SURVIVAL IN CHILDREN OF PARENTS EXPOSED TO THE ATOMIC BOMB A COHORT-TYPE STUDY

原子爆弾被爆者の子供の死亡に関するコーホート型の研究

HIROO KATO, M.D. 加藤寛夫 WILLIAM J. SCHULL, Ph.D. JAMES V. NEEL, Ph.D., M.D., Sc.D.



TECHNICAL REPORT SERIES 数 緒 却 告 章 集

The ABCC Technical Reports provide the official bilingual statements required to meet the needs of Japanese and American staff members, consultants, advisory councils, and affiliated government and private organizations. The Technical Report Series is in no way intended to supplant regular journal publication.

ABCC業績報告書は、ABCCの日本人および米人専門職員、顧問、評議会、政府ならびに民間の関係諸団体の要求に応じるための日英両語による記録である。業績報告書集は決して通例の誌上発表に代るものではない。

SURVIVAL IN CHILDREN OF PARENTS EXPOSED TO THE ATOMIC BOMB A COHORT-TYPE STUDY

原子爆弾被爆者の子供の死亡に関するコーホート型の研究

HIROO KATO, M.D.¹ 加藤寛夫 WILLIAM J. SCHULL, Ph.D.² JAMES V. NEEL, Ph.D., M.D., Sc.D.²

Approved (Kyogikai) 承認(協議会) 6 December 1965



ATOMIC BOMB CASUALTY COMMISSION

HIROSHIMA AND NAGASAKI, JAPAN

A Cooperative Research Agency of
U.S.A. NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES - NATIONAL RESEARCH COUNCIL

JAPANESE NATIONAL INSTITUTE OF HEALTH OF THE MINISTRY OF HEALTH AND WELFARE

With finds provided by
U.S.A. ATOMIC ENERGY COMMISSION
JAPANESE NATIONAL INSTITUTE OF HEALTH
U.S.A. PUBLIC HEALTH SERVICE

原爆傷害調査委員会

広島および長崎

米国学士院 - 学術会議と厚生省国立予防衛生研究所 との日米共同調査研究機関

(米国原子力委員会,厚生省国立予防衛生研究所および米国公衆衛生局の研究費による)

ABCC Department of Statistics and Hiroshima Branch Laboratory, Japanese National Institute of Health and
Department of Human Genetics, University of Michigan Medical School
ABCC統計部および国立予防衛生研究所広島支所¹
Michigan 大学医学部人類遺伝学教室²

A paper based on this report has been published in the following journal 本報告に基づく論文は下記の雑誌に発表した

American Journal of Human Genetics 18:339-73, 1966

This report, one of a series of comparable broad analyses, presents a segment of data from a continuing binational epidemiologic investigation. The research protocol was jointly authorized under agreements signed by the Directors of Japanese National Institute of Health (JNIH) and Atomic Bomb Casualty Commission (ABCC). The research plan and texts of the agreements are presented in bilingual Technical Report 04-60.

Presentation of these periodic analyses of data from the JNIH-ABCC long-term studies is possible only through the continuing cooperative research efforts which involved many former as well as current professional staff members. The author of this report was responsible for the present analysis and interpretation, as well as for the text.

Bilingual presentation was authorized on the basis of review by the Japanese and American professional staff of ABCC; and by the Kyogikai jointly appointed by Dr. Keizo Nakamura, Director of JNIH and Dr. George B. Darling, Director of ABCC.

この報告書は、一連の広範な解析報告の一つであって、日米両国が継続実施している疫学的調査から得たデータの一部を発表するものである。この調査に関する研究計画書は、国立予防衛生研究所(予研)と原爆傷害調査委員会(ABCC)との両機関の所長が調印した同意書によって承認を受けている。計画書と同意書の全文は業績報告書04-60に日英両語で発表した。

予研 – ABCC の長期間にわたる調査から得られるデータを定期的に解析し、発表できるのは、ひとえに継続共同研究活動によるものであって、同時にこれは、数多くの前および現専門職員の寄与によるものである。この報告書は、本文の内容ならびにデータの解析と解釈については、著者が責任をもっている。

この日英両語による報告書は、ABCCの日米専門職員の検討に引き続いて、予研所長中村敬三とABCC所長 George B. Darling が委嘱した協議会の審議を経て承認 された。

CONTENTS 目 次

	roduction	_
緖	音	1
	ctors Determining the Design of the Study 研究の計画を決定する要因	I
De 調	scription of Study Procedures 査実施要領について	4
Sou 死1	urce of Variation in Mortality Other than Radiation 亡率に変動を起こす被爆以外の要因	6
	e Relationship of Mortality to Exposure 亡率と被爆の関係	10
	scussion 察	14
	mmary 括	18
	ferences 考文献	29
	bles 表 Result of first koseki check 第1回戸籍照合の結果	18
2.	Final sample 最終サンプル	19
3.	X ² comparisons, concomitant variables 関連要因のX ² 検定	19
4.	Response rate in the mail survey 郵便調査の回答率	20
5.	X ² comparisons, socioeconomic variables 社会経済的要因のX ² 検定	20
6.	Total and age-specific death rates 総死亡率および年齢別死亡率	21
7.	Cause-specific death rates 死因別死亡率	23
8.	Maternal age-specific death rates 母親の年齢別死亡率	24

9.	Patemal age-specific death rates 父親の年齢別死亡率	25
10.	Parity-specific death rates 出生順位別死亡率	26
11.	Death rates for fixed maternal age by parity 母親の年齢を固定した場合の出生順位別死亡率	27
12.	Death rates for fixed maternal age by paternal age 母親の年齢を固定した場合の父親の年齢別死亡率	27
13.	Comparison of observed and expected deaths 観察された死亡者数と期待数の比較	28
Fig	gures 図	
1.	Minor and major exposure group 副および主被爆群	5
2.	Proportions in exposure groups in relation to year of birth 出生年度に関する被保難の割合	13

SURVIVAL IN CHILDREN OF PARENTS EXPOSED TO THE ATOMIC BOMB A COHORT-TYPE STUDY

原子爆弾被爆者の子供の死亡に関するコーホート型の研究

INTRODUCTION

Among the genetic effects to be expected in the first generation progeny of mammals exposed to radiation is a shortening of the life span due to the action of 'dominant' deleterious mutations. Although in recent years a considerable body of data concerned with such experimental species as mice, rats, and swine has become available, pertinent observations in man remain, for obvious reasons, rare. The purpose of this paper is to describe a continuing study in Hiroshima and Nagasaki whose objective is to determine through a cohort approach whether the life span of liveborn children one or both of whose parents were exposed to the mixed radiation spectrum of the atomic bombings differs from that of suitable control children.

The observations may be regarded as both a followup and an extension of the earlier study of Neel and Schull in which there was no evidence of an increased death rate among the children of survivors during the first six postpartum days, or, in a subsample, during the first 9 months of life expectancy. Malformed children were excluded from these calculations, but the frequency of malformations was not elevated. Inasmuch as the age of the surviving subjects of the present study ranged between 3 and 15 years, with a mean of 9, the results to be reported cover the age interval in which maximum prereproductive mortality occurs but still must be regarded as preliminary. Pertinent literature on other mammals, including man, is considered in the Discussion.

FACTORS DETERMINING THE DESIGN OF THE STUDY

Two different, albeit related approaches to the question of the effect of parental exposure to ionizing radiation upon the survival of their progeny can be envisaged. On the one hand, an effort can be made to determine whether the frequencies of death within some specified period of time differ in the offspring of exposed and control groups. Virtually all

緒 言

放射線照射を受けた哺乳動物の子供に予期される遺伝的 影響のひとつとして、「優性」の有害突然変異による寿 命の短縮がある。マウス、ラットおよびブタのような実 験動物に関しては、近年かなりの資料を入手できるよう になったが、人間の場合には、当然のことではあるが適 切な研究は相変わらずまれである。本論文の目的はた子供 のかずれか一方または双方が放射線の照射を受けた子供 の寿命が、対照の子供の寿命と比較して異なるかどうか を決定するために、広島および長崎において続行中のコ ーホート型の研究(同時出生集団についての追跡調査) について記述することである。

この研究は一面では、以前に Neel および Schull によって行なわれた 研究 の追跡または拡張ともみなすことができる. Neel および Schull の研究では、分娩後最初の6日間、または生後9か月間に(後者は副次サンプルについて観察した)被爆者の子供の死亡率増加は認められなかった。奇形児は、これらの死亡率の計算から除外したが、奇形の頻度は被爆によって増加しているかった。今回の調査対象者の年齢の範囲は、3歳-15歳で平均年齢は9歳であるから、今回の調査結果は人間が生殖時期に達する前の最高の死亡率を示す年齢を含んでいるが、寿命という面からは成績はやはり予備的なものと考えるべきである。人間およびその他の哺乳動物についての関連のある文献の考察は考察の部分で記述する.

本研究の計画を決定する要因

親の受けた電離放射線が子供の生存に及ぼす影響に関する問題に対して、2つの異なったしかし互いに関連した研究方法が考えられる。すなわち、1つの研究方法は、被爆群と対照群との子供では、ある特定期間内の死亡頻度に差異があるかどうかを決定しようとすることである。これまでに報告された研究は、ほとんどいずれもこの型のものであり、その大部分は、やや短期間内に、しばし

of the studies thus far reported are of this nature. and most involve rather short time periods, often only the first year of life. On the other hand, an effort can be made to determine the accumulative, mortality experience in cohorts, some 'exposed' and some not, with a view toward defining survivorship curves. Patently, in the latter approach death rates can be compared, and hence this type of study includes the first. Circumstances permitted undertaking the latter approach in the present study. The investigators are aware of no studies of mortality among the children of exposed parents of the lifeexpectancy kind save the one to be reported here, but the merits of this type of investigation appear overwhelming. In the present instance, once the decision had been reached to adopt a cohort approach, the ultimate shape which the study assumed stemmed largely from certain administrative and scientific considerations.

Potential Size of the Study Groups The largest study group which can be envisaged is that population consisting of all children born alive subsequent to 1 May 1946, one or both of whose parents were present either in Hiroshima or Nagasaki or both cities at the time of the atomic bombs (ATB). This population is not now fully definable, and will not be so until every person exposed to either or both of the bombs has passed beyond the reproductive age span. This will not occur for possibly another 30 years. Clearly, then, it is not yet possible to attempt to study the maximal population. The population to be dealt with in this presentation consisted of all children born between 1 May 1946 and 31 December 1958 to parents both of whose residence, at the birth of their child, was Hiroshima or Nagasaki; and whose exposure status was either known to ABCC, or could be readily obtained. The former date corresponds to the earliest time at which pregnancies conceived subsequent to the bombing would be expected to terminate normally; the latter date defines the maximal sample size possible when this cohort was established in 1959. Since it can be shown that at least 82% of the children ever to be born to exposed parents residing in Hiroshima and Nagasaki were born prior to 1 January 1959, little appeared to be gained by further delay in initiating the study.

Probable Duration of the Study Ideally in a study of life expectancy in a cohort, survivorship is followed until such time as all or virtually all members of the cohort have succumbed. In the present instance, this represents some 80 or 90 years, and it is obviously unlikely that the study will, in fact, continue for that length of time. Accordingly, it seemed important to emphasize the collection of data adequate to define the earlier portions of the life curve with the requisite precision. Though this may seem too tacit an acceptance of the impossibility of a

ば生後わずか1年間のみについて観察が行なわれた.他のもう1つの研究方法は、被爆群および非被爆群の子供からなるコーホート(同時出生集団)について生存曲線を求めるためにコーホートにおける累積死亡率を決定亡率を比較することができるので、この型の研究には前者ととができるので、この型の研究には前者の方法をとることができた.被爆した両親から生まれた子供の死亡率調査で、後者の方法(寿命調査)によるものは、ここに報告された研究以外にはないが、このの調査は前者に比べて圧到的にすぐれていると考えられる。今回の調査にでは、一度コーホート型研究方法の採用を決定すれば、予想される研究の最終的な形態は、主としてある種の実施面上のおよび科学的な要素に基づいて決まる.

調査対象として利用可能な人口 観察することのでき る最大の調査対象人口は、1946年5月1日以後の全生産 児のうち, 原爆時広島か長崎, または両市にその両親の うちのいずれか、またはその双方がいたものである。 現 在この人口はまだ確定していないし,また両市あるいは, いずれかの市で被爆したすべての人が、生殖可能年齢を 過ぎるまではこの人口を確定できない、したがって、す べての研究対象人口を設定することは、今後30年間は不 可能である. すなわち、現在では最大の研究対象人口に ついて調査を実施しようとすることは、まだ不可能であ るのは明らかである. この論文において取り扱われる研 究対象人口は、1946年5月1日-1958年12月31日の間の 生産児で、出生時の両親の居住地が広島または長崎であ り、かつ両親の被爆状態はABCCですでに判明してい たか、または容易に入手できたものである、前者の日付 けすなわち1946年5月1日は原爆直後の妊娠が正常に終 結した場合最初に生まれたものの出生年月日である。後 者の1958年12月31日は、このコーホートが1959年に設定 された際の利用可能な最大サンプルが得られた日時であ る. 広島および長崎に居住する被爆者から生まれる子供 の少なくとも82%は、1959年1月1日以前に生まれてい たと考えられるので、この調査の開始をさらに延期する ことによって得るものはほとんどないように思われる。

調査の予想継続期間 コーホートの寿命調査では事実上そのコーホートの全員が死亡する時まで生存状態を追跡するのが理想的である。 今回の調査では、 これは約80年ないし90年を要することになり、実際にこの研究がそのような長期間継続するということは明らかにありそうもないことである。したがって、生命曲線の初期の部分を正確に求めるに必要な資料を収集することが重要である。これは、一世代にわたる長期研究の実施が不可能

generation-long study, there is scientific justification for the decision also, namely, the references quoted in the Discussion which suggest that a substantial fraction of the mutations affecting survival which will be manifest in the first post-radiation generation are apt to exert their effects in the earlier portions of the life curve.

Existence of the Koseki System There has existed in Japan since the last quarter of the 19th Century a system of compulsory family registration. Vital events affecting the composition of a given family or the status of members of that family must be reported to the office having custody of the family's record. The latter is termed the koseki. An indispensable part of the system is the legal or permanent address of the family, known as the bonseki. Changes in the latter must also be reported to the koseki office. Knowledge of the last, or any recent, bonseki of an individual is a virtual guarantee that the survival status of that individual can be determined indefinitely. More complete accounts of the system are found elsewhere. 1-4

Availability of Ancillary Data Through previous or current ABCC studies considerable data of great relevance to the interpretation of an apparent effect of radiation are available. During 1948-53, one facet of ABCC's activities, the Genetics Program (GE3), 1 involved a comprehensive attempt to determine whether the pregnancy terminations occurring to parents, one or both of whom were exposed to the atomic bombs, differed from those occurring to a suitable control. Suffice it to say that in these years the outcome of some 93% of all pregnancies occurring in Hiroshima and Nagasaki and lasting for 21 weeks or more of gestation was investigated. Available on these children, in addition to the results of one and frequently two clinical examinations, are data on a variety of variables of potential interest in the interpretation of an apparent radiation effect or the meaningfulness of the lack of such an effect. These observations range from parental ages at the birth of the children in question and the occurrence of consanguineous marriage, to an appraisal of the socioeconomic status of the family at the time of the delivery. For a variety of reasons, I this study terminated early in 1954, but at that time it was decided that further information should be collected on the relationship of parental exposure to the sex ratio among children. This decision gave rise to a second study of interest, the continuing Sex Ratio Program which began in 1954 and involves an attempt to link the sex of children as reported on the birth records filed with the city with the exposure of their parents as known to ABCC. Through these two studies exposure status can be determined for the parents of the majority of children born in these cities since 1948 without further field investigations, an important administrative consideration.

であると簡単に認めすぎていると思われるかもしれないが、考案で引用した参考文献に示されているように、放射線被曝後の第1世代で現れる生存に影響を及ぼす突然変異は生命曲線の初期の部分にその影響を及ぼしやすいので、研究を生命曲線の初期の部分に限って行なうという決定には科学的論拠がある.

戸籍制度の存在 日本には、19世紀の後4半期以来、法律で義務づけられた家族の登録制度が存在している。この制度に基づいて家族の構成またはその家族員の身分に影響を与える事象すなわち出生、死亡、婚姻について、家族の記録を保管する役所に報告しなければならない。この家族の記録を戸籍という。その制度の必要欠くべからざる要素は、本籍として知られているその家族の法定上の住所である。後者の変更も戸籍課に報告しなければならない。本人の最後のまたは最近の本籍がわかれば、その人の生存状態を確実に知ることができる。この制度については、他にも報告されている・1-4

今回の研究の補助的資料としてABCCの既往のまたは現 在行なわれている調査資料の利用度について 1948-53年において、ABCCで行なわれた研究のひとつに、 遺伝調査(GE3)1があるが、これは両親のひとりまた はその双方が被爆し、その妊娠終結(出産)が、適当な 対照と比較して異なっているかどうかを決定するための 広範囲な研究であった、要約すれば、この期間に広島お よび長崎において、妊娠が21週以上続いた全妊娠例の約 93%について調査が行なわれた。1回または2回の臨床 検査の結果のほかに、これらの子供について利用できる 資料には, 放射線の影響の有無に対する解釈上必要な種 々の関連要因についての調査資料がある。これらの要因 には出生時の両親の年齢、血族結婚の頻度、分娩時の家 族の社会経済的状態の評価が含まれる. 種々の理由のた め1この調査は、1954年の初めに終わったが、その時に、 性比と親の被爆との関係について引き続いて資料を収集 すべきであるということが決定された。この決定によっ て第2次調査、すなわち継続的な性比調査が1954年に開 始された、性比調査では市が保管している出生届けに記 載されている子供の性別を、ABCCで知り得たその子 供の両親の被爆状態と関連づけようとする調査である. これら2つの調査によって、1948年以降に両市で生まれ た大多数の子供の両親について、新たに野外調査(これ は調査の実施上重要なことであるが)をすることなしに 被爆状態を知ることができる.

DESCRIPTION OF STUDY PROCEDURES

In the light of the preceding, the study eventuated. Three samples were utilized. The first consists of livebirths occurring between 1 May 1946 and 31 January 1948, i.e., prior to the Genetics Program, and was derived from municipal birth records. The second stems from the livebirths recorded in these cities between 1 February 1948 and 31 December 1953 under the Genetics Program. The third was drawn from livebirths recorded in the Sex Ratio Program between 1 January 1954 and 31 December 1958. To facilitate follow-up and to reduce extraneous sources of variation within each of the three samples, the following selection criteria were imposed:

Parental residence at the birth of the child must have been within Hiroshima or Nagasaki. This restriction stemmed from the knowledge that infant and childhood mortality varies appreciably from urban to urban-rural to rural areas in Japan, and that establishing proper controls for exposed persons who had left the two cities prior to childbirth would be extremely difficult;

Honseki was not restricted to Hiroshima or Nagasaki. Though restriction of bonseki to these two cities would have materially simplified the follow-up, the loss of data which would have entailed seemed prohibitive;

Multiple births were excluded because their mortality rates are appreciably different from those of single births, and they are too infrequent to warrant the added analytic complication they introduce;

The samples were to include all infants born to parents one or both of whom were known to ABCC to be within 2000m from the hypocenter ATB. In addition, from among births occurring in the two cities to parents whose exposure status was on file with ABCC, equal numbers of children were to be randomly drawn from among births to parents one or both of whom were exposed between 2500-9999m but neither to have been nearer, and to parents neither of whom were in the cities ATB. These latter two samples were to be matched with the former group by sex and year of birth. This procedure yields three major or, if joint parental exposure is considered, nine minor exposure groups, as shown in Figure 1. In view of some findings to be brought out later, it is emphasized that the matching by sex and year of birth was by major but not by minor exposure group.

Fact of death was established by routine, periodic inspection of the appropriate koseki. A home visit by a trained 'contactor' was utilized to establish

調査実施要領について

前述の点を考慮して次の調査が行なわれた、3つのサンプル人口が利用された。その第1は、1946年5月1日から1948年1月31日の間、すなわち遺伝調査(GE3)が開始される前に生まれた子供からなり、これは市の出生届けから得られた。第2のサンプルは、遺伝調査(GE3)によって、1948年2月1日から1953年12月31日の間に、両市において記録されている生産児から得られたものである。第3のサンプルは、1954年1月1日から1958年12月31日の間に、性比調査において登録された生産児から得られた。3つの各サンプル内で、追跡調査を容易にするため、また、外的要因による変異を削減するため、以下の基準によってサンプルが選ばれた。

出生時の親の住所は、広島または長崎市内にあったものに限定される。この制限は、(a) 乳幼児および小児期の死亡率は、都市、都市周辺地域および農村地域によって明らかに異なる。そして、(b) 出産前に両市から転出した被爆者に対して適正な対照を設定することはきわめて困難であろうという考えに基づいたものである。

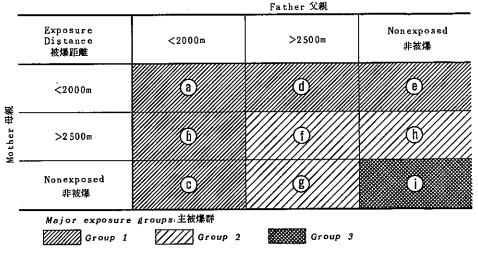
本籍は広島または長崎に限定しなかった。本籍をこれらの両市に限定することは、追跡調査を簡単にするであろうが、これによってサンプルの減少が起こるためこの制限を加えることができなかった。

多産の死亡率は単産の場合の死亡率に比べて明らかに異なっており、その頻度はあまりにまれであって、 それを加えることによって起こる解析上の複雑さを 考えると多産を加える価値がないという理由で多産 は除外した。

サンプルには、被爆両親のうちひとりまたはその双方が原爆時爆心地から2000m未満にいたことがABCCの記録で判明している親に生まれた子供すべてを含めることにした。またこれと同数の子供が、片親または両親が爆心地から2500-9999mの間で被爆した子供および両親のいずれもが原爆時市内にはいなかった子供から、無作為にそれぞれ抽出された。これら2つのサンプルは、前述の両親のいずれかが2000m未満で被爆した対象群と性および出生年の分布が一致するように選ばれた。両親の被爆状態によって図1に示すような3つの主被爆群と9つのの布が一致するように選ばれた。両親の被爆状態によって図1に示すような3つの主被爆群と9つののを被爆群に分ける。また後述するように性、出生年の分布は主被爆群の間では一致するが、副被爆群の間では一致しないことを明記する必要がある。

死亡の事実は、定期的な戸籍照合によって確認された。 戸籍の所在を通常の方法ではつきとめることができない 例では、訓練を受けた連絡員が家庭を訪問して本籍を確か

FIGURE 1 DEFINITION OF MINOR AND MAJOR EXPOSURE GROUP 図1 主および副被爆群の定義



Minor exposure groups indicated by letters 副被爆群は文字で示す

bonseki in those cases where the koseki could not be located by routine methods. The results of the first cycle of koseki checking, which was begun in January 1961 and completed in January 1964, are reported here. Since this cycle embraced 3 years of recordchecking, to obviate the remote but nonetheless real possibility that exposure class may have been correlated with ease or difficulty of follow-up and hence the number of years at risk of death, attention is restricted to deaths prior to 31 December 1961, and the initiation of the first cycle. Table 1 summarizes the results of this cycle of record reviews. It will be noted that among the 54,243 cases, the predominant reason for failure to determine survival status was non-Japanese parentage (i.e., no koseki record); in all except 53 instances where the child was Japanese the survival status in 1961 could be determined. Failure of follow-up because of lack of koseki can scarcely be regarded as a source of bias; the 53 children of Japanese parents whose survival status is unknown are too few to influence the data significantly, even if all were no longer alive. In subsequent tables, the 810 'unknown' cases in which 757 cases were non-Japanese in Hiroshima and Nagasaki have been excluded, as have 14 births in the Sex Ratio Program for whom the information was incomplete. The resulting distribution of children on the basis of the radiation histories of their parents is shown in Table 2. Where death had occurred, a record of the entry in the 'vital statistics' portion of the death certificate was obtained through the cooperation of the Japanese National Institute of Health.

めた. 第1回の戸籍照合は, 1961年1月に始まり, 1964年 1月に完了した。ここに報告するのは、この第1回戸籍 照合の結果である。第1回戸籍照合には約3年を要した が、被爆群によって、追跡調査の難易およびそれに伴う 死亡までの観察期間が異なるかもしれぬという可能性一 これはありそうなことではないがーしかし、その可能性 を除外するために、死亡についての観察は1961年12月31 日以前すなわち第1回戸籍照合の開始以前の死亡に限定 した。 表1に第1回戸籍照合の結果について要約して示 した. 調査対象54,243例のうち、生存状態を判定するこ とができなかったもののおもな理由は、国籍が日本でな いこと(すなわち、戸籍の記録がない)であった。日本 人の場合は53例を除く全例において、1961年現在におけ る生存状態が判明した. 戸籍記録が不備で生死の判定が できなかった例によって調査結果に偏りを起こすとはほ とんど考えられない。すなわち生存状態が不明である日 本人53名のたとえ全例が死亡していたにしても, その調 査結果に有意な影響を及ぼすにはあまりにも少なすぎる. 以後の表では広島および長崎における生死不明の810例 (国籍が日本でない者757例) および性比調査において資 料の不完全な14例を除外してある。両親の被爆状態に基 づいて分類した子供の分布を表 2 に示した. 死亡した場 合には、国立予防衛生研究所の協力によって、人口動態 調査死亡票に記載された死因についての事項が得られた.

SOURCES OF VARIATION IN MORTALITY OTHER THAN RADIATION

It is common knowledge that fetal, infantile, and childhood mortality are influenced by numerous variables other than radiation. As a consequence, the contribution of this or any other study to the ultimate evaluation of the radiation hazard is directly proportional to the degree to which extraneous sources of variation can be delineated and controlled. Accordingly, consideration is made of the possible role of extraneous variables in the mortality data to be presented.

A priori, one recognizes that the survival of a liveborn infant is a function of certain attributes of the infant and, in addition, certain characteristics of the parents and pregnancy. Ample evidence attests to the role in early mortality of parental ages, birth rank, birthweight, duration of pregnancy, and, in a changing society, year of birth. To this list can be added a number of variables commonly termed socioeconomic, such as parental education, parental occupation, the occurrence of consanguineous marriage, social class, and nutrition. Other variables of importance exist, e.g., presence of congenital defect, but, for the moment, the recognition that few if any of these concomitant variates are entirely independent of every other is of greater importance than an exhaustive enumeration. Thus, for example, we recognize that parental ages and birth rank are significantly correlated, and since both apparently affect mortality rates, it is not immediately obvious whether their effects are attributable to the same basic phenomenon or to a different one. In this particular instance, the latter appears to be true, for there exists an effect of parity upon the frequency of death in the postnatal period not accountable for in terms of variation in parental ages (Neel and Schull, 1 Chapter 11). Relationships of this nature considerably complicate efforts to control the effects of extraneous variables on mortality through selection of the comparison groups since samples matched on multiple variables are often not feasible. This issue will be further discussed after considering the relationship to exposure groups of the concomitant variables previously enumerated.

Three samples were selected for study: A sample for the years 1 May 1946 - 31 January 1948 derived from the birth information on file at the city offices of Hiroshima and Nagasaki; a sample for the years 1 February 1948 - 31 December 1953 derived from the so-called Genetics Program of ABCC; and a sample for the years 1 January 1954 - 31 December 1958 derived from the Sex Ratio Program. Through city birth records and the records associated with the two programs previously mentioned, it has been possible

死亡率に変動を起こす被爆以外の要因

胎児,乳児および小児の死亡率が被爆以外の多くの要因によって影響を受けていることは周知の事実である。したがって、今回の調査,または他の調査が、被爆による影響を評価するのに寄与する程度は、変動を起こす被爆以外の要因の大きさを知り、それを調整できる可能性に比例する。それ故、以下に死亡率に及ぼす被爆以外の要因の影響の程度について記述する。

生産児の生存には子供自身の特性だけでなく、両親と妊 娠の状態が関係があることが認められている. 子供の早 期死亡に対して,両親の年齢,出生順位,出生体重,妊 **娠期間,社会の変化,出生した年が関係するということ** は、すでに十分に立証されている。死亡に関連する要因 として、これらの多くの関連因子のほかに、社会経済的 要因と呼ばれる要因,たとえば,両親の学歴,職業,血 族結婚の有無、社会的な階級、栄養などが考えられる.こ のほかには、主要な因子、たとえば先天性奇形などが考 えられるが、すべての要因を考慮するよりも、重要なこ とは、他の要因と完全に独立な要因はほとんどないとい うことを認識することである. すなわち, たとえば,両 親の年齢と出生順位との間には有意な相関関係があり, また両者とも, 明らかに死亡率に影響を及ぼしているた めに、それらの影響が両者に共通な因子によるものか、 あるいは相異なった因子によるものかは、直ちに決定は できない、この場合は後者の例であろう.というのは,親 の年齢差では説明できない生後の死亡率に及ぼす出生順 位の影響が認められるからである (Neel および Schull¹ 11章参照). 多くの要因について一致させたサンプルを 作ることが実際上困難なので、死亡に対する各種要因の 影響を調査することは,各要因が互いに関連しているた めに、非常に複雑になっている。前述の被爆に関係のあ るおのおのの要因と被爆との関係を考慮したのちに、再 びこの問題について考察する.

今回の調査のため3種類のサンブルが抽出された。すなわち、(1)1946年5月1日-1948年1月31日の期間に生まれた子供で、広島および長崎市役所の出生記録から得られた。(2)1948年2月1日-1953年12月31日の期間に生まれた子供で、ABCCのいわゆる遺伝学的調査(GE3)から得られた。(3)1954年1月1日-1958年12月31日の期間に生まれた子供で、性比調査から得られた。市の出生記録および前述の2つの調査の記録によって、事実上す

to obtain information on virtually all births with respect to maternal age, paternal age, parity, birthweight, duration of pregnancy, and year of birth. The most conspicuous exception involves birthweight, which was not routinely recorded on the Japanese birth certificate in the years immediately following World War II (routine recording began in the latter half of 1947). The relationship of each of these five concomitants to the *major* exposure groups will now be considered.

Year of Birth Infant mortality in Japan has changed substantially since 1945. When one considers that the major portion of the mortality in the first two decades of life expectancy occurs in the first year, patently variation in year of birth among the exposure classes could obscure a radiation effect, or produce a spurious one. While the method of sample selection ostensibly precludes significant differences within each of the three samples, the possibility exists that an equal degree of completeness of followup is not achieved in all radiation groups, and some variation, perhaps non-negligible, is thereby introduced. Table 3 summarizes the results of comparing the distributions of the six concomitant variables previously enumerated within sex-city major exposure groups. Reference to this table reveals that year of birth does not differ significantly among exposure groups within either city, or within samples within cities.

Maternal Age The significant effect of maternal age upon early mortality in this sample has been well documented.1 The nature of this effect is complex but, in general, one finds that early mortality in age-specific parity distributions or parity-specific age distributions tends to be J- or U-shaped (see also Yerushalmy, 5 Tsunoda, 6 and Newcombe 7,8). This of course implies an optimal age associated with a given parity, or an optimal parity for a given age. In any case, the effect is sufficiently pronounced that failure to take this concomitant into account could have serious consequences. Table 3 shows that the exposure groups differ significantly in maternal age within virtually all samples in both cities. In general, the more 'heavily' exposed mothers are older than the more 'lightly' exposed and the latter are older than the nonexposed mothers.

Paternal Age Parental ages are highly correlated, and in view of the known effect of maternal age upon early mortality, one would anticipate an effect of paternal age when maternal age is ignored. It is not clear, however, whether paternal age exerts an effect not explicable in terms of maternal age. Accordingly, it seemed appropriate to determine whether the exposure groups within the various samples differed in paternal age as was to be expected in view of the differences in maternal age.

べての出生について、母の年齢、父の年齢、出生順位、出生時体重、妊娠期間、および出生年度に関する資料を得ることができた。しかし、出生時体重は、戦争直後の2,3年間は出生届けには通常記入されなかった(1947年の後半から記録されることになっていた)。さて、主被爆群と、被爆と関係のあるこれら5つの要因のそれぞれとの関係について述べる。

出生年度 1945年以後、日本の乳幼児死亡率には実質的な変化がもたらされた。生後、最初の20年間における死亡の大部分が、生後第1年に起こることを考えると、被爆群間の出生年度の差によって、被爆の影響があいまいになったり、また逆に、みせかけの影響が現われたりすることも考えられる。今回の調査で用いられたサンプル抽出方法では、3つの被爆群で出生年度の分布が一致するようになってはいるが、追跡の完了度はすべての被爆群で同じではないので、無視できないと思われる若干の差がそのために生じてくる可能性がある。表3では、性および都市別に主被爆群における前述の6つの要因の分布を比較した結果を要約して示した。この表に示すように、いずれの市、またいずれのサンプルでも被爆群間の出生年度の分布には、有意の差は認められなかった。

このサンプルにおける母の年齢が早期死亡 母の年齢 率に及ぼす影響については詳細な報告がある.¹ この影響 の性質は複雑であるが、概して、母の年齢別出生順位別の、 または、出生順位別年齢別の早期死亡率は、 J型または U型を呈する傾向のあることが認められる(Yerushalmy,5 角田,⁶ および Newcombe,^{7,8} をも参照). これはもちろ ん、ある一定の出生順位で死亡率がいちばん低い値を示 す母の年齢があり、または、ある一定の母の年齢で死亡 率がいちばん低い値を示す出生順位があることを示すも のである.それはそれとして,この被爆と関連のある要 因を考えないと、重大な結果が生ずるであろうというこ とは全く明白である。 表3に示すように、両市のほとん どすべてのサンプルで被爆群間には母親の年齢に有意差 があることが認められる. 一般に, 強度の被爆群の母の 年齢は、軽度の被爆群の母のそれよりも高く、また後者 は、非被爆群の母より年齢が高い。

父の年齢 両親の年齢は互いに高い相関があり、また 母の年齢が早期死亡率に影響を与えていることから考え ると、母の年齢を考慮に入れない場合の父の年齢の影響 については予想することができる。ただし、父の年齢が 母の年齢によっては、説明できない影響をもっているか どうかは明白でない。したがって、母の年齢に認められ た差から、期待される父の年齢の差が、種々の資料群で 被爆群間に認められるかどうかを調べることは適切な方 They do (Table 3). Older fathers are more frequently 'heavily' exposed than 'lightly' exposed or not exposed.

Parity Parity and maternal age are closely correlated; therefore the exposure groups would be expected to differ in mean parities and they do. On the average, parity is directly related to exposure, the more 'heavily' exposed having had more pregnancies on the average, and there exists an effect of parity not explicable in terms of the correlation between parity and maternal age (see Neel and Schull, I for further details).

Duration of Pregnancy Mortality rates are strikingly and significantly elevated among pregnancies which terminate prematurely; a much lesser effect is associated with postmaturity. It follows, then, that if duration of pregnancy was significantly related to exposure groups, differences in mortality among the exposure classes might arise. As Table 3 shows, exposure groups do not differ significantly with respect to duration of pregnancy.

Birthweight Since birthweight is correlated with duration of pregnancy, and since the latter exhibits no relation to exposure groups within the various samples, one might expect, a priori, that birthweight will not be significantly associated with exposure status. This expectation is fulfilled (Table 3).

Summary, Sources of Variation Among the six sources of extraneous variation for which data exist on virtually all births and which are known to be significantly associated with mortality, three, namely, maternal age, paternal age, and parity differ significantly among the major exposure groups within most samples. These differences are such as to lead to augmented mortality rates within the more heavily exposed groups. Thus, an apparent effect of radiation on mortality could not be accepted before these differences were controlled, but on the other hand, if there is no apparent effect even when these differences are ignored, it seems inconceivable one would appear after they were controlled.

There are other important sources of extraneous variation for which data were not available on the birth certificate or through one of the previously mentioned programs. Thus, data were not available on socioeconomic class, yet it is known that infant mortality, for example, is higher in the lower socioeconomic classes of Japan. Moreover, the Child Health Survey 9 revealed a significant effect of socioeconomic status upon physical and mental growth and development of a magnitude which might lead to serious biases in the analysis of mortality data if the socioeconomic concomitants were dissimilarly distributed between the comparison

法であると考えられる。表3に示すように,年齢の高い 父親は,軽度の被爆群または非被爆群よりも,強度の被 爆群の方に多かった.

出生順位 出生順位と母の年齢との間には、密接な相関がある。したがって、被爆群間には平均出生順位に差のあることが期待される。事実、出生順位と被爆との間には直接の関係があり、強度の被爆群の出生順位の方が概して高く、出生順位と母の年齢との相関(詳細はNeelおよび Schull ¹を参照)によっては説明できない出生順位の影響が認められた。

妊娠期間 死亡率は、未熟児では著しく有意な上昇が認められ、過熱児では、それよりも程度は低いが、死亡率が増加する。したがって妊娠期間と被爆群との間に有意な関連があった場合は、それだけで各被爆群間の死亡率に差が生じたかもしれない。表3に示すように、妊娠期間については、被爆群間に有意な差が認められない。

出生時体重 出生時体重と妊娠期間との間には相関があり、種々のサンプル内の妊娠期間と被爆群との間には 関連が認められないところから、出生時体重と被爆状態 との間には有意な関連はあるまいと推論しうる。事実、 表3に示すように関連は認められなかった。

差異をもたらす要因の要約 資料がほとんどすべての対象の子供について得られていて、死亡率と明らかな関係があるとされている被爆以外の6つの要因のうち、機群の3つ、すなわちほとんどすべてのサンプル内の主被群間における母の年齢、父の年齢、および出生順位における母の年齢、父の年齢、および出生順位における母の年齢、父の年齢、および出生順位におりる。したが記したるとものとなる方向に働いている。したが不これらの要因の差の影響を明らかにすることはできなかな影響を明らかにすることはできなかな影響を明らかにすることはできない。影響が現われるとは考えられそうにない。

上述の要因のほかにも出生届けまたは前述の調査資料からは入手できなかった死亡率に関係のある被爆以外の重要な要因がある。たとえば、社会経済的階級に関する資料は前述の調査資料からは得られなかったが、日本の乳幼児の死亡率が社会経済的には低い階級に高いことが認められるのは周知のことである。その上、児童健康調査プでは、肉体的および精神的な発育に、社会経済的な要因が明らかに影響を及ぼすことを認めているので、これらの要因が比較群間に同様に分布しなかった場合には死亡率の解析に重大な偏りを生ずることも考えられる。この

groups. To ascertain whether the latter might or might not be true, a pilot mail survey was undertaken on a small random sample in 1962. The primary purposes of this preliminary survey were to ascertain probable response rates in a projected, larger study, and the quality of responses. As a consequence of this preliminary study and the experience of the Child Health Survey, 9 a larger study involving a random 10% of the pregnancy terminations included in the total sample was initiated in 1964.

A mail questionnaire was sent to the last address known to ABCC of the parents of 5294 children regardless of present status. If the initial questionnaire was not returned, a second and if need be, a third was sent at intervals of two weeks. When a letter was returned as undeliverable, the koseki was checked and the questionnaire sent to the most recent address indicated on record of residence filed with the koseki. For those cases where no response was obtained to any one of the three possible mailings, a field follow-up was conducted if the family lived in Hiroshima or Nagasaki or areas immediately adjacent thereto (Table 4). It will be noted that data were collected on all save some 4% of the sample; it seems unlikely that the failure to obtain information on so small a group could markedly bias the results to be presented. Information was sought with respect to parental occupation, parental schooling, survival status of the parents, the size of the home (in mats) and the number of persons normally residing therein, food expenditures per person per month, and, finally, a brief indication of the child's nutrition in terms of the consumption of certain dietary staples, namely, fish, meat, eggs, and milk.

Table 5 summarizes the tests of significance with regard to the distributions of the aforementioned variables among the exposure groups within samples and cities. The number of mats per person, food expenditures, and consumption of dietary staples do not differ among the comparison groups. However, parental occupation, schooling, and survival status of parents are significantly different. Thus relatively more children one or both of whose parents are dead are observed in the proximally exposed group than in either of the other two samples. Exposed parents are less well educated than nonexposed, and relatively more farmers and fishermen are to be found in the distally exposed groups than in either of the other two comparison groups. These findings are, in general, in accord with those for the other concomitant variables to which attention has been directed. Thus, for example, it is known that exposed parents are older on the average than nonexposed parents (Table 3), and that the education received by the average individual in Japan has steadily increased in the postwar era.

ことを確かめるために、1962年に小規模の任意に抽出されたサンプルについて郵便調査の試験的調査が行なわれた。この試験的調査の主目的は、より大規模な計画のもとに行なわれる調査での回答率および回答された事項の正確性を調べることであった。この試験的調査ならびに児童健康調査の結果。に基づいて、全対象から10%の任意抽出で選ばれた群についていっそう大規模な調査が1964年に開始された。

5294人の対象の親あてにABCCに記録されている最新 の住所に質問票を郵送した。初回の質問票に対して回答 しなかった場合には2週間後に2回目を, さらに必要と あれば、それから2週間をおいて第3回目を郵送した. 郵便が配達不能で戻ってきた場合は、戸籍の照合を行な い、戸籍といっしょに保管されてある住民登録に記載さ れている最近の住所にあてて, その質問票を郵送した. この3回の郵送質問票に回答が得られなかった例につい ては、親が広島または長崎市もしくはその近接地に居住 する場合はさらに家庭訪問を行なった (表4参照).サン プル中の4%を除いたすべての対象に関して資料が収集 された. すなわち資料が入手できなかった例がこのよう な少数であったので、このことが解析した結果に明らか な偏りをもたらすとは考えられない。親の職業、親の学 歴,親の生死,家屋の面積(畳数)および家族人員数, 1か月1人当たりの食費、および食費の主成分、つまり 魚, 肉, 卵, と牛乳の消費高による子供の栄養の簡単な 指標に関する資料が求められた。

表5は、各都市および各サンプル内の被爆群間の前述の要因分布の差異に関する有意性の検定の結果を要約したものである。ひとり当たり量数、食費、および食事の主成分の消費高においては、比較群間に差のないことが認められる。しかし、親の職業、学歴、およびその生死には有意の差が認められる。すなわち、近距離被爆群の片親または両親が死亡している割合は、他の2つの群のいずれよりも多い。被爆した親たちは被爆しなかった親たちよりも学歴が低く、遠距離被爆群では他の2比較群のいずれにおけるよりも農夫や漁夫が比較的多い。これらの所見はすでに述べた被爆以外の要因にみられた傾向とほぼ一致している。たとえば、被爆した親は平均して被爆しなかった親より年長であり(表3)日本人の平均教

Therefore, the exposed would be expected to be less well educated than the younger nonexposed population. In general, these differences in distribution of extraneous socioeconomic variables, like those associated with the variables discussed earlier, are such as to lead to an inflation of mortality rates in the children of the 'heavily' exposed group as contrasted with the other two comparison groups.

THE RELATIONSHIP OF MORTALITY TO EXPOSURE

The various tabulations, analyses, and comparisons of the data have been quite extensive; only a very condensed account can be presented. Table 6 sets out the data subclassified by city, sex, main exposure group, and year of risk. A profusion of comparisons is possible. Age-specific rates are given only for those years to which all the individuals in a defined cohort have been exposed. However, the figure for total deaths includes not only those occurring during risk years experienced by the entire group but also those occurring during risk years experienced by only a proportion of the cohort. Accordingly, while it may be used for comparisons between groups, it has no normative value in the strict sense. The table shows no evidence of a systematic change in mortality experience related to parental major exposure group within either sex in either city. None of the χ^2 values derived from the twelve $3x^2$ contrasts based on the totals for each city-sex-program component approaches significance even though extraneous sources of variation are so distributed as to lead to an inflation of mortality in Major Exposure Group 1. The data on the first year of life expectancy support the earlier report1 that no significant association was observable between mortality in the first year of life and parental exposure. The data are, however, not wholly independent of those presented in the aforementioned publication.

In view of these data it seemed unlikely that analysis of cause of death would be particularly reveal-However, such analyses were performed, more with a view toward the completeness befitting a scientific problem of this gravity than because of prior expectations. Table 7 sets forth deaths per 10,000 for the more common categories of causes of death within sexes, cities, and the three major exposure groups. All three components of the data have been combined in this analysis. For each row, the significance of the difference between the observed number of deaths and the number expected on the basis of random distribution by exposure has been tested by X2. Only two significant associations are observed, both at the 5% level and both in Hiroshima. Firstly, deaths from congenital defects differ in females, but as a consequence of relatively more malformations in the 'lightly' ex育程度は戦後眷実に向上してきたことを考えれば、被爆者の教育水準は若い非被爆者よりも低いことが考えられる。一般的に、社会経済的要因の分布にみられるこれらの差は、前述の被爆以外の要因と同樣強度の被爆群の子供の死亡率を,他の2群に比べて高める方向に働いている。

死亡率と被爆の関係

各種の製表および解析が、かなり広範囲にわたって行な われたが、紙面の関係で本論文で発表できるのは非常に 集約されたものである. 表6では資料を都市,性,主被 爆群および観察年数別に小区分している. これによって 各種の多くの比較を行なうことができる。年齢別死亡率 は、あるコーホートの全対象者について観察できた年齢 についてのみ計算した、しかしながら、総死亡率の計算 には、コーホートの全員について観察した死亡のみなら ず、コーホートの一部だけについて観察した死亡も含ま れている。したがってこれは各被爆群間では比較できる が、厳密にいえば標準値ではない。 表から、男女とも両 都市で主被爆群間では死亡率に系統的な変化を認めるこ とはできない。都市、性、および資料群別に行なわれた 12個の比較では、メ゚値はいずれも有意ではない。 被爆以 外の要因は,すでに述べたように,第1主被爆群におけ る死亡率を増加させるように分布しているにもかかわら ず,死亡率の被爆群間の差は認められない。生後,第1 年目についての資料は,生後1年目の死亡と両親の被爆 状態の間には、特に有意な関係はみられないという報告1 と一致する. しかし今回の研究は前述の報告と全然無関 係なのではない.

今までに述べた成績を考慮してみると、死因を解析しても、特に顕著なことはありそうにないようにみえる。しかしながら、期待した結果を得るためというよりも、この重要な科学的な問題をより完全に解析するために死因の解析は行なわれた。表7に性、都市および3主被爆群別に大分類による死因別の死亡率を、人口10,000人対の死亡で示した。3つの資料群もこの解析で考慮されている。観察死亡数と被爆群によって差がないと仮定した場合の期待死亡数との間の差異を各欄別に X² 検定によって検定した。ただ2つの統計的に有意な差異が観察されたが、このいずれも5%の危険率で有意であって広島にみられる。第1に、先天性奇形による死亡は、女に差異がみられるが、強度の被爆群および非被爆群に比較して、

posed than in the 'heavily' or nonexposed groups. Secondly, the frequency with which death results from a neoplasm varies in males, but again the difference is one of relatively more deaths in the 'lightly' exposed group than in either of the other two. This latter effect does not appear in Nagasaki, although with regard to deaths due to congenital defects a trend similar in some respects to the one observed in Hiroshima does obtain.

Although the major exposure groups differ in maternal age, paternal age, and parity, in a manner which might be expected to result in 'false' radiation effects none were demonstrated despite these known biases. Therefore, it is literally inconceivable that significance would emerge after analyses which took these variables into account. Nevertheless, because we are interested not only in significance but in a 'best estimate,' which might at some future time be combined with the results of others, the data have also been analyzed on a maternal age-specific basis, a paternal age-specific basis, a parity-specific basis, and various combinations of paternal and maternal age and parity. Publication of all the voluminous tables is not feasible. However, Tables 8,9, and 10 present deaths per thousand by sex, city, and major exposure group only for specified maternal ages, specified paternal ages, and specified parities. Perusal of these three tables again fails to suggest any consistent, significant effect of parental exposure. Thus, for example, in Table 8 for mothers of 25-29 years of age (the largest maternal age group), death rates in the 'lightly' exposed exceed those in the 'heavily' exposed group in two of four possible instances, the nonexposed exceed the 'heavily' exposed group in three of four, and the nonexposed exceeds the 'lightly' exposed three out of four times. In the two comparisons where there is significance at the 5% level, the death rates in males born to Exposure Group 1 parents are lower than those observed for one or both of the control groups. In Tables 9 and 10, there are three additional comparisons at the 5% level of significance - again Exposure Group 1 males have lower mortality rates. These three tables involve 92 comparisons; the fact that five comparisons are significant at the 5% level can be explained by chance. The better survival of Group 1 male children in all five cases is intriguing but can scarcely be interpreted as a radiation effect. Since, had the deviation been in the opposite direction, it would have been tempting to read greater significance into it, this is a reminder of the need for caution in interpreting data of this type.

The remote possibility exists, because of the correlations which exist between parental ages and parity, that simultaneous control of two or more of these variates might be informative. Control of

軽度の被爆群に多くの奇形がみられる。第2に、新生物による死亡の頻度は、男に差異がみられるが、同様に軽度の被爆群では、他の2群におけるよりも死亡率が高い。 長崎では先天性奇形による死亡率は、広島とほぼ同様の傾向を示してはいるが悪性新生物による死亡では、被爆群間に差は認められない。

主被爆群間では、母の年齢、父の年齢および出生順位の 分布が異なっており,その差異は死亡率に対して,「誤 り」の放射線の影響があるように示す方向に働いている が、これらのはっきりした偏りを起こす変数があるにも かかわらず何も明らかに証明することができなかった。 したがってそれらの変数を考慮に入れて解析を行なって も,有意の差異が出てくるということはまず考えられな い.しかしながら,統計的に有意であるか否かというこ とだけでなく,将来いつか行なわれる他の調査結果もい っしょに含めた「最良の推定」に関心があるので,母の 年齢、父の年齢、出生順位および父母の年齢と出生順位 の各種の組み合わせに基づく死亡率も解析した。膨大な 表をすべて記載するということはとうていできない. 表 8,9,10に性、都市別に、父母の年齢別死亡率と出生順位 別死亡率のみを、主被爆群別に人口 1,000 対の死亡率で 示した. これらの3表からも一貫した有意な両親の被爆 の影響は認められない。たとえば表8に示すように、出 生時の母の年齢が25-29歳の群(最も頻度の高い母の年 齢群)では、軽度の被爆群の死亡率は、4個の比較のう ち2個では、強度の被爆群のそれよりも多く、非被爆群 のそれは、4個の比較のうち、3個では、強度の被爆者 ならびに軽度の被爆者のそれよりも多いことがわかる. 5%の危険率で有意の差がある2つの比較において、強 度の被爆群の男の死亡率は対照群の一方,あるいは両方 におけるよりも低い. 表 9, 10においては, 5%の危険 率で有意の差がある3個の比較が示されているが、これ でも強度の被爆群の男の死亡率がより低い.これらの3 表には92の比較が行なわれており、したがって、有意水 準5%で被爆群間に差がある比較が5個みられたという ことは偶然でもありうる. この5個の例では, いずれも 強度の被爆群の男では,より低い死亡率を示した.この ことは非常に興味深いが、放射線の影響として解釈する ことはほとんどできない、もし反対方向に差異が認めら れたら、より重要な意味をもたせたくなったであろうか ら、この種の資料の解析には十分な注意が必要である.

両親の年齢と出生順位との間には相関関係がみられるので,これら2つの,または多くの変数を同時に考慮した

all three variables through classification of the data so diminishes the numbers of observations as to make any conclusion hazardous. Tables 11 and 12, however, do present for both sexes, cities, and exposure groups, parity-specific death rates and paternal age-specific death rates for a fixed maternal age, namely, 25-29 years, chosen for presentation because this encompasses the largest body of data for any such comparison. No trends apparently related to radiation exposure group are observed; none of the χ^2 , s for the row comparisons are significant.

As Figure 1 illustrates, when the exposure status of both parents is considered, children may fall into any one of nine minor exposure categories. The genetic complement of children both of whose parents were within 2000m of the hypocenter ATB (Minor Group a) received substantially more radiation than that of children only one of whose parents was within 2000m but the other nonexposed or 'lightly exposed' (Minor Groups b, c, d and e; see Discussion for actual estimates). Although highly unlikely in view of the foregoing, the possibility had to be considered that a radiation effect might emerge if the analysis was extended to minor category, and this has been done.

However, when the nine minor exposure groups are compared with respect to the six concomitants for which the three major exposure groups were contrasted (Table 3), not only is there again significant heterogeneity with respect to paternal and maternal ages and parity, but now there is also very significant heterogeneity in most of the comparisons with respect to year of birth and birth weight, although to a lesser degree than for the first three concomitants. Figure 2 illustrates for male births the year-of-birth effect during the 13 years of the program in Hiroshima. It will be noted that the line dividing Groups a, b, c, d, and e collectively (Major Exposure Group 1) from Groups f, g, and h (Major Exposure Group 2) and the line dividing f, g, and h (Group 2) from i (Group 3), is relatively straight, thus attesting to the effectiveness of the original matching procedure. The significant year-of-birth effects emerge from the changes with time of the proportions of the minor exposure categories within the respective major exposure groups for which the data were unmatched. least two causes for the significant year-of-birth effect are apparent from inspection of Figure 2. On the one hand, the representation of certain subgroups appear to increase (Group c) or diminish (Groups a and f) with time. On the other hand, for some exposure groups there appear to be increases followed by decreases (Groups e and h).

The several significant differences (none exceeding the 0.05% level) between minor exposure classes 方が有効である場合も考えられる。また資料を細分することによってこれらのすべての変数を考慮しようとすることは、観察数を減少させるので、得られた結論がはっきりしなくなることも考えられる。表11および12に、都市、性および被爆群別に、一定の母親の年齢、たとえば25-29歳(対象数が最も多いのでこの年齢群を選んだのであるが)での出生順位別死亡率および父の年齢別死亡率を示したが、被爆群と明らかに関係があるような傾向はみられない。各欄ごとの比較において x² 値はいずれも有意ではない。

図1に示されているように、両親の被爆状態を考慮した場合、子供は9つに細区分した被爆群のいずれかにあてはまる。両親とも原爆時爆心地から2000m以内にいたものの子供(副被爆群a)の遺伝子は、両親の一方が2000m以内で被爆したが、片方が非被爆者かあるいは軽度の被爆者である場合(副被爆群b,c,d,e)の子供に比較して、より多くの量の放射線を受けたことになる(実際の推定線量については考察を参照)。今までに述べた成績からみてあまり可能性はないが、もし解析が副区分群まで及ぶならば、放射線の影響が出てくるのではないかという可能性も考慮しなければならない。

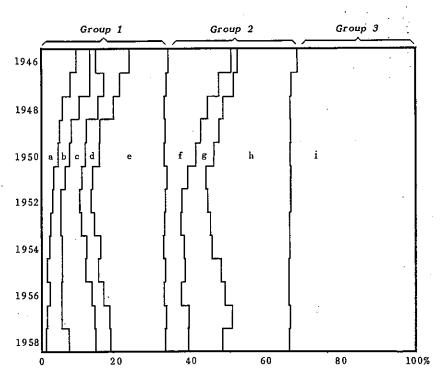
しかしながら、9つの副被爆群について、主被爆群につ いて比較したように、6つの関連変数について比較を行 なうと (表3)、父および母の年齢ならびに出生順位に関 しては同様に明らかな異質性がみられるのみならず、こ れら3つの関連変数に比較してより程度は低いが出生し た年および出生時の体重に関しても、ほぼ明らかな異質 性がみられる、図2に、広島の男について13年間の観察 期間中の出生年の分布を示した、 a, b, c, d, e群 (第1主 被爆群)とf,g,h群(第2群)とを区別する線、および f, g, h 群 (第2群) と i 群 (第3群) とを区別する線は ほぼ直線であるが、これはサンプル抽出の際出生年を一 致させた方法が効果的であったことを証明している. も ちろん、サンプル抽出時に副被爆群については出生年を 一致させていないので、出生年によってそれぞれの主被 爆群内の副被爆群の割合が変化している.図2から,出 生年について少なくとも2つの明らかな現象がみられる. 一方ではある副被爆群は、時が経つにつれて増加したり (c群),減少したり(aおよびf群)する.他方,他の 副被爆群では、初めは減少し、次に増加するという現象 がみられるものもある (e およびh群).

副被爆群間の出生時体重に関するいくつかの有意な差 (いずれも有意水準0.05%を越えない)は、一般に強度

with respect to birthweight are in general due to heavier birthweights among the groups where exposure was greatest, and are thought to be secondary to the age and parity effects which have already been discussed. A 'duration of pregnancy' heterogeneity is observed in a single comparison among 12 and may be disregarded. Because of the declining infant and childhood mortality in Japan during the years of this study, it was felt the data should be adjusted for the year-of-birth effect. Accordingly, in Table 13 an analysis is presented wherein by city, sex, and program component, the observed number of deaths in each minor exposure category is compared with expectation adjusted for differences in year-at-risk per individual for the exposure subgroups. Table 13 reveals two differences at the 5% level of significance, both (again) resulting from a deficiency of deaths among the children of the more heavily irradiated parents.

の被爆群の出生時体重がより重いことから生ずるもので、これはすでに述べたように、両親の年齢および出生順位の影響によるものと考えられる。妊娠期間についての差異は、12個の比較のうち、1個しか観察されないので無視してもよい。調査期間中に日本では乳児および幼児の死亡率が下降しているから、資料を出生年について補正すべきである。表13に都市、性、および資料群別に、各副被爆群の観察死亡数を、観察年数の違いを補正した期待値と比較を行なって解析している。表13には、5%の危険率で有意な2つの差異があるが、このいずれの差異も、両親が強度の被爆をしたものの子供に死亡率が減少していることを示している。

FIGURE 2 PROPORTIONS IN THE MAJOR (1-3) AND MINOR (a-i) EXPOSURE GROUPS IN RELATION TO YEAR OF BIRTH, MALE, HIROSHIMA 図2 出生年度に関する主被爆群(1-3)および副被爆群(a-i)の割合、男、広島



Sample procedure resulted in relative constancy for major (matched) groups but permitted significant time trends in the minor (unmatched) groups. 標本抽出に際して、出生年を一致させた主被爆群については比較的一定であったが、一致させなかった 副被爆群については顕著な経時的変化を認めた.

There emerges from this study no indication that parental exposure to the atomic bombs has altered the life expectancy of their children. This failure to demonstrate significant changes in F₁ mortality as a function of parental exposure can not be construed as evidence that no genetic effects resulted from exposure to these nuclear devices. Unless one is willing to argue that man differs from all other forms of life thus far studied, lethal and semilethal mutations of a type which might manifest themselves as mortality in the first decade or so of life were induced. But the present study provides no evidence for their existence.

The exact importance to be attached to the present observations depends, of course, on the estimated mean exposure to radiation experienced by the various exposure groups. The problem of estimating the amount of radiation received by persons exposed to the atomic bombs in Hiroshima and Nagasaki is still troublesome today, after 20 years of study of the question (see, for example, Neel and Schull, 1 Ritchie and Hurst, 10 Arakawa 11). At present ABCC employs the so-called T57 Dose Scale, developed on the basis of the reports of Ritchie and Hurst 10 and Arakawa, 11 and based on distance from the hypocenter and shielding. The estimates of individual dosage so obtained are considered to be accurate, for each city, only to a factor of 2, i.e., the true dose may be as low as 50% of the T57D estimate, or it may be 100% greater than the T57D estimate. 12 One of the uncertainties in the estimate stems from the fact that the yield is not accurately known for either of the atomic bombs detonated. Efforts to refine all of the factors entering into dose estimates are continuing, but for the present we must be content with this range of uncertainty. This T57D estimate is for whole-body radiation; the gonad dose will presumably be less although, because of the high energy of the radiation, the attenuation factor should be minor.

A dose estimate is not available for all parents of the subjects for this study. However, the majority of the parents exposed within 2000m (Exposure Group 1) are also included (with additional persons of similar radiation background) in a life span study of the survivors being conducted by ABCC. In connection with this study, an average T57D estimate has been derived for each 100m zone, and, as a simple approximation, survivors in each 100m zone have been assigned the average T57D estimate for that zone. This procedure is less than ideal but it seemed likely that the inaccuracies would prove to be of minor importance compared to the 150-fold variations in dose as between 700 and 2000m. The average dose received by both parents of chil-

この調査からは、両親の原爆被爆が子供の余命に影響を及ばしたということは示唆されていない。このように可親の被爆の関数としての子供の死亡率に有意な変化が認められなかったことを、直ちにこの核兵器への被爆からは、何ら遺伝的影響が生じなかったということの証拠と解釈することはできない。もし、人間が現在までに四段にもはできない。もし、寿命の最初の約10年間における死亡として現われるような致死的あるいは半致死的突然変異が存在するであろうと推定される。しかし、この研究の結果ではこれらの変化が存在するという証拠は認められなかった。

今回の調査の正確な重要性は、もちろん、種々の被爆群 が受けた放射線の線量の推定平均値に依存している。広 島および長崎で原爆に被爆した人々の受けた放射線の線 量の推定に関する諸問題は、20年間にわたって検討され てきた今日でもなお未解決である (Neelおよび Schull,1 Ritchieおよび Hurst,10 Arakawa11を参照). 現在 ABCC では, いわゆる T57線量を採用しているが, これは, RitchieおよびHurst10、ならびに Arakawa11の研究報告に 基づいて開発されたもので、爆心地からの距離および遮 蔽状態をもとにしている. これによって求められた各個 人の線量推定値は、正確にしようと試みられたが、両市 とも真の線量は T 57 線量値より50%低いか、 あるいは 100%高いかの範囲内にある.12推定値の不正確性は,ひ とつには、両市に投下された原子爆弾のいずれについて も、線量が正確にはわかっていないということから生ず る. 線量推定に関与してくるすべての要因を正確に捕え る努力が続けられているが、現在のところ、この程度の 不正確性は許容しなくてはならない. この T57推計線量 は、全身照射に対するもので、放射線のもつ高エネルギ 一のために減弱係数は少ないはずであるが生殖腺線量は おそらくこれより少ないと思われる.

この調査の対象者の両親全員について、T57推定線量が計算されているわけではない。しかし、2000 m以内で被爆した両親(被爆群1)の大多数は、ABCCと予研が共同で実施している寿命調査の対象者でもある。この寿命調査では、被爆者を 100 m間隔の層に分けて、おのおのに対する T57線量の平均値が求められているので、今回の調査対象の各層の被爆者に、その値を与えるという近似的な方法を用いた。この方法は決して理想的ではないが、目的が700 mから2000 mの距離の範囲で50%か200%の計算誤差のある線量を比較することであるから、この程度の不正確さはあまり問題にならないと思う。このようにして推定された第1主被爆群に属する子供の両親が

dren in Major Exposure Group 1 thus estimated was 191 and 220 rad in Hiroshima and Nagasaki respectively. These averages are perhaps unduly influenced by a relatively few persons to whom the T57D scale assigns doses incompatible with survival. median doses, which might be more appropriate under these circumstances, are 65 rad for Hiroshima and 96 rad for Nagasaki. Since the distance-dose curve reveals that radiation is approximately 5 rad and diminishing steadily at 2500m, the average dose for Exposure Group 2 can be considered negligible, close to the background dose. It must be again emphasized, however, that in view of the various problems regarding dosimetry, it would be unwise to regard the particular numbers used for dose as more than rough approximations. Using the T57D data, the mean joint exposures to be attributed to parents falling into the various minor categories of Major Group 1 may be estimated as: for Hiroshima, 270, 184, 187, 130, and 187 rad for Groups a, b, c, d, and e respectively; for Nagasaki, 285, 212, 202, 210, and 223 rad for these same groups. These estimates, incidentally, do not differ to a significant degree from those derived by Neel and Schull in their ealier treatment of this problem.

Assuming the correctness of these dose estimates, is the present lack of findings consistent with the corpus of experimental data, as well as the other observations on human material? Much of the recent experimental work has been concerned with the effects of chronic radiation repeated over many generations; both because of the higher genetic yield of X units of radiation given in a single rather than divided doses 13 and the opportunities for selection under these conditions, direct comparisons with these investigations seem unwise. With respect to acute radiation whose effects were evaluated in the first generation following parental exposure, there is still no abundance of data for completely relevant comparisons with the findings of this investigation. In fact, because of differences in the length or life cycle and the 'medical care' received by the 'indisposed,' the 'litter size effect' (see below), and differing intervals between radiation and conception, there is room for equivocation regarding any comparison of data from other mammals with man. Perhaps the most germane comparison possible with the present material would be 3-week or preweaning mortality or a reasonable approximation thereto in experimental forms with deaths under one year of age in man. Since the present data are so predominantly concerned with offspring resulting from germ cells which in the male were in the spermatogonial stage at the time of radiation and in the female dictyate-stage oocytes, and because of the relationship between stage of maturation at time of radiation and genetic yield, comparisons should be restricted

受けた平均線量は広島で 191 rad, 長崎で 220 radであつ た. これらの平均値には、おそらく比較的少数であるが、 T57線量測定法によって、常識的には生存不可能なほど の多量の線量を与えられた人々の存在が著しく影響を及 ぼしていると思われる。線量の中央値は、このような条 件のもとではより適切と思われるが、広島で 65 rad、長 崎で 96 radである、爆心地からの距離別線量曲線による と,放射線は距離が遠くなるに従って徐々に減少し, 2500mでは約5 rad になることを示しているので, 第2主 被爆群に対する平均線量は背景線量に近く、無視してよ いと考えられる。しかし、ここであらためて強調してお かなければならないのは,前述の線量測定に関連した種 々の問題点からみて、推定線量値を大まかな推定値以上 のものとみなすことは賢明でない。 T57の資料を用いれ ば、第1主被爆群の中の副被爆群に属する両親について の被曝線量の平均値は次のように推定される. すなわち, 広島では a, b, c, d, eの各群に対し、それぞれ、270、184、 187, 130, 187 radであった、長崎では同じ群に対し、お のおの285, 212, 202, 210, 223 radであった. なお、 こ れらの推定値は、以前に行なわれた Neel および Schull の研究において用いられた線量と大きな差はない。

これらの推定線量を正確であると仮定して、今回の調査 結果は多くの実験資料および人間についての他の調査の 結果と異なっているであろうか. 最近の実験研究の多く は、数世代にわたって繰り返される放射線の長期の影響 に関したものである。同一線量を分割した場合よりも, 一時に与えた場合に、単位 X線量当たりの放射線による 遺伝的変化が大きいということ,13 およびこのような条 件のもとでは淘汰の機会が存在するという2つの理由か ら、これらの実験結果と直接比較するごとは賢明ではな いと思われる.多量の放射線を一時に与えた場合につい ては,両親の被爆後に生まれた第1世代においてその影 響を評価したが,今回の調査の結果と最も適切な比較を 行なうための十分な資料はまだない.事実,寿命の長さ および「病弱例」の受けた「治療」の相違,「1回の出 産での子供の数が及ぼす影響」(後述)また,被爆から 妊娠までの期間の相違などにより,他の哺乳類について の資料と人間についての資料との比較に関しては,あい まいな点が生ずるおそれがある.おそらく,現在調査中 の資料と最も適切に比較できる例としては、実験動物に おける生後3週間,または離乳前の死亡率,あるいはそれ に適当な近似値を加えたものを,人間における生後1年 以内の死亡率と比較することである. 今回の調査資料は、 照射時に,男においては,精原細胞の時期,女において は、卵原細胞の時期にあった生殖細胞から生まれた子供 に関したものが非常に多く、また照射時の性細胞の成熟 段階と遺伝的変化との間には関連があるために、実験用

to the 'post-sterile period' offspring of experimental mammals.

For mice, Russell¹⁴, 15 in extensive experiments has . reported, a significant reduction in mean number of offspring at weaning (age 3 weeks) following acute paternal X-irradiation. In the largest series, a paternal exposure of 300 r, with mating in the post-sterile period, resulted in a reduction in litter size at weaning of 3.8%. Mean number of liveborn offspring is not given. Kohn16 has reported a statistically nonsignificant decrease in liveborn litter size and preweaning survival in the offspring of male mice receiving 525 r in either a single or a divided dose and mated during the post-sterile period. Finally, Sugahara 17 has reported significantly higher litter sizes and preweaning mortality among the offspring of male mice receiving an acute dose of 600 r and mated during both the pre- and poststerile period.

In rats, Chapman et al¹⁸ failed to observe a significant effect on survival up to 69 days in the offspring of males who received 450 r in three divided doses and for whom, because of the experimental design, it was assumed that the sperm responsible for fertilization were from irradiated spermatogonia. Litter size was affected differently by radiation of the male and female parents; in the rat, unlike the mouse, probability of death appears to decrease with increasing litter size. 19

In studies utilizing swine, Cox and Willham²⁰ reported that, following an acute dose of 300 r of X-rays to males mated during the post-sterile period, mortality in their liveborn offspring during the first three weeks of life was significantly increased. However, a later report²¹ found that this apparent effect was confounded by differences in litter size between irradiated and control animals; no statistically significant effect remained when this was taken into consideration.

The studies on this problem which utilized human material have all been negative. Aside from previous reports by the present investigators, the only studies on the effect of acute radiation on survival of offspring involve very small series concerned with the progeny of seemingly infertile women whose infertility was treated with 60 to 65 r of ovarian X-radiation, 22 or of women who in the course of multiple diagnostic X-rays received a dose between 7.5 and 20 rad. 23 Not surprisingly, no effects were observed. Neither Crow24 nor Macht and Lawrence²⁵ noted increased infantile mortality among the children of American radiologists. The gonad doses, of chronic irradiation, are quite uncer-Finally, Tanaka and Ohkura²⁶ report an insignificant increase in first year mortality among

哺乳動物の不妊期後の期間に生まれた子供に限って比較 する必要がある.

マウスについては、Russell¹⁴、¹⁵ が広範囲な実験の結果、父親が急性 X線照射を受けた場合、離乳期(生後3週間)における子供の平均数は著しく減少したことを報告した。その最大の規模の実験においては、父親に300 rの照射を施し、不妊期後の期間に交配させると、1 腹の子供の数が離乳期に 3.8%減少した。生産児の平均数は示されていない。Kohn¹⁶は、一時にあるいは分割して525 rの放射線照射を受け、不妊期後の期間に交配した雄のマウスを父親として生まれた子供の生産児数と離乳期前の生存率に、統計的に有意ではないが減少を認めたと母に、統計的に有意ではないが減少を認めたと母に、統計的に有意ではないが減少を認めたと母に、統計的に対した雄のマウスの子供は、1 腹の子供の数、および離乳期前の死亡率の有意な増加が認められたことを報告した.

ラッテについては、Chapman ら18 が雄に450 r の線量を3回に分けて照射し一この場合は精原細胞の時期に照射を受けた精子によって受精するように実験計画がたてられたが一その子供の生後69日までの生存率に有意な影響を認めることはできなかった。1 腹の子供の数は、父親が照射を受けた場合と母親が受けた場合では異なった影響を受ける。ラッテにおいては、マウスの場合と異なり、1 腹の子供の数が増加するにつれて死亡が減少するように思われる.19

ブタを使った実験では、Cox および Willham 20 が雄に 300 r の急性 X 線線量を 1 回照射し、その後に交配させた 場合、生産児の生後 3 週間以内の死亡率は著しく増加したと報告している。しかし、その後の 報告21 によって、この現象は、照射した実験動物とその対照群の間に存在 する 1 腹の子供の数の差により異なることがわかった。したがって、このことを考慮すれば、統計的に有意な影響は何も残らなかった。

この問題について、人間を対象として行なった調査の結果はすべて否定的である。著者らが以前に行なった報告は別として、放射線の急性照射が子供の生存に及ぼす影響についての研究としては、60から65 rの卵巣 X線照射による治療を施した不妊症の婦人の子供、22 あるいは、多量の診断用 X線照射により、7.5-20 radの線量を受けた婦人の子供。21 について小規模の研究があるのみである。これらの調査の結果、予想どおり何の影響も認められなかった。Crow²⁴ ならびに Machtおよび Lawrence²⁵ の研究のいずれにおいても、アメリカの放射線科医の子

the children of Japanese X-ray technicians as contrasted with the children of pharmacy technicians, from 1.9% to 2.6%, the mean gonad dose in the former being estimated at between 230 and 575 r of X-radiation delivered in small pulses over an average of 11.5 years.

In summary, the effects of irradiation on survival in the F₁ are significant for but few of the observations on experimental mammals and none on man. However, for the experimental material the trend is in the direction suggested by genetic hypothesis, i.e., reduced survival. The question arises as to whether, in view of the limited data on man, a 'best estimate' should be derived to compare with the 'best estimate' from other mammals. opinion of the present investigators until the confounding effect of litter size has been removed from the experimental data, as well as certain other possible biases summarized by Roderick, 27 little is to be learned from such a comparison. Although litter size is usually decreased following paternal radiation, it is sometimes increased. Inspection of the published data suggests that the variance in litter size may also be increased after radiation, making simple corrections difficult. Litter-size - specific mortality figures are an obvious step towards accurate comparisons. Because of the possibility of a degree of prenatal selection due to intrauterine competition in litter bearing mammals, whether even these data can be directly compared with human data is a moot point. Further, until a figure of statistical significance which meets these various problems insofar as possible is available from experimental material, little would seem to be gained from a forced comparison; extrapolation from nonsignificant results is a statistical risk exceeded only by comparisons based on two sets of nonsignificant results. However, most investigators would probably agree that there is no conflict between the results of the present studies and those with experimental mammals, even with allowance for the inclusion in the radiation spectrum of the atomic bombs of a neutron component with a higher relative biological effectiveness than gamma radiation.

One wonders whether further study of this group of children is warranted. Certainly it is recognized that some 85% of mortality prior to the age of maturity (say, 20 years) has occurred before the age of 10, and that, therefore, the mortality to be experienced by these groups in the immediate future is minor compared to what has already been experienced. It seems doubtful indeed that further study is likely to be rewarding within the next decade. However, the issues are such that in the face of any uncertainty continued study is desirable, and uncertainties do exist. In particular it may be argued that the level of medical care in man delays

供における乳児死亡率の増加は認められなかった。長期間照射の場合の生殖腺線量は全く不明である。最後に、田中および大倉²⁶が日本の X線技術者の子供の生後 1 年の死亡率は、薬剤師の子供の死亡率と比較して 1.9%から 2.6%と統計的に有意ではないが増加していることを報告し、前者における生殖腺平均累積線量は、平均11.5年間にわたって、230から575 r であると推定した。

要約すると、ほとんどの動物実験およびすべての人間に ついての調査において,子供の生存率に対する親の放射 線照射の有意な影響は認められていない.しかし実験動 物に関しては,遺伝学的仮説によって示唆されている方 向,すなわち生存率低下の傾向がある.人間についての 資料が限られていることから考えると、ここから「最良 の推定」を導いて、他の動物から得た「最良の推定」と 比較する必要があるか否かについては疑問が生ずる.混 乱を与える1腹の子供の数の影響,および, Roderick 27 が要約して示したその他の予想できる偏りが,実験の資 料から除去されない限り、この種の比較を行なっても、 ほとんど得るところがないと思う.1腹の子供の数は、 普通,父の放射線被曝によって減少するが,ときには増 加する.現在までに発表された資料によると,1腹の子 供の数の分散も照射後に増加することが示されており、 これを簡単に修正することはむずかしい. 1 腹の子供の 数別の死亡率は,正確な比較を行なうための一手段であ る. 1回に複数の子供を出産する動物においては、子宮 内の生存競争によるある程度の胎内淘汰があると思われ るので、この種の資料が直接人間についての資料と比較 できるか否かについてさえも,まだ議論の余地がある. さらに,できるだけこれらの諸問題に対処できるような 統計学的に意味のある数字が実験材料から得られるまで は,無理に比較を行なってもほとんど収穫はないと思わ れる.有意でない結果に基づいて推定を行なうことより も,2つの有意でない結果を用いて比較を行なうことは, より統計的に危険である.しかし,ほとんどの研究者は, おそらく,原子爆弾の放射線スペクトルの中に,ガンマ 線より強い生物学的効果をもつ中性子が含まれているこ とを考慮しても、今回の研究成績と動物実験の結果の間 には矛盾はないということに同意するであろう.

この調査対象の子供について、さらに追跡調査を実施する価値があるか否かについて疑問が生ずるかもしれない。成年(約20歳)に達するまでの死亡の約85%が10歳までに起こっており、したがって、これらの集団に近い将来起こる死亡は、今まですでに起きた死亡と比較して少ないということは明らかである。実際、はたして今後10年以内に、追跡調査の成果が現われるか否かは疑わしい。

'genetic deaths' until relatively late in the life span. The present study with its orientation toward cohorts and koseki determination of fact of death does not require annual nor biennial ascertainment of survivorship status to maintain the necessary currency of address, etc. so that follow-up can continue. It is thus possible to permit a lapse of time such as to increase meaningfully the numbers of deaths before a further cycle of koseki checking is initiated.

SUMMARY

A cohort-type study of children born subsequent to the atomic bombs of Hiroshima and Nagasaki and divisible into three groups on the basis of parental exposure (a 'heavily' exposed, a 'lightly' exposed, and a nonexposed group) has failed to disclose significant variation in mortality ascribable to differences in radiation. The average number of years at risk is 9, but varies from 3 to 15 years. Though the comparison groups differ significantly with respect to certain extraneous sources of variation in mortality, notably parental ages, and birth rank, the failure to observe significant mortality differences among the exposure groups is not attributable to the existence of this concomitant variation. In view of the number of years of death at risk, on the average, and the knowledge that the bulk of mortality prior to the 21st birthday is, in fact, prior to the 10th, it seems improbable that mortality prior to maturity can be shown to be a function of parental exposure in either Hiroshima or Nagasaki. This failure to demonstrate significant differences among the exposure groups does not necessarily imply that there are no differences. It merely means that within these years and numbers of observations no effect is to be seen.

しかし問題の回答が確かでないならば調査を継続することが望ましい。この調査の結果ではまだ不明確な点がある。特に人間が受けた治療の程度によって、遺伝的要因による死亡を遅らせるということも考慮しなければよらない。現在の調査は、コーホートについて、戸籍による死亡事実の確認という線で実施しており、毎年あるは隔年に生存状況を確認して、追跡調査するための最新の住所を維持するなどの努力をする必要はない。したがって、死亡の数が意味あるくらいに増すほどの期間を経過してから、戸籍調査の次の周期を開始することができる。

総 括

広島および長崎で、原爆投下後に生まれた子供を、両親 の被爆状態によって、強度の被爆群、軽度の被爆群およ び非被爆群の3群に分けて、コーホート調査を行なった 結果、放射線量の差異による死亡率の有意な変化は認め られなかった. 平均観察年数は9年であるが, 観察年数 は3年-15年間にわたっている.比較を行なった各群は、 死亡率に変化を及ぼす被爆以外の要因、特に両親の年齢 および出生順位に関して著しく異なっているが、これら の被爆以外の要因の差異が原因で、各被爆群の間に死亡 率に有意な差が認められなかったとは考えられない、観 察された平均死亡時年齢、および21歳未満の死亡の大半 は、10歳以前に起こっているという事実から考えて、成 年に達する前の死亡率を、広島あるいは長崎における両 親の被爆状態の関数として示すことは不可能のように思 われる、各被爆群の間に有意な差が認められなかったこ とは、必ずしも差異がないということを示すものではな い、これは、単にこれだけの年数でこれだけの数の調査 対象について観察を行なった範囲内では、影響が認めら れなかったということを示しているだけである.

TABLE 1 RESULTS OF FIRST KOSEKI CHECK 表 1 第1回戸籍照合の結果

City	Sex		Distance	距離 m	•
都市	性	0-1999	2500+	Not-in-City 市内不在	Total 計
Hiroshima	Male 身	5927	5994	5966	17887
広島	Female 🖠	ζ 5500	5572	5573	16645
Nagasaki	Male 男	3159	3169	3162	9490
長崎	Female 🕏	ζ 3135	3135	3127	9397
Total	Male 男	3 9086	9163	9128	27377
計	Female 🕏	•	8707	8700	26042

TABLE 2 FINAL SAMPLE BY MAJOR AND MINOR EXPOSURE GROUP, COMPONENT, SEX, AND CITY 表2 最終サンブル:主被爆群・副被爆群・資料群・性・都市別

Sex	· Source	Total.		Group	觧 1					2	:		3
性	資料源	計	a	ь	c	d	e	Total	f	8	h	Total 計	j
					Hiros	hima [島						
Male	Pre GE3 以前	3679	288	180	140	185	438	1231	528	123	584	1235	1213
男	GE3	9007	3 59	258	417	320	1622	2976	665	509	1853	3027	3004
	Sex-ratio性比調查	5201	107	194	381	185	853	1720	280	512	940	1732	1749
Female	Pre GE3以前	3 5 2 2	280	180	93	167	449	1169	508	141	545	1194	1159
女	GE3	8422	360	248	393	276	1507	2784	630	496	1686	2812	2826
	Sex-ratio 性比調查 .	4701	108	155	353	163	768	1547	211	455	900	1566	1588
					Nagas	aki 長	騎						
Male	Pre GE3 以前	1521	58	100	56	87	206	507	235	56	216	507	507
男	GE3	4544	98	329	229	163	694	1513	439	240	841	1520	1511
	Sex-ratio性比調查	3425	55	201	212	129	542	1139	297	211	634	1142	1144
	Pre GE3以前	1502	72	137	56	55	181	501	230	56	215	501	500
女	GE3	4514	119	272	236	150	731	1508	406	245	855	1506	1500
	Sex-ratio性比調查	3381	53	190	228	137	518	1126	283	226	619	1128	1127
	TOTAL 計	53419	1957	2444	2794	2017	8509	17721	4712	3270	9888	17870	17828

Table 3 summary of χ^2 comparisons of the distribution of concomitant variables in the major exposure groups

表3 主被爆群における被爆に関連した要因の分布についてのx2検定の総括

Variable	City	Ма	le 男			Fema	le女		
要因	都市	Pre GE3 GE3以前	GE3	Sex-ratio 性比調査	Total	Pre GE3 GE3以前	GE3	Sex-ratio 性比調查	Total 計
Year of birth	Hiroshim	広島NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
出生年	Nagasaki	長崎 NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Maternal age	н	••	••		••	••		NS	••
母親の年齢	N	••	••	**	••	••	••	•	••
Parity	н	**	••	NS	••	••	••	••	••
出産順位	N	••	••	**	••	••	NS	••	••
Duration of pregnancy	н	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
妊娠期間	N	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Birth weight	H	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
出生時の体重	N	NS	NS	NS	NS	NS	•	NS	NS
Paternal age	H	••	••	••	••	••	••	••	••
父親の年齢	N	••	**	••	••	**	••	••	••

Significant at the (*5%, **1%) level, NS not significant. (*5%, **1%)の水準で有意、NSは有意でない。

TABLE 4 ACCUMULATED RESPONSE RATE IN THE MAIL SURVEY ON SOCIOECONOMIC STATUS BY CITY 表4 社会経済的要因に関する郵便調査の回答率:都市別

Item	City		Ma	iling 郵(更調査			Field	
区分	都市	First 第1回	%	Second 第2回	%	Third 第3回	%	Investigation 野外調査	%
Total ·	Hiroshima 広島	3416	100	3416	100	3416	100	3416	100
	Nagasaki 長崎	1878	100	1878	100	1878	100	1878	100
Response 回答数	Hiroshime 広島	1130	33.1	2129	62.3	2397	70.2	3306	96.8
	Nagasaki 長崎	802	42.7	1120	59.6	1247	66.4	1774	94. 9

TABLE 5 SUMMARY OF χ^2 COMPARISONS OF THE DISTRIBUTION OF SOCIOECONOMIC VARIABLES IN THE MAJOR EXPOSURE GROUPS

表 5 主被爆群における社会経済的要因の分布についてのX2検定の総括

Variable	Ci ty		Male	男		F	emal e	女	
要因	都市	Pre GE3 GE3以前	GE3	Sex-ratio 性比調査	Total 計	Pre GE3 GE3以前	GE3	Sex-ratio 性比調查	Tota
Education of father	Hiroshima	広島 NS	NS	NS	•	NS	NS	NS	
父親の最終学歴	Nagasaki	長崎 NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Education of mother	Н	•	NS	•		NS	NS	NS	**
母親の最終学歴	N	NS	NS	NS	•	NS	NS	NS	NS
Occupation of father	Н	NS	NS	NS	•	NS	NS	NS	NS
父親の職業	N	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Industry of father	Н	NS	NS	NS	••	NS	NS	NS	NS
父親の産業	N	NS	NS	••	••	NS	NS	NS	NS
Mats per person	н	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
家族 1人あたりの畳数	N	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Food cost per person	Н	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
家族1人あたりの1か月の1	食費 N	NS	NS	NS	NS	•	NS	NS	NS
Survival status of parents	н	NS	**	NS	••	NS	NS	NS	NS
両親の生死	N	NS	NS	NS	NS	NS	٠	NS	NS
Eating habits, fish	н	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
食習慣 魚	N	•	NS	NS	NS	NS .	NS	NS	NS
Meat	Н	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
肉	N	NS	NS	NS	NS	••	NS	NS	NS
Eggs	H	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Ą	N	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
Milk	н	•	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS
牛乳	N	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS	NS

Significant at the (*5%, **1%) level, NS not significant (*5%, **1%)の水準で有意。NSは有意でない。

TABLE 6 TOTAL AND AGE-SPECIFIC DEATH RATES PER 1000 (DEATHS ALL CAUSES) BY MAJOR EXPOSURE GROUPS 安 6 人口1000 対総死亡率および年齢別死亡率(全死因):主被爆群別

Source	Age atDeath	No.	Death		Number	up群 [_		2 n Bata			3	45.
資料源	死亡時年齡	数	好	s Rate 亡率	·Number 数	Death: 死亡	· 本	Number 数	Death 死⊤	s Rate	Number 数	Death	s Rate 亡率	df=
		- 24	/0	~	200			**			**	70		
RIROSHIMA							Male 男							
Pre GE3	Total 👬	3679	290	78.8	1231	85	69.0	1235	102	82.6	1213	103	84.9	2.
323以前	0	3679	160	43.5	1231	50	40.6	1235	51	41.3	1213	59	48.6	
	1 .	3519	48	13.6	1181	12	10.2	1184	18	15.2	1154	18	15.6	
	2	3471	21	6.1	1169	6	5. 1	1166	10	8.6	1136	5	4.4	
	3	3450	20	5.8	1163	5	4.3	1156	7	6.1	1131	8	7.1	
	4	3430	14	4.1	1158	4	3.5	1149	6	5. 2	1123	4	3.6	
	5	3416	6	1.8	1154	3	2.6	1143	2	1.8	1119	1	0.9	
	6	3410	3	0.9	1151	·	-	1141	1	0.9	1118	2	1.8	
												2		
	7	3407	3	0.9	1151	1	0.9	1140	2	1.8	1116	•	-	
	8	3404	2	0.6	1150	1	0.9	1138	1	0.9	1116	-	-	
	9	3402	1	0.3	1149	1	0.9	1137	-	•	1116	-	-	
	10	3401	5	1.5	1148	-	-	1137	-	-	1116	5	4. 5	
	11	3396	2	0.6	1148	-	-	1137	2	1.8	1111	-	-	
	12	3394	-		1148	-	•	1135	-	•	1111	-	•	
	13	3394	5	1.5	1148	2	1.7	1135	2	1.8	1111	1	0.9	
	14-15		0			0			0			0		
			•											
iE3	Total 計	9007	610	67. 7	2976	185	62. 2	3027	232	76. 6	3004	193	64.2	5.
	0	9007	388	43.1	2976	126	42.3	3027	148	48.9	3004	114	38.0	٠.
	1	8619	62	7.2	2850	18	6.3	2879	24	8.3	2890	20	6.9	
	2	8 5 5 7	43	5.0	2832	11	3.9	2855	15	5.3	2870	17	5.9	
	3	8514	28	3. 3	2821	5	1.8	2840	14	4.9	2853	9	3. 2	
	4	8486	22	2.6	2816	5	1.8	2826	7	2.5	2844	10	3.5	
	5	8464	22	2.6	2811	8	2.9	2819	7	2.5	2834	7	2.5	
	6	8442	12	1.4	2803	4	1.4	2812	4	1.4	2827	4	1.4	
	7	8430	9	1.1	2799	1	0.4	2808	4	1.4	2823	4	1.4	
	8	8421	8	1.0	2798	2	0.7	2804	3	1.1	2819	3	1, 1	
	9-12	0	16		,-	5			6			5	-,-	
	,					•			•			•		
ex-Ratio	Total 計	5201	197	37.9	1720	70	40.7	1732	67	38. 7	1749	60	34.3	ı.
性比調查														1.
TT. PC PPS 184	0	5201	134	25.8	1720	48	27.9	1732	44	25.4	1749	42	24.0	
	1	5067	23	4. 5	1672	6	3.6	1688	9	5. 3	1707	8	4.7	
	2	5044	13	2.6	1666	4	2.4	1679	6	3.6	1699	3	1.8	
	3	5031	10	2,0	1662	5	3.0	1673	3	1.8	1696	2	1.2	
	4-7		17			7			5			5		
						Fe	male 女							
Pre GE3	Total 計	3522	262	74.4	1169	85	72.7	1194	98	82. 1	1159	79	68. 2	1.
3E3 以前	0	3522	141	40.0	1169	43	36.8	1194	61	51.1	1159	37	31.9	
	1	3381	43	12.7	1126	19	16.9	1133	12	10.6	1122	12	10.7	
	2	3338	29	8.7	1107	7	6.3	1121	9	8.0	1110	13	11.7	
	3	3309				2								
			11	3.3	1100		1.8	1112	3	2.7	1097	6	5. 5	
	4	3298	15	4.6	1098	3	2.7	1109	5	4.5	1091	7	6.4	
	5	3283	11	3.4	1095	5	4.6	1104	4	3.6	1084	2	1.9	
	6	3272	2	0.6	1090	1	0.9	1100	1	0.9	1082	-	-	
	7	3270	•	•	1089	•	-	1099	-	-	1082	-	-	
	8	3270	2	0.6	1089	1	0.9	1099	1	0.9	1082	-	-	
	9	3268	2	0.6	1088	2	1.8	1098	_	•	1082		-	
	10	3266	2	0.6	1086		•	1098	1	0.9	1082	1	0.9	
	11	3264	1	0.3	1086	_	_	1097	1	0.9	1081		0.9	
			1	0.3		1								
	12	3263			1086		0.9	1096		-	1081	-	-	
	13	3262	2	0.6	1085	1	0.9	1096	-	-	1081	1	0.9	
	14-15		0			0			0			79		
									_					
E3	To tal 計	8422	483	57. 3	2784	168	60.3	2812	167	59.4	2826	148	52.4	1.
	0	8422	293	34.8	2784	90	32.3	2812	108	38.4	2826	95	33.6	
	1	B129	64.	7.9	2694	20	7.4	2704	23	8.5	2731	21	7.7	
	2	8065	49	6.1	2674	23	8.6	2681	15	5.6	2710	11	4.1	
	. 3	8016	21	2.6	26 51	9	3.4	2666	6	2. 3	2699	6	2.2	
	4	7995	24	3.0	2642	12	4.5	2660	8	3.0	2693	4	1.5	
	5	7971	12	1.5	2630	7	2.7	2652	1	0.4		4		
											2689	4	1.5	
	6	7959	3	0.4	2623	2	0.8	2651	1	0.4	2685	•	-	
	7	7956	5	0.6	2621	1	0.4	2650	2	0.8	2685	2	0.7	
	8	7951	2	0.3	2620	1	0.4	2648	-	-	2683	1	0.4	
	9-12		10			3			3			4		
ex-Ratio	Total 🚮	4701	139	29.6	1547	50	32.3	1566	38	24. 3	1588	51	32. 1	2.
生比調査	0	4701	106	22.6	1547	39	25. 2	1566	28	17.9	1588	39	24.6	~-
	1	4595	12	2.6	1508	6	4.0	1538	3	2.0	1549	3		
	2												1.9	
		4583	8	1.8	1502	2	1.3	1535	3	2.0	1546	3	1.9	
	3	4575	6	1.3	1 500	1	0.7	1532	2	1.3	1543	3	1. 9	
	4-7		7			2			2			3		

(TABLE 表 6)

Source	Age at DEATH		otal 計				<u> 1</u>			2			3	72
	死亡時年齡	No. 争数	Death 死T	s Rate	Number 数	Dea th 死亡	s Hate	Number 数	Death 死亡	s Rate	Number 数	Death 死T	s Rate	df=2
NAGASAKI I	多崎						e 男		,,,,			<u> </u>		
Pre GE3	Total 🚮	1521	136	89.4	507	42	82.8	507	46	90. 7	507	48	94.7	0.45
GE3 以前	0	1521	73	48.0	507	23	45.4	507	26	51.3	507	24	47.3	***
	1	1448	26	18.0	484	7	14.5	481	7	14.6	473	12	24.8	
	2	1422	10	7.0	477	2	4.2	474	5	10.6	471	3	6.4	
	3	1412	11	7.8	475	3	6.3	469	4	8.5	468	4	8.6	
	4	1401	5	3.6	472	4	8.5	465	1	2.2	464	-	-	
	5	1396	1	0.7	468	1	2.1	464	-	-	464	-	-	
	6	1395	3	2,2	467	1	2.1	464	2	4.3	464	-	-	
	7	1392	2	1.4	466		•	462	1	2.2	464	1	2.2	
	8	1390	1	0.7	466	-	•	461	-	-	463	1	2.2	
	9	1389	1	0.7	466	-	-	461	-	-	462	1	2.2	
	10	1388	-	-	466	•	•	46 l	-	•	461	-	-	
	11	1388	2	1.4	466	1	2.1	461	•	-	461	1	2.2	
	12	1386	1	0.7	465	-	-	461		-	460	1	2.2	
	13	1385	-	•	465	-	-	461	-	-	459	-	-	
	14-15		0			0			0			0		
iE3	Total 計	4544	308	67.8	1513	104	68. 7	1520	110	72. 4	1511	94	62. 2	1. 2
	0	4544	201	44.2	1513	71	46.9	1520	72	47.4	1511	58	38.4	1. 2
	1	4343	29	6.7	1442	8	5.6	1448	12	8.3	1453	30 9	6.2	
	2	4314	28	6.5	1434	9	6.3	1436	9	6.3	1444	10	6.9	
	3	4286	12	2.8	1425	5	3.5	1427	5	3.5	1434	2	1.4	
	4	4274	16	3.7	1420	3	2.1	1422	7	4.9	1432	6	4.2	
	5	4258	4	0.9	1417	1	0.7	1415	i	0.7	1426	2	1.4	
	6	4254	4	0.9	1416	3	2. 1	1414	1	0.7	1424	-	-	
	7	4250		-	1413	-		1413	_	•	1424	_		
	8	4250	11	2,6	1413	3	2.1	1413	2	1.4	1424	6	4.2	
	9-12		3			1			ı			1		
	=1.													
ex-Ratio	Total 計	3425	149	43. 5	1139	51	44.8	1142	56	49.0	1144	42	36. 7	2. 1
生比調査	0	3425	118	34.5	1139	43	37.8	1142	42	36.8	1144	33	28.9	
	1	3307	10	3.0	1096	4	3.7	1100	4	3.6	1111	2	1.8	
	2	3297	6	1.8	1092	-		1096	2	1.8	1109	4	3.6	
	3 4-7	3291	8 7	2.4	1092	2 2	1.8	1094	4	3.7	1105	2	1.8	
	4-1		•			Feza]	le t		4			1		
re GE3	Total計	1502	133	88.5	501	47	93.8	501	48	95.8	500	38	76. 0	1.48
E3以前	0	1502	65	43.3	501	22	43.9	501	25	50.0	500	18	36.0	4. 30
	1	1437	30	20.9	479	12	25.1	476	10	21.0	482	8	16.6	
	2	1407	13	9.2	467	3	6.4	466	6	12.9	474	4	8.4	
	3	1394	7	5. 0	464	3	6.5	460	2	4.4	470	2	4. 3	
	4	1387	9	6.5	461	3	6.5	458	2	4.4	468	4	8.6	
	5	1378	3	2.2	458	1	2.2	456	2	4.4	464		-	
	6	1375	1	0.7	457	ŀ	2,2	454	-	-	464	-	-	
	7	1374	-	-	456		•	454	-	- .	464	-	-	
	8	1374	1	0.7	456	-	-	454	•	-	464	1	2.2	
	9	1373	1	0.7	456	•	•	454	1	2.2	463	-	-	
	10	1372	-	-	456	•	•	453	-	-	463	-	-	
	11	1372	-	-	456	•	•	453	-	-	463	-	-	
	12	1372	1	0. 7	456	1	2.2	453	•	-	463	-	-	
	13	1371	•	-	455	-	-	453	-	-	463	-	-	
	14-15		2			1			0			1		
E3	Total If	4514	286	63.4	1508	93	61.7	1506	85	56. 4	1500	108	72. 0	3. 17
	0	4514	174	38.6	1508	59	39.1	1506	49	32.5	1500	66	44.0	J. 14
	1	4340	32	7.4	1449	9	6.2	1457	11	7.6	1434	12	8.4	
	2	4308	25	5.8	1440	9	6.3	1446	9	6.2	1422	7	4.9	
	3	4283	17	4.0	1431	4	2.8	1437	5	3.5	1415	8	5.7	
	4	4266	15	3.5	1427	5	3.5	1432	4	2.8	1407	6	4.3	
	5	4251	9	2.1	1422	3	2.1	1428	4	2.8	1401	2	1.4	
	6	4242	4	0.9	1419	1	0.7	1424	1	0.7	1399	2	1.4	
	7	4238	4	0.9	1418	-	-	1423	2	1.4	1397	2	1.4	
	8	4234	2	0.5	1418	1	0.7	1421	-	-	1395	1	0.7	
•	9-12		4			2			0	-	A 13 7 13	2	9.1	
			-			-			•			-		
ex-Ratio	Total 計		104	30. 8	1126	34	30, 2	1128	35	31. 0	1127	35	31. 1	0.01
比調査	0	3381	79	23.4	1126	26	23.1	1128	26	23.1	1127	27	24.0	
	1	3302	9	2.7	1100	1	0.9	1102	3	2.7	1100	5	4.6	
	2	3293	6	1.8	1099	3	2.7	1099	3	2, 7	1095	-	-	
	3	3287	3	0.9	1096	1	0.9	1096	2	1.8	1095	-	-	
	4-7		7			3			1			3		

TABLE 7 CAUSE-SPECIFIC DEATH RATES/10,000 BY MAJOR EXPOSURE GROUPS 接7 人口 10,000 対死因別死亡率:主被爆群別

			Hi	osbims	広島							Vagasok				
Cause of death		Mal	男		1	Female	女			Male	男			emm1e	女	
死因	Total	Group #	2	3 .	Total	1	2	3	Total	1	2	3	Total	1	2	3
All causes																
全死因	613.3	573.6	669.0	596.7	531.1	550.9	543.8	498.B	624.9	623.6	669.0	581.9	556.6	555.0	535.9	578.
云染病		47 0	73.4	77 1	01.2	96.4	PO 7	87.9	00 1	70 1	132.5	95 1	09.6	89.3	70 7	100
eoplasm	00.0	41.2	(3.4	17.1	91.3	70.4	07.1	01.3	77.1	(9.1	132. 3	03.4	92.0	07.3	17.1	100
听生物	4.5	3.4	10.0	0	6.6	5. 5	5.4	9.0	12.6	12.7	6.3	19.0	6.4	6.4	3. 2	9
llergy nutrition										•••						
アレルギー,栄養障害	15. 1	15.2	15.0	15.1	10.2	10.9	9.0	10.8	15.8	19.0	12.6	15.8	13.8	15.9	12.8	12
Sland disease		_						_				•	1.1			
血液疾患	0.6	0	1.7	0 .	0.6	1.8	0	0	3. 2	0	9. 5	0	1.1	0	3. 2	0
申経系および感覚器の疾患	24.0	25.3	23.4	23.5	18.6	20.0	19.7	16.1	12.6	22.2	3.2	12.7	17.0	19.1	15.9	16
Circulatory system																
盾環器系の疾患	4. 5	6.7	5.0	1.7	7.2	3.6	5.4	12.6	3. 2	3. 2	0	6.3	7.4	3.2	9.6	9
espiratory system																
乎吸器系の疾患	91.1	86.0	91.8	95.5	65.5	65.5	75.4	55.6	104.3	110.8	104.1	98.0	94.7	98.9	92.5	92
igestive system																
肖化器系の疾患	78.8	81.0	85.1	70.4	66.1	85.5	57.4	55.6	69.5	72.8	72.6	63.3	61.7	73.4	60.6	5
lenitourinary system																
生尿器系の疾患	3.9	1.7	1.7	8.4	3.0	1.8	3.6	3.6	8.4	12.7	9. 5	3.2	4.3	3.2	9.6	(
kin and cellular tisaue																
女膚および結合組織の疾患	2.2	3.4	3.3	0	1.2	3.6	0	0	6.3	9. 5	6.3	3.2	3.2	0	3. 2	6
one and organ of movement																
骨および運動器の疾患	1.1	1.7	0	1.7	0.6	1.8	0	0	0	0	0	0	0	0	0	(
Congenital Malformation																
先天奇形	24.0	16.9	31.7	23.5	15.0	12.7	25.1	7.2	23.2	22.2	31.6	15.0	18.1	3. 2	25.5	23
ewborn disease																
5生児疾患	114.0	118.1	135.1	88.8	123.2	120.0	125.6	123.8	154.9	148.0	179.9	136.0	118.1	118.0	108.5	127
ll defined						_			_							_
》断名不明確 ····································	110.1	114.7	105.1	110.6	85.9	81.8	91.5	84.3	71.7	76.0	75.7	63.3	88.3	95.7	82.9	81
下慮の事故	67.6	52.3	80.1	70.4	31, 2	36.4	34.1	23.3	32.7	31.7	25.2	41.1	22.3	22.3	25. 5	19
otal subjects																
日査対象数	17887	5927	5994	5966	16645	5500	5572	5573	9490	3159	3169	3162	9397	3135	3135	3

^{*}Difference among major exposure groups significant at 5% level.

主被爆群における差は5%の危険率で有意である。

TABLE 8 RELATIONSHIP BETWEEN MATERNAL AGE SPECIFIC DEATH RATES/1000 AND MAJOR EXPOSURE GROUPS 表 8 人口 1000 対母親の年齢別死亡率と主被爆群との関係

laternal Age			1/	iale 男							Female 7	τ				
母親の年齢	Total	Rate	Group 1	Rate	Group 2	Nate E	Group 3	Rate 率	To tal	Hate 本	Group 1	Rate 客	Group 2	Rate 案	Group 3	Hate
							111	oshima [5島							
15-19	255	94.1	100	90.0	85	70.6	70	128.6	234	81.2	93	107.5	73	54.8	68	73.
20-24	4928	58.0*	1494	57.6	16 51	68.4	1783	48.8	4554	53.1	1442	52.7	1455	54.3	1657	52.
25-29	7085	55.0	2334	54.8	2267	52. 5	2484	57.6	6 56 3	44.3	2102	44. 2	2145	47.6	2316	41.
30-34	3662	71.3	1253	56.7	1263	80.0	1146	77.7	3419	59.7	1155	58.0	1185	63.3	1079	57.
35-39	1554	68.2	572	66.4	576	79.9	406	54.2	1482	60.7	537	74.5	561	51.7	384	54.
40-44	384	72.9	162	37.0	147	108.8	75	80.0	369	92.1	162	92.6	143	90.9	64	93.
45+	19	105.3	12	166.7	5	0.0	2	0.0	24	166.7	9	222.2	10	100.0	5	200.
Total 計	17887	61.3	5927	57.4	5994	66.9	5966	59.7	16645	53.1	5500	55.1	5572	54.4	5573	49.
Unknown 不明	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	G
							Nag	asaki 長	崎							
15-19	138	87.0	47	63.8	56	142.9	35	28.6	144	62.5	57	35.1	48	62.5	39	102.
20-24	2088	78.1	725	86.9	701	72.8	662	74.0	2125	59.8	765	57.5	687	67.0	673	55.
25-29	3572	55.2	1241	49.2	1128	57.6	1203	59.0	3409	49.6	1128	53.2	1127	40.8	1154	54.
30-34	2151	57.6	645	54.3	696	64.7	810	54.3	2216	58.2	695	60.4	722	54.0	799	60.
35-39	1149	60.9	349	77.4	429	67.6	371	37.7	1125	57.8	3 50	60.0	408	56.4	367	57
40-44	367	68.1	142	56.3	148	81.1	77	64.9	357	67.2	129	38.8	136	80.9	92	87
45+	2.5	80.0	10	0.0	11	181.8	4	0.0	19	0.0	9	0.0	7	0.0	3	0
Total 3	9490	62.5	3159	-62.4	3169	66.9	3162	58.2	9395	55.7	3133	55, 5	3135	53.6	3127	57
Unknown 不明	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0

Difference of death rates among the three exposure groups are statistically significant at 5% level.

3 被爆群間における死亡率の差は統計的に 5 %の危険率で有意である。

25

TABLE 9 RELATIONSHIP BETWEEN PATERNAL AGE SPECIFIC DEATH RATES/1000 AND MAJOR EXPOSURE GROUPS 表 9 人口 1000 対父親の年齢別死亡率と主被爆群との関係

Paternal age			Mic	ie男							Femal	· 女				
父親の年齢	Total	Rate	Group 1	Rate	Group 2	Rate 卒	Group 3	Rate	Total	Rate	Group 1	Rate	Group 2 群 2	Rate	Group 3	Rate 率
•							1	liroshima	広島							
15-19	16	125.0	10	200.0	5	0.0	1	0.0	28	142.9	12	166.7	12	83.3	4	250.0
20-24	1140	62.3	390	51.3	406	71.4	344	64.0	1011	53.4	355	56.3	357	50.4	299	53. !
25-29	5018	55.2	1575	54.6	1715	59.5	1728	51.5	4685	47.2	1446	49.8	1594	41.4	1645	50.
30 - 34	5743	50.7	1776	58.0	1851	63.2	2116	55.3	5315	48.5	1680	47.0	1678	58.4	1957	41.4
35-39	3403	64.4	1129	60.2	1144	67.3	1130	65.5	3115	53.9	1001	55.9	1039	58.7	1075	47.
40 - 44	1666	72.0	637	51.8	567	82.9	462	86.6	1646	72.3	618	64.7	595	73.9	433	80.1
45-49	659	71.3	294	54.4	229	91.7	I 36	73.5	602	69.8	270	92.6	212	37.7	120	75.
50 - 54	195	107.7	95	105.3	60	133.3	40	75.0	180	61.1	83	60.2	68	58.8	29	69.
55+	46	65.2	21	95.2	16	0.0	9	111,1	61	114.8	33	121.2	17	176.5	11	0.
Total 計	17886	61.3	5927	57.4	5993	66.9	5966	59.7	16643	53.1	5498	55.1	5572	54.4	5573	49.
Unknown 不明	1		0		1		0		2		2		0		0	
							1	iagasaki	畏 騎							
15-19	14	71.4	6	0.0	7	142.9	1	0.0	5	0.0	1	0.0	3	0.ρ	1	0.0
20-24	562	96.1	223	98.7	207	82.1	132	113.6	591	50.8	220	40.9	228	52.6	143	62.
25-29	2407	67.3	825	72.7	847	66.1	735	62.6	2392	54.8	849	50.6	801	56.2	742	58.
30-34	2940	54.4	924	46.5	909	59.4	1107	56.9	2795	49.7	880	53.4	851	44.7	1064	50.
35-39	1865	60.1	593	59.0	574	67.9	698	54.4	1893	60.8	583	66.9	634	56 . B	676	59.
40-44	1079	50.0	365	54.8	372	59. 1	342	35.1	1090	60.6	364	60.4	373	53.6	353	6B.
45-49	422	64.0	150	80.0	171	58.5	101	49.5	452	66.4	164	67.1	175	68.6	113	61.
50 - 54	145	110.3	. 48	83.3	60	133.3	37	108.1	135	66.7	53	18.9	53	94.3	29	103.
55+	52	115.4	24	41.7	19	210.5	9	111.1	42	71.4	20	100.0	16	0.0	6	166.
Total 計	9486	62.4	3158	62.4	3166	66.6	3162	58.2	9395	55.7	3134	55. 5	3134	53.6	3127	57.
Unknown不明	4		1		3		0		2		1		1		0	

* Difference of death rates among the three exposure groups are statistically significant at 5% level.

3 被爆群間における死亡率の差は統計的に 5 %の危険率で有意である。

TABLE 10 RELATIONSHIP BETWEEN PARITY-SPECIFIC DEATH RATES/1000 AND MAJOR EXPOSURE GROUPS 表 10 人口 1000対出生順位別死亡率と主被爆群との関係

Parity				Male							Fem	ale女				
出生順位	Total	Rate 本	Group 1	Rate 基	Group 2 群	Rate 率	Group 3	Rate	Total	Rate	Group 1	Rate	Group 2	Rate	Group 3	Rat 率
								iroshima	広島							
1	5675	51.5	1839	50.0	1763	58.4	2073	46.8	5345	45.1	1747	44.1	1706	44.5	1892	46.
2	5151	56.7	1698	59.5	1688	58.1	1765	52.7	4713	48.4	1518	44.1	1512	52.9	1683	48.
3	3114	64.9	1046	59.3	1043	72.9	1025	62.4	2979	46.0	975	56.4	1005	45.8	999	36.
4	1751	73.1	565	56.6	658	69.9	528	94.7	1563	74.9	543	90.2	535	56.1	485	78.
5	850	72.9	302	79.5	316	66.0	230	73.9	826	66.6	278	68.3	321	84.1	227	39.
6	460	84.8	163	73.6	170	100.0	127	78.7	406	78.8	144	62.5	166	96.4	96	72.
7	481	99.8*	184	48.9	208	134.6	89	123.6	410	83.7	160	87.5	182	65.9	76	118.
Total 計	17482	60.8	5797	57.3	5848	66.5	58 37	58.6	16250	52.0	5365	54.1	5427	52.9	5458	49
Unknown不明	405		130		146		129		395		135		145		115	•
							N	agasaki	長崎							
1	2352	70.6	825	72.7	792	78.3	735	59.9	2360	52.5	809	45.7	792	48.0	7 59	64.
2	2269	52.4	728	46.7	714	58.8	827	52.0	2256	53. 2	743	53.8	718	59.9	795	46.
3	1835	62.7	595	68.9	579	48.4	661	69.6	1839	49.5	591	55, 8	598	43.5	650	49
4	1235	54. 3	403	57.1	412	60.7	420	45.2	1157	58.8	401	47.4	349	60.2	407	68
5	744	57.8	254	39.4	246	69.1	244	65.6	785	53. 5	260	57.7	294	54.4	231	47
6	421	61.8	138	87.0	167	65.9	116	25.9	393	66.2	127	102.4	140	42.9	126	55
7	502	83.7	178	73.0	222	103.6	102	58.8	471	76.4	157	57.3	199	75.4	115	104
Total #	9358	61.8	3121	61.8	3132	66.4	3105	57.0	9261	54.7	3088	53.8	3090	53. 4	3083	57.
Unknown 不明	132		38		37		57		136		47		45	-5, 4	44	

^{*}Difference of death rates among the three exposure groups are statistically significant at 5% level.

³ 被爆群間における死亡率の差は統計的に 5 %の危険率で有意である。

TABLE 11 DEATH RATES/1000 FOR FIXED MATERNAL AGE 25-29 BY PARITY 接11 母親の年齢を固定した場合(25-29歳)の人口1000対出生順位別死亡率

Danie			N	ale男							Fema	le女				
Parity 出生順位	Total	Rate	Group 1	Rate	Group 2	Rate	Group 3	Ha te	Total	Rate 率	Group 1	Rate	Group 2	Rate 革	Group 3	Hate X
							H i	roshima	広島		•					
1	1828	46.0	636	42.5	541	51.8	651	44.5	1830	33.3	592	25.3	609	36.1	629	38.
2	2706	52.5	885	52.0	857	52.5	964	52.9	2485	40.6	778	42.4	790	46.8	917	33.
3	1571	54.1	508	61.0	514	40.9	549	60.1	1473	38.7	463	49.7	496	34.3	514	33.
4+	794	84.4	254	78.7	290	75.9	250	100.0	672	84.8	239	79.5	214	88.8	219	86.
Total III	6899	54.8	2283	54.3	2202	52.7	2414	57.2	6460	42.7	2072	43.4	2109	45.0	2279	39.
Unknown 不明	186		51		65		70		103		30		36		37	
							Nu	gasaki 🐰	Ł崎							
1	345	56.8	291	51.5	288	66.0	266	52.6	843	43.9	280	32.1	288	34.7	275	65.
2	1172	49.5	393	30.5	363	52.3	416	64.9	1130	50.4	364	52.2	380	42.1	386	57.
3	949	54.8	343	61.2	288	45.1	318	56.6	872	39.0	279	50.2	284	42.3	309	25.
4+	555	54.1	200	50.0	179	72.6	176	39.8	532	71.4	194	82.5	169	47.3	169	82.
Total T	3521	53.4	1227	47.3	1118	57.2	1176	56.1	3377	49.2	1117	51,9	1121	41.0	1139	54.
Unknown 不明	51		14		10		27		32		11		6		15	

TABLE 12 DEATH RATES/1000 FOR FIXED MATERNAL AGE BY PATERNAL AGE 表 12 母親の年齢を固定した場合の人口 1000 対死亡率: 父親の年齢別

Paternal Age				Male	男						Feπ	ele女		,		,
父親の年齢	Total	Hate	Group 1	Rate 率	Group 2	Rate 率	Group 3	Re te	Total	Rate XX	Group 1	Rate	Group 2	Rate	Group 3	Rate 客
							11	iroshima	広島							
-24	167	59.9	66	45.5	55	72.7	46	65.2	118	59.3*	50	20.0	34	29.4	34	147.
25-29	1971	50.2	645	51.2	665	48.1	661	51.4	1891	34.9	581	36.1	680	30.9	630	38.
30-34	3485	55.1	1101	53.6	1095	53.9	1289	57.4	3193	43.5	992	43.3	1004	53.8	1197	35.
35-39	1206	55.6	411	56.0	385	46.8	410	63.4	1056	56.8	348	57.5	342	64.3	366	49.
40+	256	85.9	111	90.1	67	89.6	78	76.9	303	62.7	129	62.0	85	47. l	89	78.
Total #	7085	55.0	2334	54.8	2267	52.5	2484	57.6	6561	44.4	2100	44.3	2145	47.6	2316	41.
Unknown 不明	0		0		0		0		2		2		. 0		0	
							N	agasaki :	長崎							
- 24	80	87.5	32	0.0	27	148.1	21	142.9	80	62.5	27	74. 1	32	31.3	21	95.
25-29	1081	57.4	394	55.8	386	51.8	301	66.4	1082	44.4	363	35.6	384	49.5	335	47.
30 - 34	1762	49.9	589	44. 1	533	46.9	640	57.8	1568	51.0	497	60.4	492	36.6	579	55.
35-39	530	54.7	186	59.1	146	68.5	198	40.4	564	49.6	199	50.3	179	39.1	186	59.
40+	118	93.2	39	51.3	36	166.7	43	69.8	115	69.6	42	119.0	40	25.0	33	60.
Total	3571	55. 2	1240	49.2	1128	57.6	1203	59.0	3409	49.6	1128	53.2	1127	40.8	1154	54.
Unknown 不明	1		ı		0		0		0		0		0		0	

Difference of death rates among the three exposure groups are statistically significant at 5% level.

3 被爆群間における死亡率の差は統計的に 5 %の危険率で有意である。

TABLE 13 COMPARISON OF OBSERVED AND EXPECTED DEATHS BY HINOR EXPOSURE GROUPS 観察された死亡者数と期待数の比較:副被爆群別

3452. 5 19. 3 6. 4	l	1195.0 6.7 3.3	1493.5 8.4 6.0	2882.0 16.1 4.5	754. 5 4. 2 5. 3	1213.0 6.8 9.1	1007.0 5.6 3.0	281. 5 1. 6 10. 7	Person-year 人年 Expected 期待数 Rate 率	在 活 題 料	
	4		9	13	4	E	ω	w	Observed 観察数	Sex-ratio	
14 47 0 2457.5 8742.5 1 15.2 54.2 7 5.7 5.4		7	24 4206.0 26.1 5.7	48 7354. 5 45. 6 6. 5	12 1517.0 9.4 7.9	9 24 52. 0 15. 2 3. 7	18 2763.0 17.1 6.5	6 1270. 5 7. 9 4. 7	Observed 観察数 Person-year 人 年 Expected 期待数 Rate 率	GE3	
5 19 .0 739.0 2808.5 .0 5.0 18.8 0 6.8 6.8		000	24 2990.0 20.0 8.0	17 2361. 5 15. 8 7. 2	6 711. 5 4. 8 8. 4	5 738.0 4.9 6.8	14 1783. 5 11. 9 7. 8	5 966.0 6.5 5.2	Observed 観察数 Person-year 人 年 Expected 期待数 Rate 毕	Pre GE3 GE 3 以前	Female 女
30.0 16.2 54.7 6.8 4.9 8.1 13 12 31 105.5 1146.5 3513.0 112.5 8.9 27.4 8.1 10.5 8.8	=	2.5	30.0 6.8 13 1605.5 12.5	45.7 7.4 7.3 23 3106.0 24.2 7.4	11.1 3.6 8 663.5 5.2 12.1	15. 2 7. 4 4 1112.0 8. 7 3. 6	22.3 6.5 13 1088.5 8.5 11.9	6.6 8.0 303.5 9.9	Expected期待数 Rate 專	Sex-ratio 住比調查	
10 676.0 28 4.6 14.8 12 2451.0 83		5. 5 5. 5 5. 1 2. 5	16 3145 21 5 31 4542	ki 映廊 22 2646.0 18.0 8.3 51 6926.0	Nagasaki 長崎 7 22 1153.5 2646. 6.1 8.: 6.1 8.: 6 51 1684.5 6926.0	788.0 5.4 0.0 17 2304.5	10 1308.0 8.9 7.6 22 22	3 797.0 5.4 3.8 8	Observed 觀察數 Person-year 人 年 Expected 期待數 Rate 案 Observed 親察數	Pre GE3 OE3 以前 GE3	Male 男
42 33 92 6813.0 5127.0 17856.0 36.1 27.2 94.6 6.2 6.4 5.2 1 16 21 1207.5 2449.5 5212.0 6.3 12.7 27.1 9.8 6.5 4.0	N (A	42 13.0 36.1 6.2 6.2 07.5 0.8	12 68	82 15954.5 84.6 5.1 32 4362.0 22.7 7.3	17 2966.0 15.7 5.7 3 940.5 4.9 3.2	32 4033.5 21.4 7.9 7 1924.5 110.0 3.6	14 2670.0 14.2 5.2 4 4.4 4.4 4.7	23 3901.0 20.7 5.9 4 630.0 6.3	Observed親祭數 Person-year 人 年 Expected 期待數 Rate 辜 Observed 親察數 Person-year 人 年 Expected 期待數 Rate 睪	GE3 Sex-ratio 在共蠶奋	
1540.0 2794.0 5397.0 10.3 18.7 36.2 10.4 7.2 5.7 41 13 44 6837.0 1061.5 7298.5 37.6 10.2 40.1 6.0 7.0 6.0	<u> </u>	10.3 10.4 10.4 10.4 37.0 37.6	68 19	4862. 5 32. 6 6. 8 25 6170. 5 33. 9 4. 1	1014. 5 6. 8 9. 9 11 2308. 5 12. 7 4. 8	2099. 5 14.11 5. 7 8 8 1230. 5 6. 8 6. 5	1048.0 7.0 7.6 16 2403.0 13.2 6.7	603.5 4.0 11.6 25 3735.0 20.5 6.7	Expected 期待数 Rate 率	俗比調査 Pre GE3 GE3 以前	Female 外
		55 200. 5 46. 1 7. 6	::	91 17021.0 108.9 5.3	16 3439.0 22.0 4.7	31 4307. 5 27. 6 7. 2	20 2719.0 17.4 7.4	27 3867. 5 24. 8 7. 0	Observed 视察梦 Person-year 人 年 Expected 期待数 Rate 率 Observed 親察数	GE3	
38 10 54 7169.0 1647.5 7765.0 41.6 9.6 45.0 3.6 5.3 7.0		38 [69.0 41.6 3.6	-2	Hiroshime 広島 13 22 1548.5 6034.5 14.8 35.0 5.1 6.1	Hirosh 13 2548.5 14.8 5.1	19 1744.0 10.1	13 2423.0 14.1 5.4	18 3945.0 22.9 4.6	Observed 觀察数 Person-year 人 年 Expected 期待數 Rate 卓	Pre GE3 CHE3以前	男
88		~		Minor group 副辞	Minor 8	n	6-	5	Category 区分	政 Source	Sex

^{*}Difference of death rates usong the nine exposure groups are statistically significant at 5% level. 9被爆群間の死亡率の差は5%の危険率で有意である。

REFERENCES

参考文献

- 1. NEEL JV, SCHULL WJ: The effect of exposure to the atomic bombs on pregnancy termination in Hiroshima and Nagasaki. NAS-NRC Publication No. 461, Washington DC, 1956 (広島および長崎で被爆した人の妊娠終結に及ぼす原爆の影響)
- 成毛鉄二: 親編戸籍の実務とその理論。東京、日本加除出版、1958年 (NARUGE T: Practice of koseki and its theory. Tokyo, Nippon Kajo Shuppan)
- 3. OHKURA K: Use of the family registration in the study of human genetics in Japan. Jap Jour Hum Genet 5:61-8, 1960 (日本人の人類遺伝学における戸籍の利用)
- 4. YANASE T: The use of the Japanese family register for genetic studies. Seminar on the use of vital and health statistics for genetic and radiation studies. New York, United Nations, 1962. pp 119-32 (遺伝学的調査における日本の戸籍の利用、遺伝および放射線調査に関する人口動態統計および衛生統計についてのセミナー)
- 5. YERUSHALMY J: Neonatal mortality by order of birth and age of parents. Amer J Hyg 28:244-70, 1938 (出生順位および両親の年齢からみた新生児の死亡率)
- 6. 角田 作:出生から乳児死亡への追跡、厚生の指標 3 : 2 33, 1956年 (TSUNODA R: Follow-up from birth to infant death. Kosei no Shihyo-Index Health Welfare Statistics)
- 7. NEWCOMBE HB: Screening for effects of maternal age and birth order in a register of handicapped children. Ann Hum Genet 27:367-82, 1964 (身体障害児の登録における母親の年齢と出生順位の影響の調査)
- ・8. NEWCOMBE HB, TAVENDALE OG: Effects of father's age on the risk of child handicap or death. Amer J Hum Genet 17:163-78, 1965 (子供の身体障害および死亡に及ぼす父親の年齢の影響)
 - 9. SCHULL WJ, NEEL JV: The effect of consanguinity on Japanese children. New York, Harper and Row, 1965 (日本人の子供における血族結婚の影響)
- 10. RITCHIE RH, HURST GS: Penetration of weapons radiation, application to the Hiroshima-Nagasaki studies. Health Physics 1:390-404, 1959 (核兵器放射線の透過性一広島・長崎調査への応用)
- 11. ARAKAWA ET: Radiation dosimetry in Hiroshima and Nagasaki atomic bomb survivors. New Eng J Med 263:488-93, 1960 (広島および長崎の被爆生存者に関する放射線量測定)
- 12. JABLON S, ISHIDA M, BEEBE GW: JNIH-ABCC Life Span Study, Hiroshima and Nagasaki. Report 2. Mortality in Selection I and II. October 1950-September 1959. ABCC TR 01-63 (予研ーABCC寿命調査、第2報、第1次第Ⅱ 次抽出サンプルにおける死亡率の研究、1950年10月—1959年9月)
- 13. RUSSELL WL, RUSSELL LB, KELLEY EM: Radiation dose rate and mutation frequency. Science 128:1546-50, 1958 (放射線量率と突然変異発生頻度)
- 14. RUSSELL WL: Genetic effects of radiation in mice and their bearing on the estimation of human hazards. In Proc Int Conf of the Peaceful Uses of Atomic Energy. New York, United Nations, 1955. Vol 11, pp 382-3 (マウスにおける放射線の遺伝学的影響と人間への危険性を推定する上の意義)
- 15. RUSSELL WL, RUSSELL LB: Radiation-induced genetic damage in mice. In Progress in Nuclear Energy, Series VI, Vol 2, Biological Sciences, London, Pergamon Press, 1959. pp 179-88 (マウスにおける放射線誘発性遺伝的障害)
- 16. KQHN HI: The effect of paternal X-ray exposure on the secondary sex ratio in mice (F₁generation). Genetics 45:771-8, 1960 (マウスにおける二次的性比(FI世代)に及ぼす父親の X線被曝の影響)
- 17. SUGAHARA T: Genetic effects of chronic irradiation given to mice through three successive generations. Genetics 50:1143-58, 1964 (マウスの 3 世代にわたって連続的に照射した放射線の遺伝学的影響)
- 18. CHAPMAN AB, HANSEN JL: Genetic effects of cumulative irradiation on prenatal and early postnatal survival in the rat. Genetics 50:1029-42, 1964 (ラツテにおける出生前および出生後初期の生存率に及ぼす緊積放射線の遺伝学的影響)

- 19. MCGREGOR JF, JAMES AP, NEWCOMBE HB: Mutation as a cause of death in offspring of irradiated rats. Radiat Res 12:61-6, 1960 (照射を受けたラツテの子供における死因としての突然変異)
- 20. COX DF, WILLHAM RL: Genetic effects of irradiation on early mortality in swine. Genetics 47:785-8, 1962 (放射線照射が豚の初期死亡率に及ぼす遺伝学的影響)
- 21. COX DF: Effects of radiation on litter size in swine. Genetics 50:1025-8, 1964 (豚における1回の出産数に及ぼす放射線の影響)
- 22. KAPLAN II: The treatment of female sterility with X-rays to the ovaries and the pituitary, with special reference to congenital anomalies of the offspring. Canad Med Ass J 76:43-6, 1957 (卵巣および下垂体への X線照射による女子不妊娠の治療一特に子供の先天性奇形との関連について)
- 23. COX DW: An investigation of possible genetic damage in the offspring of women receiving multiple diagnostic pelvic X-rays. Amer J Hum Genet 16:214-30, 1964 (多量の診断用骨盤 X線照射を受けた婦人の子供における遺伝学的傷害の調査)
- 24. CROW JF: A comparison of fetal and infant death rates in the progeny of radiologists and pathologists. Amer J Roentgen 73:467-71, 1955 (放射線科医および病理学者の子供における胎児および乳児死亡率の比較)
- 25. MACHT SH, LAWRENCE PS: National survey of congenital malformations resulting from exposure to roentgen radiation. Amer J Roentgen 73:442-66, 1955 (X線被照射による先天性奇形の全国調査)
- 26. TANAKA K, OHKURA K: Evidence for genetic effects of radiation in offspring of radiological technicians. Jap Jour Hum Genet 3:135-45, 1958 (放射線技術者の子供に現われた放射線の遺伝学的影響)
- 27. RODERICK TH: Summary of the general discussion of the Symposium. Genetics 50:1213-7, 1964 (シムポジウム 一般討議の総括)