

**MULTIVARIATE ANALYSIS AND THE IBM704 COMPUTER
APPLIED TO ABCC DATA ON GROWTH OF
SURVIVING HIROSHIMA CHILDREN**

多変数解析と IBM704 計算機
広島の被爆生存児の成長に関する ABCC の資料への応用

John V. Nehenias



THE ABCC TECHNICAL REPORT SERIES
A B C C 業績報告集

The ABCC Technical Reports provide a focal reference for the work of the Atomic Bomb Casualty Commission. They provide the authorized bilingual statements required to meet the needs of both Japanese and American components of the staff, consultants, advisory councils, and affiliated governmental and private organizations. The reports are designed to facilitate discussion of work in progress preparatory to publication, to record the results of studies of limited interest unsuitable for publication, to furnish data of general reference value, and to register the finished work of the Commission. As they are not for bibliographic reference, copies of Technical Reports are numbered and distribution is limited to the staff of the Commission and to allied scientific groups.

この業績報告書は、A B C Cの今後の活動に対して重点的の参考資料を提供しようとするものであって、A B C C職員・顧問・協議会・政府及び民間の関係諸団体等の要求に応ずるための記録である。これは、実施中で未発表の研究の検討に役立たせ、学問的に興味が限定せられていて発表に適しない研究の成果を収録し、或は広く参考になるような資料を提供し、又A B C Cにおいて完成せられた業績を記録するために計画されたものである。論文は文献としての引用を目的とするものではないから、この業績報告書各冊には一連番号を付してA B C C職員及び関係方面にのみ配布する。

**MULTIVARIATE ANALYSIS AND THE IBM704 COMPUTER
APPLIED TO ABCC DATA ON GROWTH OF
SURVIVING HIROSHIMA CHILDREN**

多変数解析と IBM704 計算機

広島の被爆生存児の成長に関する ABCC の資料への応用

John V. Nehemias



ATOMIC BOMB CASUALTY COMMISSION
Hiroshima - Nagasaki, Japan

A Research Agency of the
U.S. NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES - NATIONAL RESEARCH COUNCIL
under a grant from
U.S. ATOMIC ENERGY COMMISSION

administered in cooperation with the
JAPANESE NATIONAL INSTITUTE OF HEALTH OF THE MINISTRY OF HEALTH & WELFARE

原爆傷害調査委員会

広島 - 長崎

厚生省国立予防衛生研究所

と共同運営される

米国学士院 - 学術会議の在日調査研究機関

(米国原子力委員会研究費に依る)

ACKNOWLEDGMENTS

感謝の言葉

The anthropometric data upon which this report is based were collected in Hiroshima and made available by the Atomic Bomb Casualty Commission. During the years referred to in this report, the primary responsibility for investigation of growth and development rested with Dr. Earle Reynolds.

The final year of full-time study and preparation of this report was made possible by an Atomic Energy Commission Special Fellowship for Advanced Training in Health Physics, awarded by the Oak Ridge Institute of Nuclear Studies.

This material has been extracted from a doctoral dissertation submitted in partial fulfillment of the requirements for the Ph.D. in Environmental Health at the University of Michigan.

この報告書の基礎となっている人体計測資料は、原爆傷害調査委員会（ABCC）が広島において調査され、その使用の機会を与えて下さったものである。本報告に引用した期間における成長および発育の調査の主たる責任者は、Dr. Earle Reynoldsであった。

私は1年間この研究並びに報告書の作成に専念することができたが、これは Oak Ridge 原子核研究所から与えられた原子力委員会の保健物理研修特別奨学金に負うものであった。

ここに発表したのは、環境衛生学位論文の一部として Michigan 大学へ提出したものの抜粋である。

TABLE OF CONTENTS

目 次

	<i>Page</i>
LIST OF TABLES AND FIGURES	i
挿入図表一覧表	
INTRODUCTION	1
緒 言	
RADIATION EXPOSURE INDEX	4
被爆指数	
Air Dose	11
空中線量	
Shielding Correction	12
遮蔽修正値	
Distance from the Hypocenter	12
被爆距離	
Location Relative to Shielding	12
遮蔽物に対する相対的位置	
DEFINITION OF THE SAMPLE	13
サンプルの定義	
ANALYTICAL PROCEDURES	15
解析法	
Statistical Criteria	15
統計学的基準	
Normality Test and Transformation	17
正規性検定および変換	
Definition of the Problem	18
問題の定義	
Correlation Analysis	20
相関分析	
RESULTS	21
結 果	
Normality Tests	21
正規性検定	
Correlation Analysis	23
相関分析	
Multivariate Analysis	29
多変数解析	
CONCLUSIONS	32
結 論	
Nonexposed Control Group	32
非被爆対照者	
Comparison of Subgroups by Size	34
人体計測値による被爆区分の比較	
Validity of Data from Subsequent Examinations	36
第2次以降の検査資料の妥当性	
Comparison of Subgroups by Growth Rate and Change in Growth Rate	37
成長率および成長率の変動の率による各区分の比較	

SUMMARY	37
総括	
APPENDIX I	39
付録Ⅰ	
APPENDIX II	41
付録Ⅱ	
APPENDIX III	47
付録Ⅲ	
REFERENCES	58
参考文献	

LIST OF TABLES AND FIGURES

挿入図表一覧表

	Page
Table 1. Number of children examined by year of examination, sex, and exposure 表 検査年次別被爆分類群別被検児数	3
2. Shielding categories as coded in present study and Neel-Schull groups 本研究の記号化に用いた遮蔽分類群および Neel-Schullによる分類群	6
3. Radiation subgroups by exposure index 被爆指数による被爆区分	11
4. Distribution of shielding and distance in PE-18 sample PE-18標本における遮蔽と距離の関係	39
5. Distribution of shielding and symptoms in PE-18 sample PE-18標本における遮蔽と症状数の関係	39
6. Distribution of symptoms and distance in PE-18 sample PE-18標本における症状数と距離の関係	40
7. Values of test statistics and levels of significance in comparing size of five subgroups on the basis of first examination data 被爆分類5群の体格比較のための統計量の値と有意水準, 第1次検査の資料による	47
8. Values of test statistics and levels of significance in comparing size of four subgroups on the basis of first examination data 被爆分類4群の体格比較のための統計量の値と有意水準, 第1次検査の資料による	48
9. Values of test statistics and levels of significance in comparing size of three subgroups on the basis of first examination data 被爆分類3群の体格比較のための統計量の値と有意水準, 第1次検査の資料による	49
10. Values of test statistics and levels of significance in comparing size of two subgroups on the basis of first examination data 被爆分類2群の体格比較のための統計量の値と有意水準, 第1次検査の資料による	50
11. Values of test statistics and levels of significance in comparing size of three number-of-examination groups including control children 3回検査群(対照児を含む)の体格比較のための統計量の値と有意水準, 第1次検査の資料による	51
12. Values of test statistics and levels of significance in comparing size of three number-of-examination groups, exposed children only 3回検査群(被爆児のみ)の体格比較のための統計量の値と有意水準, 第1次検査の資料による	52
13. Values of test statistics and levels of significance in comparing growth rate of five subgroups on the basis of data from two examinations. 被爆分類5群の成長率比較のための統計量の値と有意水準, 2回の検査資料による	53
14. Values of test statistics and levels of significance in comparing growth rate of four subgroups on the basis of data from two examinations 被爆分類4群の成長率比較のための統計量の値と有意水準, 2回の検査資料による	54
15. Values of test statistics and levels of significance in comparing rate of change of growth rate of five subgroups on the basis of data from three examinations 被爆分類5群の成長率変動率比較のための統計量の値と有意水準, 3回の検査資料による	55

		Page
Table 16.	Values of test statistics and levels of significance in comparing rate of change of growth rate of four subgroups on the basis of data from three examinations	56
表	被爆分類4群の成長率変動率比較統計量の値と有意水準, 3回の検査資料による	
17.	Values of combined test statistics and levels of significance in tests for equality of covariance matrices	57
	共分散行列の同一性検定における総合統計量の値と有意水準	
18.	Values of combined test statistics and levels of significance in tests for equality of vector means	57
	ベクトル平均値の同一性検定における総合統計量の値と有意水準	

Figure 1.	Symptom ratio versus trial exposure indices	10
図	症状発現率と暫定被爆指数	
2.	Ranges of values taken by correlation coefficients relating twelve anthropometric variables to number of symptoms, boys	24
	12個の人体計測変数と症状発現数の関係を示す相関係数分布範囲 — 男児	
3.	Average number of radiation symptoms as a function of age	26
	年齢を関数として見た放射線症状の平均発現数	
4.	Ranges of values taken by correlation coefficients relating Twelve anthropometric variables to distance from hypocenter	27
	12個の人体計測変数と被爆距離の関係を示す相関係数分布範囲	
5.	Ranges of values taken by correlation coefficients relating twelve anthropometric variables to exposure index, boys	27
	12個の人体計測変数と被爆指数の関係を示す相関係数分布範囲 (男児)	
6.	Ranges of values taken by correlation coefficients relating twelve anthropometric variables to number of examinations, boys	28
	12個の人体計測変数と検査回数の関係を示す相関係数分布範囲 (男児)	
7.	Average number of examinations as a function of age	28
	年齢を関数として見た平均検査回数	

MULTIVARIATE ANALYSIS AND THE IBM704 COMPUTER APPLIED TO ABCC DATA ON GROWTH OF SURVIVING HIROSHIMA CHILDREN

多変数解析とIBM704計算機

広島の被爆生存児の成長に関するABCCの資料への応用

INTRODUCTION

To date little information has been available upon which to base inferences concerning the effects of ionizing radiation upon the growth and development of humans. A massive body of anthropometric data has been collected by the joint Japanese and United States research group, Atomic Bomb Casualty Commission (ABCC) at Hiroshima and Nagasaki, Japan. This paper briefly discusses the pertinent data available and the design and use of specific statistical analyses to test for correlations of growth parameters with exposure parameters, and differences among exposure groups. Multivariate analysis techniques are used, with twelve anthropometric measurements as variables. Numerical computations were programmed for and performed on the IBM704 high-speed computer at the University of Michigan.

As soon as the immediate medical emergencies in Hiroshima and Nagasaki had been met, the collection of data was begun. Shortly after the formal cessation of hostilities, a joint United States Army-Navy Commission made extensive observations upon the survivors of the bombings, and also collated observations made by a number of Japanese investigators working under extremely difficult circumstances. The primary result of these preliminary studies was the recommendation that the National Research Council be requested to begin a long-term study of possible delayed medical and biological effects of the atomic bomb upon human beings.

緒言

電離放射線が人間の成長および発育に及ぼす影響を推定する資料は、これまで余りなかったのであるが、日米共同の学術団体である広島および長崎の原爆傷害調査委員会(ABCC)では、多量の人体計測資料の調査を行ってきた。本報告では入手されている適切な資料について、成長パラメーターと被爆パラメーターの相関関係、ないし被爆分類群間の差を検定するため特定の統計的解析法を適用する構想と方法について略説する。12個の身体計測値を変数として多変数解析法を適用したMichigan大学のIBM704高速計算機を利用するよう計画し、数値計算を行なった。

広島および長崎においては、医療救急措置着手と同時に資料の収集が開始された。正式休戦が成立して間もなく、米国陸海軍合同調査団は被爆生存者について広範囲な調査を実施すると共に、その調査資料を極めて悪条件の下に得られた日本側の資料と照合した。これら予備的調査から得られた重要な結論として、米国学術会議が原爆が人間に及ぼすと思われる後発性医学的、並びに生物学的影響について長期的調査を開始すべきであるという勧告が出されたのである。

Since that time, a group of investigators concerned with this overall program has been continuously resident in Japan. This group has been known as the Atomic Bomb Casualty Commission (ABCC). A brief summary of the administrative structure of ABCC and of its relationships with the various other groups involved has been presented.¹

In 1947, Dr. W. Greulich² set up a limited study to investigate possible effects of atomic bomb radiation upon the growth and development of children who were present when the bombs were detonated. During 1947, about 700 children were examined in this program. To assure that the exposed sample included primarily those who had received relatively high radiation exposures, children who had exhibited epilation and subsequent radiation illness were selected. For comparison with the Hiroshima and Nagasaki samples, nonexposed children were selected from nearby Kure and Sasebo, respectively.

ABCC took over responsibility for this program in 1948. Routine clinical examination of exposed children was begun in Hiroshima in March, 1949, including primarily children drawn from the Greulich study. Drs. W. Sutow and Y. Tokawa shared responsibility for this early project, with Dr. Greulich as consultant. From the beginning, ABCC placed particular emphasis upon studies of growth and development of surviving Hiroshima children.

In the summer of 1950, use of the nonexposed control sample from Kure was re-evaluated. After considerable discussion, ABCC defined a new nonexposed category, composed of children who were not present at Hiroshima at the time of the bomb but who had moved into that city subsequent to January 1, 1946. These children were paired, as nearly as possible, with individuals in the exposed sample according to age, sex and school classroom.

それ以来、この総合調査計画に参画する調査団が日本に常駐してきた。これが ABCC である。ABCC の管理機構、並びに各種関連機関との関係について簡単に説明した文献がある。¹

1947年にDr. W. Greulich²は、被爆した児童の成長および発育に及ぼした原爆放射線の影響を調べるため、小範囲の調査に着手した。この調査では1947年中に約700名の児童の検査が行なわれた。被爆者のサンプルとしては、比較的強度の放射線照射を受けた者を主として含むように、脱毛およびそれに続く放射線症状を経験した児童を選んだ。広島および長崎の調査児童と対比するためには、近傍都市呉および佐世保の非被爆児がそれぞれ対照として選ばれた。

この調査計画は1948年にABCCによって継承された。すなわち1949年3月には、Greulichの調査対象となった児童を中心に、被爆児の定例検査が広島において発足した。この初期の研究にはDr. Greulichを顧問としてDrs. W. SutowおよびY. Tokawaが当った。ABCCは最初から研究の重点を特に広島の被爆児の成長および発育においた。

1950年夏には、呉の非被爆児を対照として用いることに再検討が加えられた。審議の結果、ABCCは新しい非被爆児群を調査対象として設定した。これは原爆投下時には広島に在住せず1946年1月1日以降同市に転入した者から成る。これら非被爆児は、年齢、性、および学級別構成ができるだけ被爆児標本と一致するように選ばれた。

ABCC decided to proceed in 1951 with approximately 2500 exposed and 2500 nonexposed Hiroshima children. Additional exposed children, as required to fill this quota, were selected randomly from the Master File of survivors. This study, which continued through 1951, 1952 and 1953, provided the data upon which the present report is based.

Participation by the children was voluntary. The rather severe patient attrition during 1951-53, illustrated in Table 1, was due to several unrelated factors. Some children reached adulthood, by definition, simply by achieving their twentieth birthday. A few, who reported inconsistent exposure information, were eliminated. A fairly fixed proportion was unavailable for subsequent examinations. This latter category included children who had died, who had moved from Hiroshima, who were unwilling to return, or who simply could not be located.

1951年には、ABCCは広島における被爆児および非被爆児各々約2500人について調査を進めることを決定した。この割当てをみたすために、被爆生存者基本名簿から任意抽出法によって選んだ被爆児を追加した。この調査は1951年から1952年を経て1953年に至るまで継続されて、本報告の基礎資料を提供するものとなった。

児童の調査に対する協力は、自由意志に基づいた。1951-53年までの調査期間において、表1に示すようにやや急激な調査対象の脱落が見られるが、これは上記のこととは無関係な若干の他の原因によるものである。すなわち、単に満20才に達したというだけの理由により成人の部類に入れられた者がある。被爆に関する報告に誤りがあったため除かれた者が少数ある。第2次以降の検査ができなかった者が相当数あったが、これには死亡者、広島からの転出者、再検査忌避者、ないし所在不明者などが含まれる。

TABLE 1 NUMBER OF CHILDREN EXAMINED BY YEAR OF EXAMINATION, SEX, AND EXPOSURE

表1 検査年次別被爆分類群別被検児数

EXAMINATION 検査	YEAR 年度	MALE 男		FEMALE 女		TOTAL 計
		EXPOSED 被爆児	NONEXPOSED 非被爆児	EXPOSED 被爆児	NONEXPOSED 非被爆児	
FIRST 第1次	1951	1240	1132	1182	1106	4660
SECOND 第2次	1952	956	893	913	881	3643
THIRD 第3次	1953	678	593	615	589	2475
TOTAL 計		2874	2618	2710	2576	10778

In addition to general clinical examinations and laboratory tests on these children, data on growth and development were obtained. This study was concerned specifically with the twelve direct anthropometric measurements: height, weight, sitting height, span, head width, head length, head circumference, calf circumference, chest circumference, abdominal circumference, shoulder width, and hip width.

Most of the material discussed in the preceding paragraphs is based upon a historical resume by Sutow.³

これらの児童については一般診察および臨床検査のほかに、成長および発育に関する調査が行なわれた。この調査では特に、身長、体重、坐高、翼幅、頭幅、頭長、頭囲、腓腹囲、胸囲、腹囲、肩幅および腰幅の12個の項目について直接人体計測が行なわれた。

以上述べた材料の大部分は、Sutow³の記録によったものである。

In a summary of the measurements made in this study, Reynolds⁴ tabulated means and standard deviations of anthropometric variables for each age and sex category in the exposed and nonexposed groups. In addition to a direct comparison of these groups with respect to selected individual variables, he divided the exposed group into two subgroups, those exposed within 1500 meters and those exposed between 1500 and 2000 meters from the hypocenter. He reported that, in 470 of 600 comparisons, nonexposed children were larger, and that these differences were most marked at the 5 and 17 year age groups. He observed height and weight to exhibit a slight positive association with distance, negative with number of symptoms.

These preliminary observations by Reynolds compared individual anthropometric measurements on the exposed population with those on a nonexposed population of similar age, sex, and residence distribution, and also compared two subgroups of the exposed population, defined according to distance from the hypocenter.

The present study defines a radiation exposure index based upon the best available radiation parameters: distance from the hypocenter and location relative to shielding materials. This index serves as the dependent variable in correlation analyses and as a means of dividing the exposed population into groups ordered by degree of exposure. The radiation subgroups so defined are then tested for equality of vector means and covariance matrices, using the twelve anthropometric measurements as variables. This analysis provides a more sensitive and definitive test for differences in anthropometric measurements than direct comparison of individual measurements.

RADIATION EXPOSURE INDEX

The statistical procedures used herein are based primarily upon comparisons of groups of children exposed to the atomic

Reynolds⁴は、この調査における計測値を要約するため、被爆児ならびに非被爆児を年齢および性別に分け、その各群の人体計測変数の平均値および標準偏差を求めた。また直接これらの群について各変数の比較を行なうとともに、更に被爆児を爆心地から1500mまでの被爆者と1500—2000 mの間の被爆者の2群に分けた。その報告によれば、600組の比較が行なわれたうち 470組では被爆児よりも非被爆児が大きく、5才群および17才群ではこの差が特に顕著であった。また身長および体重について、被爆距離とのわずかな正の関連、発現症状数との負の関連を認めた。

Reynolds はこれら予備的観察において、年齢、性および居住地域を同じうする被爆児群と非被爆児群との人体計測値の比較を行ない、更に被爆距離によって分けた2組の被爆児副群についても同様の比較を行なった。

今回の調査では、利用できる最もよいパラメーター、すなわち被爆距離および遮蔽物に対する相対的位置を基礎として、被爆指数を定めた。この指数は相関分析における従属変数として役立ち、また被爆児群を被爆の程度に応じて分類するに役立つ。このようにして定義された被爆児副群について、12個の身体計測値を変数として、ベクトル平均値および共分散行列の同一性を検定した。この解析法によれば、各計測値を直接比較する場合よりも更に感度の高い決定的な検定が可能となる。

被爆指数

ここで行なう統計的手法は、主として原爆放射線被照射量のちがう児童群の比較に基づいている。利用し得る資料から有用な情報を最大限に引

bomb radiations in varying amounts. At each analytic step, comparisons are also made including the nonexposed children, in an effort to extract the utmost in useful information from the available data.

The radiation exposure index, as defined in this section, is intended to provide a variable related to the actual biological radiation dose received. The index used in this study represents the natural logarithm of the estimated biological dose received. Best available bomb test data and information concerning the location of the children relative to the hypocenter and to shielding materials are used in computing the radiation exposure index.

A critical re-evaluation of the dose received by individuals at Hiroshima is presently in progress. However, the use of the index in this study as the dependent variable in regression-correlation analyses, and as a device for ordering radiation subgroups in testing equality of multivariate means and variances would not be seriously impaired by a subsequent finding that the estimated dose was not a good numerical approximation of actual dose received. The function of the index is to provide a variable which increases with increasing dose and can be used to order groups of children according to dose.

The location of the exposed children in Hiroshima was determined as precisely as possible. Distance was coded in intervals of hundreds of meters from the hypocenter. With reference to shielding materials, each child was listed in one of ten mutually exclusive categories. These categories have been qualitatively grouped by Neel and Schull¹ as shown in Table 2.

Detailed estimates of the neutron and gamma radiation air dose, in rads, (corrected for shielding by Japanese-style houses) delivered by the Hiroshima bomb have been calculated. The estimated air doses, given by Ritchie and Hurst⁵ as a function of distance from the hypocenter in

き出すため、解析の各段階において非被爆者を含む比較も行なった。

ここで定義する被爆指数は、実際に受けた生物学的照射線量に関連のある変数を提供しようというものである。この研究に用いる指数は推定被照射線量の自然対数である。被爆指数の算出には、現在入手し得る最もすぐれた核爆弾実験資料、並びに爆心地および遮蔽物に対する児童の相対的位置を示す資料を利用した。

広島に被爆者が受けた放射線量については、現在厳密な再検討が行なわれている。しかし、かりにこれまでの推定線量が実際の照射線量の近似値でなかったことが今後判明したとしても、ここでこの指数を回帰-相関解析の従属変数として用いたり、多変数平均値ないし分散の同一性の検定に当って被爆児副群を区分する手段として用いたりするためには、その効用が著しく減殺されることにはならないであろう。指数の役割は、線量の増加とともに増加し、また線量に応じて調査対象児童群の順位付けることができるような変数を提供することである。

広島における児童の被爆位置の決定にはできるだけ正確を期した。距離は爆心地を中心として100m単位でコードした。遮蔽物に関しては、互いに相異なる10の分類のどれか1つに各児童を区分した。これらの分類について、Neel及びSchull¹によって表2に示すような質的区分が行なわれている。

広島に原子爆弾による中性子およびγ線の空中線量については、rad単位（日本家屋による遮蔽修正を加えたもの）による詳しい推定がある。RitchieおよびHurst⁵が爆心地からの距離の関

TABLE 2 SHIELDING CATEGORIES AS CODED IN PRESENT STUDY AND NEEL-SCHULL GROUPS

表2 本研究の記号化に用いた遮蔽分類群および NEEL-SCHULLによる分類群

PRESENT STUDY 本研究		NEEL AND SCHULL Neel および Schull
IN THE OPEN	戸外	NO SHIELDING 無遮蔽
INSIDE A WOODEN JAPANESE BUILDING	木造日本家屋内	LIGHT SHIELDING 軽遮蔽
IN A TRENCH	溝渠内	
BEHIND A POST OR TREE	柱または立木の陰	
BEHIND AND WITHIN TWO METERS OF A WALL	塙の陰または塙から2m 以内	MODERATE SHIELDING 中等度遮蔽
IN A TRAIN OR MISCELLANEOUS VEHICLE	汽車ないし各種乗物内	
UNDER THE EAVES OF A HOUSE	家の軒下	
INSIDE A CONCRETE BUILDING	コンクリート建造物内	HEAVY SHIELDING 重遮蔽
INSIDE A BRICK BUILDING	煉瓦建造物内	
INSIDE AN EARTHEN AIR RAID SHELTER	土の防空壕内	

meters, demonstrate an approximately linear relationship between the logarithm of dose and distance from the hypocenter. The effective air doses to be applied to those children in each 100-meter interval are, therefore, estimated as the logarithmic averages of the maximum and minimum values observed in each such interval.

Ritchie and Hurst have reported attenuation factors of Japanese-style wooden houses to be logarithmically correlated with the distance the radiation has penetrated into the house, up to penetration distances of the order of fifteen feet. They attribute this relationship to differential absorption effects of wall materials relative to roofing and to the effects of windows. Since precise evaluation of the penetration distance for individual children in the present study is not feasible, this relationship cannot be applied. Instead, an 'effective' attenuation factor for Japanese-style wooden houses is defined as the logarithmic average of the attenuation measurements reported by Ritchie and Hurst for house penetration distances from zero to fifteen feet. The effective attenuation factors thus defined are 0.54 and 0.75, respectively, for neutron and gamma radiation.

数として求めた推定空中線量によると、線量の対数と被爆距離の間にほぼ線型関係が存在することがわかる。従って、調査対象児童を 100m 単位に区分した場合、その区分に対して用いる有効空中線量は、各区分で観測された最高値および最低値の対数平均として推定した。

Ritchie および Hurst は、木造日本家屋における減弱率は透過距離15呎台までは放射線が屋内に透過した距離と対数的に相関していると報告した。彼等はこの関係を、壁材料と屋根瓦とで吸収線量が異なること、また窓による影響と説明している。今回の研究の対象とする各児童の場合はこの透過距離を正確に見積ることは不可能と思われるから、この関係は適用できない。その代りに、木造日本家屋における「有効」減弱係数は Ritchie および Hurst の報告による屋内透過距離0呎から15呎までの減弱測定値の対数平均値とした。このように定めた有効減弱係数は中性子およびγ線についてはそれぞれ0.54および0.75となる。

For the 'no shielding' category, the air dose values are estimated directly as the logarithmic average over each distance interval. Of the children in the 'light shielding' category (Table 2), the child who was 'inside a Japanese-style wooden building' at the time of the bomb can be characterized as having been the beneficiary of the above effective attenuation factors. For children grouped by Neel and Schull in the 'light shielding' category, therefore, calculated neutron and gamma radiation air doses are reduced respectively by the effective attenuation factors for a child inside a wooden building: 0.54 and 0.75. Similarly, the 'moderate shielding' group can be considered to be characterized by a child situated 'under the eaves of a house', protected by roughly twice the amount of shielding material protecting a child inside the house. For children in this Neel and Schull category the air doses are reduced by the squares of the one-thickness attenuation factors or 0.29 and 0.56, respectively. The 'heavy shielding' category is less easily characterized in terms of Ritchie and Hurst's data, but contains only 20 individuals. These individuals are arbitrarily considered to have been shielded by the equivalent of three times the amount of shielding material protecting the individuals in the 'light shielding' group. Air doses for these children are therefore reduced by the cubes of the one-thickness attenuation factors or 0.16 and 0.42, respectively.

Calculation of the estimated Hiroshima air doses, corrected for shielding attenuation, has been discussed. The radiation dose in rads produced in human tissue by the bomb would differ somewhat from the dose in rads produced by the same radiation in air. The tissue-to-air dose ratio depends upon the kind of tissue considered and upon the kind of incident radiation and its energy spectrum.

The radiation unit of interest when considering an effect of radiation upon human tissue is the biological absorbed

‘無遮蔽’群については、空中線量をそのまま各距離区間における対数平均値とする。‘軽遮蔽’群に属する児童（表2）のうち、原爆投下時に‘木造家屋内’にあった者は上記の有効減弱係数に相当するものと考えてよい。従って、Neel および Schull が‘軽遮蔽’群として分類した児童については、中性子および γ 線の空中線量算出値を、それぞれ木造家屋内被爆児の場合の有効減弱係数0.54および0.75相当分を差し引いたものとする。同様に、中等度遮蔽群は、屋内被爆児に比べてほぼ2倍の遮蔽によって保護された‘軒下’被爆児によって代表されるものとみてよい。従って、Neel および Schull のこの分類群に属する児童については、空中線量は軽遮蔽下減弱係数の平方、すなわち0.29および0.56相当分をそれぞれ差し引いたものとする。‘重遮蔽’群については、Ritchie および Hurst の資料による特色づけはいささか困難であるが、この群に属する被爆児はわずか20名に過ぎない。これらの児童は、一応‘軽遮蔽下’群に比べて約3倍の遮蔽を受けたものとみなす。従って、この場合の総空中線量は軽遮蔽下減弱係数の立方、すなわち0.16および0.42相当分をそれぞれ差し引いたものとする。

以上、遮蔽による減弱を考慮して修正を加えた広島における空中線量の推定について論及した。原爆によって人体組織がうけるrad単位放射線量は、同じ原爆によって生ずるrad単位空中線量と多少異なるであろう。組織線量の空中線量に対する比は、対象とする組織の種類により、また入射放射線の種類およびエネルギースペクトルによって定まる。

放射線の人体組織に対する影響を考える場合、remで現わす生物学的吸収線量が大切な線量単位

dose in rems. The dose in rems delivered to tissue is related to the tissue dose in rads by the relative biological effectiveness (RBE) of the kind of radiation in question:

$$\text{Equation 1 } \text{Dose in rems} = \text{RBE} \times \text{Dose in rads}$$

式1 rem 単位の線量 = RBE × rad 単位の線量

The RBE of a particular kind of ionizing radiation is defined as the ratio of the dose in rads of x or gamma radiation required to produce a given biological effect to the dose in rads of that particular kind of radiation required to produce the same effect. The rem is thus a unit of biologically effective absorbed dose.

The biological dose in rems delivered to the Hiroshima children in each distance-shielding category is estimated from the air dose in rads according to the following relationship:

$$\text{Equation 2 } R = F(G) \times R(G) + F(N) \times R(N)$$

式2

where: R is the biological absorbed dose in rems

F(G) is the product of the tissue-to-air dose ratio and the RBE for the incident gamma radiation

R(G) is the gamma radiation air dose in rads, corrected for shielding attenuation

F(N) is the product of the tissue-to-air dose ratio and the RBE for the incident neutrons

R(N) is the neutron air dose in rads, corrected for shielding attenuation.

For gamma radiation energies between 0.1 and 20 Mev, which is estimated to include the range of bomb emissions after filtration by hundreds of meters of air, the tissue-to-air dose ratio is

である。組織に与えられるこの rem 単位の線量は次のように rad 単位の組織線量と、その放射線が持つ相対的生物学的効果 (RBE) とを乗じて得られる。

特定の電離放射線が持つ RBE とは、一定の生物学的効果を生むに要する X 線または γ 線の rad 単位の線量と、同じ効果を生むに要するその特定放射線の rad 単位の線量との比である。rem とは、すなわち、生物学的効果を示す吸収線量の単位をいう。

距離-遮蔽分類群に属する広島の子供がうけた rem 単位の生物学的線量は、次の関係式によって rad 単位の空中線量から推定することができる。

この場合、R は rem 単位の生物学的吸収線量

F(G) は組織線量対空中線量比と入射 γ 線の RBE との積

R(G) 遮蔽による減弱を考慮して修正を加えた rad 単位の γ 線空中線量

F(N) 組織線量対空中線量比と入射中性子の RBE との積

R(N) 遮蔽による減弱を考慮して修正を加えた rad 単位の中性子空中線量

原爆から出て空気中を数 100m 通過された後の γ 線エネルギーは 0.1 Mev から 20 Mev の範囲と推定されるが、この範囲では組織線量対空中線量

approximately independent of energy and is fairly close to unity for the various kinds of tissue.⁶ Since gamma radiation is used as the standard in the definition, the RBE is also frequently assumed to be unity. Although this assumed value may be low for very low energies and high at high energies, it is probably nearly correct for the range of gamma energies delivered at Hiroshima. The factor, $F(G)$, is therefore assumed herein to be unity.

The case of neutrons is somewhat more complex. The tissue-to-air ratio depends primarily upon the probabilities (cross-sections) that the incident neutrons will interact with the various kinds of atoms in the air and in the tissue. These cross-sections depend strongly upon neutron energy. The distribution of neutron energies present in the radiation incident upon the Hiroshima children is not known. The details of the energy spectrum would depend upon the bomb parameters and upon atmospheric conditions in Hiroshima at the time of the bomb. Since no test detonation analogous to the Hiroshima bomb has been studied, estimates of this spectrum are, of necessity, somewhat crude. RBE is also dependent upon neutron energy spectrum. Values of RBE reported in the literature for neutrons, for the most part, fall between one and ten. However, values substantially below one and above ten have also been reported.⁷ The factor, $F(N)$ is, therefore, not estimated, but accounted for empirically as follows. For each shielding category, within each 100-meter distance interval, values of the estimated biological dose (R) have been calculated using equation 2 for each of three values of $F(N) = 0.1, 1.0$ and 10 . The calculated natural logarithms of R are used as trial exposure indices. The calculated trial exposure indices range in value from zero to eleven.

It is next desired to select the exposure index which provides the most reasonable estimate of actual biological dose in rems, on the basis of survival and of the distribution of radiation symptoms in the

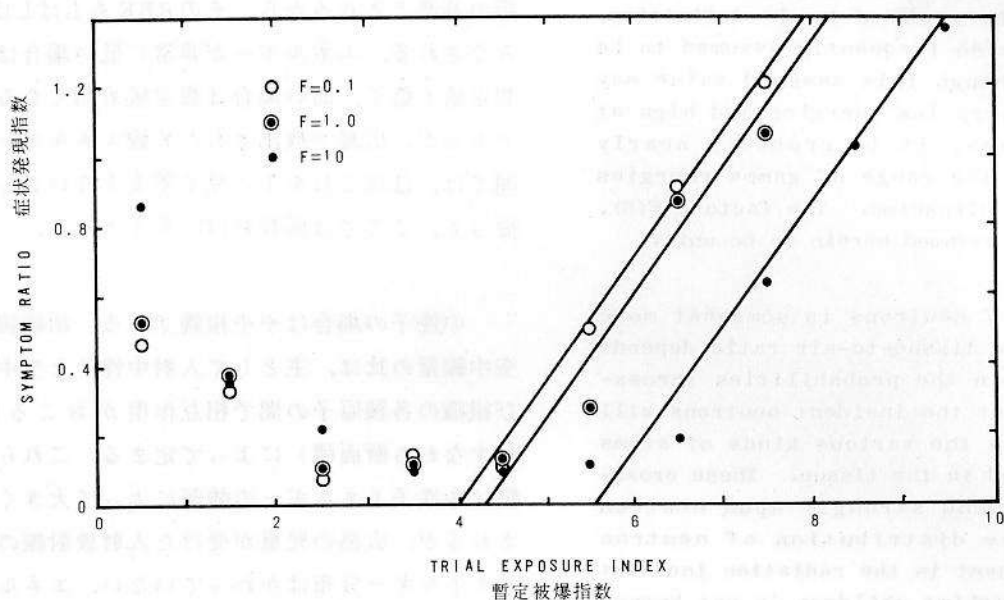
の比はほとんどエネルギー量とは関係なく、各種組織を通じてほぼ1となる。⁶ γ 線は定義を下す際の基準とされるから、そのRBEもしばしば1とみなされる。エネルギーが非常に低い場合はこの想定値も低く、高い場合は想定値も高くなるはずであるが、広島で放出された γ 線エネルギーの範囲では、ほぼこれを1と見て差支えないであろう。従って、ここでは係数 $F(G)$ を1とみる。

中性子の場合はやや複雑である。組織線量対空中線量の比は、主として入射中性子と空中および組織の各種原子の間で相互作用がおこる確率（すなわち断面積）によって定まる。これら断面積は中性子エネルギーの強弱によって大きく左右されるが、広島の児童が受けた入射放射線の中性子エネルギー分布はかわっていない。エネルギースペクトルの細部は爆弾パラメーターおよび爆弾投下時の広島の気象状態によって影響を受ける。広島の爆弾と同じ爆弾の実験についてはその後研究が行なわれていないから、このエネルギースペクトルについてはどうしても粗い推定しかできない。RBEも同じく中性子エネルギースペクトルによって決定される。中性子を扱った諸文献の多くはRBE値を1から10の間としているが、RBEが1をかなり下回る場合、並びに10をかなり上回る場合も報告されている。⁷ 従って、係数 $F(N)$ については直接推定値を求めることをやめ、代りに経験的に次のように取り扱った。すなわち各100m距離区間の遮蔽分類群ごとに方程式2を用い、 $F(N)$ 値をそれぞれ0.1, 1.0および10とした場合の生物学的線量 R の推定値を求める。 R の自然対数を算出し、これを暫定被爆指数とする。こうして算出された暫定被爆指数は0から11の範囲にわたった。

次に調査対象児童の生存状態および放射線症状分布の状態を基礎として、実際に受けた生物学的線量の最も妥当なrem単位の推定値を与える被

FIGURE 1 SYMPTOM RATIO VERSUS TRIAL EXPOSURE INDICES

図1 症状発現率と暫定被爆指数



sample. Figure 1 presents a plot of the symptom ratio (average number of symptoms per child, epilation, petechiae, or gingivitis) in the various radiation groups defined by the characteristic, or whole number part, of the trial exposure indices.

The exposure index calculated with $F(N) = 10$ appears to be too high, in that the estimated biological doses of more than 200 children exceeded 1000 rem (exposure index above approximately 7.0). Since survival after doses this high is extremely unlikely, it would seem unreasonable to suppose that such a large proportion of the sample could have received such massive doses. The exposure index calculated with $F(N) = 0.1$, on the other hand, appears from Figure 1 to be too low, in that the 'threshold' dose (where the regression line intercepts the exposure index axis) for the appearance of symptoms is about 70 rems (exposure index approximately 4.2). It seems unreasonable to suppose that doses this low could have caused clinically observable radiation symptoms in such a

爆指数を求める。図1は暫定被爆指数の整数部分によって定めた被爆分類に対し、症状発現率（脱毛，出血斑，歯齦炎等の諸症状の児童1人当り発現数平均）を図示したものである。

$F(N)=10$ として計算した被爆指数では、生物学的線量推定値が1000 rem（被爆指数7.0強）を越える児童が200名以上に達することになり、高過ぎると思われる。これだけの量の放射線照射を受けて生き残ることは殆んど考えられないことであって、このように多数の者がこれほど多量の照射を受けたと仮定するのは不合理であろう。一方同じく図1によれば、 $F(N)=0.1$ として算出した被爆指数では、症状発現に必要な線量‘閾’値（回帰線が被爆指数軸と交わる点）が約70 rem（被爆指数約4.2）となって低過ぎる。このような低い線量によってこれほど多数の児童に放射線症状が臨床的に発現すると仮定することも不合理

large number of children. For these somewhat intuitive reasons, the exposure index calculated with $F(N) = 1.0$ is selected as the radiation exposure index best suited for the analyses discussed in this report. This index is used as the dependent variable in the regression-correlation analysis, and to define the radiation subgroups compared in subsequent analyses, as shown in Table 3.

TABLE 3 RADIATION SUBGROUPS BY EXPOSURE INDEX

表3 被爆指数による被爆区分

RADIATION SUBGROUP NO. 被爆区分番号	EXPOSURE INDEX VALUES INCLUDED この分類に含まれる被爆指数
0	0 (NONEXPOSED 非被爆者)
1	0.0 (EXPOSED 被爆者) - 2.9
2	3.0 - 3.9
3	4.0 - 4.9
4	5.0 - 9.9

The threshold dose for the appearance of radiation symptoms predicted by use of this index, about 100 rems, is not unreasonably small, and only a few per cent of the children are thus estimated to have survived doses in excess of 1000 rems (exposure index above approximately 6.9). It is possible there was some error in evaluating radiation parameters for these few children.

It should be emphasized that the four data factors used in deriving the exposure index: air dose, shielding correction, distance from the hypocenter, and location relative to shielding are each subject to severe inherent limitations as bases for precise estimation of the radiation dose actually received by the exposed children.

AIR DOSE. The air dose delivered by an atomic bomb to a particular point depends upon the nuclear material used in the bomb, the nature and structure of its non-nuclear components, the efficiency of the detonation, the fission neutron and gamma radiation spectra, weather conditions, atmospheric moisture content, amount and character of airborne dust, land con-

と思われる。このようないささか直観的な理由により、ここに報告する解析では $F(N) = 1.0$ として算出した被爆指数を最適として選んだ。この指数は回帰-相関解析においては従属変数として用い、続いて行なう解析では、表3に示す通り、比較に用いる被爆分類を定義する際の基準とする。

放射線症状発現に必要と考えられる線量閾値のこの指数による推定値約 100 rem は不当に低いものでなく、また、1000 rem を越える線量（被爆指数はほぼ 6.9 強）の下で生き残ったと推定される児童もわずか数%を示すに過ぎない。しかも、これら少数の児童の放射線パラメーター評価に、あるいは過誤もあったかも知れない。

被爆指数を求めるに当って4つの要因、すなわち空中線量、遮蔽修正値、被爆距離、および遮蔽物に対する相対的位置を用いたことを強調しておかなければならない。これらの要因には、被爆児の受けた実際の照射量を正確に推定する基礎としようとする場合、それぞれ強い固有の限界が認められる。

空中線量 原子爆弾による放射線の特定点における空中線量は、爆弾に使用される核物質の種類、非核構成物の性質および構造、爆発効率、核分裂による中性子およびγ線スペクトル、気象状態、大気湿度、空気中の塵埃量およびその性状、地勢、その他の要因によって左右されるとともに、

figuration and other factors, as well as upon distance and shielding. Data obtained from bomb tests, corrected for known differences in these parameters insofar as possible, provided the basis for the calculated doses reported by Ritchie and Hurst.⁵ Since no test bomb analogous to the Hiroshima bomb has been studied, however, these calculated values must, as stated by Ritchie and Hurst, remain crude estimates.

SHIELDING CORRECTION. The shielding attenuation factors reported by Ritchie and Hurst⁵ may be presumed to provide a valid indication of the effectiveness of Japanese-style wooden houses in reducing radiation doses in air. These factors did not, however, include the effect of external structures, such as other buildings or land features which may have added to the protection afforded a particular child reported as being inside a wooden house. The qualitative grouping of shielding categories, as was done by Neel and Schull,¹ and the characterization of these groups by a particular shielding configuration, as has been suggested herein, appear to be reasonable approaches to data of this sort. However, the resulting attenuation factors certainly do not provide a precise measure of the individual child's actual radiation situation.

DISTANCE FROM THE HYPOCENTER. The reported distance from the hypocenter was often based primarily upon the child's recollection of his exact location at the time of the bomb, a factor which would appear to be influenced by the almost indescribable trauma and confusion at that time.

LOCATION RELATIVE TO SHIELDING. The position of the child relative to shielding materials also was often based upon his own recollection. As much care as possible was taken in the interviews to obtain these data correctly; but again, the extremely traumatic nature of the experience must be considered.

距離および遮蔽状態によっても変わってくる。爆弾実験によって得た資料を、これらのパラメーターについて判明した差をできる限り修正したものが、RitchieおよびHurst⁵の報告における算出線量の基礎である。しかしながら、広島爆弾と同じ爆弾の実験についてはその後研究が行なわれていないから、これら算出値はRitchieおよびHurstも述べている通り、やはり粗雑というべきであろう。

遮蔽修正値 RitchieおよびHurstが報告した遮蔽による減弱係数は、⁵ 木造日本家屋による空中線量の減弱効果を有効に示す数字と考えてよいであろう。ただし、この係数は、木造家屋内にあった特定児童に対して保護的效果を増したはずと思われる外部構築物、たとえば他の建造物ないし地形の特色などによる効果を含んでいない。NeelおよびSchull¹が行なったように遮蔽を質的に分類すること、この報告で示唆したように特定の遮蔽によってこれらの群の特色付けを行なうことが、この種の資料を処理する上にかなり適当と思われる。しかしながら、このようにして減弱係数を求めても、それは決して実際に各児童が受けた線量を正確に示すものとはならない。

被爆距離 被爆距離として報告されたものは、主として児童の記憶に残る被爆時の所在によったものが多く、当時の名状し難い衝撃と混乱によって影響されられると思われる。

遮蔽物に対する相対的位置 遮蔽物に対する児童の相対的位置も記憶によって決定されたものが多い。これらの資料を正しく入手するよう、面接に際してできるだけの注意を払ったが、ここでもまた、極めて強い衝撃のもとで原爆を経験した事実について考慮する必要があった。

As a result of these limitations, the assertion that the exposure index incorporates a good approximation of the actual dose received would be pretentious indeed. On the other hand, an exposure index so defined should be expected to vary in the same direction as radiation dose with increased shielding and distance, and should be a satisfactory guide to the ordering of defined radiation subgroups relative to actual radiation dose received.

The foregoing discussion does not assume that the dose-effect function indicated in Figure 1 for the appearance of radiation symptoms is characteristic of whatever radiation effect may be observed on growth and development. The radiation subgroups defined in Table 3, therefore, are not predicated upon the existence or nonexistence of a 'threshold' in the effect of radiation on growth and development.

The development of an exposure index described herein represents a logical extension, in the direction of defining a more nearly continuous exposure variable on the basis of distance and shielding data, of the methods used by Neel and Schull.¹ Smaller distance intervals are used in evaluating the index for an individual child, and an attempt is made to incorporate more recent data on the effectiveness of typical shielding configurations.

Empirical and intuitive arguments are used herein in selecting the value of unity for $F(N)$ and $F(G)$. The same values have been selected by Beebe, *et al*⁸ in a recent study.

DEFINITION OF THE SAMPLE

The data received from ABCC consisted of extensive anthropometric, medical and biographical information on 4660 Hiroshima children, of whom many had received examinations in successive years. Anthropometric data for a total of 10,778

前記のような制約がある以上、被爆指数が実際の照射線量に極めて近似したものだといっは、勿論いい過ぎであろう。他方、このように定めた被爆指数の変化は、遮蔽および距離の増加に伴なって放射線量が示す変化と同じ方向を指すと考えるべきであり、また実際の照射線量に応じて被爆区分を順序付けようとする場合十分な指標となるであろう。

以上述べてきたことは、成長と発育に現われる放射線の影響がすべて、図1の放射線症状発現についての線量-効果関数に示したような特色を持っているといっているわけではない。従って、表3に示す被爆区分の定義は、放射線が成長および発育に及ぼす影響の「閾値」の有無に基づいて行なわれたものではない。

ここに述べた被爆指数の決め方は、距離および遮蔽資料に基づいてできるだけ連続性をもつ被爆変数を求めようという方針の下に、NeelおよびSchull¹が用いた方法を理論的に展開した結果を示すものである。個々の児童について指数を求める際は小距離区間を利用し、これに典型的遮蔽効果を扱った最近の資料を取り入れるように努めた。

$F(N)$ および $F(G)$ の単位の値を選ぶ場合、経験的あるいは直感的論法を用いた。Beebe等⁸も最近の研究においてこの同じ数値を用いている。

サンプルの定義

ABCCから提供された資料は、広島の子供4660名についての広範な人体計測、医学的観察および経歴の資料から成っている。これら児童の多くは引続いて検査を受けており、表1に示す通り、

examinations on these children were received, as shown in Table 1.

On the basis of anomalous radiation symptomatology, 154 children were eliminated from the sample for this study. Preliminary sorting of the remaining data cards revealed that important primary data were missing for several additional children.

For purposes of this study, a child was rejected from the sample if any of the twelve anthropometric data were missing.

One of the data supplied specifically identified those control children who resided outside Japan for 10 years or more, including 1945. Those children also were eliminated from the sample. Extreme deficiencies in the seven and nine year age groups, which were reduced in size for logistic reasons early in the project, renders these groups of no statistical value for age-specific comparison. For that reason, these children were not included.

The groups of children compared in this study are defined by age, sex and exposure index. The groups thus defined are compared using multivariate analysis techniques to test for equality.

Tests for equality are performed both with and without inclusion of the non-exposed group. If the latter are valid as controls, these two series should provide very similar results. This procedure should also serve to check on the validity of the use of the nonexposed data as well as to test for differences among the defined exposure subgroups.

In addition to comparing the anthropometric measurements, or 'size' between groups defined by the calculated exposure indices, it is of interest to investigate differences in growth patterns. The children examined in 1951 were scheduled for re-examination in 1952 and 1953. However, before comparing growth patterns

これら児童について行なわれた総計10,778回にのぼる検査による人体計測資料を入手した。

放射線症状の発現が変則的であったため、この研究の対象から154名を除外した。残余の資料カードの予備的分類により、更に重要な資料を欠く者数名を発見した。

この研究の目的にかんがみ、12種の人体計測資料のいずれかが欠けている場合は、その児童を調査対象から除いた。

提供を受けた資料の中に、1945年に至るまで10余年にわたって海外に在住していた対照児があることが判明し、これも調査対象から除いた。当初の調査計画において7才および9才の児童群を縮小したため極度にその数が不足し、年齢別に比較する場合の統計的価値が失われた。従って、これらの児童も除外した。

この研究において比較される児童群は年齢、性および被爆指数によって定義された。こうして定義された児童群の比較には多変数解析法を用い、同一性の検定を行なった。

同一性の検定は非被爆者群を含めて、また除外して実施した。もし非被爆者群が対照として妥当であれば、この2つの方式による検定によって極めて類似した結果が得られるであろう。この方式はまた、非被爆者の資料を用いる妥当性を調べる際にも、また被爆区分間の差を検定する場合にも、ともに役立つはずである。

被爆指数を算出して定義されるグループを人体計測値、すなわち「体位」について比較するほかに、成長型の相違を調べるのも興味深い。1951年に検査を受けた児童は引続き1952年及び1953年にも検査を受ける手はずとなっていた。ただし、成長型を比較する前に、第2次以降の検査を受け

the data must be investigated for hidden bias in the selection of those who returned for successive examinations.

Detailed information on potentially important socioeconomic factors is not available. Tests for hidden biases of this sort were undertaken on the basis of data collected in 1951, by comparing with respect to radiation index and growth parameters the children who did not return for re-examination with those who returned for one or two subsequent examinations.

Tests of differences in growth among the exposure categories defined for this study included only those children for whom data from three complete successive examinations were available. This requirement eliminated from the sample, for this test, those who did not return for at least two re-examinations and those for whom subsequent examination data are not complete.

ANALYTICAL PROCEDURES

STATISTICAL CRITERIA

The sample of children used in the present analysis was defined in the previous section. A radiation exposure index also has been defined to characterize the degree of exposure each child received. The distribution of this index in the sample is approximately normal.

With the exposure index as a criterion, the exposed children have been divided into four roughly equal categories, approximately equivalent to the quartiles of the distribution.

Data also are available for nonexposed group children including approximately as many children as the four exposure categories combined. To provide an analysis which makes maximum use of these data, but is not dependent upon the validity of the use of the nonexposed children as a control, each comparison was

たという選択に伴う偏りを明らかにするため、資料を検討しなければならない。

重大な関係があると考えられる社会経済的要因については詳しい資料がない。この種の要因から起る隠れた偏りについては、1951年に収集された資料を基礎とし、再検査を受けなかった者とその後重ねて1回または2回の検査を受けた者の被爆指数および成長パラメーターについて比較を行ない、これを検定した。

この研究の対象として定義された被爆児群の成長の違いについては、連続3回にわたる検査資料が完全に備わっている児童について検定した。従って、第2次以降の検査を少なくとも2回受けた者でなければ、しかもそれらの検査資料が完全に備わっている者でなければ、この検定の対象としなかった。

解析法

統計学的基準

この解析に用いる児童群標本は前章において画定した通りである。同じく被照射度を現わす被爆指数も定めた。標本内におけるこの指数の分布はほぼ正規分布であった。

被爆児は被爆指数を基準として大体同数から成る4群に分けた。すなわち、ほぼ被爆指数の分布の4分位数による区分と一致する。

更に、ほぼ4被爆児群の合計数に等しい非被爆児群についても資料を入手した。一方ではこれらの資料を最大限に利用するため、また他方では非被爆児を対照として用いることの妥当性に関係

made among the four exposure categories, and then repeated, including the nonexposed children as a fifth group.

The four, or five, groups so defined are compared using multivariate analysis techniques. The variables selected for these comparisons are the twelve direct anthropometric measurements. Each comparison is two-fold in nature and includes statistical tests for equality of vector means and of covariance matrices.

The statistic selected for testing equality of covariance matrices is a generalized form of Bartlett's criterion.⁹

$$\text{Equation 3 } \eta = N \log_e |s_{ij}| - \sum_{k=1}^R (f_k \log_e |s_{ijk}|)$$

式 3

where: R is the number of populations being compared

$f_k = N_k - 1$ represents the degrees of freedom for the kth population, where

N_k is the number of observations in the population

s_{ijk} is the unbiased estimate of variance or covariance between the ith and jth variable in the kth population

$|s_{ijk}|$ is the determinant of the covariance matrix of the kth population

s_{ij} is the pooled variance or covariance between the ith and jth variable, and

$|s_{ij}|$ is the determinant of the pooled covariance matrix

Box¹⁰ showed that the statistic M/C is approximately chi-square distributed with f degrees of freedom, where

$$\text{Equation 4 } 1/C = 1 - \frac{(2p^2 + 3p - 1)}{6(p + 1)(R - 1)} \left(\frac{R}{\sum f_k} - \frac{1}{N} \right) \quad \text{and}$$

式 4

のない解析を実施するために、まず4つの被爆児群を比較し、次いで非被爆児群を第5群として加えた上で再比較を行なった。

以上のように定義した4群または5群の比較は、多変数解析法を用いて行なう。この比較のための変数として選んだのは12個の直接人体計測値である。比較はそれぞれ2つの面について行なう。すなわち、ベクトル平均値および共分散行列の同一性の統計的検定である。

共分散行列の同一性の検定に用いた統計量は Bartlett の基準⁹ を一般化したものである。

この場合、R は比較する群の数

$f_k = N_k - 1$ は第k群における自由度を示す。この場合、

N_k はその群について実施した観察数

s_{ijk} は第k群における変数i, j間の分散ないし共分散の不偏推定

$|s_{ijk}|$ は第k群における共分散行列の行列式

s_{ij} は群を一括した場合の変数i, j間の分散または共分散

$|s_{ij}|$ は群を一括して推定した共分散行列の行列式

Box¹⁰ によれば、統計量M/Cは自由度fの χ^2 分布で近似される。Cおよびfは、

$$\text{Equation 5 } f = (R - 1) p (p + 1) / 2$$

式 5

for tests of R populations and p variables.

A generalization of Mahalanobis' D^2 is the statistic selected to test for differences in vector means.¹¹

$$\text{Equation 6 } V = \frac{pp}{\sum \sum} A^{ij} \sum_k^R N_k (\bar{x}_{ik} - \bar{x}_i) (\bar{x}_{jk} - \bar{x}_j)$$

式 6

where A^{ij} is the element in the i th row and j th column of the inverse pooled covariance matrix.

N_k is the number of children in the k th population

\bar{x}_{ik} is the mean value of the i th variable in the k th population

\bar{x}_i is the mean value of the i th variable in the test sample

\bar{x}_{jk} is the mean value of the j th variable in the k th population

\bar{x}_j is the mean value of the j th variable in the test sample

Rao¹² showed that, if the populations have a common covariance matrix, when the hypothesis of no difference in the R p-fold vector means is true, this statistic is approximately chi-square distributed with f degrees of freedom, where: $f = p(R-1)$.

NORMALITY TEST AND TRANSFORMATION

In testing hypotheses of equality of covariance matrices and vector means, the assumption that the variables under consideration are normally distributed is usually explicit.^{12,13} Box¹⁴ states that the test of equality of means is fairly insensitive to departures from normality, but that the test of equality of covariance matrices is as sensitive to non-normal kurtosis as the statistics generally used to test kurtosis. The latter test has

で与えられる。ここで、 R は群の数、 p は変数の数である。

ベクトル平均値の差の検定に用いる統計量は Mahalanobis の D^2 を一般化したものである。¹¹

ここで A^{ij} は群を一括した共分散行列の逆行列の i 行 j 列の要素

N_k は第 k 群における児童数

\bar{x}_{ik} は第 k 群における変数 i の平均値

\bar{x}_i は変数 i の標本全体での平均値

\bar{x}_{jk} は第 k 群における変数 j の平均値

\bar{x}_j は変数 j の標本全体での平均値

Rao¹²によれば、もしこれらの群が共通の共分散行列を持っていると仮定すれば、 R 個の p 次元ベクトル平均値間に差がないとする仮説のもとで、この統計量は自由度 f の χ^2 分布で近似される。この場合、 $f = p(R-1)$ 。

正規性検定および変換

共分散行列およびベクトル平均値の同一性の検定は、普通、そこで扱われる変数が正規分布を成すという仮定の下で行なわれる。^{12,13} Box¹⁴によれば、平均値の同一性の検定は正規分布からのはずれに殆んど影響されないが、共分散行列の同一性の検定は、一般に尖度の検定に用いられる他の統計量と同様に、非正規型尖度に対して敏感である。なお、後者は比較に用いられる標本の中に

been shown to be satisfactorily insensitive to departures from zero skewness, as long as the samples used in a particular comparison are not severely skewed in opposite directions.

Before applying the multivariate tests of equality to the present sample, therefore, skewness and kurtosis statistics were computed for each age-sex-exposure category to provide information about the degree of departure of the anthropometric variables from normality. Those variables which demonstrated significant non-normality were then subjected to successive appropriate transformations to reduce the degree of departure from normality.

When these statistics had been obtained, the skewness statistics were tested for significant departure from normality, using a 5 per cent level of significance for one-tailed tests in each direction. Of the twelve variables, those skewed significantly in the positive direction were subjected to a logarithmic transformation. Those skewed in the negative direction were subjected to an exponentiation transformation. Those not significantly skewed in either direction were not treated further. After this test and transformation, the transformed variables were tested again for significant skewness. Variables that remained were transformed back to their original form and positively skewed variables were subjected to successive square root transformations, negatively skewed variables to successive squaring transformations, until all twelve variables had been reduced to nonsignificant skewness or until five transformations had been applied.

DEFINITION OF THE PROBLEM

The statistics selected to test equality of covariance matrices and vector means, as defined respectively in Equations 3 and 6, were used in three distinct comparisons of age-sex-specific subgroups, on the basis of:

互に逆の方向に著しく歪んでいるものがない限り、歪度 0 からのはずれに対し殆んど影響されないことが示されている。

そこで、今回の調査対象について同一性の多変数検定を適用するに先立ち、体計測変数が正規分布からどの程度はずれているかを調べるため、まず各年齢別、性別、被爆分類群について歪度および尖度の統計量を算出した。正規型からのはずれが有意である場合、変数を逐次適当に変換して正規分布からのはずれを小さくした。

まず上記統計量を算定した後、歪度について正規分布からの正方向への歪み、負方向への歪みを各 5% 水準の片側検定によって検定した。12 個の変数のうち、正の方向に有意の歪みを示したものについては対数変換、負の方向に歪みを示したものについては指数変換を行ない、正負いずれの方向にも有意の歪みを示さなかったものはそのままにした。この検定および変換の後、変換された変数について再び検定を行ない、それが有意の歪みを示すか否かを調べた。残った変数については元の形へ逆変換し、正の歪みを示す変数については平方根変換、負の歪みを示す変数については平方変換を、12 個の変数について歪みが有意でなくなるまで繰り返して適用した。ただし、変換を 5 回続けても歪みが残る場合 5 回で打ち切った。

問題の定義

共分散行列およびベクトル平均値の同一性検定用のために式 3、6 で定義される統計量を用い、次の事項を基礎として年齢および性による区分の比較を 3 種類行なった。

Size - based upon the magnitude of the direct measurements of the anthropometric variables: Height, weight, etc.

Growth Rate - based upon differences between successive measurements on the same child, and

Rate of Change of Growth Rate - based upon differences between successive determinations of growth rate.

The size of a child can be expressed in terms of the twelve direct anthropometric measurements. The first comparison among the defined exposure categories with size as the criterion, makes use of the twelve direct anthropometric measurements obtained at the first examination.

The growth rate of a child can be expressed in terms of differences between successive anthropometric measurements. When data from three annual examinations are available, two such annual rates can be defined.

The second comparison among the defined exposure categories, with growth rate as the criterion, makes use of the differences between twelve anthropometric measurements obtained at the first and second examinations, and is applied to the same test populations after elimination of children for whom complete data for three examinations are not available.

The rate of change of a child's growth rate can be expressed in terms of differences between successive measurements of his growth rate with respect to the anthropometric variables. When data from three annual examinations are available, one such rate of change of growth rate can be defined for each variable.

Implicit in the use of data from second and third examinations is the assumption that no important bias with reference to growth or radiation parameters has affected the return or non-return of individual children for these examinations. A test

体格—身長, 体重, その他の人体計測値そのものを基礎とする.

成長率—同一児童について逐次実施した計測値間の差を基礎とする.

成長率の変動の率—逐次測定した成長率間の差を基礎とする.

児童の体格は12個の直接人体計測値によって示される. まず体格についての被曝区分の比較では, 第1次検査で得た12個の人体計測値を求める.

児童の成長率は逐次実施して得た人体計測値間の差をもって示すことができる. 3回の年次検査資料があれば2つの年間成長率が得られる.

次に成長率についての被曝区分の比較は, 第1次および第2次検査で得た12個の人体計測値間の差を利用して, 第3次までの検査資料が完全に備わらないものを除いた上で, 同一調査対象群について実施する.

児童の成長率の変動の率は, 成長率の測定値間の差によって示すことができる. 3回の年次検査資料があれば, 各変数ごとにこのような成長率変動の率1個が得られる.

第2次および第3次の検査資料を用いたことは, 各児童の2次以降の検査に対する応答, 不応答に対して成長および放射線パラメーターに起因する重大な偏りが入ってこないという仮定を前提とするものである. この種の偏りの検定には, 分散行列およびベクトル平均値の差を検定する際

for bias of this sort uses the same test statistics for differences in covariance matrices and vector means. The children who were examined in 1951 are divided into groups according to whether they were examined only once, returned for only one re-examination, or returned for two or more examinations. These groups are then compared age-sex-specifically, on the basis of first examination data, to test for bias of return versus nonreturn with respect to size.

CORRELATION ANALYSIS

The foregoing tests provide a definitive measurement of the level of significance which it can be stated that the defined subgroups tested differ with respect to size, growth rate, and rate of change of growth rate. They do not provide a measure of the direction of the effect, if any.

The tests for differences are, therefore, supplemented with a correlation analysis. In addition to the twelve anthropometric variables measured at the first examination the following variables are included in this analysis: exposure index, distance from the hypocenter, shielding, symptoms, number of examinations. The analysis was performed on the whole population, with age and sex as variables, and upon each age-sex specific group. Each analysis was performed both with and without the control group included.

Exposure index ($F(N) = 1$) is a roughly continuous variable, defined for each distance-shielding group. Exposure-control is a simple dichotomous variable, given the value 0 for the nonexposed group and 1 for the exposed group. Distance from the hypocenter is given in 100-meter intervals. The shielding categories defined in Table 2 are used, given the numerical values 0 to 3, respectively. The three symptoms selected as best characterizing the radiation symptomatology are epilation, petechiae, and oropha-

に用いるのと同じ統計量を用いることができる。1951年の被検児を、1回だけ検査を受けたもの、2回検査を受けたもの、および3回以上検査を受けたものの3群に分ける。これら3群を第1次検査資料を基礎とし、年齢、性を特定して比較し、第2次以降の検査を受けた者と受けなかった者の間の偏りを検定する。

相関分析

上記の検定は、これら検定を適用した群の間に人体計測値、成長率、および成長率の変動の率に差があると結論する場合、その結論に対する明確な有意水準を与えるものである。しかし、たとえ差があったとしても、その影響の仕方を測る尺度を提供するものではない。

従って、差の検定を補うために相関分析を行なう。第1次検査で得た12個の人体計測変数のほか、この解析では被爆指数、被爆距離、遮蔽、症状、および検査回数も変数として用いる。解析は全調査対象について年齢および性も変数として行ない、また各年齢、性を特定した群ごとに行なう。いずれの場合も対照群を含む場合と含まない場合についてこの解析を実施した。

被爆指数($F(N) = 1$)はほぼ連続変数を成しており、各遮蔽、距離群ごとに定めた。被爆者と対照者は単純な二値変数であって、非被爆者に対しては数値0、被爆者に対しては数値1をあてる。被爆距離は100m間隔で示す。遮蔽分類は表2に示したものをを用い、これにそれぞれ0から3までの数値をあてた。放射線症候の特色を最もよく示すものとして3つの症状、脱毛、出血斑、口腔咽頭病変(歯齦炎)を選び、各児童におけるこれら

ryngeal lesions (gingivitis). The number of these symptoms exhibited by each child is used as a variable, ranging from 0 to 3.

RESULTS

NORMALITY TESTS

In each of the age-sex-exposure groups, the twelve direct anthropometric measurements are tested for significant departure from normality, as discussed in the previous section. In this first analysis, a total of 1440 tests for non-normal kurtosis and skewness are performed. One-tailed tests are used, with a 5 per cent level of significance.

In a second analysis, the normality test is applied to the sample population defined for testing bias in re-examinations. These groups of children, characterized by age and sex, differ in the number of examinations for which they appeared. In each of the age-sex-number-of-examination groups the twelve anthropometric measurements are tested for significant departure from normality. In this second analysis, a total of 720 tests for non-normal skewness and kurtosis is performed.

Box¹⁴ states that the statistics used herein in tests for differences among covariance matrices and vector means are not sensitive to departures from zero skewness in the parent populations unless a particular variable is found to be skewed severely in one direction in one of the groups being compared and in the opposite direction in one of the other groups. A variable is therefore rejected for use in the tests for differences among exposure groups if it is found to be extremely skewed in one direction in one of the subgroups being compared and while extremely skewed in the opposite direction in another subgroup. A variable is considered extremely skewed only if more than one transformation is required to render it not significantly skewed.

症状の発現数を0から3までの範囲で分けられる変数として用いた。

結 果

正規性検定

前節において述べた通り、各年齢-性-被曝区分ごとに12個の直接人体計測値について、正規性からのはずれの有意性を検定する。第1次解析では計1440の非正規性尖度および歪度の検定を行なう。この際5%の有意水準で片側検定法を用いる。

第2次解析では再検査における偏りの有無を調べるため、定義された調査対象群について正規性検定を行なう。年齢および性別に分類したこれら児童群を、更に検査回数別に分ける。この年齢-性-検査回数別分類群において、それぞれ12個の人体計測値について、正規性から有意のはずれを調べるための検定を行なう。この第2次解析では合計720の非正規性歪度および尖度の検定が行なわれる。

Box¹⁴によれば、変数が比較の対象の一方の群で1つの方向に、他の群では逆の方向に著しい歪みをもっている場合を除き、共分散行列およびベクトル平均値の差の検定に用いる統計量は母集団の歪度の0からのはずれに対し、敏感でないという。従って、副群の1つである方向に、他の副群ではその逆の方向に極端な歪みを示す変数があれば、その変数は被爆分類群間の差の検定には用いないことにする。この場合、2回以上の変換を要しても歪みを有意水準以下に減少させることができない場合極端な歪みを示す変数と考える。

Box¹⁴ further states that the tests for differences among covariance matrices is sensitive to non-normal kurtosis in the parent populations. If the populations in the test groups are leptokurtic, the statistic M/C tends to be spuriously large, leading to the false rejection of the null hypothesis; that is, to the detection of significant differences where, in fact, none exist. Conversely, if the populations in the test groups are platykurtic, the statistic M/C tends to be spuriously small, thus acting to prevent the detection of real differences.

In the present case, five defined subgroups are to be compared. It is of interest to ask, with reference to each variable: how many of the five subgroups are platykurtic, how many leptokurtic? Unless a majority of the five subgroups in a particular test depart from normal kurtosis in the same direction, the remaining subgroups, which are insignificantly non-normal or which depart from normal kurtosis in the opposite direction, would tend to mitigate the effect upon the statistic. Also, if only one variable in a particular test exhibits a tendency toward non-normal kurtosis, the other eleven variables may also be presumed to mitigate the effect of the non-normal variable upon the test statistic.

In all, 288 age-sex-specific tests of normality within sets of five subgroups were performed. In 143 of these 288 test groupings, none of the five exposure groups were found to depart significantly from normal kurtosis; in 54 of these 288 tests, one subgroup was found to be significantly leptokurtic, none of the other four to depart significantly from normal kurtosis. In only two of the 288 test groupings were a majority of the five subgroups found to depart from normal kurtosis in the same direction. On the basis of this finding, it is concluded that the anthropometric variables do not depart sufficiently from normality with respect to kurtosis to preclude their use in the subsequent tests for differences among subgroups. The data

Box¹⁴ は更に、共分散行列間の差の検定は母集団の非正規性尖度に対して敏感だという。従って、もし検定を行なう諸群の母集団の尖度が大きければ、統計量 M/C が見かけ上大きくなり、帰無仮説を誤って棄却することになりやすい。いいかえれば、実際には存在しない差を検出することになる。反対に、検定が行なわれる諸群の母集団の尖度が小さければ、統計量 M/C は外見上小さくみえ、実際に存在する差の検出を妨げることになる。

この場合は、ここで定義した5つの区分を比較する。これら5つの区分のうち、幾組が緩尖を示し、幾組が急尖を示すかを各変数について知ることが興味あることであろう。ある検定において、5つの区分の大部分が正規尖度から同じ方向へはずれている場合のほかは、正規性からのはずれが有意でない群、または反対の方向にはずれている群のため統計量に与える影響が緩和される。またある検定において1つの変数だけに非正規性尖度を示す傾向が見られる場合も、残りの11個の変数がこの正規型からはずれた変数の統計量に与える影響を緩和するものと見てよい。

5つの区分ごとに年齢および性別を特定して合計288の正規性の検定を行なった。これら288の検定のうち143は、5組の被爆児群のいずれにも正規尖度からの有意なはずれが認められなかった。また288の検定中54は、1組の群だけに有意な急尖が認められ、残り4組では正規尖度からの有意なはずれが認められなかった。5つの区分の大部分に正規尖度から同一方向へのはずれが認められたのは、288の検定中わずか2に過ぎなかった。以上の結果によって、人体計測変数の尖度に正規分布からの大きいはずれはなく、今後行なう区分間の差の検定にこれを用いて差支えないという結論を得た。従って、歪度基準に基づいて除外

are, therefore, used directly in subsequent tests, with the exception of those variables eliminated by the skewness criterion.

In only thirteen tests were as many as two out of three number-of-examinations groups observed to depart from normal kurtosis in the same direction. It is assumed that the diluent effect of the remaining variables will sufficiently mitigate the tendency in these few cases for the statistic M/C to be spuriously large.

On the basis of sample variation due only to random sampling, if the variables are independent and if each variable is assumed to be normally distributed in the infinite parent populations, the probability that a variable would exhibit significant departure from normal skewness or kurtosis by this test, in either direction, is 5 per cent.

In summary, tests for non-normality of the anthropometric variables in age-sex-exposure groups and age-sex-number-of-examinations groups are performed. These groups are to be compared in subsequent multivariate tests. Departures from normality, although somewhat more frequent than might be expected on the basis of random variation alone, are not sufficiently extreme to preclude the use of the data in computing the statistics M/C and V . Since the variables themselves are found not to depart from normality in a degree sufficient to preclude their use in later tests, it is assumed that the functions defined to measure growth rate and rate of change of growth rate, based upon differences between successive measurements of anthropometric variables, may also be used.

CORRELATION ANALYSIS

The numerical values of the correlation coefficients relating the twelve anthropometric variables to the occurrence of radiation symptoms in boys are found to lie within the limits plotted in Figure 2.

した変数の場合を除き、その後の検定にはこれらの資料を直接使用した。

正規尖度からの同一方向へのはずれが検査回数別分類3群のうち2群にまで認められたのは、13回の検定だけであった。これら少数例において統計量 M/C が外見上大きくなるが、この傾向は他の変数の希釈効果によって十分緩和されるであろう。

標本変動が任意抽出法による変動だけであることを前提にした上で、各変数が独立変数であり、無限母集団正規分布を示していると仮定すれば、ある変数の歪度あるいは尖度がこの検定でいずれかの方向に有意のはずれを示す確率は5%である。

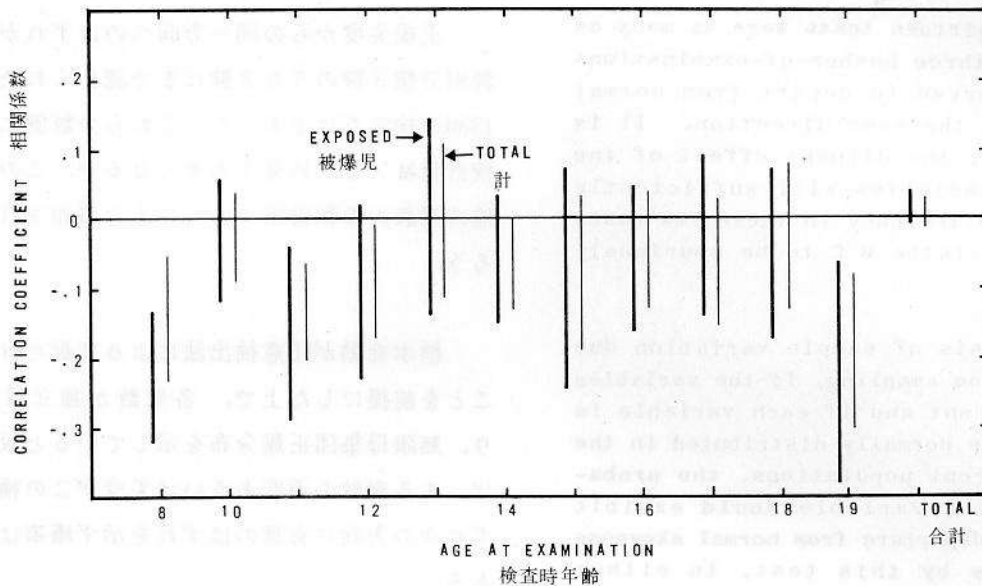
以上を要約すれば、まず年齢一性一被爆区分および年齢一性一検査回数別分類群について人体計測変数の非正規性検定を行なう。これら諸群が後で多変数検定によって比較される。正規分布からのはずれは、任意抽出による変動だけによるとして予測した場合よりも多少多くなるかも知れないが、この資料を用いて統計量 M/C および V を計算できないほど極端なものではない。変数そのものがこれからの検定に用いられないほど著しい正規分布からのはずれを示していない以上、逐次実施して得た人体計測値の差の関数として定義される成長率および成長率の変動の率も同じように用いることができる。

相関分析

12個の人体計測値と被爆男児に現われた放射線症候の関係を示す相関係数の値は図2に示す範囲にある。

FIGURE 2 RANGES OF VALUES TAKEN BY CORRELATION COEFFICIENTS RELATING TWELVE ANTHROPOMETRIC VARIABLES TO NUMBER OF SYMPTOMS - BOYS

図2 12個の人体計測変数と症状発現数の関係を示す相関係数分布範囲 - 男児



In each age group, the range of the correlation coefficients is plotted for each of two populations: exposed children only; total sample, including nonexposed children. Also plotted are the ranges of values observed when the sample is considered without respect to age.

A general tendency toward negative correlation between the anthropometric variables and the number of symptoms exhibited is apparent in Figure 2. Similar results obtain for girls. Since it has been shown previously (Figure 1) that the number of symptoms is related to the degree of radiation exposure, this result could imply a negative relationship between the anthropometric variables and degree of radiation exposure.

No radiation symptoms were exhibited by any of the male children who were six years old in 1951. Some of these were *in utero* at the time of the bomb, some were in infancy. Since no symptoms occurred, no ranges of correlation coefficients are plotted for this group.

この相関係数の範囲は被爆児のみの母集団および非被爆児をも含む全調査対象の母集団の両者について、各年齢群ごとに図示した。なお、標本を年齢に関係なく取扱った場合に得られる値の分布範囲も図示してある。

図2によって、人体計測値と症状発現数が負の相関を示す一般的傾向が明白に認められる。女児についても同様である。先に示した通り(図1)、症状発現数と照射線量の間に関係があるので、上記の結果は人体計測値と照射線量の間に負の関係が存在することを示すものといえることができる。

1951年に満6才であった男児には放射線症状を呈した者は1名もなかった。その中には原爆投下時に胎児であった者もあり、乳児であった者もある。症状の発現が全くなかったので、この児童群については相関係数の分布を図示していない。

The observed effect is seen to be most marked at the younger and older age groups, with the minimum effect in the middle age groups. The children for whom the effect is most marked were either in infancy at the time of the bomb or in the 12 and 13-year range.

Inclusion of the nonexposed children appears to have caused no general shift in the correlation coefficients, relative to those characterizing the exposed children. There is, however, some indication that the ranges of values observed tend to be reduced by the inclusion of the nonexposed children.

When the age-specific groups are compared with the entire sample, considered without respect to age, a clear reversal of sign of the correlation coefficient is apparent in Figure 2. This reversal implies the existence of a functional relationship between the occurrence of radiation symptoms and age. An increasing number of symptoms with increasing age is observed (Figure 3). It might be conjectured that the older children would have tended to be outdoors, en route to school or work at the time of the bomb, whereas the pre-school children would have tended to be in the home at that early morning hour.

With regard to shielding, no correlation with anthropometric variables was observed in the age-specific analyses. Shielding configuration is a factor of fundamental importance in evaluating the radiation exposure received by an individual. The fact that no correlation is observed between the age-specific anthropometric variables and shielding configuration, whereas a real negative correlation is observed between age-specific anthropometric variables and the number of symptoms might be taken to be a contradiction. In fact, however, the influences of differences in shielding upon an individual's estimated radiation exposure are of minor importance numerically, when considered relative to the influences of distance from the hypocenter.

影響は年少児群と年長児群に最も顕著に認められ、中間層の児童において最も少なかった。影響が最も強く現われた子供は、被爆時に乳児であったか、または12才から13才の範囲にあった者であった。

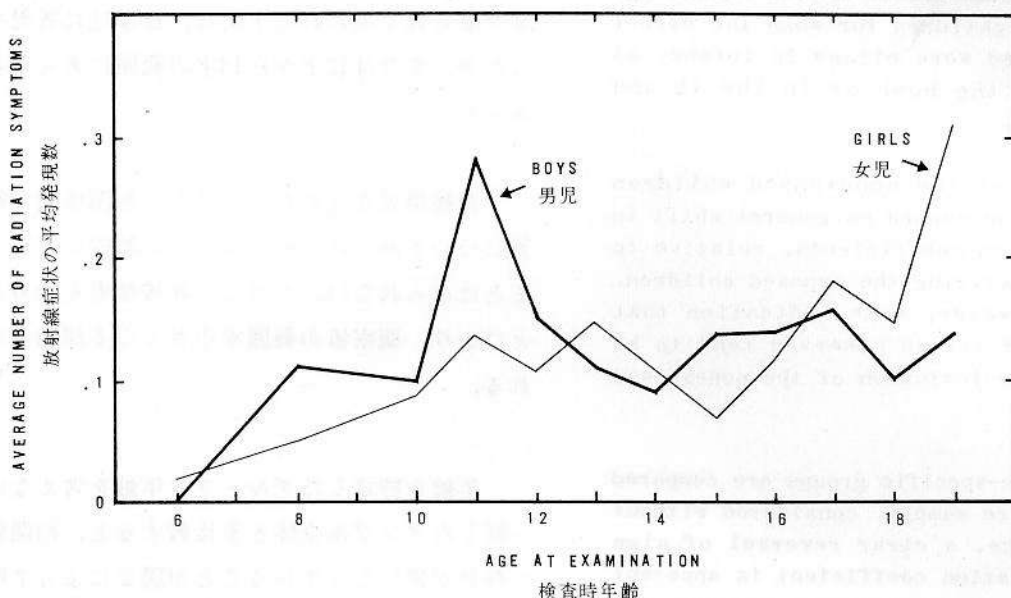
非被爆児を含めたとしても、相関係数が被爆児についてみられた値と比べて全般的にずれているとはみられない。ただし、非被爆児を含めたことにより、観察値の範囲が小さくなる傾向がみられる。

年齢を特定したグループと年齢を考えないで一括したサンプル全体とを比較すると、相関係数の符号が逆になっていることが図2によって明らかである。この符号の逆転は、放射線症状の発現と年齢の間に、ある関数関係があることを示すものである。年齢が高い者ほど症状発現数が多い(図3)。年長の児童は、原爆投下時に登校または作業に向う途中であったため戸外にいた者が多く、他方学齢期前の児童はあのような早朝においては屋内にとどまっていたのが普通であるためと思われる。

遮蔽に関しては、年齢を特定して解析した場合人体計測値との相関は全く認められなかった。遮蔽状態は各人が受けた照射線量を推定する場合最も重要な要因である。年齢を特定してみた人体計測値と遮蔽状態の間には相関関係が認められないのに、年齢を指定した人体計測値と症状発現数の間には負の相関関係が実在するということは、矛盾と考えられるかも知れない。しかし実際問題としては、遮蔽の相違が各人の照射線量推定に及ぼす影響は被爆距離による影響と比べて数学的に重要でないのである。

FIGURE 3 AVERAGE NUMBER OF RADIATION SYMPTOMS AS A FUNCTION OF AGE

図3 年齢を関数として見た放射線症状の平均発現数



A general trend toward a positive correlation is observed between anthropometric variables and distance, as shown in Figure 4. Since distance is inversely related to exposure, this finding implies a negative correlation between anthropometric variables and exposure. Generally negative correlation is observed between anthropometric variables and the exposure index, as shown in Figure 5 for boys, and exposure control, tending to verify the implications of prior correlation results. Similar results obtain for girls.

It is of interest to consider whether or not bias with respect to return or nonreturn of a child for subsequent examinations affected the anthropometric variables. Figure 6 illustrates the ranges of the correlation coefficients relating anthropometric variables and number of examinations for boys. No clear tendency toward bias of this sort is demonstrated, for the age-specific populations. When the population is considered without respect to age, however, a significant degree of correlation is observed. The existence of a functional relationship between age and

人体計測値と距離の間には、図4に示す通り一般的傾向として正の相関関係が認められる。距離と照射線量の間には逆比例の関係があるから、この所見は人体計測値と被爆指数の間に、そしてまた、男児被爆者に対しては図5に見る通り、被爆者の人体計測値と対照者のそれとの間に負の相関関係が認められることを示し、前述の相関関係の存在を立証するものである。女児についても同様である。

第2次以降の検査に対する受診、不受診が人体計測値に影響し、偏りを生ずるかどうかを考察してみるのも興味深い。図6は男児の人体計測変数と検査回数について相関係数の分布範囲を示す。年齢を特定してみると、この種の偏りを示す傾向は証明されない。ただし、年齢を無視して母集団を考察した場合は有意の相関が認められる。これは年齢と検査回数の間に関数関係のあることを示

FIGURE 4 RANGES OF VALUES TAKEN BY CORRELATION COEFFICIENTS RELATING TWELVE ANTHROPOMETRIC VARIABLES TO DISTANCE FROM HYPOCENTER

図4 12個の人体計測変数と被爆距離の関係を示す相関係数分布範囲

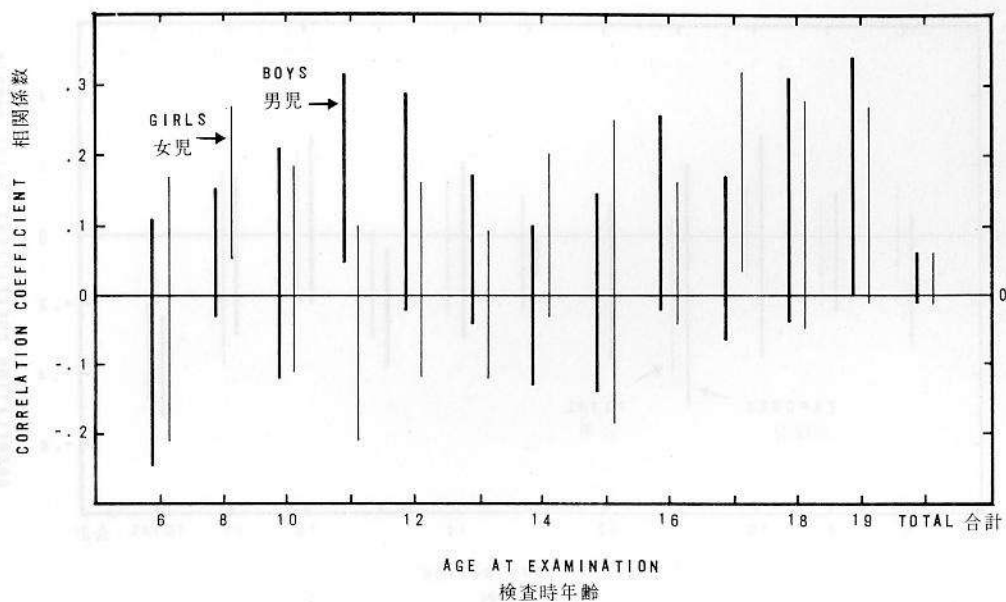


FIGURE 5 RANGES OF VALUES TAKEN BY CORRELATION COEFFICIENTS RELATING TWELVE ANTHROPOMETRIC VARIABLES TO EXPOSURE INDEX-BOYS

図5 12個の人体計測変数と被爆指数の関係を示す相関係数分布範囲 (男児)

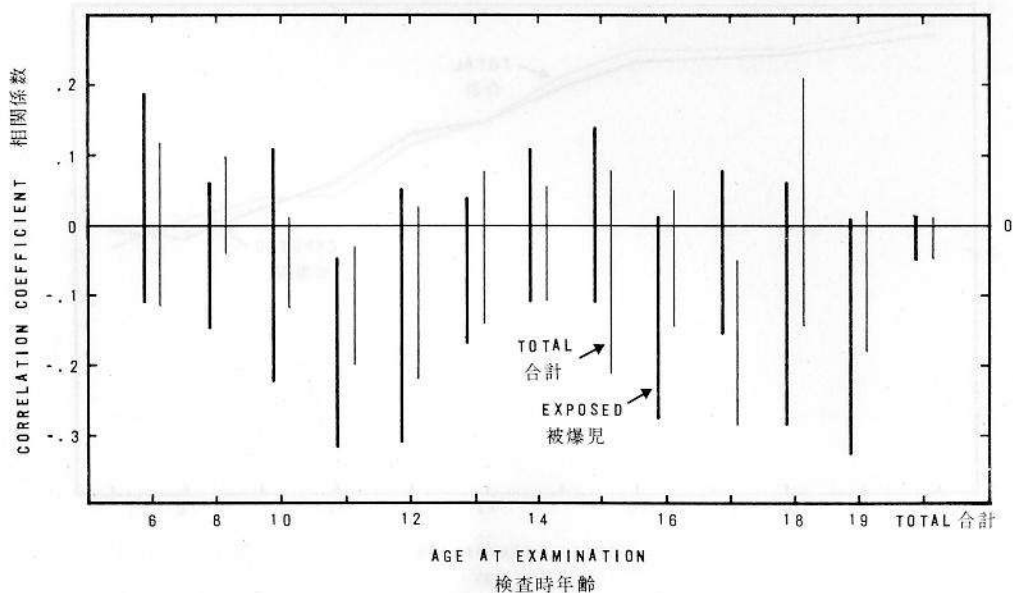


FIGURE 6 RANGES OF VALUES TAKEN BY CORRELATION COEFFICIENTS
RELATING TWELVE ANTHROPOMETRIC VARIABLES TO NUMBER OF EXAMINATIONS-BOYS

図6 12個の人体計測変数と検査回数の関係を示す相関係数分布範囲 (男児)

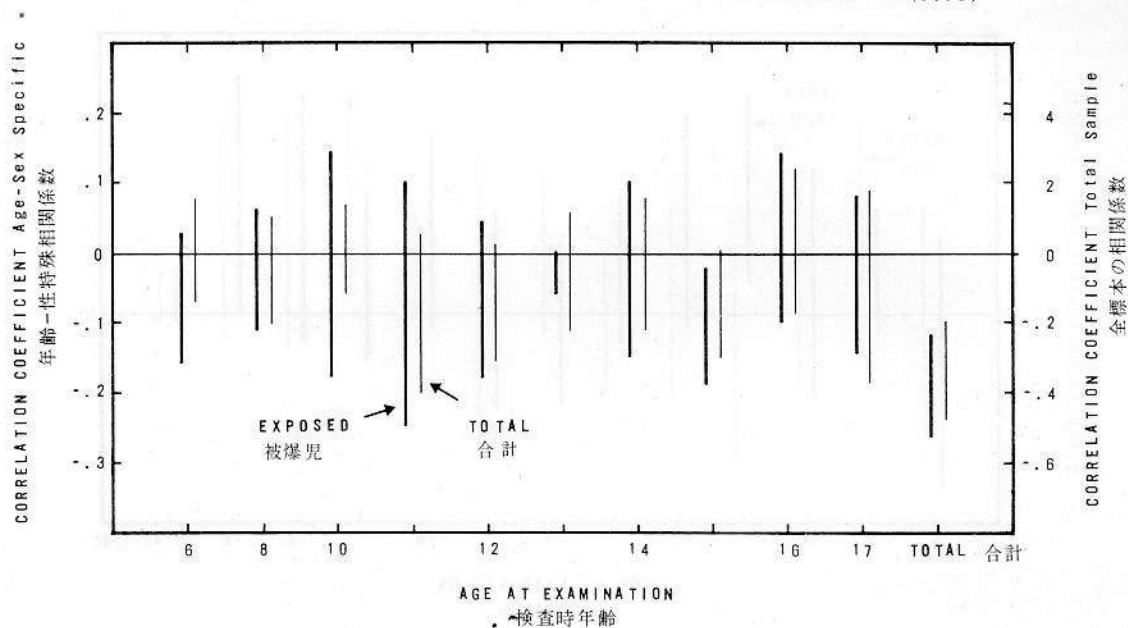
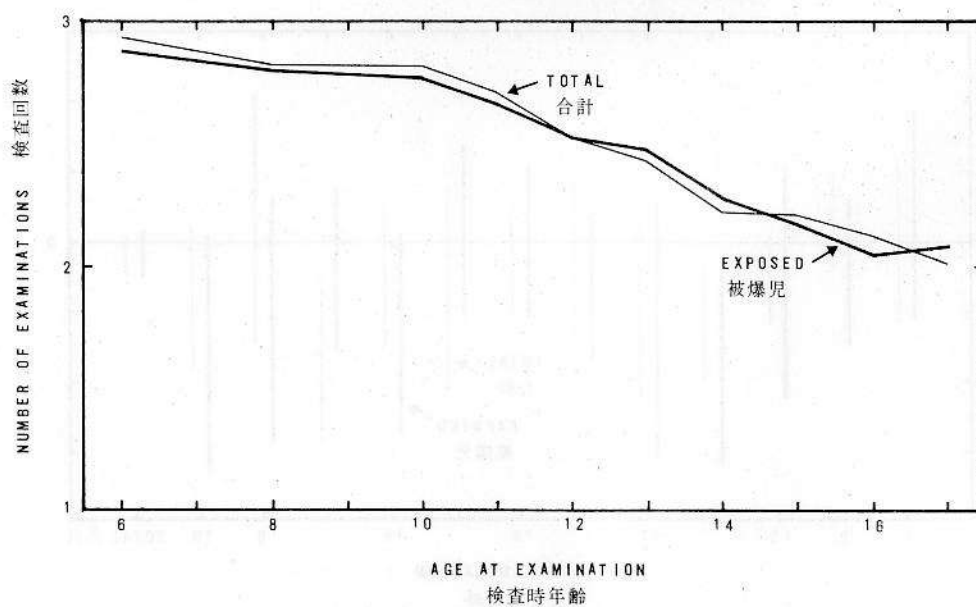


FIGURE 7 AVERAGE NUMBER OF EXAMINATIONS AS A FUNCTION OF AGE

図7 年齢を関数として見た平均検査回数



number of examinations is implied. A tendency for older children to return for fewer examinations is observed for both sexes (Figure 7). In this case, it might be conjectured that the children tended not to wish to return and that the effectiveness of their desires in implementing family decisions increased with increasing age.

The ranges of the correlation coefficients relating number of examinations with exposure-control, distance from the hypocenter, exposure index, shielding, and number of symptoms indicate no significant correlation.

In summary, correlation analyses are performed relating anthropometric variables to radiation parameters and to number of examinations. The results consistently imply the existence of a negative correlation between the anthropometric variables and the degree of radiation exposure. It remains for subsequent multivariate analyses to determine the statistical significance of these implied differences.

No important bias in anthropometric variables or radiation parameters appears related to whether or not a child returned for subsequent examinations. This point also remains to be investigated further by multivariate analysis techniques.

MULTIVARIATE ANALYSIS

Statistics designed to test for differences among age-sex-specific groups have been selected, as discussed in the previous section. The statistic, M/C , compares the covariance matrices of the anthropometric variables among the subgroups. The statistic, V , compares the multivariate means of the anthropometric variables among the groups. These two statistics are applied concurrently to the pertinent age-sex-specific groups in ten distinct analyses of the sample (Appendix III).

Also calculated are combined chi-squares for the test statistics which characterize

す。すなわち、年長児ほど2次以降の受診数が少なくなる傾向が男女ともにみられる(図7)。この場合、年齢が進むにつれて児童に再検査を希望しない傾向が現われるとともに、実質上児童の意志が家庭での決定に大きく反映するようになったものと推定して差支えないであろう。

検査回数と被爆児非被爆児、被爆距離、被爆指数、遮蔽、および症状発現数の関係を示す相関係数の分布範囲には、有意の相関を示すものは見当らない。

以上を要約すれば、まず人体計測値と各種放射線パラメーターおよび検査回数の間の相関分析を行なった。その結果、人体計測値と被爆の度との間に負の相関関係が存在することが一貫してうかがわれた。ここで示唆された差について統計的有意性を明らかにすることが次の多変数解析に残された問題である。

人体計測値または放射線パラメーターに関し、児童の第2次以降の検査に対する応否に重要な偏りを生じたとはみられない。この点もまた多変数解析によって更に進んで解明を要するところである。

多変数解析

前節において述べた通り、まず年齢一性を特定して差の検定を行なうよう統計量を選択した。統計量 M/C によって人体計測値の共分散行列を各群間で比較する。統計量 V では、これら諸群における人体計測値の多変数平均値を比較する。これら2つの統計量は、10種類の解析において年齢一性を特定したグループに対し同時に適用する(付録Ⅲ)。

さらに、10種の多変数解析をそれぞれ代表す

each of the ten multivariate analyses. When a population is divided into sample groups, and chi-square statistics for the various sample groups are independent, combined statistics may be computed to characterize the population according to the equation:

$$\text{Equation 7} \quad (M/C)_t = \sum_{i=1}^G (M/C)_i$$

式 7

$$V_t = \sum_{i=1}^G V_i$$

where: G is the number of sample groups being combined

$(M/C)_i$ is the value of the statistic M/C for the ith group

V_i is the value of the statistic V for the ith group.

The number of degrees of freedom applicable to the combined statistic is equal to the sum of the degrees of freedom applicable to the statistics of the sample groups being combined.

Analysis 1 was performed upon age-sex-specific groups, using first examination data for the entire sample, including nonexposed children. For Analysis 2, only the exposed children were included. Analysis 3 was performed upon the three least exposed groups, Analysis 4 upon the two least exposed groups. These last two analyses were intended to provide information about the existence or non-existence of a 'threshold'; that is, a degree of exposure above which an effect can be observed, but below which no such effect is observed.

The age-sex specific tests do not indicate systematic differences among the vector means, therefore the differences indicated by the combined statistic (as shown in Appendix III), although highly significant, are probably small.

る検定のための統計量として、総合 χ^2 値も計算する。母集団が種々の標本群に分けられ、各標本群に対応する χ^2 統計量がそれぞれ独立である場合は、その母集団の特性をあらわす総合統計量が次の式によって計算される。

ここでGは総合された標本群の数

$(M/C)_i$ は i 番目の標本群における統計量 M/C の値

V_i は i 番目の標本群における統計量 V の値

総合統計量の自由度は、総合された標本群における統計量の自由度の和である。

解析1は、非被爆児をも含む全標本の第1次検査資料を用いて、年齢一性を特定して行なった。解析2は被爆児のみを対象として行なった。解析3は被爆度の最も軽い3群について、また解析4は同様な2群についてそれぞれ実施した。この最後の2つの解析は「閾」値の有無を知る資料を得るために、いいかえれば、照射線量がそれ以上であれば影響が認められるが、それ以下であれば影響は認められないという線を求めるために行なわれたものである。

各年齢および性に対する検定結果を比べるとベクトル平均値間に系統的な差が認められなかった。従って総合統計量は、付録Ⅲに示す通り、差が統計的に非常に有意であるけれども、差は恐らく数字的に小さいと思われる。

When the results of the tests for equality of covariance matrices for exposed children only are compared with those with nonexposed children included, a tendency toward higher levels of significance in the former case is observed. This indicates that the nonexposed children tend to differ from the exposed children more than the latter differ among themselves.

Analyses 5 and 6 were performed upon the number-of-examinations groups. These analyses are intended to provide a measure of possible bias, with respect to anthropometric variables, in the return or nonreturn for subsequent examinations. No significant bias with respect to size in the rate of return for subsequent examinations was indicated by the data comparing vector means.

Analyses 7 through 10 were performed upon the subgroups of children who were examined at least three times. Analyses 7 and 8 compared those groups on the basis of growth rate, 9 and 10 compare the same groups on the basis of rate of change of growth rate. Although the combined statistics indicate highly significant differences, no systematic differences in vector means are observed at the younger age levels (in 1951 for boys 13 years and under, for girls 12 years and under) in comparisons with respect to growth rate and change in growth rate. However, highly significant differences were observed at the older age levels.

At the older age levels, the variances associated with growth rate and change in growth rate become very small. The cumulative effect of these small variances, in computing determinants of covariance matrices, is the generation of quantities numerically less than the minimum value with which the computer can operate. Multiplication of each observed growth rate and change in growth rate in the older age groups by factors as large as 50 failed to eliminate the computational difficulties caused by the extremely small quantities generated. Multiplication by factors this

被爆児のみについて実施した共分散行列の同一性検定の結果を非被爆児をも含んだ場合の検定結果と比較すると、前者に有意水準が高いという傾向が認められる。このことは、非被爆児と被爆児の間の差は被爆児相互間にみられる差よりも大きい傾向のあることを示す。

解析5および6は検査回数別群について実施した。これら2つの解析は、第2次以降の検査に対する応否によって人体計測値に偏りが生ずるとすれば、それを測る尺度を求めようとして行なったものである。ベクトル平均値の比較では、人体計測変数に次期検査受検率に関連した有意な偏りは認められなかった。

解析7から10までは、最低3回の検査を受けている児童群を対象として実施した。解析7および8では成長率について、解析9および10では成長率の変動の率について比較した。総合統計量は高度に有意な差を示したが、年少児（1951年に男児13才以下、女児12才以下であった者）においては、ベクトル平均値に系統的な差が認められなかった。ただし、年長児においては高度に有意な差が観察された。

年長児においては成長率および成長率の変動の率の分散が非常に小さくなる。共分散行列の計算において、これら小さい分散が累積される場合計算機で処理可能な最小値よりもなお小さい数字がでてくることになる。年長児の各成長率および成長率の変動の率に50といった大きい数字を掛けるため、極端に小さい数字を扱うことによって起る計算上の難点を打ち消すことができない。またこのように大きい数を乗じた場合、計算機におい

large, at the same time generated other quantities exceeding the upper limit with which the computer can operate. These extremely small and extremely large quantities cause severe errors of rounding and truncation, respectively. As a result of these errors, the covariance test statistics for these age groups, when tested for differences in growth rate and change in growth rate, were found not to be invariant to multiplicative transformations, and could not be evaluated. The vector mean statistics, on the other hand, were found to be invariant to these transformations, and appear to be valid.

CONCLUSIONS

NONEXPOSED CONTROL GROUP

The selection of the nonexposed children included in the sample has been discussed in the first section of this report. The children selected were, by definition, residents of Hiroshima at the time of their anthropometric examination, but were not present in the city at the time of the bomb, August 6, 1945.

Children satisfying these criteria can be generally characterized in one of three ways. They were: bona fide, lifelong residents of Hiroshima, who had been evacuated from the city for safety at the time of the bomb; postwar migrants into the city from nearby rural areas; or postwar migrants into the city from more distant points.

Children in the first category, whose parents could arrange evacuation, would probably tend to represent families at the upper end of the socioeconomic scale. The risks entailed in comparing groups which differ appreciably in socioeconomic factors, as the exposed and nonexposed groups may differ, are apparent.

Children in the second category might be expected, as a result of having lived in rural areas during the war years, to have

て処理可能な上限を越える数字も出てくる。これら極端に小さい、または極端に大きい数値については、それぞれ丸めの誤差および打切りの誤差が大きくなる。このような誤差のため、上記年齢群に対する共分散検定統計量は変数変換に対して不変性を欠くので、成長率および成長率の変動の率の差を検定するに当って差を正しく評価することができなかった。これに反してベクトル平均値統計量は、このような変換に対して不変であって、妥当性をもつものと思われる。

結 論

非被爆対照群

調査対象に加えた非被爆児の選択についてはこの報告の第1節において述べた。選ばれた児童は人体計測実施当時の広島に在住者であるが、1945年8月6日の原爆投下時には広島にいなかった者と定義した。

このような基準に該当する児童は、大体次の3つの場合のいずれかに属するものとみてよい。すなわち、本来広島を永住地とするが原爆投下時には市外に疎開していた者、戦後における近郊農村からの転入者、および戦後遠隔の地から移住して来た者がそれである。

両親が疎開措置を講ずることのできた第1類に属する児童は、恐らく社会経済的にはほぼ上級の階層を代表するものと思われる。被爆者と非被爆者の間に相違があるように、社会経済的要因にはっきりと差が認められる場合の諸群の比較には、明らかに危険が伴うであろう。

第2類の児童は戦時中農村に居住していたため、広島に住んでいて強度の原爆傷害を受けた児

had more favorable nutritional and medical histories than the children who stayed in Hiroshima and were subjected to the severe trauma of the atomic bombing. Children in this category, therefore, must be considered suspect for use in direct comparisons with the exposed children.

Finally, children in the third category are also suspect for use in comparisons with exposed children, but for a somewhat different reason. Ample archeological evidence exists to suggest that the ethnic origin of present-day Japanese might differ according to their point of geographic origin. A series of migrations into prehistoric Japan, by different peoples and by different routes, have been recorded. The timing of these migrations, the exact areas of Japan influenced, and the degree of assimilation among the various ethnic groups are quite uncertain. The possibility exists that significant vestigial anthropological differences remain among present-day residents of the various parts of Japan in the pattern set by these early invasions.¹

The results of tests of equality of covariance matrices, in conjunction with the preceding discussion, provide an indication, as discussed in the previous section, that the nonexposed children in the sample are not strictly comparable with the children who were actually exposed to the radiations from the atomic bomb. Each of the analyses discussed in this report, however, was performed upon the total sample, including the nonexposed groups, as well as upon the groups of exposed children in the sample. All general conclusions reached on the basis of analyses in which nonexposed children were included have been verified by the parallel analyses, in which only exposed children were considered.

It is concluded that the nonexposed children should not be incorporated as a 'control' group into analytical procedures designed to test for differences in anthropometric variables among groups of

童に比べて栄養的にも医療上にも恵まれた条件の下にいたと考えてよいであろう。従って、この部類に属する児童を直接被爆者と比較することには問題があると考えべきである。

最後に、第3類の児童を被爆児と比較することにも問題があるが、その理由は多少異なる。現代日本人の人種的起源が地理的起源の点で異なることを示す考古学的証跡がいくつか存在する。記録によれば、互いに異なる民族がそれぞれ異なる路線を経由して、時をおって先史時代の日本へ移住して来た。これらの移住が行なわれた時期、日本においてその影響が及んだ地域、並びに異民族間に行なわれた同化の程度は、現在全く不明である。しかし、日本各地における現在の住民の間には、これら初期の移住者によって打ち立てられた原型による重大な人類学的相違を示す痕跡が、恐らく今なお残っていることであろう。¹

前節でも述べた通り、共分散行列の同一性検定によって判明した事実は上記の事情とともに、調査対象とした非被爆児と被爆児は厳密な意味では比較が不可能であることを示している。ただしここに報告した解析は、いずれも被爆児の場合と非被爆児をも含む全調査対象の場合の両者について実施したものである。非被爆児を含む解析によって得た一般的結論については、すべてこれと平行して実施した被爆児だけの解析により、それに誤りのないことを確認した。

結局、被爆児群相互間にみられる人体計測変数の差の検定を目的とする解析には、非被爆児を「対照」として採用すべきでないという結論を得

exposed children. The inclusion of these nonexposed children in the analyses discussed in this paper, however, did not appear to affect the results unfavorably. This finding implies that the statistical differences in size being detected among the exposed groups are physically very small and that even those between the exposed and control groups are small. The fact that the results of correlation analyses in which nonexposed children were included also did not differ significantly from those in which only exposed children were considered corroborates this implication.

COMPARISON OF SUBGROUPS BY SIZE

The five subgroups defined for each age-sex-specific population have been tested for differences with respect to size. The results of these analyses are given in Appendix III. When the age-sex-specific results are considered, in only a few cases are significant differences observed. The majority of these few cases occur in the extreme age ranges, 6 years old or 17 to 19 years old (in 1951). However, the combined statistics indicate a highly significant difference among the vector means in the subgroups compared. Highly significant differences are found, that is, whether or not the nonexposed children were included and whether or not the more severely irradiated children were included.

The multivariate analyses discussed above provide a measure of the level of confidence with which it can be stated that the groups differ with respect to size, but do not indicate the direction. In addition to these analyses, therefore, correlation analyses were performed in which anthropometric variables were related to radiation parameters.

Significant correlation coefficients between the anthropometric variables and radiation parameters were consistently observed, again whether the population was considered age-sex-specifically or without

た。ただし、ここに報告した解析では、これら非被爆児を加えたために好ましくない結果が現われたとは思われない。このことは、被爆児群間に認められた人体計測値の統計的差異は量的に極めて小さいものであったということ、並びにこの差は被爆児と非被爆児を比べた場合でさえも小さかったことを意味する。非被爆児を含めて行なわれた相関分析の結果と被爆児だけについて行なわれた相関分析の結果の間に有意の差が認められなかったという事実は、更に強くこれを裏書きする。

人体計測値による被爆区分の比較

各年齢一性別に標本を5つの被爆区分に分けて人体計測値の差を検定した。これら解析の結果は付録Ⅲに示す通りである。年齢一性を特定した解析では、少数例に有意の差を認めたにとどまる。これら少数例も大部分は両極に位する年齢層、すなわち6才群または17-19才群(1951年)に属する者であった。総合統計量は、比較を行なった被爆区分のベクトル平均値間に高度に有意の差が存在することを示している。非被爆児を含むと否とを問わず、また強度被爆児を含むと否とにかかわらず、高度に有意の差が認められる。

以上述べた多変数解析は、各群に人体計測値による差がある場合にその信頼水準を測る尺度とはなるが、その方向を示すものとはならない。従って、この解析のほかに更に相関分析を実施して人体計測値と放射線パラメーターの関係を調べた。

人体計測値と放射線パラメーターの間には有意な相関係数が、ここでも調査対象群の年齢一性を特定した場合、特定しなかった場合ともに、ま

respect to age and sex, and whether or not the nonexposed children were included. These computed correlation coefficients consistently indicated a negative relationship between size and radiation parameters. Size was found, for instance, to be negatively related to number of symptoms and to exposure index, each of which may be presumed to be positively correlated with actual radiation exposure. Size was found to be positively related to distance from the hypocenter, which may be presumed to be negatively correlated with actual radiation exposure.

The correlation analyses also indicated that the differences tended to be most marked at the older and younger age groups, which confirms the result indicated by the multivariate analyses and also that noted by Reynolds⁴ with reference to height and weight related with symptoms and distance.

A highly significant difference in size exists among the exposure groups tested. The size difference is physically small, not detectable for the most part in the age-sex-specific tests. It has not been proven that the differences which have been demonstrated are attributable to radiation. Data comparing the subgroups according to socioeconomic or physiological factors have not been available. Comparison with respect to data of this sort would be a fruitful direction for subsequent research, if these data can be obtained.

Some confounding factors which pertain to the meaning of these conclusions should be mentioned here. First, the entire analysis is performed upon children who survived the bombing. The selection implicit in the unavoidable use of surviving children for such a study may, in fact, bias the sample severely in favor of children inherently more resistant to the effects of radiation.

A second potentially confounding factor arises from the fact that there is nothing in the data bearing on possible non-

た非被爆者を含むと含まないにかかわらず一貫して認められた。これら相関係数の値は人体計測値と放射線パラメーターの間に一様に負の関係が存在することを示した。たとえば、人体計測値は実際の照射線量に対してそれぞれ正の相関関係を持つと推定される症候発現数および被爆指数に対して、負の関係が認められた。また人体計測値は実際の照射線量に対して負の関係を持つと推定される被爆距離に対して正の関係が認められた。

相関分析ではまた、年長児群および年少児群において差が最も著しい傾向が認められた。これは多変数解析に示された結果、および身長および体重を症候および距離と対比して観察したReynolds⁴の所見を裏書きするものである。

検定の行なわれた各被爆区分間では、人体計測値に高度に有意の差が認められたが、その物理的な差は小さく、年齢・性を特定した検定では、多くは検出不可能であった。たとえ検出できたとしても、その差が放射線照射に基づくという証明は得られなかった。被爆区分を社会経済的ないし生理学的要因について比較するための資料は入手できなかった。もしこれが入手できれば、この種の資料についての比較が今後の研究に有効な示唆を与えるものとなろう。

この際、これら結論の意義に混同をもたらす若干の要因についても一言しておく必要があろう。第1に、解析はすべて被爆生存児について行なったということである。この種の研究には生き残り児童を対象とせざるを得ないのであるが、このことが實際上放射線の影響に対して本来強い抵抗力を持つ児童の比重を大きくして、標本に強い偏りを生ずることが有り得る。

次に混同の要因として考えられるのは、やはり被爆距離によって異なるはずの非放射性影響に

radiation effects which may be expected to vary with distance from the hypocenter. Examples could be the degree of emotional or physiological trauma, or the long-term effects of the bombing upon such things as medical services or dietary sufficiency.

Since mortality among parents, loss of dwelling places, means of livelihood and the like were more frequent among children exposed nearer to the hypocenter, nutritional status after the bombing may have been related to distance from the hypocenter. Accurate assessment of the possible importance of this factor is not currently feasible.

A further difficulty, which calls for caution in the interpretation of these data, is that the theoretical assumptions of the statistical tests for equality of vector means are not satisfied here, in that the covariance matrices differ among subgroups. To what extent this failure is reflected by erroneously low probability values it is impossible to say.

VALIDITY OF DATA FROM SUBSEQUENT EXAMINATIONS

The children examined in 1951 have been characterized by the total number of examinations they received. The number of examinations for which a child returned has been used as a variable in correlation analyses, with respect to anthropometric variables (as determined in 1951) and radiation parameters.

In addition, these groups of children have been compared, age-sex-specifically, with respect to anthropometric variables.

The correlation analyses indicate no significant correlation between number of examinations and anthropometric variables or radiation parameters (symptoms, shielding or distance). The multivariate analyses comparing age-sex-specific number-of-examinations groups, with the possible exception of boys aged 11 and 12 years, indicate no bias in number of examinations relative to size.

ついて、資料が全く欠けている点である。たとえば、精神的ないし生理的障害の程度とか、医療ないし食餌生活に被爆が及ぼした長期的影響などについては資料が全くない。

両親の死亡、住居や生活手段の喪失、その他これに類する事実は爆心地に近い被爆児の場合ほど多かったから、被爆距離と被爆後の栄養状態の間には関係があったはずであるが、この種の要因の重要性については、現在正確な評価は不可能である。

次にこれら資料に解釈を加えるに当って慎重を期する必要がある問題点は、共分散行列が各区分間で異なるために、ベクトル平均値の同一性の統計学的検定における理論的前提がここでは成立しないということである。この前提が成立しないために、どの程度まで誤った数値が現われるかは不明である。

第2次以降の検査資料の妥当性

1951年における被検児をその受けた総検査回数別に分けた。そして児童が受けた検査回数を変数として、人体計測値（1951年に測定したもの）および放射線パラメーターについて相関分析を行った。

さらに、これら児童群を年齢および性を特定して人体計測変数について比較した。

相関分析の結果によると、検査回数と人体計測値あるいは放射線パラメーター（症状、遮蔽、または距離）の間には有意の相関が認められない。年齢、性を特定し検査回数別による区分を比較した多変数解析では、11才および12才の男児の場合は別として、検査回数と人体計測変数の関係に有意の差は認められなかった。

It is therefore concluded that no significant bias relative to size or radiation parameters affected the return or nonreturn for subsequent examinations. This conclusion is a prerequisite to the use of data from subsequent examinations in comparisons of exposure groups with respect to growth rate or rate of change of growth rate.

COMPARISON OF SUBGROUPS BY GROWTH RATE AND CHANGE IN GROWTH RATE

The five exposure groups for each age-sex-specific population have been tested for differences with respect to growth rate and rate of change of growth rate, as these terms have been defined in a previous section. No differences in the growth rate or change in growth rate are observed at the younger age levels.

At the older age levels, although the actual physical differences in growth rate and change in growth rate are small, highly significant statistical differences among vector means are observed.

SUMMARY

In summary, four conclusions may be drawn concerning the children included in the sample, on the basis of these analyses.

The groups of nonexposed children examined in the ABCC program differ with respect to anthropometric variables from the corresponding groups of exposed children more than the latter vary among themselves.

Differences with respect to size which are statistically very significant are found among the subgroups defined on the basis of the radiation exposure index. The actual physical differences are small, however. The differences have been shown to be in the direction of decreasing size with increasing degree of radiation exposure. It has not been proved that the differences are

従って、次期検査に対する応否によって人体計測値あるいは放射線パラメーターに有意の偏りが生じたとはみられないという結論を得た。この結論は、第2次以降の検査によって得た資料を被爆区分の成長率または成長率の変動の率の比較に用いる前提要件となったものである。

成長率および成長率の変動の率による各区分の比較

各年齢一性別に5組の被爆区分について、前節に述べた成長率および成長率の変動の率の差を検定した。年少児群においては成長率ないし成長率の変動の率に有意の差が認められなかった。

年長児群においては、成長率ないし成長率の変動の率における実際上の量的な差は小さかったが、ベクトル平均値間に統計的に高度に有意な差が認められた。

総括

ここに報告した解析により、調査対象児童について次の4つの総括的結論を引き出すことができる。

ABCCの研究計画で検査された非被爆児群とこれに対応する被爆児群の間にみられる人体計測値における差は、後者自体の間にみられる差よりも大きい。

被爆指数によって定義された区分間にみられる人体計測値の差は、統計的に高度に有意である。ただし、実際上の物理的差異は小さい。その差は、照射線量が大きいほど身体計測値が小さくなる傾向を示す。これらの差が全面的に放射線照射に基づくという証明は得られ

entirely attributable to radiation. Study of the possible interactions among anthropometric and radiation parameters and socioeconomic or physiological factors, if such data can be obtained, might clarify this point.

There is no evidence of bias with respect to anthropometric variables or radiation parameters in whether or not a child returned for subsequent examinations. The use of anthropometric data from subsequent examinations in comparisons of growth rate and change of growth rate cannot be rejected on the basis of these tests for bias.

No significant differences have been shown to exist at the younger age levels with reference to growth rate or rate of change of growth rate. Although it must be presumed that these children experienced such dynamic growth differences in the period immediately following the bombing, no evidence of this was observed in 1951. Highly significant differences among exposure groups were observed with respect to growth rate and change of growth rate at the older age levels. The actual physical differences are very small, however.

なかった。もし社会経済的ないし生理学的要因が入手できれば、それらの要因と人体計測値および放射線パラメーターの間の相互関係を究明することにより、この点が解明されるであろう。

調査対象児の第2次以降の検査に対する応否から起る人体計測値または放射線パラメーターにおける偏りは認められなかった。成長率および成長率の変動の率の比較に2次以降の検査によって得た資料を使用することを、偏りに関するこれらの検定結果を理由としてしりぞけることはできない。

成長率および成長率の変動の率については、年少児群に有意の差を認めなかった。これらの児童には、被爆直後においては成長に顕著な差が現われたと考えるべきであるが、1951年にはこのような徴候は既に全く認められなかった。年長児群では、各被爆区分間に成長率および成長率の変動の率に高度に有意な差が認められた。ただし、実際上の物理的差異は極めて小さかった。

APPENDIX 1

付録 I

TABLE 4 DISTRIBUTION OF SHIELDING AND DISTANCE IN PE-18 SAMPLE

表 4 PE-18標本における遮蔽と距離の関係

SEX 性	DISTANCE IN METERS 距離 (m)	SHIELDING 遮蔽				TOTAL 計
		NONE 無	LIGHT 軽	MODERATE 中等度	HEAVY 重	
MALE 男	<999	7	30	10	1	48
	1000-1499	49	234	38	1	322
	1500-1999	182	444	64	10	700
	2000+	13	14	4	1	32
	TOTAL 計	251	722	116	13	1102
FEMALE 女	<999	7	20	6	0	33
	1000-1499	64	251	29	2	346
	1500-1999	139	419	52	5	615
	2000+	13	12	2	0	27
	TOTAL 計	223	702	89	7	1021

TABLE 5 DISTRIBUTION OF SHIELDING AND SYMPTOMS IN PE-18 SAMPLE

表 5 PE-18標本における遮蔽と症状数の関係

SEX 性	NUMBER OF SYMPTOMS 症状数	SHIELDING 遮蔽				TOTAL 計
		NONE 無	LIGHT 軽	MODERATE 中等度	HEAVY 重	
MALE 男	0	236	667	104	13	1020
	1	7	24	6	0	44
	2	5	14	5	0	24
	3	3	10	1	0	14
	TOTAL 計	251	722	116	13	1102
FEMALE 女	0	194	655	84	6	939
	1	20	29	1	0	50
	2	7	13	3	1	24
	3	2	5	1	0	8
	TOTAL 計	223	702	89	7	1021

TABLE 6 DISTRIBUTION OF SYMPTOMS AND DISTANCE IN PE-18 SAMPLE

表6 PE-18標本における症状数と距離の関係

SEX 性	DISTANCE IN METERS 距離 (m)	NUMBER OF SYMPTOMS 症状数				TOTAL 計
		0	1	2	3	
MALE 男	<999	8	21	14	5	48
	1000-1499	280	23	10	9	322
	1500-1999	700	0	0	0	700
	2000+	32	0	0	0	32
	TOTAL 計	1020	44	24	14	1102
FEMALE 女	<999	14	8	6	5	33
	1000-1499	283	42	18	3	346
	1500-1999	615	0	0	0	615
	2000+	37	0	0	0	27
	TOTAL 計	939	50	24	8	1021

FORTRAN PROGRAM TO TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES AND VECTOR MEANS
共分散行列およびベクトル平均値の同一性検定に関する FORTRAN プログラム

```

1010 READ INPUT TAPE 7,1,NP,L,M,ETN
1  FORMAT(125,121,117,F3.0)
  WRITE OUTPUT TAPE 6,2,NP,L,M,ETN
2  FORMAT(51H TEST FOR EQUALITY OF MEANS AND COVARIANCE MATRICES//13H
1  PROBLEM NO. 125//17H NO. OF GROUPS = 121//21H NO. OF PARAMETERS =
2  117//31H ESTIMATED TOTAL NO. OF DATA = F8.0)
  DIMENSION TOTEX(20),PLVAR(20,20),BN(5),SUMEX(20),AVEX(20,5),SUMXY
(120,20),COVAR(20,20),X(20),B(20,20),E(20)
  K = 1
  TN = 0.
  RHO = 0.
  SUMR = 0.
  S = 0.
  T = 0.
  V = 0.
  DO 1020 I=1,M

1020 TOTEX(I) = 0.
  DO 1030 I=1,M
  DO 1030 J=1,M

1030 PLVAR(I,J) = 0.
  CONTINUE

1040 BN(K) = 0.
  DO 1050 I=1,M
  SUMEX(I) = 0.

1050 AVEX(I,K) = 0.
  DO 1060 I=1,M
  DO 1060 J=1,M
  SUMXY(I,J) = 0.

1060 COVAR(I,J) = 0.

1070 READ INPUT TAPE 7,3,(X(I),I=1,M),ICH
3  FORMAT(3(1H ),2(F3.1,F3.0),BF3.1,11
  IF(ICH-9)1080,1110,1080

1080 DO 1090 I=1,M

1090 SUMEX(I) = SUMEX(I) + X(I)
  DO 1100 I=1,M
  DO 1100 J=1,M

1100 SUMXY(I,J) = SUMXY(I,J) + X(I)*X(J)
  BN(K) = BN(K) + 1.
  GO TO 1070

1110 DO 1120 I=1,M

1120 AVEX(I,K) = SUMEX(I)/BN(K)
  DO 1130 I=1,M
  DO 1130 J=1,M

1130 COVAR(I,J) = (SUMXY(I,J) - SUMEX(I)*SUMEX(J)/BN(K))/(BN(K)-1.)
  WRITE OUTPUT TAPE 6,4,K,BN(K)
4  FORMAT(30H NO. OF DATA IN POPULATION NO. 12,3H = F4.0//28H AVERAGE
1  VALUES OF VARIABLES)
  WRITE OUTPUT TAPE 6,5,(I,AVEX(I,K),I=1,M)
5  FORMAT(4(8H X(12,4H) = F10.3)/)
  WRITE OUTPUT TAPE 6,50
50  FORMAT(27H COVARIANCE MATRIX ELEMENTS)
  WRITE OUTPUT TAPE 6,60,((I,J,COVAR(I,J),I=1,M),J=1,M)
60  FORMAT(4(4H X(12,7H) VS X(12,4H) = F10.3)/)
  DO 1140 I=1,M

1140 TOTEX(I) = TOTEX(I) + SUMEX(I)
  AL = L
  AM = M
  DO 1150 I=1,M
  DO 1150 J=1,M

```

```

1150 PLVAR(I,J) = PLVAR(I,J) + (BN(K)-1.)*COVAR(I,J)/(ETN-AL)
      DO 1155 I=1,M
      DO 1155 J=1,M

1155 B(I,J) = 0.
      DO 1156 I=1,M

1156 B(I,I) = 1.0
      N = 0
      R = 1.0
      N = MSIMEQ(20,M,M,COVAR,B,R,E)
      GO TO (1160,1170,1180),N

1160 WRITE OUTPUT TAPE 6,6,K,R
      6 FORMAT(33HVALUE OF DETERMINANT, GROUP NO. 12,3H = F20.5)
      GO TO 1185

1170 WRITE OUTPUT TAPE 6,7
      7 FORMAT(33H COVARIANCE MATRIX OVER/UNDERFLOW)
      GO TO 1185

1180 WRITE OUTPUT TAPE 6,8
      8 FORMAT(30H COVARIANCE MATRIX IS SINGULAR)

1185 CONTINUE
      S = S + (BN(K)-1.)*ELOG(R)
      SUMR = SUMR + 1./(BN(K)-1.)
      TN = TN + BN(K)
      IF(K-L)1190,1200,1200

1190 K = K + 1
      GO TO 1040

1200 DO 1210 I=1,M
      DO 1210 J=1,M

1210 PLVAR(I,J) = PLVAR(I,J)*(ETN-AL)/(TN-AL)
      DO 1250 I=1,M
      DO 1250 J=1,M

1250 B(I,J) = 0.
      DO 1260 I=1,M

1260 B(I,I) = 1.0
      N = 0
      R = 1.0
      N = MSIMEQ(20,M,M,PLVAR,B,R,E)
      GO TO (1270,1280,1290),N

1270 WRITE OUTPUT TAPE 6,9,R
      9 FORMAT(42HVALUE OF POOLED COVARIANCE DETERMINANT = F20.5)
      GO TO 1295

1280 WRITE OUTPUT TAPE 6,15
      15 FORMAT(40H POOLED COVARIANCE MATRIX OVER/UNDERFLOW)
      GO TO 1295

1290 WRITE OUTPUT TAPE 6,16
      16 FORMAT(37H POOLED COVARIANCE MATRIX IS SINGULAR)

1295 RHO = 1.-(SUMR-1./(TN-AL))*(2.*AM**2.+3.*AM-1.)/(6.*(AM+1.)*(AL-1.
1))
      AR = FLOG(R)
      WRITE OUTPUT TAPE 6,20,S,SUMR,TN,RHO,AL,AM,AR
      20 FORMAT(5H S = F6.0//6H SUMR = F5.4//6H TN = F3.0//7H RHO = F5.4//6
1H AL = F3.0//6H AM = F3.0//6H AR = F7.3)
      T = -RHO*(S-(TN-AL)*AR)
      DO 1300 I=1,M
      DO 1300 J=1,M
      DO 1300 R=1,L

1300 V=PLVAR(I,J)*BN(K)*(AVEX(I,K)-TOTEX(I)/TN)*(AV EX(J,K)-TOTEX(J)/TN
1) + V
      WRITE OUTPUT TAPE 6,13,T,V
      13 FORMAT(53HOTEST STATISTIC FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES =F10
1.5//53H TEST STATISTIC FOR DIFFERENCES BETWEEN GROUP MEANS =F10.5)
      GO TO 1010

```

FORTRAN PROGRAM TO TEST FOR NON-NORMALITY AND APPLYING
SUCCESSIVE TRANSFORMATIONS

正規性検定および逐次変換実施のためのFORTRAN プログラム

```

1010 READ INPUT TAPE 7,1,L,M,P,ETN
1  FORMAT(117,110,F4,3,F6.0)
   WRITE OUTPUT TAPE 6,2,L,M,P,ETN
2  FORMAT (34H1 SKEWNESS TEST AND TRANSFORMATION//14H PROBLEM NO. 117
1//21H NO. OF VARIABLES = 110//38H TEST VALUE FOR SKEWNESS STATIS
2TIC = F4.3//26H ESTIMATED NO. OF DATA = F6.0)
   DIMENSION S(20),MTAB(2),A(20),B(20),C(20),D(20),AM1(20),AM2(20),
1AM3(20),AK(20),X(20,120)
   MTAB(1) = M
   N1 = MTAB(1)+1
   DO 1020 I = 2,N1

1020 MTAB(I) = I-1
   ITN = 0
   DO 1070 I = 2,N1
   A(I-1) = 0.
   B(I-1) = 0.

1070 C(I-1) = 0.
   K = 1

1040 READ INPUT TAPE 7,3,(X(I,K),I=2,N1),ICH
3  FORMAT(3(1H ),2(F3,1,F3.0),8F3.1,11)

1046 DO 1080 I = 2,N1
   N5 = XBSF(MTAB(I))+1
   A(I-1) = A(I-1)+X(N5,K)/ETN
   B(I-1) = B(I-1)+X(N5,K)**2./ETN

1080 C(I-1) = C(I-1)+X(N5,K)**3./ETN
   IF(ICH-9)1050,1060,1050

1050 K = K + 1
   GO TO 1040

1060 K = K-1

1065 CONTINUE
   DO 1090 I=2,N1
   AM1(I-1) = 0.
   AM2(I-1) = 0.
   AM3(I-1) = 0.
   IF(ITN)1066,1066,1067

1066 A(I-1) = A(I-1)*ETN/FLOAT(K)
   B(I-1) = B(I-1)*ETN/FLOAT(K)
   C(I-1) = C(I-1)*ETN/FLOAT(K)

1067 S(I-1) = 0.
   D(I-1) = 0.

1090 AK(I-1) = 0.
   DO 185 J=1,K
   DO 185 I=2,N1
   N5 = XBSF(MTAB(I))+1

185 D(I-1) = D(I-1) + ABSF(X(N5,J)-A(I-1))/FLOAT(K)
   DO 1100 I=2,N1
   AM1(I-1) = A(I-1)
   AM2(I-1) = B(I-1)-(AM1(I-1))**2.
   AM3(I-1) = C(I-1)-3.*B(I-1)*AM1(I-1)+2.*AM1(I-1)**3.
   S(I-1) = AM3(I-1)/AM2(I-1)**1.5

1100 AK(I-1) = D(I-1)/(AM2(I-1)**0.5)
   WRITE OUTPUT TAPE 6,4,K,ITN
4  FORMAT(16H6 NO. OF DATA = 116//19H STATISTICS AFTER 13,16H TRANSF
1ORMATIONS//15H FIRST MOMENTS)
   N9 = N1 - 1
   DO 444 LLL=2,N1

```

```

444 MTAB(LLL) = XBSF(MTAB(LLL))
   WRITE OUTPUT TAPE 6,5,(MTAB(I+1),AM1(I),I=1,N9
5   FORMAT(4(4H X(,12,4H) = F14.4)/)
   WRITE OUTPUT TAPE 6,6
6   FORMAT(16H0 SECOND MOMENTS)
   WRITE OUTPUT TAPE 6,5,(MTAB(I-1),AM2(I),I=1,N9)
   WRITE OUTPUT TAPE 6,9
9   FORMAT(21H0 SKEWNESS STATISTICS)
   WRITE OUTPUT TAPE 6,5,(MTAB(I+1),S(I),I=1,N9)
   WRITE OUTPUT TAPE 6,10
10  FORMAT(21H0 KURTOSIS STATISTICS)
   WRITE OUTPUT TAPE 6,5,(MTAB(I+1),AK(I),I=1,N9)
   J = 2
   DO 1110 I=2,N1
   IF(S(I-1)-P)1130,1120,1120

1120 MTAB(J) = XBSF(MTAB(I))
   J = J+1
   GO TO 1110

1130 IF(-S(I-1)-P)1110,1140,1140

1140 MTAB(J) = -XBSF(MTAB(I))
   J = J+1

1110 CONTINUE
   IF(J-2)1010,1010,1150

1150 MTAB(1) = J-2
   ITN = ITN + 1
   IF(ITN-6)1155,1010,1010

1155 IF(ITN-2)1160,2160,1200

1160 N1 = MTAB(1)+1
   DO 1190 I=2,N1
   N5 = XBSF(MTAB(I))+1
   IF(MTAB(I))1170,1180,1180

1170 DO 1177 MM=1,K
   IF(MTAB(I+1)-2)1171,1174,1171

1171 IF(MTAB(I+1)-4)1172,1174,1172

1172 X(N5,MM) = X(N5,MM)/100.

1173 X(N5,MM) = (2.71828)**(X(N5,MM))
   GO TO 1177

1174 X(N5,MM) = X(N5,MM)/1000.

1175 X(N5,MM) = (2.71828)**(X(N5,MM))

1177 CONTINUE
   GO TO 1190

1180 DO 1188 MM=1,K

1188 X(N5,MM) = ELOG(X(N5,MM))

1190 CONTINUE
   GO TO 1240

2160 N1 = MTAB(1) + 1
   DO 2190 I=2,N1
   N5 = XBSF(MTAB(I)) + 1
   IF(MTAB(I))2170,2180,2180

2180 DO 2177 MM=1,K
   X(N5,MM) = (2.71828)**(X(N5,MM))

2177 X(N5,MM) = X(N5,MM)**0.5
   GO TO 2190

2170 DO 2188 MM=1,K
   X(N5,MM) = ELOG(X(N5,MM))

```

```

2188 X(N5,MM) = X(N5,MM)**2.
2190 CONTINUE
    GO TO 1240
1200 N1 = MTAB(1) + 1
    DO 1230 I=2,N1
        N5 = XABSF(MTAB(I))+1
        IF(MTAB(I))1210,1220,1220
1210 DO 1212 MM=1,K
1212 X(N5,MM) = (X(N5,MM))**2.
        GO TO 1230
1220 DO 1222 MM=1,K
1222 X(N5,MM) = X(N5,MM)**0.5
1230 CONTINUE
1240 CONTINUE
    DO 1235 I=2,N1
        A(I-1) = 0.
        B(I-1) = 0.
1235 C(I-1) = 0.
1047 DO 1085 J=1,K
    DO 1085 I=2,N1
        N5 = XABSF(MTAB(I))+1
        A(I-1) = A(I-1)+ X(N5,J)/FLOATF(K)
        B(I-1) = B(I-1)+X(N5,J)**2./FLOATF(K)
1085 C(I-1) = C(I-1)+ X(N5,J)**3./FLOATF(K)
    GO TO 1065

```

FORTRAN PROGRAM TO TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES AND VECTOR MEANS
WITH REFERENCE TO GROWTH RATE AND CHANGE IN GROWTH RATE
成長率および成長率変動についての共分散行列およびベクトル平均値の同一性検定の FORTRAN プログラム

```

1010 READ INPUT TAPE 7,1,NP,L,M,ETN
1 FORMAT(125,121,117,F8.0)
WRITE OUTPUT TAPE 6,2,NP,L,M,ETN
2 FORMAT(51HTEST FOR EQUALITY OF MEANS AND COVARIANCE MATRICES//13H
1 PROBLEM NO. 125//17H NO. OF GROUPS = 121//21H NO. OF PARAMETERS =
2 117//31H ESTIMATED TOTAL NO. OF DATA = F8.0)
DIMENSION TOTEX(20), PLVAR(20,20),BN(5), SUMEX(20),AVEX(20,5),SUMXY(
120,20),COVAR(20,20),X(20),B(20,20),F(20)
K = 1
TN = 0.
RHO = 0.
SUMR = 0.
S = 0.
T = 0.
V = 0.
DO 1020 I=1,M
1020 TOTEX(I) = 0.
    DO 1030 I=1,M
    DO 1030 J=1,M
1030 PLVAR(I,J) = 0.
    CONTINUE
1040 BN(K) = 0.
    DO 1050 I=1,M
    SUMFX(I) = 0.
1050 AVEX(I,K) = 0.
    DO 1060 I=1,M
    DO 1060 J=1,M
    SUMXY(I,J) = 0.
1060 XCOVAR(I,J) = 0.
1070 READ INPUT TAPE 7,3,(X(I),I=1,M),ICH
3 FORMAT(3(1H ),2(F3.1,F3.0),8F3.1,11)
IF(ICH-9)1080,1110,1080
1080 DO 1090 I=1,M
1090 SUMFX(I) = SUMFX(I) + X(I)
    DO 1100 I=1,M
    DO 1100 J=1,M

```

```

1100 SUMXY(I,J) = SUMXY(I,J) + X(I)*X(J)
    BN(K) = BN(K) + 1.
    GO TO 1070

1110 DO 1120 I=1,M
1120 AVEX(I,K) = SUMEX(I)/BN(K)
    DO 1130 I=1,M
    DO 1130 J=1,M

1130 COVAR(I,J) = (SUMXY(I,J) - SUMEX(I)*SUMEX(J)/BN(K))/(BN(K)-1.)
    WRITE OUTPUT TAPE 6,4,K,BN(K)
    4 FORMAT(30H4NO. OF DATA IN POPULATION NO. 12,3H = F4.0//28H AVERAGE
    1 VALUES OF VARIABLES)
    WRITE OUTPUT TAPE 6,5,(I,AVEX(I,K),I=1,M)
    5 FORMAT(4(8H      X(,12,4H) = F10.3)/)
    DO 1140 I=1,M

1140 TOTEX(I) = TOTEX(I) + SUMEX(I)
    AL = L
    AM = M
    DO 1150 I=1,M
    DO 1150 J=1,M

1150 PLVAR(I,J) = PLVAR(I,J) + (BN(K)-1.)*COVAR(I,J)/(ETN-AL)
    DO 1155 I=1,M
    DO 1155 J=1,M

1155 B(I,J) = 0.
    DO 1156 I=1,M

1156 B(I,I) = 1.0
    N = 0
    R = 1.0
    N = MSIMEQ(20,M,M,COVAR,B,R,E)
    GO TO (1160,1170,1180),N

1160 WRITE OUTPUT TAPE 6,6,K,R
    6 FORMAT(33H0VALUE OF DETERMINANT, GROUP NO. 12,3H = F20.5)
    GO TO 1185

1170 WRITE OUTPUT TAPE 6,7
    7 FORMAT(33H COVARIANCE MATRIX OVER/UNDERFLOW)
    GO TO 1185

1180 WRITE OUTPUT TAPE 6,8
    8 FORMAT(30H COVARIANCE MATRIX IS SINGULAR)

1185 CONTINUE
    R = ABSF(R)
    S = S + (BN(K)-1.)*ELOG(R)
    SUMR = SUMR + 1./(BN(K)-1.)
    TN = TN + BN(K)
    IF(K-L)1190,1200,1200

1190 K = K + 1
    GO TO 1040

1200 DO 1210 I=1,M
    DO 1210 J=1,M

1210 PLVAR(I,J) = PLVAR(I,J)*(ETN-AL)/(TN-AL)
    DO 1250 I=1,M
    DO 1250 J=1,M

1250 B(I,J) = 0.
    DO 1260 I=1,M

1260 B(I,I) = 1.0
    N = 0
    R = 1.0
    N = MSIMEQ(20,M,M,PLVAR,B,R,E)
    GO TO (1270,1280,1290),N

1270 WRITE OUTPUT TAPE 6,9,R
    9 FORMAT(42H0VALUE OF POOLED COVARIANCE DETERMINANT = F20.5)
    GO TO 1295

1280 WRITE OUTPUT TAPE 6,15
    15 FORMAT(40H POOLED COVARIANCE MATRIX OVER/UNDERFLOW)
    GO TO 1295

1290 WRITE OUTPUT TAPE 6,16
    16 FORMAT(37H POOLED COVARIANCE MATRIX IS SINGULAR)

```

```

1295 RHO = 1.-(SUMR-1./(TN-AL))*(2.*AM**2.+3.*AM-1.)/(6.*(AM+1.)*(AL-1.1))
R = ABSF(R)
AR = ELOG(R)
T = -RHO*(S-(TN-AL)*AR)
DO 1300 I=1,M
DO 1300 J=1,M
DO 1300 K=1,L
1300 V = PLVAR(I,J)*BN(K)*(AVEX(I,K)-TOTEX(I)/TN)*(AVEX(J,K)-TOTEX(J)/TN) + V
WRITE OUTPUT TAPE 6,13,T,V
13 FORMAT(53H)TEST STATISTIC FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES =F10
1.5//53H TEST STATISTIC FOR DIFFERENCES BETWEEN GROUP MEANS =F10.5
GO TO 1010

```

APPENDIX III

付録 III

TABLE 7 VALUES OF TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN COMPARING SIZE OF FIVE SUBGROUPS ON THE BASIS OF FIRST EXAMINATION DATA

表7 被爆分類5群の体格比較のための統計量の値と有意水準，第1次検査の資料による

SEX 性	AGE 年齢	TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES ($F_1 = 312$) 共分散行列の同一性検定		TEST FOR DIFFERENCES OF VECTOR MEANS ($F_2 = 48$) ベクトル平均値差の検定	
		STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE† 有意水準	STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
MALE 男	6†	324.310	.005 <P<.01	56.023	.10<P<.20
	8†	358.614	P<.0005	54.447	.10<P<.20
	10	503.437	P<.0005	54.039	.20<P<.30
	11	517.546	P<.0005	59.086	.10<P<.20
	12	811.280	P<.0005	60.530	.10<P<.20
	13	471.820	P<.0005	36.910	.80<P<.90
	14	410.144	P<.0005	37.922	.80<P<.90
	15	437.440	P<.0005	62.114	.05<P<.10
	16	741.804	P<.0005	53.589	.20<P<.30
	17†	439.828	P<.0005	90.438	P<.0005
	18	368.763	.01 <P<.025	97.419	P<.0005
	19	436.741	P<.0005	59.707	.10<P<.20
FEMALE 女	6	410.692	P<.0005	69.078	.01<P<.025
	8†	341.200	.0005<P<.001	42.708	.40<P<.50
	10†	333.104	.001 <P<.005	38.447	.70<P<.80
	11	422.988	P<.0005	54.986	.20<P<.30
	12	383.599	.001 P<.005	49.948	.40<P<.50
	13	512.042	P<.0005	60.424	.10<P<.20
	14	363.508	.01 <P<.025	59.299	.10<P<.20
	15	738.554	P<.0005	54.706	.10<P<.20
	16	422.462	P<.0005	44.837	.60<P<.70
	17	612.682	P<.0005	52.890	.20<P<.30
	18	450.765	P<.0005	55.268	.20<P<.30
	19	395.896	.0005 P<.001	65.137	.025<P<.05
TOTAL 計		11,209.219	P<.0005	1,369.952	P<.0005

† Based on eleven variables ($f_1 = 264$, $f_2 = 44$).

11個の変数に基づく

† The level of significance is the probability that a chi-square as large as that observed could occur due to random variation alone.

有意水準は観察されたものと同じ大きさのカイ二乗値がランダム変動だけによって出てくると考えられる確率

TABLE 8 VALUES OF TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN COMPARING SIZE OF FOUR SUBGROUPS ON THE BASIS OF FIRST EXAMINATION DATA

表8 被爆分類4群の体格比較のための統計量の値と有意水準, 第1次検査の資料による

SEX 性	AGE 年齢	TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES ($F_1 = 234$) 共分散行列の同一性検定		TEST FOR DIFFERENCES OF VECTOR MEANS ($F_2 = 36$) ベクトル平均値差の検定	
		STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準	STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
MALE 男	6	341.017	$P < .0005$	62.898	$.001 < P < .005$
	8	296.282	$.001 < P < .005$	41.299	$.20 < P < .30$
	10	354.363	$P < .0005$	54.824	$.01 < P < .025$
	11	349.532	$P < .0005$	46.166	$.10 < P < .20$
	12	270.999	$.025 < P < .05$	48.346	$.05 < P < .10$
	13	318.767	$P < .0005$	25.990	$.80 < P < .90$
	14	293.297	$.005 < P < .01$	25.183	$.90 < P < .95$
	15	325.386	$P < .0005$	44.369	$.10 < P < .20$
	16	536.270	$P < .0005$	38.854	$.20 < P < .30$
	17	434.877	$P < .0005$	65.983	$.001 < P < .005$
FEMALE 女	18	257.802	$.10 < P < .20$	78.339	$P < .0005$
	19	346.988	$P < .0005$	47.008	$.10 < P < .20$
	6	286.696	$.005 < P < .01$	41.716	$.20 < P < .30$
	8	286.681	$.005 < P < .01$	44.222	$.10 < P < .20$
	10	288.493	$.005 < P < .01$	27.379	$.80 < P < .90$
	11	328.617	$P < .0005$	44.149	$.10 < P < .20$
	12	292.037	$.005 < P < .01$	31.568	$.60 < P < .70$
	13	344.258	$P < .0005$	44.003	$.10 < P < .20$
	14	261.418	$.10 < P < .20$	49.851	$.05 < P < .10$
	15	487.852	$P < .0005$	45.285	$.10 < P < .20$
TOTAL 計	16	322.218	$P < .0005$	28.866	$.70 < P < .80$
	17	454.585	$P < .0005$	40.071	$.20 < P < .30$
	18	317.244	$P < .0005$	46.709	$.10 < P < .20$
	19	274.105	$.025 < P < .05$	53.980	$.025 < P < .05$
		8,069.784	$P < .0005$	1,077.058	$P < .0005$

TABLE 9 VALUES OF TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN COMPARING SIZE OF THREE SUBGROUPS ON THE BASIS OF FIRST EXAMINATION DATA

表9 被爆分類3群の体格比較のための統計量の値と有意水準, 第1次検査の資料による

SEX 性	AGE 年齢	TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES ($F_1 = 156$) 共分散行列の同一性検定		TEST FOR DIFFERENCES OF VECTOR MEANS ($F_2 = 24$) ベクトル平均値差の検定	
		STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準	STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
MALE 男	6	232.520	$P < .0005$	55.716	$P < .0005$
	8	207.749	$.001 P < .005$	34.510	$.05 < P < .10$
	10	232.965	$P < .0005$	36.561	$.05 < P < .10$
	11	238.489	$P < .0005$	23.081	$.50 < P < .60$
	12	160.992	$.30 < P < .40$	37.138	$.025 < P < .05$
	13	206.173	$.001 < P < .005$	14.565	$.90 < P < .95$
	14	206.367	$.001 < P < .005$	21.322	$.60 < P < .70$
	15	225.561	$P < .0005$	34.414	$.05 < P < .10$
	16	257.452	$P < .0005$	23.472	$.40 < P < .50$
	17	302.901	$P < .0005$	43.536	$.005 < P < .01$
	18	172.158	$.10 P < .20$	61.049	$P < .0005$
	19	245.972	$P < .0005$	26.443	$.30 < P < .40$
FEMALE 女	6	199.280	$.005 < P < .01$	31.574	$.10 < P < .20$
	8	183.301	$.05 < P < .10$	35.033	$.05 < P < .10$
	10	196.941	$.01 < P < .025$	16.688	$.80 < P < .90$
	11	198.029	$.01 < P < .025$	31.192	$.10 < P < .20$
	12	197.910	$.01 < P < .025$	25.321	$.30 < P < .40$
	13	207.881	$.001 < P < .005$	45.023	$.005 < P < .01$
	14	189.480	$.025 < P < .05$	31.201	$.10 < P < .20$
	15	297.887	$P < .0005$	37.130	$.025 < P < .05$
	16	215.916	$.001 < P < .005$	33.208	$.10 < P < .20$
	17	310.720	$P < .0005$	39.913	$.01 < P < .025$
	18	207.616	$.001 < P < .005$	35.925	$.05 < P < .10$
	19	172.685	$.10 < P < .20$	37.443	$.025 < P < .05$
TOTAL 計		5,266.945	$P < .0005$	811.458	$P < .0005$

TABLE 10 VALUES OF TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN COMPARING SIZE OF TWO SUBGROUPS ON THE BASIS OF FIRST EXAMINATION DATA

表10 被爆分類2群の体格比較のための統計量の値と有意水準，第1次検査の資料による

SEX 性	AGE 年齢	TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES ($F_1 = 78$) 共分散行列の同一性検定		TEST FOR DIFFERENCES OF VECTOR MEANS ($F_2 = 12$) ベクトル平均値差の検定	
		STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準	STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
MALE 男	6	106.750	.01 <P<.025	29.754	.001<P<.005
	8	102.821	.025 <P<.05	17.881	.10 <P<.20
	10	126.918	P<.0005	18.080	.10 <P<.20
	11	89.126	.10 <P<.20	6.751	.80 <P<.90
	12	82.520	.20 <P<.30	14.973	.20 <P<.30
	13	86.376	.20 <P<.30	7.491	.80 <P<.90
	14	85.672	.20 <P<.30	8.461	.70 <P<.80
	15	114.185	.001 <P<.005	22.418	.025<P<.05
	16	123.651	.0005<P<.001	6.087	.90 <P<.95
	17	142.708	P<.0005	32.960	.0005<P<.001
	18	82.061	.20 <P<.30	30.906	.001<P<.005
	19	106.025	.01 <P<.025	20.413	.05 <P<.10
FEMALE 女	6	84.433	.20 <P<.30	19.908	.05 <P<.10
	8	96.327	.05 <P<.10	19.487	.05 <P<.10
	10	86.643	.20 <P<.30	2.933	.995<P<.999
	11	108.607	.01 <P<.025	18.604	.05 <P<.10
	12	88.905	.10 <P<.20	4.829	.95 <P<.975
	13	88.028	.10 <P<.20	40.390	P<.0005
	14	98.011	.05 <P<.10	6.838	.80 <P<.90
	15	127.588	P<.0005	9.756	.60 <P<.70
	16	116.210	.001 <P<.005	23.627	.01 <P<.025
	17	172.106	P<.0005	18.845	.05 <P<.10
	18	83.321	.20 <P<.30	19.247	.05 <P<.10
	19	87.593	.20 <P<.30	10.398	.50 <P<.60
TOTAL 計		2,487.085	P<.0005	411.037	P<.0005

TABLE 11 VALUES OF TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN COMPARING SIZE OF THREE NUMBER OF EXAMINATION GROUPS INCLUDING CONTROL CHILDREN ON THE BASIS OF FIRST EXAMINATION DATA

表11 3回検査群（対照児を含む）の体格比較のための統計量の値と有意水準，第1次検査の資料による

SEX 性	AGE 年齢	TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES ($F_1 = 156$) 共分散行列の同一性検定		TEST FOR DIFFERENCES OF VECTOR MEANS ($F_2 = 24$) ベクトル平均値差の検定	
		STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準	STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
MALE 男	6	269.603	$P < .0005$	23.834	.40 $< P < .50$
	8†	305.175	$P < .0005$	30.643	.10 $< P < .20$
	10	305.564	$P < .0005$	10.393	.99 $< P < .995$
	11	232.174	$P < .0005$	27.632	.20 $< P < .30$
	12	269.904	$P < .0005$	23.669	.40 $< P < .50$
	13	190.602	.025 $< P < .05$	21.976	.50 $< P < .60$
	14	226.964	$P < .0005$	25.576	.30 $< P < .40$
	15	194.781	.01 $< P < .025$	18.501	.70 $< P < .80$
	16	446.466	$P < .0005$	38.035	.025 $< P < .05$
	17	221.232	$P < .0005$	18.777	.70 $< P < .80$
FEMALE 女	6	261.266	$P < .0005$	25.427	.30 $< P < .40$
	8	306.183	$P < .0005$	11.827	.975 $< P < .99$
	10	320.935	.7 $< P < .0005$	16.492	.80 $< P < .90$
	11†	298.622	$P < .0005$	34.412	.05 $< P < .10$
	12	190.386	0.25 $< P < .05$	25.843	.30 $< P < .40$
	13	220.611	$P < .0005$	24.054	.40 $< P < .50$
	14	186.552	.025 $< P < .05$	12.212	.975 $< P < .99$
	15	363.656	$P < .0005$	15.730	.80 $< P < .90$
	16	229.356	$P < .0005$	32.187	.10 $< P < .20$
	17	129.890	.90 $< P < .95$	31.492	.10 $< P < .20$
TOTAL 計		5,169.942	$P < .0005$	468.712	.60 $< P < .70$

Based on eleven variables ($F_1=132$, $F_2=22$).

11個の変数に基づく

TABLE 12 VALUES OF TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN COMPARING SIZE OF THREE NUMBER OF EXAMINATION GROUPS (EXPOSED CHILDREN ONLY) ON THE BASIS OF FIRST EXAMINATION DATA

表12 3回検査群（被爆児のみ）の体格比較のための統計量の値と有意水準，第1次検査の資料による

SEX 性	AGE 年齢	TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES ($F_1 = 156$) 共分散行列の同一性検定		TEST FOR DIFFERENCES OF VECTOR MEANS ($F_2 = 24$) ベクトル平均値差の検定	
		STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準	STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
MALE 男	6	263.006	$P < .0005$	22.048	$.50 < P < .60$
	8	47.097	$.9995 < P$	20.329	$.60 < P < .70$
	10	238.016	$P < .0005$	28.925	$.20 < P < .30$
	11	169.563	$.10 < P < .20$	49.234	$.001 < P < .005$
	12	314.761	$P < .0005$	40.010	$.01 < P < .025$
	13	175.990	$.10 < P < .20$	14.543	$.90 < P < .95$
	14	191.931	$.01 < P < .025$	32.820	$.10 < P < .20$
	15	249.471	$P < .0005$	25.797	$.30 < P < .40$
	16	406.936	$P < .0005$	31.866	$.10 < P < .20$
	17	206.081	$.001 < P < .005$	21.699	$.50 < P < .60$
FEMALE 女	6	164.038	$.30 < P < .40$	28.736	$.20 < P < .30$
	8	166.158	$.20 < P < .30$	14.884	$.90 < P < .95$
	10	196.669	$.01 < P < .025$	29.131	$.20 < P < .30$
	11	319.050	$P < .0005$	21.955	$.50 < P < .60$
	12	206.878	$.001 < P < .005$	18.596	$.70 < P < .80$
	13	254.845	$P < .0005$	22.469	$.50 < P < .60$
	14	224.860	$P < .0005$	22.252	$.50 < P < .60$
	15	300.902	$P < .0005$	14.574	$.90 < P < .95$
	16	201.258	$.005 < P < .01$	28.901	$.20 < P < .30$
	17	189.583	$.025 < P < .05$	30.135	$.10 < P < .20$
	TOTAL 計	4,487.093	$P < .0005$	518.904	$.10 < P < .20$

TABLE 13 VALUES OF TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN COMPARING GROWTH RATE OF FIVE SUBGROUPS ON THE BASIS OF DATA FROM TWO EXAMINATIONS

表13 被爆分類5群の成長率比較のための統計量の値と有意水準, 2回の検査資料による

SEX 性	AGE 年齢	TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES ($F_1 = 312$) 共分散行列の同一性検定		TEST FOR DIFFERENCES OF VECTOR MEANS ($F_2 = 48$) ベクトル平均値差の検定	
		STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準	STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
MALE 男	6	782.721	$P < .0005$	53.330	.20 $P < .30$
	8	782.972	$P < .0005$	46.026	.50 $P < .60$
	10	639.564	$P < .0005$	40.600	.70 $P < .80$
	11	665.607	$P < .0005$	56.274	.10 $P < .20$
	12	587.347	$P < .0005$	54.123	.20 $P < .30$
	13	954.832	$P < .0005$	50.789	.30 $P < .40$
	14†			65.410	.05 $P < .10$
	15†			128.836	$P < .0005$
	16†			38.677	.80 $P < .90$
	17†			81.710	.001 $P < .005$
FEMALE 女	6	584.267	$P < .0005$	54.323	.20 $P < .30$
	8	623.252	$P < .0005$	42.972	.60 $P < .70$
	10	597.560	$P < .0005$	44.336	.60 $P < .70$
	11	596.383	$P < .0005$	44.242	.60 $P < .70$
	12	747.398	$P < .0005$	63.305	.05 $P < .10$
	13†			73.981	.005 $P < .01$
	14†			36.030	.90 $P < .95$
	15†			88.457	$P < .0005$
	16†			77.471	.001 $P < .005$
	17†			83.570	.0005 $P < .001$
TOTAL 計		7,561.903	$P < .0005$	1224.462	$P < .0005$

†At these age levels, computation of the determinants generated quantities less than the lower limit with which the computer could operate. In these cases, the covariance statistics were found not to be invariant to multiplicative transformations due to severe truncation and rounding errors. The vector mean statistics, on the other hand, were found to be invariant to these transformations, and appear to be valid.

これらの年齢層においては行列式計算によって得た量は計算機で操作可能な最低限界を下回るものとなった。これら諸例においては、共分散統計量は打ち切りおよび丸めにおける強度の誤差により多重変換に対して不変でなくなった。ベクトル平均値統計量はこれに反してこれら多重変換に対して不変であって、有効と思われる。

TABLE 14 VALUES OF TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN COMPARING GROWTH RATE OF FOUR SUBGROUPS ON THE BASIS OF DATA FROM TWO EXAMINATIONS

表14 被爆分類4群の成長率比較のための統計量の値と有意水準，2回の検査資料による

SEX 性	AGE 年齢	TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES ($F_1 = 234$) 共分散行列の同一性検定		TEST FOR DIFFERENCES OF VECTOR MEANS ($F_2 = 36$) ベクトル平均値差の検定	
		STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準	STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
MALE 男	6	544.504	$P < .0005$	35.121	.50 $< P < .60$
	8	461.102	$P < .0005$	26.022	.80 $< P < .90$
	10	431.195	$P < .0005$	36.464	.40 $< P < .50$
	11	414.199	$P < .0005$	40.098	.20 $< P < .30$
	12	352.941	$P < .0005$	43.734	.10 $< P < .20$
	13	698.030	$P < .0005$	43.428	.10 $< P < .20$
	14†			68.517	.0005 $< P < .001$
	15†			147.197	$P < .0005$
	16†			37.874	.30 $< P < .40$
	17†			92.106	$P < .0005$
FEMALE 女	6	420.164	$P < .0005$	46.482	.10 $< P < .20$
	8	359.325	$P < .0005$	40.887	.20 $< P < .30$
	10	409.908	$P < .0005$	42.380	.20 $< P < .30$
	11	452.956	$P < .0005$	39.112	.30 $< P < .40$
	12	577.211	$P < .0005$	42.122	.20 $< P < .30$
	13†			71.351	$P < .0005$
	14†			32.513	.60 $< P < .70$
	15†			151.745	$P < .0005$
	16†			50.435	.05 $< P < .10$
	17†			570.810	$P < .0005$
TOTAL 計		5,121.535	$P < .0005$	1,658.398	$P < .0005$

†see Footnote Page 53.

53頁の脚注参照

TABLE 15 VALUES OF TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN COMPARING RATE OF CHANGE OF GROWTH RATE OF FIVE SUBGROUPS ON THE BASIS OF DATA FROM THREE EXAMINATIONS

表15 被爆分類5群の成長率変動率比較のための統計量の値と有意水準, 3回の検査資料による

SEX 性	AGE 年齢	TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES ($D_1 = 312$) 共分散行列の同一性検定		TEST FOR DIFFERENCES OF VECTOR MEANS ($F_2 = 48$) ベクトル平均値差の検定	
		STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準	STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
MALE 男	6	896.044	$P < .0005$	47.791	.40 $< P < .50$
	8	763.851	$P < .0005$	49.410	.40 $< P < .50$
	10	520.215	$P < .0005$	48.049	.40 $< P < .50$
	11	545.754	$P < .0005$	50.332	.30 $< P < .40$
	12	690.651	$P < .0005$	39.932	.70 $< P < .80$
	13	1077.289	$P < .0005$	63.310	.05 $< P < .10$
	14†			56.542	.10 $< P < .20$
	15†			119.939	$P < .0005$
	16†			39.909	.70 $< P < .80$
	17†			85.027	.0005 $< P < .001$
FEMALE 女	6	619.675	$P < .0005$	54.934	.20 $< P < .30$
	8	630.166	$P < .0005$	38.945	.80 $< P < .90$
	10	527.498	$P < .0005$	38.372	.80 $< P < .90$
	11	482.830	$P < .0005$	42.861	.60 $< P < .70$
	12	777.848	$P < .0005$	52.457	.20 $< P < .30$
	13†			80.554	.001 $< P < .005$
	14†			49.627	.40 $< P < .50$
	15†			67.412	.025 $< P < .05$
	16†			76.700	.001 $< P < .005$
	17†			90.572	$P < .0005$
TOTAL 計		7,531.821	$P < .0005$	1,192.675	$P < .0005$

†See Footnote Page 53.
53頁脚注参照

TABLE 16 VALUES OF TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN COMPARING RATE OF CHANGE OF GROWTH RATE OF FOUR SUBGROUPS ON THE BASIS OF DATA FROM THREE EXAMINATIONS

表16 被爆分類4群の成長率変動率比較統計量の値と有意水準, 3回の検査資料による

SEX 性	AGE 年齢	TEST FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES ($F_1 = 234$) 共分散行列の同一性検定		TEST FOR DIFFERENCES OF VECTOR MEANS ($F_2 = 36$) ベクトル平均値差の検定	
		STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準	STATISTIC 統計量	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
MALE 男	6	592.578	$P < .0005$	35.496	$.40 < P < .50$
	8	478.673	$P < .0005$	30.465	$.70 < P < .80$
	10	354.583	$P < .0005$	43.267	$.10 < P < .20$
	11	342.519	$P < .0005$	38.689	$.30 < P < .40$
	12	414.811	$P < .0005$	32.959	$.50 < P < .60$
	13	753.640	$P < .0005$	57.103	$.01 < P < .025$
	14†			53.498	$.025 < P < .05$
	15†			124.588	$P < .0005$
	16†			34.634	$.50 < P < .60$
	17†			126.813	$P < .0005$
FEMALE 女	6	444.192	$P < .0005$	50.247	$.025 < P < .05$
	8	379.361	$P < .0005$	37.833	$.30 < P < .40$
	10	365.147	$P < .0005$	32.471	$.60 < P < .70$
	11	362.374	$P < .0005$	32.501	$.60 < P < .70$
	12	614.651	$P < .0005$	30.880	$.70 < P < .80$
	13†			79.819	$P < .0005$
	14†			42.528	$.20 < P < .30$
	15†			145.498	$P < .0005$
	16†			68.436	$.001 < P < .005$
	17†			1,878.820	$P < .0005$
	TOTAL 計	5,102.529	$P < .0005$	2,966.545	$P < .0005$

†See Footnote Page 53.
53頁脚注参照

TABLE 17 VALUES OF COMBINED TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN TESTS FOR EQUALITY OF COVARIANCE MATRICES

表17 共分散行列の同一性検定における総合統計量の値と有意水準

ANALYSIS NUMBER 解析番号	COMBINED STATISTIC (M/C) 総合統計量	DEGREES OF FREEDOM (f) 自由度	M/C df	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
1	11,200	7,248	1.54	$P < 10^{-100}$
2	8,070	5,616	1.44	$10^{-100} < P < 10^{-50}$
3	5,270	3,744	1.40	$10^{-100} < P < 10^{-50}$
4	2,490	1,872	1.33	$10^{-20} < P < 10^{-10}$
5	5,170	3,072	1.10	$P < 10^{-100}$
6	4,490	3,120	1.44	$10^{-100} < P < 10^{-50}$
7	7,560	3,432	2.20	$P < 10^{-100}$
8	5,120	2,574	1.98	$P < 10^{-100}$
9	7,530	3,432	2.20	$P < 10^{-100}$
10	5,100	2,574	1.99	$P < 10^{-100}$

TABLE 18 VALUES OF COMBINED TEST STATISTICS AND LEVELS OF SIGNIFICANCE IN TESTS FOR EQUALITY OF VECTOR MEANS

表18 ベクトル平均値の同一性検定における総合統計量の値と有意水準

ANALYSIS NUMBER 解析番号	COMBINED STATISTIC (V) 総合統計量	DEGREES OF FREEDOM (f) 自由度	V df	LEVEL OF SIGNIFICANCE 有意水準
1	1,370	1,132	1.21	$10^{-10} < P < 10^{-5}$
2	1,080	864	1.24	$10^{-10} < P < 10^{-5}$
3	811	576	1.41	$10^{-10} < P < 10^{-5}$
4	411	288	1.43	$10^{-10} < P < 10^{-5}$
5	469	476	0.98	$.60 < P < .70$
6	519	480	1.08	$.10 < P < .20$
7	1,220	960	1.28	$10^{-10} < P < 10^{-5}$
8	1,660	720	2.30	$10^{-100} < P < 10^{-50}$
9	1,190	960	1.14	$.0005 < P < .001$
10	2,970	720	4.13	$P < 10^{-100}$

REFERENCES

参考文献

1. Neel JV, Schull WJ: The Effect of Exposure to the Atomic Bomb on Pregnancy Termination in Hiroshima and Nagasaki. Washington DC, NAS-NRC, 1956. Publication No. 461
(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)
2. Greulich WW, Crismon CS, Turner MA: The physical growth and development of children who survived the atomic bombing of Hiroshima and Nagasaki. J Pediat 43:121-45, 1953
(広島または長崎における被爆生存児童の身体的成長および発育)
3. Sutow WW: Summary of medical studies on Hiroshima children exposed to the atomic bomb, 1951-1953. Atomic Bomb Casualty Commission, 1957
(広島原爆被爆児の医学的調査総括)
4. Reynolds E: Growth and development of Hiroshima children exposed to the atomic bomb. ABCC TR 20-59
(広島原爆被爆児の成長および発育)
5. 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 - 広島, 長崎調査への応用)
6. Glasser O: Medical Physics. Chicago, Yearbook Publishers Vol 2 p 79, 1950
(医学物理学)
7. Bacq ZM, Alexander P: Fundamentals of Radiobiology. Academic Press, p 75, 1955
(放射線生物学の基礎)
8. Beebe GW, Fujisawa H, Yamasaki M: Adult Health Study, Reference papers. A. Selection of the sample. B. Characteristics of the sample. ABCC TR 10-60. p 44
(成人健康調査)
9. Bartlett MS: The statistical conception of mental factors. Brit J Psychol 28:97, 1937
(精神的要因の統計学的概念)
10. Box GEP: A general distribution theory for a class of likelihood criteria. Biometrika 36:317-46, 1949
(ある種の尤度基準に対する一般分布論説)
11. Mahalanobis PC: On the generalized distance in statistics. Proc Inst Sci India, 12:49, 1936
(統計学における一般化距離について)
12. Rao CR: Advanced Statistical Methods in Biometric Research. New York, John Wiley and Sons, Inc 1958
(計量生物学のための統計的方法)
13. Anderson TW: Introduction to Multivariate Statistical Analysis. New York, John Wiley and Sons, Inc 1958
(多変数解析概論)
14. Box GEP: Non-normality and tests on variances. Biometrika, 40:318-35, 1953
(非正規性と分散の検定)