった米国原子力規制委員会の報告書 NUREG/CR-4214 の改訂版を中心に、その後国際機関等で発行された新しい報告書のレビューをまとめ、晚発性身体的影響および遺伝的影響について、日本人集団に適用するモデルおよびパラメータの検討を行い、今後の検討課題をまとめた。

健康影響モデルは、原子力施設のもつ潜在的なリスクを人への健康影響という形で提示するだけでなく、実際の事故による損害を最小限にするための対策の計画や実行の意思決定の判断を支援する情報を提供する等の活用も期待される。これらの目的を考慮すると、モデルの改訂の方向性として、より精度の高い推定が行えることに加え、放射線影響の指標として、被ばく集団の総合的なデトリメント計算を可能とするシステムの構築が重要である。そのためには、今後各年齢性別ごとの種々の疾病の重篤度や発症頻度の経時的变化の情報も得られるようなシステムに対応できるモデルの構築が望まれる。

また、チェルノブイリ事故の影響について考察しても明らかのように、放射線のみの影響だけを評価することは、非常に困難であり、現実には社会的、経済的、また精神的な影響なども考慮した全般的な影響評価が必要となる。

以上のような観点から、本検討委員会の成果が、今後多岐にわたる広範囲の専門家による組織による発展的な研究のための礎となることを期待する。

#### 謝 辞

本調査研究では、検討委員会を設置して検討を行ってきたが、委員会の運営に当っては株式会社ヴィジブルインフォメーションの黒澤直弘氏、井上佳久氏、益村朋美氏に多大の協力を得た。また、本報告書の編集に当っては、同社の関根由嘉氏にご協力頂いた。ここに感謝の意を表します。

## 参考文献

外川織彦、本間俊充、松鶴秀夫、小林定喜（編）(1991)、原子炉事故時放射線影響解析で用いるための健康影響モデル、日本原子力研究所報告書 JAERI-M 91-005.

外川織彦、本間俊充、益村朋美 (1999)、放射線による晩発性身体影響と遺伝影響を推定するための計算コード HEINPUT、日本原子力研究所報告書 JAERI-Data/Code 99-002.

Bitell, J. F. and Stiller, C. A.(1988) A New Calculation of the Carcinogenic Risk of Obstetric X – Raying, Stat. Med. 7 : 857-864

Fears, T. and Scotto, J.(1982) Changes in Skin Morbidity Between 1971-72 and 1977-78” , J. Natl, cancer Inst. 69 : 365-370

Homma, T., O. Togawa and T. Iijima (1990) Development of accident consequence assessment code at JAERI, Proceedings of the Seminar on Methods and Codes for Assessing the Off-Site Consequences of Nuclear Accidents, Athens, May, EUR 13013/2 1049-1063.

Hrubec, et al(1989) Breast Cancer After Multiple Chest Fluoroscopies: Second Follow-up of Massachusetts Women with Tuberculosis” , Cancer Res. 49:229-234

ICRP(1991) International Commission on Radiological Protection, 1990 Recommendations of the International Commission on Radiological Protection, ICRP Publication 60, Pergamon Press, Oxford, UK.

Kobayashi, S., K. Fujimoto, M. Uchiyama, T. Iwasaki, Y. Nakamura, M. Doi, H. kato, Y. Shimizu, T. Aoyama, H. Yonehara, H. Matsuzuru, O. Togawa, O. and T. Iijima (1990) Health effects models for risk assessment of the Japanese population, Proceedings of the Seminar on Methods and Codes for Assessing the Off-Site Consequences of Nuclear Accidents, Athens, May, EUR 13013/2 817-841.

Laird, N. M.(1987) Thyroid Cancer Risk from Exposure to Ionizing Radiation : A Case Study in the Comparative Potency Model, Risk Analysis 7:299-309

Land ,C. et al.(1994) A case-control interview study of breast cancer among Japanese A-bomb survivors. II. Interaction with radiation dose. Cancer Causes and Control 5,167-176

Miller, et al(1989) Breast Cancer Mortality Following Irradiation in a Cohort of Canadian Tuberculosis Patients” , N. Engl. J. Med. 321:1285-1289

NAS/NRC(1972) The Effects on Populations of Exposure to Low Levels of Ionizing Radiation, BEIR I , Committee on the Biological Effects of Ionizing Radiations, National Academy Press, Washington, DC.

NAS/NRC(1980) The Effects on Populations of Exposures to Low Levels of Ionizing Radiation, BEIR III , Committee on the Biological Effects of Ionizing Radiations, National Academy Press, Washington, DC.

NAS/NRC(1988) Health Risk of Radon and Other Internally Deposited Alpha – Emitters, BEIR IV , Committee on the Biological Effects of Ionizing Radiations, National Academy Press, Washington, DC.

NAS/NRC(1990) Health Effects of Exposure to Low Levels of Ionizing Radiation, BEIR V , Committee on the Biological Effects of Ionizing Radiations, National Academy Press, Washington, DC.

NCRP(1987) Recommendations on Limits for Exposure to Ionizing Radiation, Report 91, NCRP, Bethesda, MD.

NIH(1985) Report of the National Institute of Health Ad Hoc Working Group to Develop Radioepidemiological Tables, NIH Publication No.85-2748, U.S. Department of Health and Human Services, Washington, DC.

NRC(1975) Reactor Safety Study: An Assessment of Accident Risks in the U.S. Commercial Nuclear Power Plants, Appendix VI. Calculation of Reactor Accident Consequences, NUREG-75/014, U.S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, DC.

NRC(1983) PRA Procedures Guide – A Guide to the Performance of Probabilistic Risk Assessments for Nuclear Power Plants, NUREG/CR-2300, U.S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, DC.

NRC(1985) Health Effects Model for Nuclear Power Plant Accident Consequence Analysis, NUREG/CR-4214, U.S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, DC.

NRC(1989) Health Effects Model for Nuclear Power Plant Accident Consequence Analysis. Low LET Radiation. Part II :Scientific Bases for Health Effects Models, NUREG/CR-4214, Rev.1, Part II , U.S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, DC.

NRC(1990) Health Effects Model for Nuclear Power Plant Accident Consequence Analysis. Low LET Radiation. Part I : Introduction, Integration, and Summary, NUREG/CR-4214, Rev.1, Part I , U.S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, DC.

NRC(1991) Health Effects Model for Nuclear Power Plant Accident Consequence Analysis. Modifications of Models Resulting From Recent Reports on Health Effects of Ionizing Radiation. Low LET Radiation. Part II : Scientific Bases for Health Effects Models, NUREG/CR-4214, Rev.1, Part II , Addendum1, U.S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, DC.

NRC(1993a) Health Effects Model for Nuclear Power Plant Accident Consequence Analysis. Modifications of Models Resulting From Addition of Effects of Exposure to Alpha-Emitting Radionuclides. Part II : Scientific Bases for Health Effects Models, NUREG/CR-4214, Rev.1, Part II , Addendum2, U. S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, DC.

NRC(1993b) Health Effects Model for Nuclear Power Plant Accident Consequence Analysis. Part I : Introduction, Integration, and Summary, NUREG/CR-4214, Rev.2, Part I , U.S. Nuclear Regulatory Commission, Washington, DC.

Otake, et al(1989) Prenatal Exposure to Atomic Radiation and Brain Damage, Cong. Atom. 29:309-320

Pierce, D. A. et al.(1996) Studies of mortality among atomic bomb survivors. Report 12, Part 1. Cancer:1950-90. Radiation Research 146, 1-27

Preston, D. L. and Pierce, D. A.(1987) The Effect of Changes in Dosimetry on Cancer Mortality Risk Estimates in the Atomic Bomb Survivors, RERF Technical Report 9-87

Preston, D. L. et al.(1994). Cancer incidence in atomic bomb survivors. Part III: leukemia, lymphoma and multiple myeloma, 1950-1987. Radiation Research 137,s68-97

Ron, E. et al.(1998) Skin cancer risk among atomic-bomb survivors in Japan. Cancer Cause and Control. 9,393-401

Ruskin, J.S., Nelson, N.S. and Nelson, C.B. (1992) Bone Cancer Risk Estimates. Health Physics 63, 579-580.

Schlenker, et al(1986) Argonne – Utah Studies of Ra-224 Endosteal Surface Dosimetry. In: *The Radiobiology of Radium and Thorotrast* , W. Gossner, G. B. Genber, U.Hagen, and A. Luz, eds., pp.93-98. Urban and Schwarzenburg, Munich, West Germany

Scott, B.R., Hahn, F.F., McClellan, R.O., and Seiler, F.A. (1988) Risk Estimators for Radiation-Induced Bone Marrow Syndrome Lethality in Humans, Risk Analysis 8, 393-402.

Scott, B.R. (1989) Probabilistic Models for Early and Continuing Radiobiological Effects of Nuclear Power Plant Accidents. In Proceeding for PSA '89 International Topical Meeting, Probability, Reliability, and Safety Assessment, pp. 732-737, April 2-7, 1989, Pittsburgh.

Scotto, J., Kopf, A. and Urbach, F.(1974) Non – Melanoma Skin Cancer Among Caucasians in Four Areas of the United States, *Cancer* 34 : 1333-1338

Scotto, J., Fears, T. and Faumeni, J.(1983) Incidence of Nonmelanoma Skin cancer in the United States, U. S. Department of Health and Human Services, NIH Publication No.83-2433

Selby, P. B. and Selby, P. R.(1977) Gamma-Ray-Induced Dominant Mutations That Cause Skeletal Abnormalities in Mice, *Mutation Res.* 43 : 357-375

Shore, R. E.(1990) Overview of Radiation – Induced Skin Cancer in Humans, *Int. J. Radiat. Biol.* 57 : 809-827.

Shimizu, Y. et al(1990) Studies of Mortality of A – Bomb Survivors. 9. Mortality, 1950-1985 Part 2, Cancer Based on the Recently Revised Doses (DS 86), *Radiat. Res.*, 121:120-141

Shimizu, Y. et al.(1996) Studies of mortality among atomic bomb survivors. Report 12, Part 1. Cancer:1950-90. *Radiation Research* 146, 1-27

Thompson,D. et al.(1994) Cancer incidence in atomic bomb survivors. Part II: solid tumors, 1958-87. *Radiation Research* 137, s17-s67

UNSCEAR(1977) Sources and Effects of Ionizing Radiation , United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation Report to the General Assembly, with Annexes, United Nations, New York.

UNSCEAR(1986a) Genetic and Somatic Effects of Ionizing Radiation, United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation, United Nations, New York.

UNSCEAR(1986b) Ionizing Radiation : Sources and Biological Effects, United Nations Scientific Committee on the General Assembly, with Annexes, United Nations, New York.

UNSCEAR(1988) Sources, Effects and Risk of Ionizing Radiation, United Nations Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation Report to the General Assembly, with Annexes, United Nations, New York.

This is a blank page.

## 国際単位系(SI)と換算表

表1 SI基本単位および補助単位

量	名称	記号
長さ	メートル	m
質量	キログラム	kg
時間	秒	s
電流	アンペア	A
熱力学温度	ケルビン	K
物質量	モル	mol
光度	カンデラ	cd
平面角	ラジアン	rad
立体角	ステラジアン	sr

表3 固有の名称をもつSI組立単位

量	名称	記号	他のSI単位による表現
周波数	ヘルツ	Hz	s <sup>-1</sup>
圧力、応力	ニュートン	N	m·kg/s <sup>2</sup>
エネルギー、仕事、熱量	パスカル	Pa	N/m <sup>2</sup>
工率、放射束	ジュール	J	N·m
電気量、電荷	ワット	W	J/s
電位、電圧、起電力	クロン	C	A·s
静電容量	ボルト	V	W/A
電気抵抗	ファラード	F	C/V
コンダクタンス	オーム	Ω	V/A
磁束密度	ジーメンス	S	A/V
インダクタンス	ウェーバ	Wb	V·s
セルシウス温度	ヘンリイ	H	Wb/m <sup>2</sup>
光束度	セルシウス度	°C	Wb/A
放熱能	ルーメン	lm	cd·sr
吸収線量	ルクス	lx	lm/m <sup>2</sup>
線量当量	ベクレル	Bq	s <sup>-1</sup>
	グレイ	Gy	J/kg
	シーベルト	Sv	J/kg

表2 SIと併用される単位

名 称	記 号
分、時、日	min, h, d
度、分、秒	°, ', "
リットル	l, L
トン	t
電子ボルト	eV
原子質量単位	u

$$1 \text{ eV} = 1.60218 \times 10^{-19} \text{ J}$$

$$1 \text{ u} = 1.66054 \times 10^{-27} \text{ kg}$$

表5 SI接頭語

倍数	接頭語	記号
10 <sup>18</sup>	エクサ	E
10 <sup>15</sup>	ペタ	P
10 <sup>12</sup>	テラ	T
10 <sup>9</sup>	ギガ	G
10 <sup>6</sup>	メガ	M
10 <sup>3</sup>	キロ	k
10 <sup>2</sup>	ヘクト	h
10 <sup>1</sup>	デカ	da
10 <sup>-1</sup>	デシ	d
10 <sup>-2</sup>	センチ	c
10 <sup>-3</sup>	ミリ	m
10 <sup>-6</sup>	マイクロ	μ
10 <sup>-9</sup>	ナノ	n
10 <sup>-12</sup>	ピコ	p
10 <sup>-15</sup>	フェムト	f
10 <sup>-18</sup>	アト	a

(注)

- 表1～5は「国際単位系」第5版、国際度量衡局1985年刊行による。ただし、1eVおよび1uの値はCODATAの1986年推奨値によった。
- 表4には海里、ノット、アール、ヘクタールも含まれているが日常の単位なのでここでは省略した。
- barは、JISでは流体の圧力を表す場合に限り表2のカテゴリーに分類されている。
- EC閣僚理事会指令ではbar、barnおよび「血圧の単位」mmHgを表2のカテゴリーに入れている。

換 算 表

圧 力	MPa(=10 bar)	kgf/cm <sup>2</sup>	atm	mmHg(Torr)	lbf/in <sup>2</sup> (psi)
1	10.1972	0.224809			
9.80665	1	2.20462			
4.44822	0.453592	1			
粘度 1 Pa·s(N·s/m <sup>2</sup> ) = 10 P(ボアズ)(g/(cm·s))					
動粘度 1 m <sup>2</sup> /s = 10 <sup>4</sup> St(ストークス)(cm <sup>2</sup> /s)					
1.33322 × 10 <sup>-4</sup>	1.35951 × 10 <sup>-3</sup>	1.31579 × 10 <sup>-3</sup>	1	1	1.93368 × 10 <sup>-2</sup>
6.89476 × 10 <sup>-3</sup>	7.03070 × 10 <sup>-2</sup>	6.80460 × 10 <sup>-2</sup>	760	735.559	14.2233
				7.50062 × 10 <sup>3</sup>	145.038
				9.86923	
				2.23031	
				6.12082 × 10 <sup>19</sup>	
				6.24150 × 10 <sup>18</sup>	
				4.184 J (熱化学)	
				4.1855 J (15 °C)	
				4.1868 J (国際蒸気表)	
				仕事率 1 PS (仏馬力)	
				= 75 kgf·m/s	
				= 735.499 W	

エネルギー・仕事・熱量	J(=10 <sup>7</sup> erg)	kgf·m	kW·h	cal(計量法)	Btu	ft · lbf	eV	1 cal = 4.18605 J(計量法)
1	0.101972	2.77778 × 10 <sup>-7</sup>	0.238889	9.47813 × 10 <sup>-4</sup>	0.737562	6.24150 × 10 <sup>18</sup>		= 4.184 J (熱化学)
9.80665	1	2.72407 × 10 <sup>-6</sup>	2.34270	9.29487 × 10 <sup>-3</sup>	7.23301	6.12082 × 10 <sup>19</sup>		= 4.1855 J (15 °C)
3.6 × 10 <sup>6</sup>	3.67098 × 10 <sup>5</sup>	1	8.59999 × 10 <sup>5</sup>	3412.13	2.65522 × 10 <sup>6</sup>	2.24694 × 10 <sup>25</sup>		= 4.1868 J (国際蒸気表)
4.18605	0.426858	1.16279 × 10 <sup>-6</sup>	1	3.96759 × 10 <sup>-3</sup>	3.08747	2.61272 × 10 <sup>19</sup>		仕事率 1 PS (仏馬力)
1055.06	107.586	2.93072 × 10 <sup>-4</sup>	252.042	1	778.172	6.58515 × 10 <sup>21</sup>		= 75 kgf·m/s
1.35582	0.138255	3.76616 × 10 <sup>-7</sup>	0.323890	1.28506 × 10 <sup>-3</sup>	1	8.46233 × 10 <sup>18</sup>		= 735.499 W
1.60218 × 10 <sup>-19</sup>	1.63377 × 10 <sup>-20</sup>	4.45050 × 10 <sup>-26</sup>	3.82743 × 10 <sup>-20</sup>	1.51857 × 10 <sup>-22</sup>	1.18171 × 10 <sup>-19</sup>	1		

放射能	Bq	Ci	吸収線量	Gy	rad	照 射 線 量	C/kg	R	線量当量	Sv	rem
1	2.70270 × 10 <sup>-11</sup>	1	1	100		1	3876		100		
3.7 × 10 <sup>10</sup>	1		0.01	1		2.58 × 10 <sup>-4</sup>	1		0.01	1	

(86年12月26日現在)

