

JNIH-ABCC LIFE SPAN STUDY, HIROSHIMA-NAGASAKI

予研-ABCC寿命調査, 広島・長崎

REPORT 5

第5報

MORTALITY AND RADIATION DOSE, OCTOBER 1950 - SEPTEMBER 1966

1950年10月 - 1966年9月の死亡率と線量との関係

GILBERT W. BEEBE, Ph.D.

HIROO KATO, M.D., M.P.H. 加藤寛夫

CHARLES E. LAND, Ph.D.



ATOMIC BOMB CASUALTY COMMISSION

国立予防衛生研究所-原爆傷害調査委員会

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

Approved 承認 7 July 1970 (Kyogikai 協議会)

Research Project 研究課題 14-60

JNIH-ABCC LIFE SPAN STUDY, HIROSHIMA - NAGASAKI

予研 - ABCC 寿命調査, 広島・長崎

REPORT 5

第 5 報

MORTALITY AND RADIATION DOSE, OCTOBER 1950 - SEPTEMBER 1966

1950年10月 - 1966年9月の死亡率と線量との関係

GILBERT W. BEEBE, Ph.D.

HIROO KATO, M.D., M.P.H. * 加藤寛夫

CHARLES E. LAND, Ph.D.

Department of Statistics

統計部



ATOMIC BOMB CASUALTY COMMISSION
HIROSHIMA AND NAGASAKI, JAPAN

A Cooperative Research Agency of
U.S.A. NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES - NATIONAL RESEARCH COUNCIL
and
JAPANESE NATIONAL INSTITUTE OF HEALTH OF THE MINISTRY OF HEALTH AND WELFARE
with funds provided by
U.S.A. ATOMIC ENERGY COMMISSION
JAPANESE NATIONAL INSTITUTE OF HEALTH
U.S.A. PUBLIC HEALTH SERVICE

原 爆 傷 害 調 査 委 員 会

広島および長崎

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

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

*Hiroshima Branch Laboratory, Japanese National Institute of Health, Ministry of Health and Welfare

厚生省国立予防衛生研究所広島支所

PREFACE

序

This report, one of a series of comparable broad analyses, presents a segment of data from a continuing binational epidemiologic investigation. The research protocol was jointly authorized under agreements signed by the Directors of Japanese National Institute of Health (JNIH) and Atomic Bomb Casualty Commission (ABCC). The research plan and texts of the agreements are presented in bilingual Technical Report 4-59.

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

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

この報告書は、一連の広範な解析報告の一つであって、日米両国が継続実施している疫学的調査から得たデータの一部を発表するものである。この調査に関する研究計画書は、国立予防衛生研究所(予研)と原爆傷害調査委員会(ABCC)との両機関の所長が調印した同意書によって承認を受けている。計画書と同意書の全文は業績報告書4-59に日英両語で発表した。

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

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

A paper based on this report was presented at the 4th International Conference of Radiation Research, Evian, France, 29 June - 4 July 1970

本報告に基づく論文は、1970年6月29日－7月4日エビアン(フランス)で開催された第4回国際放射線研究会議(ICRR)において発表した。

CONTENTS

目 次

Preface 序	
Introduction 緒 言	1
Methodology 調査方法	
Sampling Considerations 対象抽出に関する考察	3
Ascertainment of Mortality 死亡の確認	7
Mortality Information 死亡に関する資料	10
Dosimetry 線量測定	15
Statistical and Other Considerations 統計的考察およびその他の考察	19
Mortality by Cause, In Relation to Distance and T65 Dose	
死因別死亡率と被爆距離およびT65線量推定値との関係	
All Causes, Trauma, and All Natural Causes except Leukemia	
全死因, 外因死, ならびに白血病を除く全病死	23
Tuberculosis and Other Infectious and Parasitic Diseases	
結核ならびにその他の伝染病および寄生虫病	35
Malignant Neoplasms 悪性新生物	37
Benign Neoplasms and Neoplasms of Unspecified Nature	
剖検で認められた良性新生物および性質不詳の新生物	45
Allergic, Endocrine System, Metabolic, and Nutritional Diseases	
アレルギー性疾患, 内分泌系疾患, 物質代謝性疾患および栄養の疾患	45
Diseases of Blood and Blood-forming Organs 血液および造血器の疾患	47
Diseases of the Nervous System and Sense Organs 神経系および感覚器の疾患	49
Diseases of the Circulatory System 循環器系の疾患	51
Diseases of the Respiratory System 呼吸器系の疾患	52
Diseases of the Digestive System 消化器系の疾患	52
Diseases of the Genitourinary System 性尿器系の疾患	53
Symptoms, Senility, and Ill-defined Conditions	
症状, 老衰および診断名不明確の状態	54
Summary: Mortality by Cause, Distance and Dose	
要約(死因別, 被爆距離別および線量別死亡率)	55
Early and Late Entrants into the City in Comparison with those in the City ATB	
早期入市者および後期入市者と原爆時に市内にいた者との比較	
Introduction: Early and Late Entrants 緒言(早期入市者および後期入市者)	61
All Causes 全死因	65
Accidents, Poisoning, and Violence 事故, 中毒および暴力	66
All Natural Causes (Ex-leukemia) 全病死(白血病を除く)	67
Infectious and Parasitic Diseases 伝染病および寄生虫病	67
Malignant Neoplasms 悪性新生物	68
Natural Causes Other than Cancer 癌を除く死因	69
Summary: Early and Late Entrants 要約: 早期入市者および後期入市者	75
Summary of Findings 総 括	76

Appendix 1: Sampling Implication of Certain Aspects of Original Design of Mortality Survey	
付録 寿命調査の最初の計画におけるサンプル抽出上の問題	137
Appendix 2: Mortality in the Major Mortality Sample Components	
付録 寿命調査対象群中の主要構成区分群における死亡率	141
Appendix 3: Methodology of Contingency Table Analyses	
付録 分割表の解析法	148
References 参考文献	162

Table 1	Percentage of migrants from city among those alive 1 October 1962, Selection I in city	
表	ATB	
	原爆時に市内にいた第 I 次抽出群における1962年10月1日現在の生存者中の市内からの転居の百分率	82
	2 Relation between migration status in 1962-64 & mortality in 1962-66, Selection I	
	第 I 次抽出群における1962-64年の転居の状況と1962-66年の死亡率との関係	83
	3 Regrouping of ICD cause of death & control counts for deaths in the total sample & exposed, 1950-66	
	死因(国際疾病分類)の再分類, ならびに対象群全体および被爆者における死亡数, 1950-66年	83
	4 Deaths/1000/year in 1955 & 1960, all Japan, Hiroshima City, & Nagasaki City	
	日本全国, 広島市および長崎市における1955年と1960年の人口1000人当たりの年間死亡数	85
	5 Observed deaths by cause, Proper Part of Mortality Sample, 1950-66, & deaths expected on basis of rates for all Japan	
	寿命調査対象群基本群における1950-66年の死因別観察死亡数と日本全国の死亡率に基づく期待死亡数	86
	6 Observed/expected deaths, Proper Part of Mortality Sample, 1950-66 by cause	
	寿命調査対象群基本群における死亡の観察数と期待数との比: 死因別, 1950-66年	86
	7 Observed/expected deaths, Proper Part of Mortality Sample, 1950-66 by age ATB	
	寿命調査対象群基本群における死亡の観察数と期待数との比: 原爆時年齢別, 1950-66年	87
	8 Deaths classified by underlying cause & principal autopsy diagnoses with confirmation & detection rates 1950-65, JNII-ABCC Life Span Study	
	寿命調査対象群における死亡数の原死因別・主要剖検診断別分類ならびにその確認率と発見率, 1950-65年	87
	9 Distribution of autopsy diagnoses for deaths in Proper Part of sample 1961-66, subjects with T65 dose estimates	
	寿命調査対象群基本群のT65線量推定値が求められている者の1961-66年における死亡者の剖検診断の分布	88
	10 Comparison of T57 (York) & T65 (Auxier) air-dose curves	
	T57 (York) と T65 (Auxier) 空気線量曲線の比較	90
	11 Extended Mortality Sample by total T65 dose	
	寿命調査拡大対象群: T65総線量別	90
	12 Deaths over time, & availability of T65 dose estimates	
	各時期の死亡数およびT65線量推定値の有無	90
	Observed & expected deaths: 死亡の観察数および期待数:	
	13 All causes by total dose, 1950-66	
	全死因: 総線量別, 1950-66年	91

14	All causes by distance 全死因：距離別	91
15	All causes, survivors & not in city ATB, 1954-66, Hiroshima females 全死因：被爆者群と原爆時に市内にいなかった群，広島的女性，1954-66年	92
16	All causes by year of death & T65 dose, 1950-66 全死因：死亡年度・T65線量別，1950-66年	93
17	All causes by sex, city, & T65 dose, 1950-66 全死因：性・都市・T65線量別，1950-66年	93
18	All causes by year of death & distance, 1950-66 全死因：死亡年度・距離別，1950-66年	94
19	All causes by sex, city, & distance, 1950-54 全死因：性・都市・距離別，1950-54年	94
20	Accidents, poisoning, & violence by year of death & T65 dose, 1950-66 不慮の事故，中毒および暴力：死亡年度・T65線量別，1950-66年	95
21	Suicide by year of death & T65 dose, 1950-66 自殺：死亡年度・T65線量別，1950-66年	95
22	All natural causes ex-leukemia by year of death & T65 dose, 1950-66 白血病を除く全病死：死亡年度・T65線量別，1950-66年	96
23	All natural causes ex-leukemia by sex, city, & distance, 1950-54 白血病を除く全病死：性・都市・距離別，1950-54年	96
24	All natural causes ex-leukemia by sex, city, & T65 dose, 1962-66 白血病を除く全病死：性・都市・T65線量別，1962-66年	97
25	Tuberculosis by year of death & T65 dose, 1950-66 結核：死亡年度・T65線量別，1950-66年	97
26	Tuberculosis by sex, city, & T65 dose, 1950-66 結核：性・都市・T65線量別，1950-66年	98
27	Infective & parasitic diseases ex-tuberculosis by year of death & T65 dose, 1950-66 結核を除く伝染病および寄生虫病：死亡年度・T65線量別，1950-66年	98
28	Leukemia by year of death & T65 dose, 1950-66 白血病：死亡年度・T65線量別，1950-66年	99
29	All malignant neoplasms ex-leukemia by year of death & T65 dose, 1950-66 白血病を除くすべての悪性新生物：死亡年度・T65線量別，1950-66年	99
30	All malignant neoplasms ex-leukemia by sex, city, & distance, 1950-54 白血病を除くすべての悪性新生物：性・都市・距離別，1950-54年	100
31	All malignant neoplasms ex-leukemia by sex, city, & T65 dose, 1958-62 白血病を除くすべての悪性新生物：性・都市・T65線量別，1958-62年	100
32	All malignant neoplasms ex-leukemia by sex, city, & T65 dose, 1962-66 白血病を除くすべての悪性新生物：性・都市・T65線量別，1962-66年	101
33	Malignant neoplasms of gastrointestinal tract by year of death & T65 dose, 1950-66 消化器系の悪性新生物：死亡年度・T65線量別，1950-66年	101
34	Malignant neoplasms of gastrointestinal tract by sex, city, & T65 dose, 1950-66 消化器系の悪性新生物：性・都市・T65線量別，1950-66年	102

35	Malignant neoplasms of gastrointestinal tract by sex, city, & T65 dose, 1962-66 消化器系の悪性新生物: 性・都市・T65線量別, 1962-66年	102
36	Cancer of stomach by year of death & T65 dose, 1950-66 胃癌: 死亡年度・T65線量別, 1950-66年	103
37	Cancer of stomach by sex, city, & T65 dose, 1950-66 胃癌: 性・都市・T65線量別, 1950-66年	103
38	Cancer of stomach by sex, city, & distance, 1950-54 胃癌: 性・都市・距離別, 1950-54年	104
39	Cancer of stomach by sex, city, & T65 dose, 1962-66 胃癌: 性・都市・T65線量別, 1962-66年	104
40	Observed & expected autopsy diagnoses of stomach cancer by year of death & T65 dose, 1961-66 剖検例における胃癌の観察数および期待数: 死亡年度・T65線量別, 1961-66年	105
Observed & expected deaths: 死亡の観察数および期待数:		
41	Cancer of large bowel, liver, & pancreas by T65 dose & site, 1950-66 大腸, 肝臓および膵臓の癌: T65線量・部位別, 1950-66年	105
42	Cancer of liver & biliary tract by sex, city, & T65 dose, 1950-66 肝臓および胆路の癌: 性・都市・T65線量別, 1950-66年	106
43	Malignant neoplasms of respiratory system by sex, city, & T65 dose, 1950-66 呼吸器系の悪性新生物: 性・都市・T65線量別, 1950-66年	106
44	Malignant neoplasms of respiratory system by year of death & T65 dose, 1950-66 呼吸器系の悪性新生物: 死亡年度・T65線量別, 1950-66年	107
45	Cancer of bronchus, trachea, & lung by sex, city, & T65 dose, 1950-66 気管支, 気管および肺の癌: 性・都市・T65線量別, 1950-66年	107
46	Cancer of bronchus, trachea, & lung by year of death & T65 dose, 1950-66 気管支, 気管および肺の癌: 死亡年度・T65線量別, 1950-66年	108
47	Cancer of female breast by T65 dose, 1962-66 女性乳癌: T65線量別, 1962-66年	108
48	Cancer of uterus by city & distance, 1950-66 子宮癌: 都市・距離別, 1950-66年	109
49	Observed & expected autopsy diagnoses of cancer of uterus by year of death & T65 dose, 1961-66 剖検例における子宮癌の観察数および期待数: 死亡年度・T65線量別, 1961-66年	109
Observed & expected deaths: 死亡の観察数および期待数:		
50	Cancer of other & unspecified sites by year of death & T65 dose, 1950-66 その他および部位不明の癌: 死亡年度・T65線量別, 1950-66年	110
51	Cancer of other & unspecified sites by sex, city, & T65 dose, 1950-66 その他および部位不明の癌: 性・都市・T65線量別, 1950-66年	110
52	Observed & expected autopsy diagnoses of benign neoplasms & neoplasms of unspecified nature by year of death & T65 dose, 1961-66 剖検例における良性新生物および性質不詳の新生物の観察数および期待数: 死亡年度・T65線量別, 1961-66年	111
53	Observed & expected autopsy diagnoses of benign neoplasms & neoplasms of unspecified nature by sex, city, & T65 dose, 1961-66 剖検例における良性新生物および性質不詳の新生物の観察数および期待数: 性・都市・T65線量別, 1961-66年	111

Observed & expected deaths: 死亡の観察数および期待数:

54	Allergic, endocrine system, metabolic, & nutritional diseases by year of death & T65 dose, 1950-66 アレルギー性疾患, 内分泌系の疾患, 物質代謝および栄養の疾患: 死亡年度・T65線量別, 1950-66年	112
55	Allergic, endocrine system, metabolic, & nutritional diseases by sex, city, & T65 dose, 1950-66 アレルギー性疾患, 内分泌系の疾患, 物質代謝および栄養の疾患: 性・都市・T65線量別, 1950-66年	112
56	Allergic diseases by year of death & T65 dose, 1950-66 アレルギー性疾患: 死亡年度・T65線量別, 1950-66年	113
57	Allergic diseases by sex, city, & T65 dose, 1950-66 アレルギー性疾患: 性・都市・T65線量別, 1950-66年	113
58	Diabetes mellitus by sex, city, & T65 dose, 1950-66 糖尿病: 性・都市・T65線量別, 1950-66年	114
59	Diabetes mellitus by year of death & T65 dose, 1950-66 糖尿病: 死亡年度・T65線量別, 1950-66年	114
60	Endocrine system, metabolic, & nutritional diseases by sex, city, & T65 dose, 1950-66 内分泌系の疾患, 物質代謝および栄養の疾患: 性・都市・T65線量別, 1950-66年	115
61	Endocrine system, metabolic, & nutritional diseases by year of death & T65 dose, 1950-66 内分泌系の疾患, 物質代謝および栄養の疾患: 死亡年度・T65線量, 1950-66年 ...	115
62	Diseases of blood & blood-forming organs by year of death & T65 dose, 1950-66 血液および造血器の疾患: 死亡年度・T65線量別, 1950-66年	116
63	Diseases of blood & blood-forming organs by sex, city & T65 dose, 1950-66 血液および造血器の疾患: 性・都市・T65線量別, 1950-66年	116
64	Observed deaths from diseases of blood & blood-forming organs by T65 dose & result of hematologic review, 1950-66 血液および造血器の疾患による観察死亡数: T65線量・血液学的審査結果別, 1950-66年	117
65	Observed & expected autopsy diagnoses of anemia by year of death & T65 dose, 1961-66 剖検例における貧血の観察数および期待数: 死亡年度・T65線量別, 1961-66年	117
66	Observed & expected autopsy diagnoses of other diseases of blood & blood-forming organs by year of death & T65 dose, 1961-66 剖検例における血液および造血器の疾患の観察数および期待数: 死亡年度・T65線量別, 1961-66年	117
Observed & expected deaths: 死亡の観察数および期待数:		
67	Diseases of nervous system & sense organs by year of death & T65 dose, 1950-66 神経系および感覚器の疾患: 死亡年度・T65線量別, 1950-66年	118
68	Diseases of nervous system & sense organs by sex, city, & T65 dose, 1950-66 神経系および感覚器の疾患: 性・都市・T65線量別, 1950-66年	118
69	Observed & expected autopsy diagnoses of hemorrhage, embolism, & thrombosis of central nervous system by sex, city, & T65 dose, 1961-66 剖検例における中枢神経系の出血, 塞栓症および血栓症の観察数および期待数: 性・都市・T65線量別, 1961-66年	119

70	Observed & expected autopsy diagnoses of hemorrhage, embolism, & thrombosis of central nervous system by year of death & T65 dose, 1961-66 剖検例における中枢神経系の出血、塞栓症および血栓症の観察数および期待数：死亡年度・T65線量別，1961—66年	119
Observed & expected deaths: 死亡の観察数および期待数:		
71	Diseases of circulatory system by year of death & T65 dose, 1950-66 循環器系の疾患：死亡年度・T65線量別，1950—66年	120
72	Diseases of circulatory system by sex, city, & T65 dose, 1950-66 循環器系の疾患：性・都市・T65線量別，1950—66年	120
73	Major diseases of circulatory system by sex, city, & T65 dose, 1950-66 循環器系の主要疾患：性・都市・T65線量別，1950—66年	121
74	Observed & expected autopsy diagnoses of rheumatic fever or rheumatic heart disease by year of death & T65 dose, 1961-66 剖検例におけるリウマチ熱またはリウマチ性心臓疾患の観察数および期待数：死亡年度・T65線量別，1961—66年	121
75	Observed & expected autopsy diagnoses of endocarditis & myocardial degeneration by year of death & T65 dose, 1961-66 剖検例における心内膜炎および心筋変性の観察数および期待数：死亡年度・T65線量別，1961—66年	122
Observed & expected deaths: 死亡の観察数および期待数:		
76	Diseases of respiratory system by sex, city & T65 dose, 1950-66 呼吸器系の疾患：性・都市・T65線量別，1950—66年	122
77	Diseases of respiratory system by year of death & T65 dose, 1950-66 呼吸器系の疾患：死亡年度・T65線量別，1950—66年	123
78	Diseases of digestive system by year of death & T65 dose, 1950-66 消化器系の疾患：死亡年度・T65線量別，1950—66年	123
79	Diseases of digestive system by sex, city, & T65 dose, 1950-66 消化器系の疾患：性・都市・T65線量別，1950—66年	124
80	Peptic ulcer & cirrhosis of liver by year of death & T65 dose, 1950-66 消化性潰瘍および肝硬変症：死亡年度・T65線量別，1950—66年	124
81	Nephritis & nephrosis by sex, city, & T65 dose, 1950-66 腎炎およびネフローゼ：性・都市・T65線量別，1950—66年	125
82	Nephritis & nephrosis by year of death & T65 dose, 1950-66 腎炎およびネフローゼ：死亡年度・T65線量別，1950—66年	125
83	Other diseases of genitourinary system by year of death & T65 dose, 1950-66 性尿器系のその他の疾患：死亡年度・T65線量別，1950—66年	126
84	Symptoms, senility, & ill-defined conditions by year of death & T65 dose, 1950-66 症状、老衰、および診断名不明確の状態：死亡年度・T65線量別，1950—66年	126
85	Symptoms, senility, & ill-defined conditions by sex, city, & T65 dose, 1950-66 症状、老衰、および診断名不明確の状態：性・都市・T65線量別，1950—66年	126
86	Symptoms, senility, & ill-defined conditions by sex, city, & distance, 1950-54 症状、老衰、および診断名不明確の状態：性・都市・距離別，1950—54年	127
87	Classification of early entrants by earliest proximity to hypocenter 早期入市者の爆心地区への立入りの程度に基づく分類	127

Observed & expected deaths: 死亡の観察数および期待数:

88	All causes (exposed, early entrants, & late entrants) by sex & city, 1950-66 全死因(原爆被爆者, 早期入市者および後期入市者): 性・都市別, 1950-66年	128
89	Accidents, poisonings, & violence (exposed, early entrants, & late entrants) by sex & city, 1950-66 不慮の事故, 中毒および暴力(原爆被爆者, 早期入市者および後期入市者): 性・都市別, 1950-66年	129
90	Suicide (exposed, early entrants, & late entrants) by sex & city, 1950-66 自殺(原爆被爆者, 早期入市者および後期入市者): 性・都市別, 1950-66年	130
91	All natural causes ex-leukemia (exposed, early entrants, & late entrants) by sex & city, 1950-66 白血病を除く全病死(原爆被爆者, 早期入市者および後期入市者): 性・都市別, 1950-66年	131
92	Infective & parasitic diseases (exposed, early entrants, & late entrants) by sex & city, 1950-66 伝染病および寄生虫病(原爆被爆者, 早期入市者および後期入市者): 性・都市別, 1950-66年	132
93	Leukemia (exposed, early entrants, & late entrants) by sex & city, 1950-66 白血病(原爆被爆者, 早期入市者および後期入市者): 性・都市別, 1950-66年	133
94	Malignant neoplasms ex-leukemia (exposed, early entrants, & late entrants) by sex & city, 1950-66 白血病を除く悪性新生物(原爆被爆者, 早期入市者および後期入市者): 性・都市別, 1950-66年	134
95	Various natural causes other than neoplasm (exposed, early entrants, & late entrants) by city, 1950-66 新生物以外の各種の病死(原爆被爆者, 早期入市者および後期入市者): 都市別, 1950-66年	135

Figure 1. Frequency of history of epilation by T65 dose & city

図	脱毛の頻度: T65線量・都市別	17
2.	Observed/expected deaths from all causes by year, distance, & dose groups 全死因による死亡の観察数と期待数の比: 期間・被爆距離・線量群別	27
3.	Observed/expected deaths from all causes by T65 dose & age ATB, 1950-66 全死因による死亡の観察数と期待数の比: T65線量・原爆時年齢別, 1950-66年	29
4.	Observed/expected deaths from all causes by T65 dose & age ATB, 1950-54 全死因による死亡の観察数と期待数の比: T65線量・原爆時年齢別, 1950-54年	30
5.	Observed/expected deaths from all causes by year, distance, dose groups, & age ATB 全死因による死亡の観察数と期待数の比: 期間・被爆距離・線量群・原爆時年齢別	31
6.	Observed/expected deaths from leukemia by T65 dose, Hiroshima & Nagasaki, 1951-66 白血病による死亡の観察数と期待数の比: T65線量別, 広島・長崎, 1951-66年	39
7.	Deaths from all causes except malignant neoplasms & all malignant neoplasms except leukemia by year, distance groups I & IV, & age ATB 悪性新生物を除く全病死および白血病を除くすべての悪性新生物による死亡: 期間・距離群 I および IV・原爆時年齢別	59
8.	Deaths from malignant neoplasms except leukemia/1000 alive 1 October 1962 by T65 dose & age ATB, 1962-66, both cities and both sexes combined 1962年10月1日生存していた者における白血病を除く悪性新生物による死亡率(人口1000対): T65線量・原爆時年齢別, 1962-66年, 両市・男女合計	60

9. Deaths from all malignant neoplasms except leukemia, distally exposed vs not in city ATB, by age ATB, both cities and both sexes combined 白血病を除くすべての悪性新生物による死亡率の遠距離被爆者と原爆時市内にいなかった者との比較: 原爆時年齢別, 両市・男女合計	70
10. Deaths from all natural causes except malignant neoplasms, distally exposed vs not in city ATB, by age ATB, both cities and both sexes combined 悪性新生物を除く全病死による死亡率の遠距離被爆者と原爆時市内にいなかった者との比較: 原爆時年齢別, 両市・男女合計	74

APPENDIX 付録

Table A1. Observed & expected deaths in Selection I exposed 1800+m in Hiroshima & 2000+m in Nagasaki compared with Selection II subjects, by city & year of death 表 広島で1800m以遠, 長崎で2000m以遠で被爆した第I次抽出群と第II次抽出群における死亡の観察数および期待数の比較: 都市・死亡年度別	139
A2. Relation between mortality status & inclusion in group 1 or group 2 at Selection I, 1945 JC cases with acute radiation symptoms 急性放射線症状のあった1945年合同調査団被検者の生死の状態と第I次抽出群における第1群および第2群への編入状況	140
A3. Survivors exposed within 2500 m by T65 dose & sample component 2500m未満の被爆者: T65線量・調査集団構成区分群別	142
Observed & expected deaths: 死亡の観察数および期待数:	
A4. All causes (survivors within 2500 m) by sample component, Hiroshima & Nagasaki, 1950-66 2500m未満の被爆者における全死因: 調査集団構成区分群別, 広島および長崎, 1950-66年	144
A5. All causes (survivors within 2500 m) by sample component, sex, & city, 1950-66 2500m未満の被爆者における全死因: 調査集団構成区分群・都市・性別, 1950-66年	144
A6. All causes (survivors within 2500 m under 10 years of age ATB) by component, Hiroshima & Nagasaki, 1950-66 原爆時年齢10歳未満の2500m未満の被爆者における全死因: 調査集団構成区分群別, 広島および長崎, 1950-66年	145
A7. All natural causes ex-leukemia (survivors within 2500 m) by sample component, Hiroshima & Nagasaki, 1950-66 2500m未満の被爆者における白血病を除く全病死: 調査集団構成区分群別, 広島および長崎, 1950-66年	146
A8. All natural causes ex-leukemia (survivors within 2500 m) by component, sex, & city, 1950-66 2500m未満の被爆者における白血病を除く全病死: 調査集団構成区分群・性・都市別, 1950-66年	146
A9. Accidents, etc. (survivors within 2500 m) by sample component, Hiroshima & Nagasaki, 1950-66 2500m未満の被爆者における不慮の事故等: 調査集団構成区分群別, 広島および長崎, 1950-66年	147
A10. Accidents, etc. (survivors within 2500 m) by component, sex, & city, 1950-66 2500m未満の被爆者における不慮の事故等: 調査集団構成区分群・性・都市別, 1950-66年	148
A11. Definition of basis vectors for analysis of T tables T表の解析に用いた基本ベクトルの定義	155

A12. Alternative hypotheses and tests used in the analysis of T tables	
T 表の解析に用いた対立仮説と検定	156
A13. Definition of basis vectors for analysis of D tables	
D 表の解析に用いた基本ベクトルの定義	156
A14. Alternative hypotheses and tests used in the analyses of D tables	
D 表の解析に用いた対立仮説と検定	156
A15. Definition of basis vectors for E tables	
E 表の解析に用いた基本ベクトルの定義	157
A16. Alternative hypotheses and tests used in the analyses of E tables	
E 表の解析に用いた対立仮説と検定	157
A17. Definition of basis vectors for sample component tables	
サンプル構成区分群の表 1 における基本ベクトルについての定義	158
A18. Alternative hypotheses and tests used in the analysis by sample components	
サンプル構成区分群別の解析に用いた対立仮説と検定	158
A19. Deaths from all causes by age ATB, sex, city, & total T65 dose, 1950-66	
全死因による死亡数: 原爆時年齢・性・都市・T65総線量別, 1950-66年	159
A20. Exposed subjects alive on 1 October 1950 by age ATB, sex, city & total T65 dose	
1950年10月1日に生存していた被爆者数: 原爆時年齢・性・都市・T65総線量別	160
A21. Subjects not in city ATB, by age ATB, sex, city, & early entrants classification, alive 1 October 1950(Nagasaki), 1 October 1954 (Hiroshima)	
原爆時市内にいなかった対象者: 原爆時年齢・性・都市別, および1950年10月1日現在 長崎の生存者, 1954年10月1日現在広島に生存者における早期入市者の分類	161

MORTALITY AND RADIATION DOSE, OCTOBER 1950 - SEPTEMBER 1966

1950年10月 - 1966年9月の死亡率と線量との関係

INTRODUCTION

The Life Span Study¹ of A-bomb survivors in Japan is a joint effort of the Japanese National Institute of Health (JNIIH) and the Atomic Bomb Casualty Commission (ABCC) to detect and measure the late effects of atomic radiation insofar as these may be expressed in mortality. Earlier reports²⁻⁵ have provided evidence of increased mortality among heavily exposed survivors from leukemia, the anemias, tuberculosis (in males), and cancer other than leukemia, in the 1950-60 interval. Deaths from all causes were especially high in the interval 1950-52 for those who were within 1400 m from the hypocenters at the time of the bomb (ATB), almost 25% above expectation for males and 50% for females. Deaths from all forms of cancer except leukemia were above expectation in this same group in 1950-52, and again in 1959-60. Conclusions reached on the basis of distance from the hypocenters have been confirmed by parallel analyses utilizing T57 dose estimates.⁴ Although their deaths were few at the time of the last analysis, the greatest relative increase in mortality seemed to have occurred among those who were the youngest ATB.

Information on the mortality experience of A-bomb survivors prior to 1 October 1950, when the period of observation begins for the present study, is available in a recent report on Hiroshima survivors,⁶ and a small sample of Nagasaki survivors⁷ is also under study.

The present analysis extends the recorded experience of the Life Span Study (LSS) sample from 1960 to 1966, during which the 8614 deaths previously reported upon⁴ increased to 15,285 among the 100,000 members of the mortality sample. It also includes an additional 1251 deaths

緒言

厚生省国立予防衛生研究所(予研)と原爆傷害調査委員会(ABCC)が共同で実施している原爆被爆者の寿命調査¹は、死亡率に対する原爆放射線の後影響を探知、測定することが目的である。以前の報告²⁻⁵では、1950-60年の期間の白血病、貧血、結核(男子のみ)および白血病を除いた癌による死亡率が強度被爆者に高いことが認められた。また、1950-52年には、被爆距離1400m未満の群に全死因による死亡率が特に高いことが認められ、期待値に比べて男子は25%、女子は50%ほど高かった。同群における白血病を除いた全癌は1950-52年および1959-60年にも期待値より多かった。爆心地からの距離に基づく解析の結論は、これに平行して行なったT57線量推定値に基づく解析によっても認められた。⁴ 前回の解析では、死亡数が少なかったとはいえ、死亡率の増加が最も著しいのは、原爆時年齢の最も若い群のようであった。

今回の調査の開始時期である1950年10月1日以前の期間における原爆被爆者の死亡率については、広島・長崎の被爆者に関しては最近の報告があり、⁶ また長崎では少数対象群を用いて目下調査中である。⁷

今回の解析は、1960年から1966年までの寿命調査対象者の死亡例にまで拡大したので、前回の報告⁴では死亡調査対象者100,000名中における死亡者が8614例であったのに対して、今回はその例数が15,285名に増加した。このほかに、本籍が広島・長崎両市以外であるということ

occurring from 1950-66 among 9500 survivors who were exposed within 2500 m ATB and, although otherwise eligible, were initially set aside as a "reserve group" only because their place of family registration (honseki) was at some distance from the two cities and it was not then known how effective would be the ascertainment of mortality through the family registration system.¹ Hence the sample size has been increased to 109,000, and deaths to 16,536. The T57 dose estimates⁸ used in the last report have been replaced by T65 estimates,⁹ which depend on revised air-dose curves¹⁰ and on much more sophisticated estimates of the attenuation of air-dose by materials shielding the subject.¹¹ On the new curve for Hiroshima the air-dose (gamma rad + neutron rad) at 1000 m is less than half the corresponding value on the York curve used for T57D, and at 1500 m it is less than a third; for Nagasaki the values are essentially unchanged. The T65 dosimetry calculations also extend to more subjects with substantial exposure than the T57 calculations, but for subjects heavily shielded underground, or in reinforced concrete buildings, individual dose estimates still cannot be made.

Since 1961 the study has been greatly strengthened by changes in the autopsy program.¹² Autopsies are now performed on 35% to 40% of all subjects who die, and on somewhat more of those who die within the cities of Hiroshima and Nagasaki. By 30 September 1966 there were 2882 autopsies among all 15,285 deaths in the main mortality sample of 100,000 subjects. A recent analysis of the series through 1965¹³ provides an evaluation of the accuracy of the underlying cause of death in the large mortality sample, and suggests the use of autopsy data for causes not well reported on death certificates.

In view of the drastic revision in dose estimates for Hiroshima survivors, the earlier (1950-60) experience has been re-analysed together with that of the subsequent 6 years. The general approach to the analysis remains unchanged in that both dose and distance are used, heavy reliance is placed on mortality ratios standardized for age and sex, and the 16-year experience is subdivided into shorter time intervals. However, those not in the city ATB have been removed from the analysis of variation in mortality in relation to dose because: they differ sociologically from the survivors;^{2,4} the sample of survivors is itself adequately strong in the low-dose region; and it was desired to make separate comparisons of so-called

を除けば、対象者としての他のすべての条件を満たす者があったが、対象群設定当時はその人々についての戸籍を通じての死亡の確認がどの程度に効果的に行なえるか不明であったためそれらは「予備群」として別個にとり扱った。¹ 今回は、そのうちで被爆距離が2500m未満の者9500名における1950-66年の死亡者1251例を追加して解析した。これによって対象者の総数は109,000名、死亡者数は16,536名になった。また、前回の報告ではT57線量推定値⁸が使用されたが、今回は新しいT65線量推定値⁹を用いた。この線量推定値は、改訂空気線量曲線¹⁰と被爆者の遮蔽物とによって生ずる空気線量の減弱についてのより精密な計算¹¹を加味したものである。この改訂空気線量によれば、広島における空気線量(ガンマ+中性子線量)は、T57線量推定に用いられたYorkの曲線と比べると、1000mの地点で半分以下、1500mで3分の1以下である；長崎ではほとんど差はない。このT65線量計算法は、T57線量計算法の場合よりも、被爆者への適用範囲が広い。しかし、地下または鉄筋コンクリート建築物などの重遮蔽があった者については、個々の線量推定を求めることは依然として不可能である。

この寿命調査は、1961年から行なわれた剖検調査¹²の改良によって非常に強化されている。調査対象者中の死亡者の35%ないし40%について剖検が行なわれており、広島・長崎両市内で死亡した者についてはもっと高率である。1966年9月30日現在までに寿命調査の主要対象群100,000名中における死亡者15,285例のうち、2882例が剖検を受けた。1965年末までの剖検例に関する最近の解析¹³では、この大規模な寿命調査対象における死亡診断書に記載される原死因の正確性の評価が行なわれ、その結果、死亡診断書による報告が正確でない死因については剖検診断を使用すべきことが示唆されている。

広島の被爆者に対する線量推定値が大きく改正されたので、以前(1950-60年)の死亡をその後の6年間の死亡と合計してあらためて解析を行なった。解析に用いられた一般的な方法は前回と変わりはない。すなわち、線量と被爆距離がともに用いられ、年齢・性別訂正死亡率に重点をおくとともに、全16年間の死亡を4年ごとの短期間に区分して検討した。しかし、線量による死亡率の差に関する解析には、原爆時市内にいなかった者は除外した。その理由は：この群は被爆者とは社会学的条件に差があること^{2,4}；被爆者対象群自体に低線量域の例数が

“early entrants” and “late entrants” among those not actually in the city (or within 10,000 m) ATB. In addition, those not in the city ATB are systematically compared with all who were. The testing routines used for this report are considerably more elaborate than heretofore, especially in the comparisons utilizing radiation dose, in that they are designed to test variety of specific alternatives to the null hypothesis, including especially a linear dependence of mortality upon dose. Effects are sought not only in age- and sex-standardized comparisons, but also in age- and sex-specific, as well as time- and city-specific, comparisons, on the view that some effects may be limited to one sex rather than another, or to one end of the age range ATB. The difference between cities in quality of radiation received, and the gathering evidence that the RBE for neutrons may be well in excess of unity for certain effects, make it essential that the data continue to be examined by city as well as for both cities combined. Also, the number of Hiroshima survivors in the sample is about three times the number of Nagasaki survivors.

Finally, the general approach to the analysis is one of examining individual causes, and groups of related causes, for specific evidence of radiation effects, on the view that, if death rates from all natural causes (except leukemia) are found to depend on dose, the explanation may lie in more discrete effects identifiable by means of the classification of deaths by cause.

METHODOLOGY

Sampling Considerations

The general principles governing the sampling plan¹ were:

That the sample be drawn from the earliest, most complete lists of survivors available;

That the survivors be stratified by distance so as to increase the power of the dose-specific contrasts ultimately to be made;

That a comparison group of those not in the city ATB be included as one component of the sample;

That the various distance groups and those not in the city ATB be chosen so as to have

じゅうぶんあったこと；および原爆時に実際に市内（あるいは10,000m未満）にいなかった者の中のいわゆる「早期入市者」と「後期入市者」との比較を別に行ないたいことのためであった。さらに、原爆時に市内にいなかった者と市内にいた者との系統的な比較を行なった。本報告で使用した検定方法は、特に線量別の比較では、従来の解析よりかなり複雑である。すなわち、帰無仮説に対する種々の特定の対立仮説の検定が意図され、この中でも死亡率が線量の増加とともに直線的に増加するか否かを特に考慮した。被爆の影響を観察するに当たって、年齢と性を補正して比較を行なっただけではなく、男女のいずれか一方、または、原爆時年齢の範囲のいずれか一方の端に限定されて影響が現われる可能性を考慮して、年齢および性別、ならびに時期および都市別に比較を行なった。両市における線質に相違があり、また、ある種の影響に対する中性子のRBEが1よりもかなり高いことを示す知見が得られているので、やはり資料の検討を両市合計のみならず、両市別に行なうことが重要である。しかし、両市では対象群の大きさも異なっており、広島に被爆者数は長崎の約3倍である。

最後に、解析の一般的な方向としては、すべての自然死（ただし、白血病を除く）による死亡率が線量に関係ありと認められるならば、それは、死因別の検討によって明らかになるような、もっと特定の影響によって生じている可能性があるもので、個々の死因別に、また、疾患群別に疾病をまとめて検討を行なうことにした。

調査方法

対象抽出に関する考察

対象抽出計画は、次の一般的な原則に従った：

被爆者について入手できる最も早期の、最も完全な名簿から対象者を抽出すること；

いずれ行なわれるところの線量別の比較を強化するために、被爆者を距離別に層化すること；

比較群として原爆時に市内にいなかった者を対象者に加えること；

広島または長崎において各距離群と原爆時に市内にいなかった群を、その年齢および性別分布が等しく

the same age and sex distribution within each city;

That any necessary selection from among eligible subjects be done randomly;

That eligibility be restricted on the basis of honseki so as to capitalize on the unique mortality follow-up potential of the Japanese family registration system (a restriction that removes foreigners from the eligible list); and

That the lists of survivors, and of others from which selection would ultimately be made, be completely investigated as to eligibility so as to minimize bias arising from an association between mortality and ease of such investigation.

Certain practical decisions and compromises naturally accompanied the effort to put these principles to work, among which those of greatest significance are:

The supplementary schedules obtained for ABCC at the time of the 1950 National Census were chosen as the sampling source for survivors; this effectively excluded the 1945-50 period;

Logistic limitations associated with the field investigation of a nation-wide sample of 284,000 survivors forced the choice of the 195,000 survivors enumerated in the cities of Hiroshima and Nagasaki;

In the absence of any single list of those who were not in Hiroshima ATB, use was made of both ABCC and official census sources dating from 1950, 1951, and 1953;

Although honseki is available for every subject investigated, it is the honseki that was in effect at the time of field investigation for eligibility, which spanned an interval of 10 years; however, changes in honseki in Japan are not frequent, and are much less frequent than changes in residence;

Dedicated field work by ABCC field staff provided individual reports of investigations on all but 219 of the 195,000 survivors enumerated in the two cities at the time of the 1950 National Census, but for the lists of those not in the city ATB a comparable performance was impossible, and when the sample was closed 1144 remained to be investigated among the

なるように選択すること;

適格者の中からの抽出にあたっては、無作為的な方法で行なうこと;

本籍を適格者の条件に加えることにより、日本の戸籍制度が持っている死亡追跡のための独自の潜在能力を活用できるようにすること(この条件によって該当者の中から外国人は除外される);

対象抽出の基礎となる被爆者および非被爆者の名簿に記載された全員の適格性を調査して、生死の別によって生ずる調査の難易性に基づく偏りを最少限にとどめること。

これらの原則を実行するにあたっては、当然、いくつかの決定や妥協が行なわれた。その中で最も重要なものは次のとおりであった:

1950年国勢調査の際にABCCの依頼で得られた被爆生存者調査票を被爆者抽出の基礎として使用することになった。これによって、1945-50年の期間が完全に除外された;

全国で計上された284,000名の被爆者について野外調査を行なうことには実施面で種々の制約があるため、やむをえず広島・長崎両市で計上された被爆者195,000名のみを利用することにした;

原爆時に広島にいなかった者についてその単一の名簿がないため、1950年、1951年および1953年にABCCやその他の公的機関の行なった種々の人口調査の資料を利用することにした;

調査の対象となった者全員について本籍がわかっているが、適格性の決定には、10年にわたって行なわれた野外調査当時の本籍を用いることになった。しかし、日本では本籍の異動は頻繁に行なわれることはなく、住所の変更よりはるかに少ない;

ABCC調査員の努力により、1950年国勢調査の際に両市で計上された被爆者195,000例のうち219例を除く全員の個別調査が行なわれた。しかし、原爆時に市内にいなかった者については、これに匹敵する成果を挙げることは不可能で、対象抽出を締め切った時には、考慮の対象となった96,581名のうち1144

96,581 considered;

Since the sample was put together during 1955-61, and the ABCC program began in 1947, a great deal of information was already available at ABCC on the individuals to be investigated for eligibility, especially the survivors; under the pressure of current program requirements, therefore, the sample was chosen in three selections, in 1958, 1959, and 1961.

The necessarily retrospective character of the sampling has always posed a challenge to statisticians responsible for it, and the chief weapon against bias, namely an exhaustive investigation of the 1950 lists of survivors, has been wielded in merciless fashion. Nevertheless, as the list of compromises suggests, there remain opportunities for bias of one sort or another, and at this time it seems appropriate to review available data bearing on several of them. The greatest problem, of course, concerns omission of the 1945-50 experience, and the possibility that survivors not in Hiroshima and Nagasaki on 1 October 1950 differed as to health from those that were. However, the special studies on supplementary samples already referred to have begun to throw light on this problem. The report on Hiroshima survivors by Tachikawa and Kato⁶ clearly indicates that the restriction of the sampling to survivors enumerated in Hiroshima at the time of the 1950 census introduced no bias into the LSS sample.

Other problems that have been raised by the nature of the compromises adopted are:

Those not in the city ATB differ sociologically and demographically from those who were, and as migrants into the area after the bombs their health may differ from that of the exposed for reasons other than radiation; and

In the absence of prior information on the frequency with which honseki is changed, and on its possible association with health, the use of the honseki determined at the time of interview, and not on 1 October 1950, carries some risk, believed to be small, that differential mortality may have been introduced into dose-specific comparisons through systematic differences in date of investigation.

With the third selection in 1961 the mortality sample became complete, and any differences among the three component selections lost any significance they might have had in the LSS.

名が調査未完了であった:

対象群の設定は1955-61年の期間に行なわれたのであるが、ABCCの調査プログラムは1947年に開始されているので、適格性の調査の対象となった者、特に被爆者については相当の情報がすでに入手されていた。したがって、進行中の調査プログラムの必要を満たすため、対象者は1958年、1959年、1961年の3回に分けて選定し、三つの抽出群が得られた。

この対象抽出における必然的の適及的性格の点は、担当の統計学者にとっては常に大きな課題となっていた。偏りを避けるための主要な武器としては、被爆者の1950年名簿の徹底的調査を行なう以外にはない。しかし、前記のいろいろの妥協をみても、なんらかの偏りがある可能性が残っているので、その中のいくつかの点について資料を再検討することは時宜に適していると思われる。もちろん、最大の問題は、1945-50年の経験が脱落していること、および1950年10月1日当時広島・長崎にいなかった被爆者の健康状態が、市内にいた者と異なっていた可能性のあることである。しかし、前記の補足的な対象群についての特別調査によって、この問題はある程度解明されている。広島市の被爆者に関する立川および加藤の報告⁶では、1950年国勢調査の時に広島に居住していた被爆者のみを用いて対象抽出を行なったために、寿命調査対象群に偏りが導入されたということは認められていない。

妥協の結果から生じたその他の問題としては次のようなものがある:

原爆時に市内にいなかった者は、当時市内にいた者とは社会学的にも人口統計学的にも異なっており、かつ原爆後に市内に転入しているので、放射線被曝以外の理由からでも、被爆者とは健康状態が異なっているかもしれない;

本籍異動の頻度および健康状態との関係についての調査が行なわれたことがないので、1950年10月1日現在の本籍ではなく、面接調査時の本籍を使用したことにより、調査時期の系統的な差異によって線量別の死亡率の比較に偏りが導入されたという危険がわずかながらも存在する。

1961年に行なわれた第Ⅲ次抽出によって寿命調査対象群が完成した。寿命調査では、対象抽出が3回に分けて行なわれたことによる差があったとしても、そのことはもはや無意味となった。しかし、第Ⅰ次抽出群が成人健康

However, since Selection I became the definitive sample for the Adult Health Study (AHS), certain historical aspects of the selection process continue to hold interest for the AHS. Two points are of particular interest:

Since the investigations on the 195,000 survivors were of increasing levels of completeness throughout the selection period, being 97% at Selection I, 99.8% at Selection II, and 99.9% at Selection III, the possibility must be entertained that Selections I and II differ as to mortality prior to selection because of an association between mortality and ease of investigation as to eligibility; and

In assembling Selection I, primary emphasis was placed on Group I, those within 2000 m ATB known to have had acute radiation symptoms following the bombs; since the selection was made retrospectively, after some subjects had died, one must ask if the deceased and the survivor, both with acute symptoms in 1945, actually had the same chance of being chosen in Selection I in 1958.

Recent studies directed at the foregoing problems are summarized in the Appendix. Present indications are that the infrequency of honseki changes in Japan, and the comparatively small increase in mortality among those who change their honseki, lend no support to the fear that the use of the honseki obtained at interview for eligibility might have introduced bias into the distance and dose comparisons. The mortality of subjects in Selection I, used for the AHS, continues to be substantially lower than that of subjects in Selection II of comparable age, sex and city, when limited to 1950 survivors exposed at or beyond 1800 m in Hiroshima and 2000 m in Nagasaki. This difference remains unexplained by this analysis and merits further study.

Investigation of a sample whose acute radiation symptoms are reported on the 1945 Joint Commission investigation schedules fails to suggest that death prior to interview for eligibility for inclusion in the heavily exposed subgroup of Selection I, for which a history of such symptoms was required, could have excluded early deaths from Selection I. Moreover, the mortality advantage of subjects in Selection I is not merely an early phenomenon but continues through the 1964-66 period. The Appendix contains systematic comparisons of the major sample components used at ABCC in devising investigative plans and storing data, namely:

調査の対象として決定されたため、成人健康調査の見地からは抽出過程のいくつかの歴史的な面について依然として関心もたれている。特に次の2点について興味がある。

被爆者195,000名に対する調査の完了の程度は、第Ⅰ次抽出時に97%、第Ⅱ次抽出時に99.8%、第Ⅲ次抽出時に99.9%で、抽出の各時期を通じてだいに向上しており、生死の別と適格性の調査の難易性との間に関係があれば、そのために第Ⅰ次抽出群と第Ⅱ次抽出群との死亡率は、対象抽出以前からすでに異なっていた可能性があると考えねばならない；

第Ⅰ次抽出群を設定するにあたっては、被爆者第Ⅰ群、すなわち、原爆後に急性放射線症状があったことの判明した2000m未満の被爆者に重点を置いた。対象者の抽出は適及的に行なわれ、中にはすでに死亡していた者もあるので、1945年に急性症状を呈した者でも、死亡者と生存者とは、1958年の第Ⅰ次抽出で選振された確率はたして同じであったか否かを考える必要がある。

上記の諸問題についての調査が最近行なわれ、その結果を付録に総括した。現在までに判明したところによれば、日本では本籍の異動が少なく、また本籍を異動した者における死亡率の増加も比較的少ないので、適格性の面接調査で入手された本籍を使用したために距離別・線量別の比較に偏りが導入されたかもしれないという不安を裏づける結果は得られていない。成人健康調査の対象として使用した第Ⅰ次抽出群における死亡率は、広島で1800 m以遠、長崎で2000 m以遠で被爆し1950年当時生存していた者に限ってみれば、第Ⅱ次抽出群の同じ年齢、性、都市の者よりは依然としてかなり低い。この原因は、今回の解析では不明であり、さらに調査を要する。

1945年の合同調査団の調査票に急性放射線症状の記載のある者の資料を選んで調べたところ、第Ⅰ次抽出で急性放射線症状を呈した強度被曝者として選ぶための適格性を調べる面接調査以前に死亡したことが原因で、第Ⅰ次抽出から早期死亡者が脱落したとは認められなかった。そのうえ、第Ⅰ次抽出群における死亡率が低いことは抽出直後の時期においてばかりではなく、これは1964-66年の時期まで続いている。付録には、調査計画の立案や資料の集計のためにABCCで用いられている主要な調査対象群構成区分の系統的比較を示した。

Component 構成区分	Relation to Mortality Sample 寿命調査対象群との関係
ME200 (AHS 成人健康調査)	Selection I 第Ⅰ次抽出群
MEY	Selections II and III 第Ⅱおよび第Ⅲ抽出群
Reserve 予備群	Reserve subjects < 2500 m ATB only 原爆時2500 m未満の予備群のみ

Ascertainment of Mortality

The Japanese family registration system was described in the first report.² In brief, every Japanese citizen has a permanent place of family registration (honseki) to which a copy of the death certificate will be sent in the event of death. There the date and place of death will be posted on the registration record (family koseki). The LSS was designed to utilize this system for the ascertainment of the fact of death. Cause of death is then obtainable from the Health Center in the area where death occurred, under standard procedures established for the study by the Japanese government. Retention of the death certificate by the Health Center varies, but the legal minimum is 3 years.

At the onset of the study, before the now routine triennial koseki check for mortality was instituted, investigation of the census lists for eligibility and other follow-up work had developed information on mortality by direct field investigation, independently of the koseki record. It was of especial interest, therefore, to include the deceased among those sent to the koseki-ka for the first mortality check in 1958, and to learn that the koseki records revealed all but nine among the 1300 known deaths in Selection I subjects in the period 1950-58.² In planning the present report an effort was made to obtain a later reading on the completeness of the mortality information on the koseki record. Although migration is not as frequent in Japan as in the United States, it is nevertheless fairly common among the younger A-bomb survivors, becoming pronounced in late adolescence in association with schooling, marriage, and employment. It has seemed important, therefore, to learn whether the ascertainment potential of the family registration system is being eroded by migration or social change. Finally, information on the lag between

死亡の確認

日本の戸籍制度については第1報で説明した。² 簡単にいえば、日本人はひとりひとりが本籍地を持っており、死亡した場合、死亡診断書の写しがそこへ送られ、戸籍に死亡年月日と死亡場所が記録される。予研—ABCC寿命調査は、死亡の確認にこの制度を利用するように計画された。次に死亡の場所の所轄保健所からは、日本政府による調査のために設けられた手続きを経て、死因についての資料を入手することができる。各保健所における人口動態調査死亡票の保管期間は一定ではないが、法律で最低3年間と決められている。

調査開始当時、すなわち、現在のように死亡についての3年に1回の定期的な戸籍照合が行なわれる以前においては、種々の人口調査の名簿についての適格者の調査やその他の追跡調査で、死亡の情報が戸籍とは無関係に直接的野外調査によって集められていた。そこで、1958年に行なわれた第1回戸籍照合に死亡者をも含めて調査したが、1950—58年の期間に第Ⅰ次抽出群に判明していた死亡者1300名中わずかに9名を除く全例が戸籍に記録されていると認められたことは特記すべきである。² 今回の報告を準備するにあたっては、戸籍上の死亡記録の完全性についての最近の資料の調査を試みた。日本における転居の頻度は、米国ほど高くないが、原爆被爆者の若年層ではかなり高く、思春期後期における進学、結婚および就職の関係で著しくなる。したがって、移動やその他の社会的条件の変化のために戸籍制度の持つ確認能力が阻害されているか否かを知ることが重要であるよう

death and the availability of the information in the koseki record was sought as a guide to establishing cut-off dates for analysis.

Since any national system of mortality registration will break down in the face of external migration, if the koseki record shows that the subject emigrated prior to 1 October 1966, without returning to Japan to live, he has been excluded from the present analysis. In all, 56 such cases have been excluded; duplicate cases, other errors in identification, and subjects whose koseki could not be found account for the remainder of the difference between the 99,389 subjects specified by Jablon et al as the final selection for the LSS,⁴ and the 99,311 used here. Addition of the 9513 reserve subjects within 2500 m ATB brings the sample to 108,824 for the present analysis.

All individuals in the LSS sample not already known to be dead on the basis of previous koseki checks are rechecked every 3 years, on a schedule that takes one-third of the sample each year. All Selection I subjects not known to have died previously are visited by members of the ABCC contacting staff to arrange the biennial outpatient examinations of the AHS. To subjects who have moved from the immediate area served by the ABCC clinics, letters are written to verify address and survival. In this way the patient contacting process provides independent information that may be used in investigating the completeness of the koseki check. When the file was closed for the present analysis, the 5th cycle of AHS examinations had begun, and the period of the 3rd cycle, 1962-64, had been investigated by both the patient contactors and the staff making the koseki check. At the end of cycle 3, however, 202 Selection I subjects were carried as "address unknown," so that even intensive patient contacting and letter follow-up do not suffice to provide absolutely complete ascertainment for Selection I. At that time, about 2200 subjects were listed as migrants from the areas served by the clinics. By December 1966, 331 deaths among Selection I subjects in the interval July 1962-June 1964 had been ascertained. Every death had been checked at the koseki-ka, and in no case did the koseki check fail to reveal the fact of a death occurring 3 months or more before the check was made.

Since the great majority of deaths in the mortality sample occur at the older ages ATB, which are least subject to migration, about 90% of deaths in the proper part of the sample still take place

に思われた。最後に、死亡から戸籍記載までのずれについても調べて、解析のための期限を決める参考とした。

全国的な死亡登録制度のすべてが「海外移住」によって障害を受けているので、対象者が1966年10月1日以前に移住してその後帰国していないと戸籍に記録してある場合には、今回の解析から除外した。このような者は合計56名であった。寿命調査対象者の最終的な抽出として Jablon ら⁴の報告した99,389名と、今回ここで利用した99,311名との差は、これ以外に重複例、身許確認の際のその他の誤り、戸籍の確認ができなかった者などがあるためであった。予備群の中で原爆時に2500m未満にあった者9513名を追加したので、今回の解析に用いた対象者は108,824名になった。

戸籍照合は、毎年、寿命調査対象群の3分の1ずつについて行なわれるよう計画され、それに従って、以前の戸籍照合で死亡の記録のなかった者全員の調査を3年ごとに行なっている。死亡の報告のない第I次抽出群の全員について、成人健康調査における2年に1回の診察を行なうためにABCC連絡員が訪問している。その際、診察該当区域外へ転居した者には郵便調査を行なって住所と生死の別を確認している。このような調査対象者との連絡業務を通じて、戸籍照合の完全性を調べるために利用できる独立した情報が得られる。今回の解析のために記録を締め切った時には、成人健康調査の第5周期診察が開始されており、第3周期、すなわち、1962-64年の期間についての連絡員による調査と戸籍照合がともに完了していた。しかし、第3周期が終了した時には、第I次抽出群の対象者中の202名は「住所不明」であったので、第I次抽出群の確認を絶対に完全に行なうためには、強力な連絡と郵便調査だけではふじゅうぶんである。その時には、対象者のうち2200名が診察該当区域外へ移動していた。1966年末までに、第I次抽出群における1962年7月-1964年6月の期間の死亡者331例が判明した。この死亡者全員の戸籍照合を行なったが、照合の3か月以前の死亡はすべて確認できた。

寿命調査対象群中の死亡の大部分は、移動の最も少ない高齢層であるので、調査対象集団の基本群における死亡の約90%は現在も広島・長崎両市で起こっている。し

in Hiroshima and Nagasaki. Thus the lag in posting to the koseki records is short. Tabulation of a representative sample of about 2000 deaths occurring in the period 1958-63, and ascertained prior to 1 October 1966, showed that 98.9% were posted to the koseki record by the end of the 4th month after death. Shorter intervals were not tabulated but the percentage would be appreciably lower in the 1st and 2nd months.

From the beginning of the AHS there has been concern as to the possibly selective nature of migration, and even for the LSS some concern that the ascertainment of mortality might prove, in time, to be less complete for migrants. Some reassurance as to the latter point has been provided by the foregoing analysis. The association between migration and mortality was attacked on the basis of residence at the time of the 3rd cycle contact (1962-64) for subjects in Selection I and mortality in the 1962-66 period. This is a slightly biased comparison, in that perhaps 10% of the subjects classified as migrants were not actually exposed to the risk of dying as migrants throughout this period, but is nevertheless useful as a benchmark.

Migrants were somewhat more numerous among those not in the city ATB, about 16% being listed as no longer in the city or adjacent area served by the clinics, in comparison with 11% of those who were actually in the city ATB. But the greatest source of variation is age, since migration reflects primarily the career choices of late adolescents and young adults. Sex and city are also important, as may be seen from Table 1, which is restricted to those in the city ATB.

There were 742 deaths in Selection I subjects in the 1962-66 interval, or 4.1% of the 18,016 alive on 1 October 1962. The classification by residence in 1962-64 (Table 2) is not clearly associated with mortality in 1962-66. There were 39 deaths among the migrants in comparison with 48 expected, after adjustment for differences in age, but $P > .05$. It may be only because migration is not common among the elderly, but reflects career and marriage opportunities of the young, that the ascertained mortality of the migrants does not yet clearly differ from that of those who remain in the areas served by the ABCC clinics. Plainly, the mortality of migrating members of the sample will assume greater importance in the future and it will become increasingly important if their ascertained mortality differs from that of those who remain in Hiroshima and Nagasaki.

たがって、戸籍に死亡が記載されるまでの時間的な遅延は少ない。1966年10月1日以前に判明した1958-63年の間における死亡者の代表的なサンプル約2000例の集計では、その98.9%は死亡から4か月以内に戸籍に記録されていた。もっと短期間についての集計は行なわなかったが、1か月または2か月以内のものの割合はかなり低くなる。

成人健康調査開始当時から、移動による偏りの可能性が懸念され、寿命調査においても転居者群における死亡確認の精度がいずれは低下するのではないかと不安があった。後者の点については、前記の解析によればあまり心配はなさそうである。移動と死亡率との関係については、第Ⅰ次抽出群の第3周期診察のための連絡を行なった時の現住所(1962-64年)および1962-66年の期間の死亡を用いて検討した。この比較には軽度の偏りがある。すなわち、転居者として分類された者の10%程度は実際はこの全期間における転居者と同じような死亡の危険に曝露されてはいないが、やはり一つの指標として有益であろう。

原爆時に市内にいなかった者では、診察該当区域である市内および隣接地域から移動したと報告された者がや多く、約16%であるのに対して、原爆時に市内にいた者では11%である。しかし、最も違うのは年齢であり、これは思春期後期および青年期における就職が主として移動に反映されるからである。原爆時市内にいた者に限定して示した表1にみられるように、性と都市別の観察も重要である。

1962-66年の期間における第Ⅰ次抽出群の死亡者は742例であり1962年10月1日現在の生存者18,016例の4.1%に当たる。1962-64年の住所の分類(表2)と1962-66年における死亡との間に明確な関係はない。年齢構成の差を補正して比較を行なうと、転居者に死亡者が39例あり、これに対して期待数は48例であったが、統計的には有意でない($P > .05$)。転居者の死亡率が、ABCC連絡地域内に留まっている者と明白な差を示すには至っていないのは、移動が高年齢層において少なく、移動はむしろ若年齢層における就職や結婚の機会を反映していることのためだけであるかもしれない。対象群中の転居者における死亡は、今後ますます重要になってくることは明らかであり、その人々における死亡率が、広島・長崎に残っている者のそれと差があるとすれば、いっそう重要である。

Mortality Information

From 1 October 1950 to 1 October 1966 there were 16,536 deaths in the extended mortality sample of 82,271 A-bomb survivors plus 26,578 who were not in the city ATB. The interval of observation for mortality varies somewhat between these two major components of the sample.⁴ All the A-bomb survivors were observed for a full 16 years, but difficulties in assembling the matched comparison group who were not in the city ATB could be solved only by resort to census lists generated after 1 October 1950, especially the Hiroshima Daytime Census of 3 June 1963. Direct comparisons using those not in the city ATB become needlessly complex for the first 3 years of the 16-years period and have been sacrificed to ease in tabulation. Also, since Jablon et al⁴ have shown that subjects not in the city ATB have lower mortality ratios than the survivors at all distances, dose-specific analyses are best limited to the survivors, for whom the full 16 years can be studied directly. Since the late effects of radiation seem not to be randomly distributed in time, the present analysis is structured in terms of calendar time (interval from radiation to observation) as well as age ATB. Other basic variables determining the pattern of analysis include sex, city, dose or distance, and cause of death. Somewhat arbitrarily, therefore, the 16-year period of observation was divided into four 4-year intervals ending 30 September 1954, 1958, 1962, and 1966. The numbers of deaths in these intervals are:

Year 年度	Total sample 総数	A-bomb survivors 原爆被爆者
1950-54	3531	3045
1954-58	4286	3357
1958-62	4326	3274
1962-66	4393	3417
Total 計	16536	13093

Deaths have been coded as to underlying cause according to the 1955 (7th) revision of the International Statistical Classification of Diseases, Injuries, and Causes of Death¹⁴ as interpreted by the Statistics Division, Ministry of Health and Welfare,* to achieve maximum comparability with official Japanese mortality statistics. Although

死亡に関する資料

寿命調査拡大対象集団における原爆被爆者82,271名と原爆時に市内にいなかった者26,578名において、1950年10月1日から1966年10月1日までに16,536名の死亡者があった。対象集団のこの二つの主要構成区分においては、死亡についての観察期間が若干異なっている。⁴ 被爆者の全員について、16年間の観察が行なわれている。一方、原爆時に市内にいなかった者から成る比較群の設定には、種々の困難があつて、1950年10月1日以後に行なわれたいろいろの人口調査、特に1953年6月3日の広島市昼間人口調査の名簿を利用する以外に解決法がなかった。そこで、原爆時市内にいなかった者をそのまま比較に用いれば、この16年間の最初の3年については不必要に複雑となるので、集計を簡易にするためにこの群を除外した。また、Jablon ら⁴ は、原爆時に市内にいなかった者の死亡率が、いずれの距離の被爆者よりも低いことをすでに発表しているので、16年の全期間が直接に検討できる被爆者に限って線量別解析を行なうことが最良であろう。放射線の後影響が時間的に無作為的に分布しているとは考えられないので、今回の解析は、原爆時年齢のほか、に暦上の時期（放射線被曝から観察までの期間）を用いて行なった。そのほか、解析の様式を決定する基本的要因としては、性、都市、線量または被爆距離、および死因を用いた。やや任意的ではあつたが、この16年間の観察期間としては、1954年、1958年、1962年および1966年の9月30日をもって四つの時期に区分した。それぞれの期間における死亡例数は次のとおりである：

原死因は、1955年（第7回）修正国際疾病、傷害および死因統計分類¹⁴に基づき、かつ厚生省統計調査部の指導*を受けて符号化し、日本の公式死亡統計とできるだけ一致するように努めた。寿命調査対象群100,000名における

*It is a pleasure to acknowledge the continued assistance of Dr. Fusa Ueda of the Ministry staff in regard to such coding.
符号化にあたって、厚生省の上田フサ博士に引き続きご協力いただいていることを感謝する。

the autopsy rate is currently about 40% for the LSS sample of 100,000 subjects, rarely does the physician have information from the postmortem examination before he certifies the fact and cause of death. Thus, apart from leukemia, which is so intensively studied in Hiroshima and Nagasaki during life that one must suppose that death certificates from these cities are far more complete and accurate than elsewhere in Japan, there is no reason to expect that the quality of death certification in Hiroshima and Nagasaki differs greatly from the average for Japan.

Only the underlying cause of death has been used from the death certificate because Ishida and Jablon have shown that, in this material, the coding of secondary causes and associated conditions adds very little information to that provided by the underlying cause.¹⁵

As noted, ABCC postmortem studies¹³ have provided specific information on the validity of the underlying causes of death obtained from the death certificates, and it is hoped that the volume of autopsy material will ultimately permit considerably more trenchant analyses of individual causes of death than death certificates will support. For the present, however, the autopsy material can be used only in supplementary fashion, and the obligation to use the underlying cause of death seems clear.

In the interests of efficient tabulation, a recoding scheme was developed on the basis of past experience with the data, the increased interest in specific forms of cancer, and the need to represent all systems. This regrouping of the ICD rubrics is listed in Table 3. The recodes there were used both individually and in various groups, e.g., 01-82 (ex. 24) to represent all natural causes except leukemia, 10-23 all cancer except leukemia, 11-15 cancer of the digestive system, etc.

As in the earlier analyses of this series, the mortality sample was compared with the nation as a whole as part of the effort to evaluate procedures for the ascertainment of mortality. The geographic distribution of the JNII-ABCC mortality sample is not that of the entire nation, of course, as most subjects still live in Hiroshima and Nagasaki. Hence, in any really close comparison between the mortality sample and the nation as a whole the geographic influence must be considered as well as the A-bomb experience. In Table 4 some comparative mortality data are given to indicate the importance of geographic

剖検率は現在約40%であるが、主治医が死亡診断書の記入を行なうときに剖検の結果がすでにわかっていることはまれである。白血病の場合は、広島・長崎では、患者の生存中から非常に強力な調査が行なわれるので、両市における白血病の死亡診断書は他の日本各地におけるそれよりはるかに完全、かつ、正確であろう。これ以外には、広島・長崎における死亡診断書の質が全国平均と大きな差を示すと考える理由はない。

石田およびJablonが行なった調査で、死亡診断書に記載される二次死因と関連死因を用いても、原死因によって得られる情報にほとんど追加すべきものがないことが認められたので、ここでは原死因のみを使用することにした。¹⁵

後述のように、ABCCにおける病理学的調査¹³では、死亡診断書から求められる原死因の確実性について具体的な資料が得られている。剖検材料が増加すれば、死亡診断書ではできないような、はるかに徹底した解析が個々の死因についていずれ可能になることが期待されている。しかし、現在のところ、剖検材料は補足的な形で利用できるにすぎないので、原死因を利用する必要があることは明らかである。

集計を効果的に行なうため、資料に関する過去の経緯、特定の癌に対する関心の増大、ならびにすべての器官系統について集計する必要性などを考慮して分類符号の再編成を行なった。この国際疾病分類の再編成を表3に示した。ここに示した修正符号は、個々に利用するとともにいろいろに組み合わせて使用した。たとえば、01-82(24を除く)は白血病を除く全病死、10-23は白血病を除く全癌、11-15は消化器系の癌などである。

寿命調査に関する以前の解析と同じように、寿命調査対象群と日本全国の死亡率を比較して死亡確認の作業の評価を試みた。予研-ABCC寿命調査対象群の地理的分布は、全国人口とはもちろん異なっており、大部分は現在も広島・長崎に居住している。したがって、寿命調査対象群と全国の死亡率の厳密な比較を行なう場合には、原爆被爆以外に地理的影響をも考慮しなければならない。表4における死亡率の比較は、地理的要因の重要性を示

variation. It tends to be reflected in rates for particular causes even more strongly, of course. For example, in Nagasaki death rates have been well above the national average for tuberculosis over the period under study here. In Hiroshima rates have been especially high for accidents. Expected deaths were calculated for city-sex-age groups for each year, on the basis of age- and sex-specific mortality rates for all Japan in that year, and the appropriate sums compared with the numbers of deaths actually observed. Because of the irregular onset of the period of observation for their mortality, those not in the city ATB were omitted from the calculation. For administrative reasons the calculation was further restricted to the 72,758 A-bomb survivors in the proper part of the sample, i.e., excluding the reserve group. Age was grouped in 5-year intervals for purposes of calculation throughout. Estimates were made for the following somewhat arbitrary groups of causes:

している。この要因はもちろんある特定の疾患の率に特に強く反映される傾向がある。たとえば、ここで調査の対象となった期間における結核による死亡率は、全国平均よりも長崎がかなり高い。広島では事故死の率が特に高い。各年度における都市・性・年齢別の期待死亡者数は、その年度における日本全国の年齢別および性別死亡率を用いて計算し、それぞれ適当に合計して実際の観察死亡者数との比較を行なった。原爆時に市内にいなかった群は、死亡についての観察が開始された時期が不規則であるので、計算に含めなかった。このほか、実施上の理由で計算は対象集団の基本群のみ、すなわち、予備群を除いた被爆者72,758名に限定した。すべての計算に5歳年齢階級を用いた。死因を次のようにやや任意に群別しそれについて計算を行なった：

Recode 修正符号	ICD(7th) 第7回国際疾病死因分類	Cause 死因
01-98	All 全例	All causes 全死因
90-94	E800-E999	Accidents, poisonings, and violence 不慮の事故、中毒および暴力
01-82	001-795	All natural causes, including leukemia 全病死(白血病を含む)
01	001-019	Tuberculosis 結核
10-23	140-203,205	Malignant neoplasms, except leukemia 白血病を除く悪性新生物
24	204	Leukemia 白血病
40-43	330-334	Vascular lesions affecting central nervous system 中枢神経系の血管損傷
51	420	Arteriosclerotic heart disease 動脈硬化性心臓疾患
62	540-541	Peptic ulcer 消化性潰瘍
70	590-594	Nephritis and nephrosis 腎炎およびネフローゼ

Finally, the calculations were not made as one would create a life-table curve of survivors (L_x), i.e., by multiplying the original cohort by the complement of the mortality rate for the 1st year, reducing the cohort by that product, and then multiplying the reduced cohort by the rate for the 2nd year, and so on. Rather, they were made by multiplying the observed (midyear) number of survivors in each year by the rate

なお、この計算では生存数(L_x)の生命表曲線を作る場合のように、最初のコホートの数に第1年目の死亡率を掛けてその積をコホートから引き、次に、残ったコホートの数に2年目の死亡率を掛けるという方法は用いなかった。時期別比較における期待数の意義を高めるため、各

for that year, so as to enhance the value of the expected deaths for time-specific comparisons.*

For the 72,758 A-bomb survivors whose expected deaths were estimated in the fashion described, the 16-year totals are as shown in Table 5 for both cities and both sexes. In view of its A-bomb experience and narrow geographic selection, the mortality sample differs from the national average less than might have been expected. Outstanding is the discrepancy for leukemia, but also of interest are those for other malignant neoplasms and for tuberculosis. In comparison with an expectation of 25 deaths from leukemia, the A-bomb survivors in the sample actually suffered 96; for those within 1400 m ATB, however, only three were expected vs 57 observed.** For the individual 4-year periods the O/E ratios are .97, 1.04, .95, and .97. For the four city-sex components of the sample the ratios are:

Hiroshima 広島	male 男	1.00
	female 女	.89
Nagasaki 長崎	male 男	1.14
	female 女	1.12

That is, for both sexes, mortality in Hiroshima is at or below the national level, but in Nagasaki the ratios are well above. This comparison is extended to other causes in Table 6. Age ATB is considered in Table 7 also by city and sex, for the age groups 5-9, 15-19, etc., ATB. There is no consistent tendency by age.

Procedures for obtaining permission for autopsy at ABCC are such that the attending physician will almost always have filed the death certificate before autopsy can be performed. This creates an unusual opportunity for monitoring death certificates as to the quality of their information on cause of death. Jablon et al¹⁶ evaluated the ABCC series of 1215 autopsies for 1950-62, and showed that the correspondence between the underlying cause of death and the principal autopsy diagnosis is generally good for malignant neoplasms, and for the major cardiovascular-renal diseases as

年度の年央における観察生存者数にその年度の死亡率を掛けて計算した.*

上記の方法で原爆被爆者72,758名の期待死亡者数を計算したが、両市および男女を合計した16年間の総計を表5に示した。原爆被爆者であり、かつ限られた地域からの対象者抽出が行なわれたにもかかわらず、寿命調査対象群と全国平均との間の差は予想されたほど大きくなかった。白血病に顕著な差がみられるが、その他に悪性新生物および結核にも差があることが興味を引く。白血病による期待死亡者数が25例であるのに対して、対象群中の原爆被爆者に実際に観察されたのは96例である。しかし、被爆距離1400m未満の者では、期待数3例に対して観察数が57例であった。**それぞれ4年ごとの期間における観察数と期待数の比は .97, 1.04, .95, .97である。対象者を都市別・性別に四つの群に分けてこの比率をみると、次のとおりである:

すなわち、死亡率は男女ともに広島が全国平均あるいはそれより低く、一方、長崎はかなり高い。その他の死因について同様の比較を表6に示した。原爆時の年齢を5-9歳、15-19歳というような年齢群に分けて都市別・性別に検討したのが表7であるが、年齢による一定の傾向は認められない。

ほとんどの場合、剖検の実施以前に主治医はすでに死亡診断書の記入を完了している。そこで、死亡診断書に記載されている死因に関する情報の正確性を検討する類例のない機会が得られる。Jablonら¹⁶は、1950-62年のABCCにおける剖検1215例を調査し、原死因と主要剖検診断との一致は、悪性新生物が一般に良好であり、心腎疾患も一括してみれば良好であるが、個々の循環器系疾患は一致率が低いものが多いことを認めた。そのほかに、

* We are indebted to Mr. Masanori Otake for these calculations. この計算を担当した大竹正徳氏に感謝する。

** At the level of all known causes of death (excluding 32 deaths from unknown cases), there were 11,810 observed (O) deaths vs 12,006 expected (E), with O/E = .98.

全死因による死亡では(死因不明の32例を除く)観察数(O)11,810名対期待数(E)12,006名で、前者と後者との比は.98である。

a class, but poor for most of the individual circulatory diseases. They also showed that since 1961 the ABCC autopsy series had become much more representative of all deaths in the mortality sample, especially regarding exposure to atomic radiation and cause of death. By the end of 1965 the series had increased to 2539 autopsies of which 1972 had been accumulated in the 1961-65 interval when the average autopsy rate was 39%, and every effort was being made to achieve a maximum, unbiased procurement. In 1967 Beebe et al studied the series accumulated through 1965 as to sources of variation in the autopsy rate, probable validity of the death certification of cause, and possible influence of atomic radiation¹³. They showed that the autopsy series, while still subject to some selection with respect to age, place of death, exposure to radiation, and cause of death, had become increasingly representative. A summary of their findings as to correspondence between the principal autopsy diagnoses and the underlying cause of death is given in Table 8. The detection rates shown there give the likelihood that the cases attributed to a principal autopsy diagnosis will have the same diagnosis as the underlying cause. The confirmation rate gives the likelihood that cases of a given underlying cause will have been "confirmed" by the principal autopsy diagnosis. These are not the only useful measures of validity or even of agreement, and do not use all the information available. That is, for 39% of the underlying causes lacking confirmation by the principal autopsy diagnosis, the underlying cause did nevertheless appear among the ancillary autopsy diagnoses. Thus, among 152 cases with tuberculosis as the underlying cause, only 100, or 66%, had tuberculosis as the principal autopsy diagnosis, but in 123, or 81%, tuberculosis appears among the autopsy diagnoses. These considerations are especially important for individual circulatory diseases which have low confirmation rates. For example, there were 316 deaths for which cerebral or subarachnoid hemorrhage was the underlying cause, and less than 20% of these were "confirmed" by the principal autopsy diagnosis, but in an additional 33% these conditions were among the ancillary autopsy diagnoses.

Low detection rates reflect proportionate losses in the amount of information, cases are missed. Confirmation rates, on the other hand, measure the validity of the underlying cause in terms of the principal autopsy diagnosis. The observations of Table 8 suggest that only for tuberculosis, most forms of cancer, cirrhosis, possibly diabetes, and

1961年以降のABCC剖検例は、特に原爆放射線被曝および死因の観点からみれば、寿命調査対象群における全死亡をよく代表するようになったことを認めた。1965年末までに剖検は2539例に増加した。この中に、平均剖検率が39%で、できるだけ偏りの少ない剖検例を入手するように極力努力した1961-65年の期間に行なわれた剖検例が1972例ある。1967年にBeebeらは1965年末までに収集された剖検例を用いて剖検率における変動の源、死亡診断書に記載されている死因の正確性および原爆放射線被曝の影響の有無を検討した。¹³ 剖検例には、年齢、死亡場所、放射線被曝および死因の面で若干の選択性が残っているが、以前よりは対象者の構成に偏りのないことが認められた。主要剖検診断と原死因との一致についての成績は表8に示した。ここで発見率は、ある剖検診断が与えられた症例に対して同じ疾病が原死因として記載される可能性を示す。確認率は、ある原死因が剖検診断で「確認」される可能性である。この方法は、確実性あるいは一致の程度を効果的に示す唯一の指標でもなく、しかも、入手されているすべての情報を活用していない。すなわち、主要剖検診断で確認されなかった原死因の39%は、関連剖検診断の中に含まれていた。たとえば、結核を原死因とする152例のうちわずかに100例、すなわち66%が結核を主要剖検診断としていた。しかし、その123例、すなわち、81%では剖検診断の一つに結核が含まれていた。これについての考察は、確認率の低い個々の循環器疾患の場合に特に重要になる。たとえば、脳出血またはクモ膜下出血を原死因とする死亡316例中の20%以下が主要剖検診断によって「確認」されたが、そのほかに33%は関連剖検診断に含まれていた。

発見率が低いことは、それだけ情報が失われることである。すなわち、症例が失われることである。一方、確認率は主要剖検診断と比べた場合の原死因の正確性を測るものである。表8をみると、結核、大部分の癌、肝硬変、糖尿病および外傷についての確認率がかなり高い。この

trauma are confirmation rates reasonably high. This does not mean that for all other causes the data are so inaccurate that later radiation effects, if present, could not be found, but it does mean that such effects must be fairly large to emerge from the analysis. Obviously the data on leukemia, where the radiation effect is very large, could be subject to considerable error and still provide statistical evidence of radiation leukemogenesis.

Although, on the basis of Table 8, it was not considered desirable to limit analyses of underlying cause of death to the diagnoses of greatest validity, it was nevertheless decided to supplement that analysis with autopsy data of the 1961-66 period, and to employ all autopsy diagnoses, not merely the principal autopsy diagnosis. The distributions of diagnoses derived from 1576 autopsies are shown in Table 9. Tabulations were made for the diagnoses starred in Table 9 and were restricted for convenience, to subjects in the proper part of the sample with T65 dose estimates. Because, even during 1961-65, there remained some selection of autopsies with respect to distance from hypocenter ATB, tabulations of the autopsy diagnoses are confined to the set of 1576 autopsied; autopsy diagnoses are not related to the entire sample of subjects as is done in the analysis of underlying cause of death. It is believed that this procedure does guarantee that the search for radiation effects is free from the small bias in the autopsy rate itself.

Dosimetry

The methods used in developing the dosimetry for A-bomb survivors have been described by Arakawa with particular reference to the T57D system used at ABCC in the period 1959-65.⁸ The current T65D system represents a major modification based in large part on the work of Auxier et al.¹⁰ and of Cheka et al.,¹¹ and is described in detail in an ABCC Technical Report.⁹ An independent confirmation of the air-dose curves of Auxier et al.¹⁰ has been published by Hashizume et al.¹⁷ Values calculated for individual survivors depend on detailed shielding histories⁸ obtained in the period 1951-60 in Nagasaki, and 1954-62 in Hiroshima. There is little objective information on the reliability of these histories, the collection of which has been under the supervision of consultants from the Health Physics Division, ORNL, since 1957, but throughout the period of inquiry survivors seemed able, with the aid of aerial photographs of the city before the bomb,

ことは、その他の死因は資料が非常に不正確であるために放射線後影響があっても検出できないという意味ではない。ただ、その影響がかなり大きくないかぎり、この解析では判明しないということである。たとえば、白血病には放射線の影響がきわめて顕著であり、その資料に相当の誤差があっても放射線性白血病発生についての統計的証明ができる。

表8の結果からは、原死因の解析を正確性の最も高い疾病に限ることが望ましいとは思われないが、解析にあたっては、1961-66年の剖検資料を加味し、主要剖検診断名のみならず、すべての剖検診断名を利用することにした。集計では、便宜上対象者の基本群の中でT65線量推定値が求められている者に限定して表9で星印を付した項目のみを取り上げた。表に示してある頻度は1576例の剖検から得たものである。1961-65年の期間でも、原爆時の爆心地からの距離によって剖検例が選択される傾向が若干残っていたので、剖検診断の集計はこの1576例に限定した。剖検診断については、原死因の解析の場合のように対象群全体との関係は求めなかった。この方法によって、放射線影響の探索にあたり剖検率そのものにおける軽度の偏りを避けることができると考えた。

線量測定

原爆被爆者の線量測定を行なうために用いられた種々の方法、特に1959-65年の期間にABCCで使用したT57線量推定値に関してはArakawaが記述している。⁸ 現行のT65線量推定値は、主としてAuxierら¹⁰とChekaら¹¹の研究に基づいて行なわれた大規模な改訂の結果であり、未発表のABCC業績報告書に詳細に説明されている。⁹ 橋詰らは、独自の調査でAuxierら¹⁰の空気線量曲線を確認する結果を報告している。¹⁷ 各被爆者の線量計算の基礎となったのは、長崎で1951-60年、広島で1954-62年に収集された詳細な遮蔽記録である。⁸ これらの遮蔽記録の収集は、1957年以来Oak Ridge National Laboratory保健物理部門から派遣された顧問の指導のもとで行なわれたが、その信頼性についての客観的資料はほとんどな

to recall their circumstances ATB in great detail. When stated distance ATB on a sample of the Joint Commission records was compared with that obtained independently by ABCC shielding technicians years later, the agreement was good.¹⁸ In his psychiatric interviews in 1962, Lifton¹⁹ was impressed by the immediacy with which survivors recalled the events of the fateful day.

Although ABCC field workers have customarily evaluated their shielding histories in terms of the probable reliability of their informants, and the resulting classification is carried on the source tapes used for the present analysis, no adequate analysis of this classification had been made prior to the planning of the present report. Accordingly, this classification has been ignored in making the current analysis, and all dose estimates were employed.

The T65D estimates of both gamma and neutron doses for Hiroshima survivors are generally a half to a third of the T57D values (Table 10), reflecting the drastic revision in the estimated yield of the weapon by Auxier et al.,¹⁰ moderated to some extent by considerably higher transmission factors for gamma rays. In 1962 Brill et al.²⁰ called attention to the greater apparent incidence of leukemia per T57 rad in Nagasaki than in Hiroshima. Jablon et al later noted⁴ that the T57D estimates for Hiroshima and Nagasaki seemed incommensurate when the survivors of the two bombs were compared on the basis of their reported prevalence of acute symptoms ATB, a rad in Nagasaki seeming to be about twice as potent as a rad in Hiroshima. Accordingly, the latter comparisons have been repeated for the new T65D estimates (Figure 1) by Fukushima,²¹ and again the cities differ, but their position is reversed. The two bombs differed greatly in their spectra of nuclear radiation, the air dose at 1000m being made up of gamma rays and neutrons in the ratio of 1.3:1 for Hiroshima and about 25:1 in Nagasaki. If the T65D estimates are correct, it would appear that an average RBE for neutrons would be about four for such major acute symptoms as epilation.

Although the present sample is heavily weighted with proximally exposed survivors, about two-thirds of the T65D estimates are below 10 rad. The distribution of the entire sample of survivors, by city, and according to the class-intervals used here, is given in Table 11, with neutrons and gamma combined 1:1 to provide the total dose. It has not been possible to estimate the dose of almost

い。しかし面接調査の行なわれた期間の全体を通じて、被爆者は、原爆以前の空中写真から原爆時の状態を詳細に思い出すことができた。合同調査団の記録の一部を選んで、そこに記録してある被爆距離を、何年も経過した後にはABCC遮蔽調査員が単独に調べて求めた距離と比較してみると、両者はよく一致した。¹⁸ 1962年に Lifton¹⁹ は心理学的面接調査を行なったが、被爆者があの運命的な一日のできごとを容易に思い起こすことができた点が印象的であったという。

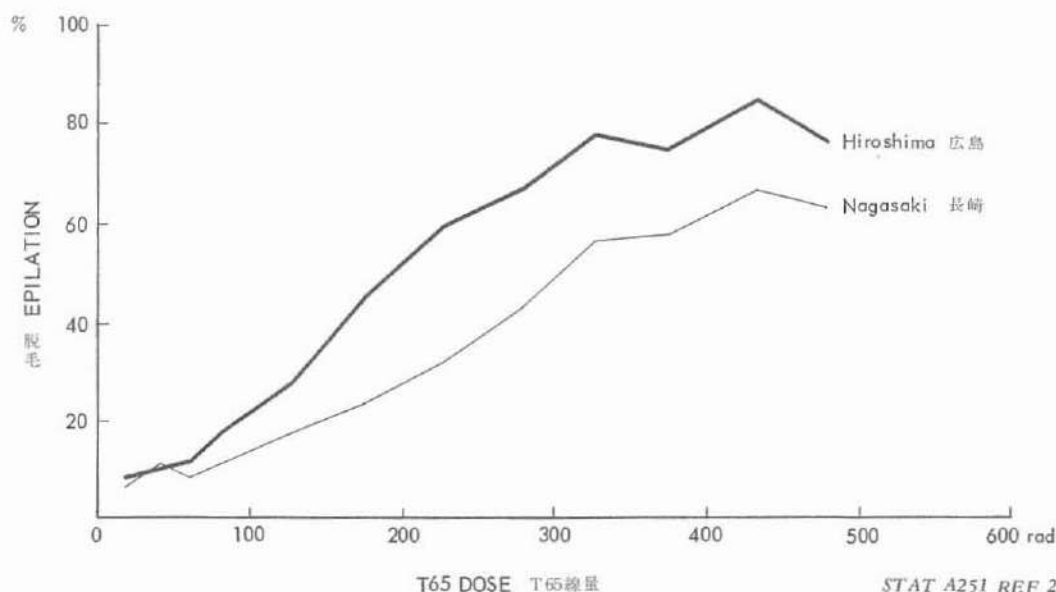
ABCCの調査員は、通常、回答者の信頼度に応じて遮蔽記録を評価しており、その評価の結果は、今回の解析の基礎資料として用いたテープ記録に記載されている。しかし、今回の報告を計画する以前にこの評価結果の分類法についてじゅうぶんな検討が加えられたことはない。したがって、今回の解析では、この評価分類を無視して、すべての線量推定値を用いることにした。

広島被爆者のT65線量推定値は、ガンマ線と中性子がともにT57線量推定値のだいたい半分の1である(表10)。これはガンマ線の透過係数がかかなり高められたことによってある程度緩和されたとはいえ、Auxierら¹⁰により原爆による発生放射線量の推定値に大きな変更が行なわれた結果である。1962年に Brillら²⁰ は、T57線量推定値による1 rad当たりの白血病発生率は広島よりも長崎が高いようであることを指摘した。その後 Jablonら⁴ は、報告されている原爆時の急性症状の頻度を用いて両市の被爆者を比較し、広島・長崎両市のT57線量推定値の間に不均衡があり、長崎における1 radは広島の1 radの約2倍も強力であるように思われることを認めた。そこで、新しいT65線量推定値を用いた同様な比較が福島²¹によって行なわれ(図1)、両市間の差が再びみられたが、両者の関係は逆転していた。二つの原爆の放射線スペクトルに大きな差があり、1000mにおける空気線量のガンマ線と中性子との割合は広島が1.3:1、長崎が約25:1であった。このT65線量推定値が正しいとすれば、脱毛などの主要急性症状発生のための中性子の平均RBEは約4であるように思われる。

今回の対象者に近距離被爆者が多いとはいえ、その約3分の2はT65線量推定値が10 rad以下である。両市における被爆対象者全体の中性子とガンマ線量をそのまま1:1で合計した総線量別分布を今回の解析で用いた分類区分に従って示したのが表11である。正確な線量推定法のない異常な遮蔽状況下にあった者(電車・工場等)、

FIGURE 1 FREQUENCY OF HISTORY OF EPILATION BY T65 DOSE & CITY

図1 脱毛の頻度：T65線量・都市別



5% (3% in Hiroshima and 9% in Nagasaki), either because of unusual shielding situations for which reliable methods of estimation do not exist (trolley-cars, factories), or because death or migration occurred before a shielding history could be obtained. Shielding configurations outside the scope of present estimation procedures are much more prevalent among Nagasaki survivors. There is an association between the absence of a T65 dose estimate and early (1950-54) mortality that has strengthened our determination to perform the analysis on the basis of both dose and distance, and to include among the dose-specific comparisons one that would enable the higher initial mortality of subjects with unknown dose to be examined (Table 12). The indications are that initial mortality is high in those lacking T65D estimates because death occurred before shielding histories were sought, and that they tend to be drawn from those most proximally exposed. Of the 3791 subjects of unknown dose, 1918 were exposed within 1200 m in Hiroshima or within 1500 m in Nagasaki, and represent 26% of all 7340 in the sample exposed at these distances. In each city, for fixed distance, 1950-54 mortality is higher by an average of about 50% among those whose dose is unknown as compared with those whose dose could be calculated.

または遮蔽調査実施以前に死亡または移動した者があるため、約5% (広島3%, 長崎9%) について線量の推定が不可能であった。現行の線量推定法の枠外にある遮蔽状況下の者は長崎の被爆者にはるかに多い。T65線量推定値の有無と早期死亡率(1950-54年)との間に関係がみられたので、線量と距離の双方を用いて解析を行なうべきであると考え、線量別比較の中に線量の有無による比較を加えて、線量不明の者における早期死亡率の増加を検討することにした(表12)。T65線量推定値が得られない例に早期死亡率が高いのは、遮蔽調査実施以前に死亡したためであり、そのような者が至近距離の被爆者群として多く抽出されている傾向があるようにみえる。線量不明の3791例のうち1918例は広島で1200m未満、長崎で1500m未満の被爆者であり、これらはこの距離区分における対象者総数7340名の26%に当たる。両市のいずれにおいても一定の距離における1950-54年の死亡率は、線量不明の者のほうが線量計算の可能であった者よりも平均して約50%高い。

Calculation of the T65D estimates has encouraged primary reliance upon these estimates in screening the experience for evidence that late mortality depends upon the amount of ionizing radiation received. Ground distance* ATB has not been ignored, however, but has been used in parallel analyses for the sake of continuity with the earlier reports, because dose cannot be estimated for a significant number of survivors, and because of the correlation with mortality already discussed. Distance is handled somewhat differently in this report because of the change in air-dose curves. It no longer seems advisable to divide distance in the same way in both cities and then combine the city-groups directly. The new intervals employed for distance, and the median T65 total doses (neutrons and gamma combined 1:1) are:

後期死亡率と電離放射線被曝線量との関連の有無を調査するためにこのT65線量推定値を主として用いることにした。しかし、原爆時の被爆距離*は無視しなかった。以前の報告との一貫性を保つため、また、前記のように相当数の被爆者についての線量推定が不可能であり、また、これが死亡率と相関があることなどの理由で、距離を用いて解析を並行して行なった。ただし、空気線量曲線に変更が加えられたので、今回の報告では距離の扱い方を若干変えてある。両市において距離を同じように区分し、そのうえで両市を直接合計することは望ましくないと考えられた。距離の新しい分類区分とT65総線量の中央値(中性子とガンマ線を1対1の割合で合計)は次のとおりである:

Group 群	Ground Distance 被爆距離		Median Dose 線量中央値
	Hiroshima 広島	Nagasaki 長崎	
I	1700 + .m	2100 + m	0 rad
II	1400 - 1699	1800 - 2099	18
III	1200 - 1399	1500 - 1799	60
IV	< 1200	< 1500	199

Those who were not in the city ATB, but who entered within the next 30 days, have been divided according to earliest date and depth of penetration toward the hypocenter, in recognition of the fact that some of the early entrants report symptoms characteristic of acute radiation injury, and of the decision of the Japanese government to recognize as "exposed" those who entered within 2 weeks.²² Analyses of induced radiation and fallout^{23,24} suggest that early entrants probably did not receive significant amounts of radiation. Even if effects were to be demonstrated for this group it would be impossible to describe them in dose-specific terms. For these reasons, and also because those not in the city ATB differ sociologically from the survivors of the direct radiation, the dose-specific analyses are confined to those who have stated that they were in the city ATB.

原爆時に市内にいなかった者のうちの早期入市者の中には、急性放射線障害の特徴的症狀があったと報告する者もあること、また、日本政府が2週間以内に入市した者を被爆者と認定していること²²を考え、30日以内に入市した者を最初の入市年月日と入市地点に基づいて分類した。しかし、誘導放射能と降下物についての調査では、^{23,24}早期入市者はおそらく有意な放射線を受けていなかったということが示唆されている。この群に影響が発見されたとしても、線量との関係を確立することは不可能であろう。このことのほかに、原爆時に市内にいなかった者は、直接被爆者との間に社会学的な条件に差があるので、線量別解析を原爆時に市内にいたと申し述べた者に限定した。

*In calculating dose it is "slant distance", i.e., distance from the epicenter, that is used. For Hiroshima slant distance is a simple linear function of ground distance, but in Nagasaki, where the terrain of interest is not entirely flat, this is not the case. Nevertheless, ground distance is used here in preference to slant distance for the sake of comparability with prior analyses.

線量の計算には「直線距離」、すなわち、炸裂点からの距離を用いる。広島では、直線距離は地上距離の単純な線型関数であるが、長崎では問題の地区の地形は完全に平坦ではないので、事情が異なっている。しかし、以前の解析との比較を可能にするため、直線距離よりは地上距離を用いた。

Statistical and Other Considerations

Since it cannot be assumed that the effect of radiation will be uniform with respect to demographic factors, calendar time, or even city at the level of total dose, and since the risk of mortality is especially sensitive to such factors, the analyses have all been controlled on age ATB, sex, city, and calendar time. Comparisons are either standardized for age or are age-specific, and separate tables are provided for each of four 4-year intervals and for the entire 16-year period. Age is grouped in 10-year intervals of age ATB in these tables, and the time-intervals are the four 4-year periods defined previously.

Since the radiation under study emanated from bombs, the possibility must be entertained that the radiation dose received by a survivor is correlated with other characteristics that might influence survival, whether these be other products of the bomb or ecologic factors whose distribution somehow correlates with that of the radiation. Such effects and correlations have not been shown, but neither can they be dismissed out of hand. For technical reasons it has not been possible to include such factors in the present report.

Screening the mortality of 16 years for evidence that ionizing radiation may have influenced the probability of dying in this interval implies dependence upon statistical test, and some tests are more sensitive than others against particular alternatives to the null hypothesis of no relationship. A small but linear increase in risk with increasing dose, for example, may not seem to be a significant departure from homogeneity in a $2 \times n \chi^2$ test of general homogeneity in which the direction and ordering of discrepancies from average expectation are not considered. However, it may be supposed that any effect of radiation would be proportional to dose, or to some function of it. Hence tests were used that would take into account the pattern of differences in mortality in relation to dose. These tests may be illustrated with reference to the comparisons utilizing total dose grouped into five classes, including one of unknown dose, and on the basis of deaths from all causes for the total 16-year experience (Table 13).

There the expected values are sums accumulated from the respective age-sex-city elements of which this table is the summation; they are not obtainable from the observed totals given in Table 13. Seven different tests were performed on each such table, as follows:

統計的考察およびその他の考察

放射線の影響は、人口学的因子、時期、あるいは総線量に基づいてみた都市別によって異なると考えられる。しかも、死亡率はこの種の要因に対して特に敏感であるので、すべての解析は原爆時の年齢別、性別、都市別および時期別に行なった。すべての比較は年齢を補正するか、年齢別に分けて行なった。集計は4年ごとに分けて行なうとともに16年間の全体についても行なった。原爆時の年齢を10歳ごとに区分し、時期は前記の四つの4年ごとの期間を用いて集計した。

ここで調査の対象になっている放射線は、原爆によって生じたものである。したがって、被爆者の受けた線量が、生死に影響を及ぼしうるその他の要因と相関を示す可能性を考慮しなければならない。たとえば、原爆による放射線以外の効果との関係や放射線の分布に何らかの形で関連している生態学的因子などとの関係があるかもしれない。この種の影響や相関はまだ証明されていないといえ、その可能性を直ちに否定することはできない。いろいろの技術的な問題があるため今回の報告ではこの種の要因を取り上げることは不可能であった。

この16年間の死亡率を検討して電離放射線がこの期間における死亡率に影響を及ぼしたか否かを探索するためには、統計的な検定に頼る必要がある。しかも、ある検定法では、単に関係がないという帰無仮説よりも、ある特定の対立仮説のほうがもっと効果的な場合もある。たとえば、線量の増加とともに死亡率が直線的に軽度増加する場合、平均期待値との差の方向や順位を考慮しないで行なわれる均質性の一般的な $2 \times n$ 分割表における χ^2 検定法では、差が有意であるとは認められないかもしれない。しかし、放射線の影響があるとすれば、それは線量に比例するか、線量と何らかの関数的関係を示すと予想される。したがって、死亡率の差と線量との関係の態様を考慮に入れる検定法を用いることにした。この検定法を説明するため、16年間を通じての全死因による死亡者について、線量不明の群を含めた五つの総線量区分群を用いて行なった比較をここに例として示した(表13)。

この表の期待数は、各年齢・性・都市群における期待数を合計して総括したものである。この期待数は、表13の観察総数から直接求めることはできない。それぞれの表について次のような7種類の検定を行なった:

	Statistical test 統計的検定	Alternative hypothesis 対立仮説	Test statistic 統計量		df 自由度	Chance Probability 確率
			t*	χ^2		
1 K	Known vs unknown dose 線量既知群対線量不明群	Difference in either direction 差がある	-3.45		—	<.001
2 L	Linear trend 線型回帰傾向	Increase with dose 線量とともに増加	2.72		—	.003
3	Residual quadratic 残差平方和	Convexity or concavity of trend 凸または凹の傾向線	-.21		—	>.10
4	Residual cubic 残差立方和	More complex trend さらに複雑な傾向線	1.13		—	>.10
5 Q	Quadratic trend 二次曲線傾向	Quadratic increase with dose 線量とともに二次曲線的に増加	—	7.46	2	0.24**
6 H	Total dose 総線量	Nonhomogeneity of 4 known dose groups 四つの線量群が非均質性	—	8.73	3	.033
7	Total table 全表	Nonhomogeneity of all 5 groups 五つの群がすべて非均質性	—	20.66	4	<.001

* Normal variate. 正規変量

01863-T-1

** The Q statistics was considered to provide evidence against the null hypothesis in favor of the alternative of increasing trend with increasing dose only if the L statistics was positive (whether or not significant). Therefore, the P-values obtained from χ^2 tables for the Q statistics are conservative.

Qの値が帰無仮説を否定し、線量の増加とともに死亡率が増加する傾向を支持する根拠となるのは、L統計量がプラスの時(有意である、ないにかかわらず)のみである。したがって、 χ^2 の表から得られたPの値は実際よりも大きめの値を示す。

The test on the alternative of a linear trend with increasing dose is very much more sensitive to the departure from homogeneity seen in Table 13 than the test of simple nonhomogeneity of the four groups with known dose. There is also a significant quadratic increase with dose, but the departure from linearity is well within chance limits. Throughout the analysis, tests 1, 2, 5, 6, and 7 will be systematically used in screening for relationships between mortality and dose grouped as in Table 13. The results of tests 1, 2, 5 and 6 are routinely shown in the tables on the dose groups where they are coded K, L, Q and H respectively. Scaling to serve the needs of the tests of trend used median dose estimates for the groups: 0, 17, 75, and 250 rad.

The testing procedures used for Table 13 were uniformly extended to specific causes and groups of causes, and to the control variables so that no relationships would be obscured by the averaging implicit in the adjustment process:

City and sex - each comparison was first done for each of the four city-sex components of the sample, then for the subtotals by city and by sex, and finally for the total sample.

Calendar time of exposure to the risk of dying - for a somewhat less complete list of causes of death the tables for the 16-year period were repeated for each of the four 4-year intervals defined above.

表13にみられる非均質性に対しては、四つの線量群の単純な非均質性検定よりは、死亡率が線量とともに直線的に増加する傾向があるという対立仮説の検定のほうがはるかに効果的である。線量とともに有意な二次曲線的な増加もみられるが、線型回帰との違いの程度は、偶然の範囲内にじゅうぶんはいつている。この解析の全般を通じて、検定の1, 2, 5, 6および7番目を系統的に使用して死亡率と表13に示した線量区分との関係を追求した。線量群についての表では、検定の1, 2, 5および6の結果を示すようにし、それぞれK, L, QおよびHとして記載した。傾向線の検定には、各群の線量推定値の中央値、すなわち、0, 17, 75および250 radを用いた。

表13で用いた検定方法は、個々の疾患やそれぞれの疾患群および都市、性、年齢、時期別の解析にも一様に適用して、補正の過程における平均化のためにいかなる関係も見落とされることがないようにした:

都市別と性別一まず、対象群における四つの都市別・性別区分群のそれぞれについて比較を行ない、次に両市合計と男女合計、最後に対象群全体の総数について比較を行なった。

観察期間別一前述の4年ごとの各期間に関して16年間を通しての場合と同様の集計を死因の一部についてのみではあるが行なった。

Age ATB - age-specific comparisons were made within each of the 4-year intervals with adjustments for sex and city.

The separate tables by city have the merit of providing some protection against the risk that the T65 dosimetry is not equally appropriate for the two cities, and to a lesser extent against the arbitrariness of the 1:1 combination of the gamma and neutron components of total dose, and against the possibility that in one city or the other changes in mortality with dose merely reflect a confounding of dose with some irrelevant variable like occupation. Separate tables were not prepared for each type of radiation. Tables on the other factors provide some guarantee that sex-specific, time-specific, and age-specific, relationships will not be missed.

The grouping on dose shown in Table 11 dominates the analysis. Although we would have preferred methods of analysis, such as analysis of variance and multiple regression, in which dose was not constrained by so arbitrary a grouping, the distributions of the basic variables (sex, city, age ATB, survival, dose) seemed to us to preclude major dependence upon such methods. We did, however, make a second analysis parallel in scope to that on total dose, in which we used mean log (total dose + 1) in a large series of Student's t-tests on 10-year age ATB groups of each city and sex, where the contrast was between mean dose for those who died and those who did not. These tests were combined to yield probability judgments for each city and sex, and for the total sample. They were done for both the 16-year period and the 4-year intervals. In addition, the four city-sex tests for each age-group in each 4-year time interval were combined at the probability level. The selection of causes used in these parallel analyses was very nearly as complete as that for the analyses using the several dose-groups of Table 13.

Distance was analysed in much the same fashion as total dose (Table 14). The tests were fewer because of the absence of a set of cases of unknown distance (distance ATB was a criterion of eligibility in the original sampling plan¹). Also, no effort was made to use distance as a quantitative variable; only the distance groups in Table 14 were used. Scaling for the tests of trend made use of the median dose for each distance interval. It will be seen in Table 14 that the test of linear trend does not fit well, and that the test of general nonhomogeneity is more powerful than that for linear trend, in contrast to the situation

原爆時年齢別一年齢別の比較では、4年ごとの各期間における性および都市による例数の違いを補正して行なった。

都市別に分けて集計を行なうことには、T 65線量測定方式が両市で平等に適用できないという危険をある程度防ぎ、また、ガンマ線と中性子を1対1の割合で合計して総線量を求めるという任意的な決定を行なったことによって起こる問題、ならびに、いずれか一方の都市における死亡率が線量とともに変化を示したとしても、それが職業などのように無関係の何らかの要因を反映しているにすぎないという可能性があることの危険をもやや緩和できる長所がある。なお、放射線の種類別の集計は行なわなかった。その他の要因についても集計を行なって、性、時期あるいは年齢との関係が見落とされないよう努力した。

今回の解析では、表11に示した線量区分を主として用いた。このような任意的な分類では線量が拘束されない分散分析や多重回帰解析などの方法を用いるほうが望ましいと思ったのであるが、基本的な要因(性、都市、原爆時年齢、生死、線量)の分布を見るとこのような方法を主体とする解析は不可能であると考えられた。しかし、総線量に基づく解析に匹敵する規模のいま一つの解析方法として、死亡者と生存者の平均線量(総線量+1の対数の平均)の差を Student の t 検定を用いて原爆時年齢の10歳区分について都市別、性別に検定した。これらの検定の結果を合計して各都市、性別および対象群全体についても検討した。これは、16年間全期間と4年ごとの各期間について行なった。この解析で取り上げた死因は、表13に示した線量区分群に基づく解析の場合とほとんど同じである。

被爆距離の解析は、総線量の場合とほとんど同じようにして行なった(表14)。ただし、距離不明の群がないため、検定の数が多い。最初の対象者抽出計画では、原爆時の距離を適格性の基準として用いた。¹ また、距離を数値的な変数として用いる試みは行なわず、表14に示した距離区分のみを用いた。傾向線の検定では、各距離群の線量中央値を用いた。表14にみられるように、線型傾向線とはあまり一致しない。また、線量を用いた場合とは違って、線型傾向よりは一般的な非均質性の検定のほうが効果的である。距離についての表では、検定の結

when dose is used. The tables on distance include tests coded L, Q and H.

A fourth general analysis was made on both the exposed members of the sample and those who were not in the city ATB, partly for descriptive purposes and partly to investigate the early entrants in a more specific way than was done in the first report.² Table 15 exemplifies the nature of the contrasts used on the basis of Hiroshima females for 1954-66; comparisons for Hiroshima exclude the 1950-54 period as a matter of convenience in tabulating, since so many of those not in the city ATB were drawn from the 1953 Hiroshima Daytime Census. As explained in the footnote, groups a-c are early entrants who penetrated to varying degrees of closeness to the hypocenter sooner or later, and remained for shorter or longer periods of time. The late entrants are those whose first entry was 30 days or more after the bomb. The expected deaths were calculated in the same fashion as those in the other analyses. The comparisons pertain to the entire period 1954-66, to the four 4-year intervals for Nagasaki, and to three 4-year periods for Hiroshima, and include summaries by city and sex. Age-specific comparisons were not made, but age-adjustment was always done. Fewer causes of death were examined than in the case of other analyses.

Finally, because of the biologic interest attaching to age ATB as a factor influencing the probability that ionizing radiation will exert a particular effect upon subsequent mortality,^{2,5} in addition to the age-standardized comparisons of the four dose-groups and the four distance groups, and the use of mean log (T65D+1) in age-, sex-, and city-specific comparisons of those who died of a particular cause and all others, a separate series of age-specific comparisons was made for 10-year age (ATB) cohorts in which both sexes in both cities were combined. These supplementary-age-specific comparisons were made for each 4-year time period, and the several measures of exposure were employed; the four dose-groups, the four distance groups, and mean log (T65D+1) for those who died vs all others.

In the course of the analysis several thousand statistical tests have been made in order not to overlook evidence of effects that might otherwise prove elusive. Performing so many tests, with random variable models providing the reference criterion, makes it inevitable that many false positive leads will arise for which other information, consistency, etc., provide the only protection against errors of

果を示したが、それぞれL, QおよびHとして記載した。

第4番目の一般的な解析として対象者中の被爆者と原爆時に市内にいなかった者を検討したが、その目的の一つは調査対象群の性格を説明するためであり、また、第1報²よりは早期入市者をもっと具体的に調査するためであった。行なった統計的検定法を示すため、表15に1954-66年における広島的女性を例として示した；広島では、原爆時に市内にいなかった者の大部分が1953年の広島市昼間人口調査から選ばれているので、集計の便宜上、1950-54年の期間を除外した。脚注で説明したように、a-c群は、早期入市者の爆心地への進入の程度と時期ならびに滞在期間に基づいて分類したものである。後期入市者とは、原爆時から30日以降に初めて市内にはいった者である。期待死亡数は、他の解析の場合と同様の方法で計算した。ここでは、1954-66年の全期間について比較したが、長崎の比較では四つの4年ごとの期間を用いたのに対して、広島では三つの4年ごとの期間を用いた。都市別および性別の総括も示した。この比較は年齢別には行なわなかったが、年齢の補正は必ず行なうようにした。検討の対象にした死因の種類は、他の解析の場合よりも少なくした。

原爆時年齢は、電離放射線が死亡率に対してある特定の影響を及ぼす可能性を左右する因子として生物学的な面から興味を持たれている。²⁵そこで、四つの線量群と四つの距離群について年齢訂正した比較、ならびにT65線量+1の対数の平均を用いてある特定の死因による死亡者と生存者との年齢別、性別、都市別比較を行なうとともに、両市の男女を合計した総対象群について原爆時年齢に基づく10歳年齢階級別コホートの年齢別比較を別個に行なった。この補足的な年齢別比較は4年ごとの期間別に行なわれ、被爆については数種類の指標を用いた：すなわち、四つの線量群、四つの距離群およびT65線量+1の対数の平均を用いて死亡者と生存者との比較を行なった。

解析を進めるにあたっては、数千に及ぶ統計的検定を行なって見落とされやすいような影響もすべて検出するよう努力した。確率変数を用いたモデルに基づいた検定をこれほど多数行なえば、誤った陽性所見も多数得られることは当然であるが、推論の過誤を避けるためには、その他の資料や所見の一貫性などにたよる以外はない。一

inference. It would be a serious mistake to take a single test result out of context and conclude from it that atomic radiation increases the risk of the corresponding mortality.

Models for radiation-induced aging have not been considered in making this analysis, one reason being that all previous work with this experience has suggested to the authors that any effects are focal, not general, with respect to causes of death. In addition, although investigators at ABCC are vitally concerned with the interpretation of findings, their first obligation to the scientific community is to make explicit the findings on which any interpretation must be based.

MORTALITY BY CAUSE, IN RELATION TO DISTANCE AND T65 DOSE

All Causes, Trauma, and All Natural Causes Except Leukemia

In their analysis of deaths through 30 September 1960, Jablon et al.⁴ found that those within 1400 m ATB had a higher rate of mortality from all causes, and from all natural causes, than survivors exposed at greater distances and than those not in the city ATB. They also showed that the average T57 dose was higher for those who had died of all natural causes than for those alive 1 October 1960. Their examination of the data by calendar time showed that the increase in mortality among those within 1400 m ATB was largely confined to 1950-54. When they examined deaths from all natural causes during 1950-60 by age, they found that observed deaths exceeded expectation at all ages at observation except 50-59, but the relative excess was larger at the younger ages and at ages 0-9 (at observation) observed deaths numbered 10 vs only 1.9 expected. Jablon et al also showed that, among those within 1400m ATB mortality from all causes was highest among those closest to the hypocenter. They provided further evidence that those not actually in the city ATB may differ in regard to determinants of mortality other than radiation that make them not altogether suitable for use in comparisons designed to detect and measure the effect of radiation. These earlier findings greatly influenced plans for the present analysis, which differs in several major respects other than those already mentioned, i.e., the increased number of deaths, the inclusion of additional survivors within 2500m ATB, the advance in dosimetry, the limited use

つの検定の結果のみを取り上げて原爆放射線によって死亡率が増加したと結論することは重大なまちがいを犯すことになる。

今回の解析では、放射線による加齢についてのモデルは考慮しなかった。その理由の一つは、これらの調査例に関する従来の研究では、死因に関しての影響は一般的なものではなくて、むしろ、特定のであるように思われたからであり、また、ABCCの研究者は所見の解釈に非常な関心を持っているが、その解釈の基礎となるべき所見を明確に記述することが科学領域に対する第一の責任であると考えたからである。

死因別死亡率と被爆距離およびT 65線量推定値との関係

全死因、外因死、ならびに白血病を除く全病死

Jablon ら⁴ は、1960年9月30日までの死亡者の解析を行ない、被爆距離1400m未満の被爆者における全死因および全病死による死亡率が、これよりも遠距離の被爆者や原爆時に市内にいなかった者に比べて高いことを認めた。また、全病死による死亡者のT 57線量平均推定値が、1960年10月1日当時の生存者に比べて高いことも認められた。資料の時期別検討では、被爆距離1400m未満群における死亡率の増加が主として1950-54年の期間に認められた。1950-60年における全病死例を死亡時年齢別にみると、50-59歳以外のすべての年齢群において死亡者の観察数は期待数よりも多いことが認められたが、死亡の相対的な増加は若年齢層に特に大きく、0-9歳(死亡時年齢)では死亡者の期待数は1.9名にすぎないのに対して観察数は10名であった。Jablon らは、被爆距離1400m未満における全死因による死亡率が爆心地に近いほど高いことを認め、さらに、原爆時に市内にいなかった者には、被爆者とは死亡を左右する放射線以外の因子に差があるため、放射線影響の検出と測定を意図した比較に利用することが必ずしも適当ではないことを示す所見も得た。このような以前の所見が今回の解析の計画を大きく左右した。今回の解析には、すでに記述したように以前の解析と比べていくつかの相違がある。たとえば、死亡者数の増加、被爆距離が2500m未満の被爆者の追加補充、線量測定方法の進歩、1961-66年における死亡者

of the principal autopsy diagnosis for deaths during 1961-66, the utilization of new distance groupings insuring rough comparability between cities as to total T65 dose, and the use of a variety of statistical tests that are sensitive to specified patterns of relationship:

Age ATB is used on the supposition that any sensitivity of younger persons might not be fully expressed in childhood, and thus not come to attention in analyses based on age at observation.

Although the group not-in-city ATB is retained in the analysis, emphasis is placed on comparisons among the A-bomb survivors themselves.

Since the leukemogenic effect is now well established, deaths from leukemia have been removed from the categories of all natural causes, and all malignant neoplasms, so that the residuals might be examined.

Examination of deaths from all causes is not really aimed at learning whether the risk of mortality has been increased by the single, whole body exposure to ionizing radiation from the A-bombs, for we already have the answer to this question in the leukemia effect. Rather, the problem is one of deciding how large any overall effect may be, and how it depends on dose. Nevertheless, it may be best to begin the presentation of the data in a standard format suitable for answering questions about both the existence of effects and their size. We have not wished to burden the report with the tremendous volume of underlying data, but include in Table A19 the tabulations of deaths from all causes in the entire 1950-66 period, by T65 dose, age ATB, sex, and city. The age-sex-city-standardized comparisons calculated from Tables A19, A20 and from their equivalent components for each 4-year period, are all summarized in Table 16 for both sexes and both cities combined. For the full 16-year period both observed and expected deaths are shown, as well as the standardized mortality ratio (observed deaths/expected deaths), but for each 4-year period only the ratios are given. Statistical tests for which $P < .05$ are indexed in the right-hand columns. The high 1950-66 mortality ratios for those with 40+rad evidently derive chiefly from the Hiroshima experience (Table 17) of both sexes. In none of the city-specific comparisons for Nagasaki in Table 17 is the variation with dose outside the range of chance.

の一部に対する主要剖検診断の使用, T 65線量推定法で求めた総線量に基づいて両市をもっと比較可能にするような新しい距離区分の利用, ならびに特定の関係の検出に効果的な種々の統計的検定法の活用などであるが, そのほかにも次のような大きな違いがある:

ここでは原爆時年齢を用いた. これは若年齢群の放射線感受性が高くても, 少年期にそれがじゅうぶんに現われないかもしれないので, 死亡時年齢を用いた解析では検出できないと考えたからである.

解析には, 原爆時市内にいなかった者も入れた. しかし, 被爆者間の比較に重点をおいた.

放射線の白血病誘発効果はすでにじゅうぶん立証されているので, 全病死およびすべての悪性新生物の分類項目から白血病を除き, その他の疾患について調べるようにした.

全死因についての検討の目的は, 原爆の電離放射線の一回全身照射によって死亡率が増大したか否かを決定することではない. なぜならば, この問題の回答は, 白血病に及ぼす効果からすでに判明しているからである. むしろ, 全般的な影響がどの程度であるか, また, 線量といかなる相関をもつかの決定が課題である. しかし, 影響の有無ならびに影響の程度の両面が検討できるような一般的な形で資料を提示することがいちばんよいであろう. この報告では膨大な基礎資料を記述する意図はないが, 表A 19には1950-66年の全期間における全死因をT 65線量推定値, 原爆時年齢, 性および都市別に示した. 表A 19, A 20および同じ分類区分を用いて4年ごとの各期間を集計した表に基づき年齢, 性および都市を標準化して行なった比較の総括を, 表16に男女と両市を合計して示した. 16年間の全期間については, 死亡者の観察数と期待数ならびに標準化死亡比(観察死亡数/期待死亡数)を示したが, 4年ごとの各期間については比率のみを示した. 統計的検定で $P < .05$ を示したものは, 右端の欄に印を付して示した. 40 rad以上の群における1950-66年の死亡率の増大は, 主として広島市の男女の死亡率が高いためである(表17). 表17を都市別にみると, 長崎において線量による変動がみられるが, これはいずれも偶然の範囲を出ないものである.

For the entire 1950-66 period the O/E ratios superficially suggest a linear response with an increase of about 1% in the expected deaths for every 25 rad. Removal of the leukemia deaths, however, virtually eliminates this evidence, transforming the O/E ratios to 1.00, .98, 1.02, 1.01, and 1.07. For those of unknown dose the ratio 1.07 is not greatly reduced by setting aside the deaths from leukemia; because shielding histories are rarely lacking for such cases.

For virtually every member of the sample, location ATB is known in terms of coordinates on a standard map, and the air-dose was used for individuals exposed beyond 1600 m in Hiroshima and 2000 m in Nagasaki if a detailed shielding interview was unavailable. Subjects whose dose cannot be estimated, therefore, are of several kinds:

Those whose shielding configuration is technically difficult to cope with (e.g., a passenger in a streetcar).

Proximally exposed subjects who died too soon to permit an adequate history to be taken.

Proximally exposed survivors who migrated before shielding histories were sought, or who refused the interview.

If radiation had caused death, the expected dose of the second group would be higher, and thus its exclusion would lead to underestimation of the effect of radiation. The issue gains interest from the report of Jablon et al⁴ that the O/E ratio for subjects within 1400 m ATB was highest in 1951-52, higher than that of more distally exposed, and declined steadily through 1959-60. We shall attempt to resolve this issue after examining mortality from all causes in each of the 4-year periods, in relation to both T65 dose and ground distance ATB.

As noted earlier, the subdivision on distance was changed from earlier reports to enhance the comparability of the two cities in the light of the new air-dose curves: at 1400 m the total air-dose is now estimated to have been 50 rad in Hiroshima and 180 in Nagasaki. Four distance groups were defined so that the dose received by the median subject in the array for that interval would be about the same in each city (0, 18, 60, and 199 rad). Table 18 provides a summary of the total experience over the 16-year period, with subtotals for the 4-year intervals, and Table 19 gives the age-

1950-66年間の全期間についての観察数と期待数との比をみると、表面的には死亡率は25 rad 当たり約1%増加するという線型傾向が示唆されている。しかし、白血病による死亡を除けばこの傾向はほとんど消滅し、観察数と期待数との比は、それぞれ1.00, .98, 1.02, 1.01および1.07になる。線量不明の群における1.07の比率は、白血病死亡例を除いても大きくは低下していないが、これは、遮蔽記録の求められていない白血病による死亡者が非常に少ないためである。

対象者のほとんど全員について、原爆時にいた場所が標準地図上の座標によって記録されているので、詳細な遮蔽記録が求められていない者でも、広島で1600m以遠、長崎で2000m以遠の者には空気線量をそのまま利用した。したがって、線量不明群の中に含まれている者は、いくつかに分類される：

遮蔽状態についての計算が技術的に困難な者、たとえば、電車の乗客；

じゅうぶんな記録が求められる以前に死亡した近距離被爆者；

遮蔽記録を求める以前に移住、または、面接調査を拒否した近距離被爆者。

この第2の分類に属している者の死亡が放射線のためであったならば、その線量が高かったと予想されるので、この群を除外すると放射線の影響が過小評価されることになる。この点に関しては、Jablon ら⁴ が被爆距離1400m未満群の観察数と期待数との比率が1951-52年において最も高く、しかも、遠距離群よりも高く、その後、1959-60年まで下がり下降したと報告していることは興味がある。これについては、まず、4年ごとの各期間における全死因による死亡率とT65線量推定値および被爆距離との関係を検討したあとで究明することにした。

前述のように、新しく求められた空気線量曲線を考慮に入れて両市の比較をいっそう可能にするために従来の報告とは違った距離区分を用いた。すなわち、1400mにおける新しい総空気線量推定値は、広島50 rad、長崎180 rad であるので、両市における各距離区分の中央に位置する者の被曝線量がほぼ同じになるようにそれぞれ被爆距離を四つの群に分けた(0, 18, 60, 199 rad)。表18には16年間全期間の総死亡者数および4年ごとの各期間における合計、表19には1950-54年における年齢および性別を補正した死亡者数を示した。1950-54年の期間

and sex-standardized experience of the 1950-54 interval. In three of the four sex-city components there is statistically significant variation among the four distance groups during 1950-54, usually highly so, with evidence of linear trend when fitted against the average dose values given above. If this is truly a dose-response phenomenon, then it represents an increase of 3% to 4% per 25 rad for the 4-year interval, or 2% to 3% after removal of the 40 deaths from leukemia.

The 4-year O/E ratios for both dose- and distance-groups are plotted in Figure 2. The evidence of variation in risk of mortality in the 1950-54 period that seems so clear in the analysis by distance is essentially lost in the dose-specific analysis shown in Figure 2, and the high O/E ratio for those of unknown dose suggests that this group may contain much of the excess mortality of distance group IV in 1950-54. This might come about if the early deaths in the unknown dose group involved individuals who received more than the average amount of radiation. Although the 222 deaths in the unknown dose group comprise only 7.3% of all deaths in the survivors during 1950-54, in relation to the 294 deaths in group IV during this period their number is formidable. The high O/E ratio for those of unknown dose in 1950-54 is not simply the result of an atypical distribution by age, sex, and city, as these factors are all standardized in the calculation of the expected deaths. More concretely, among Hiroshima males with unknown dose there were 75 deaths during 1950-54 in comparison with 42.4 expected on the basis of their age-distribution; among Hiroshima females 61 deaths were observed in this period vs 23.0 expected.

Although the specific cross-tabulations that would provide the ultimate clarification of the role of the group with unknown T65 dose were not made for the present analysis, the evidence suggests that the dose-specific analysis breaks down in the 1950-54 period, and that reliance should continue to be placed on distance ATB. The sharp decline in relative mortality risk of the unknown dose group after 1950-54 (Figure 2) is puzzling; migration may be a factor here since those unknown as to dose are much more concentrated at age 10-29 ATB than at other ages. The O/E ratio of .81 derives from 108 observed and 133 expected deaths. The downward trend over time and the magnitude of the discrepancy in 1962-66 combine to rule out chance variation as the probable explanation.

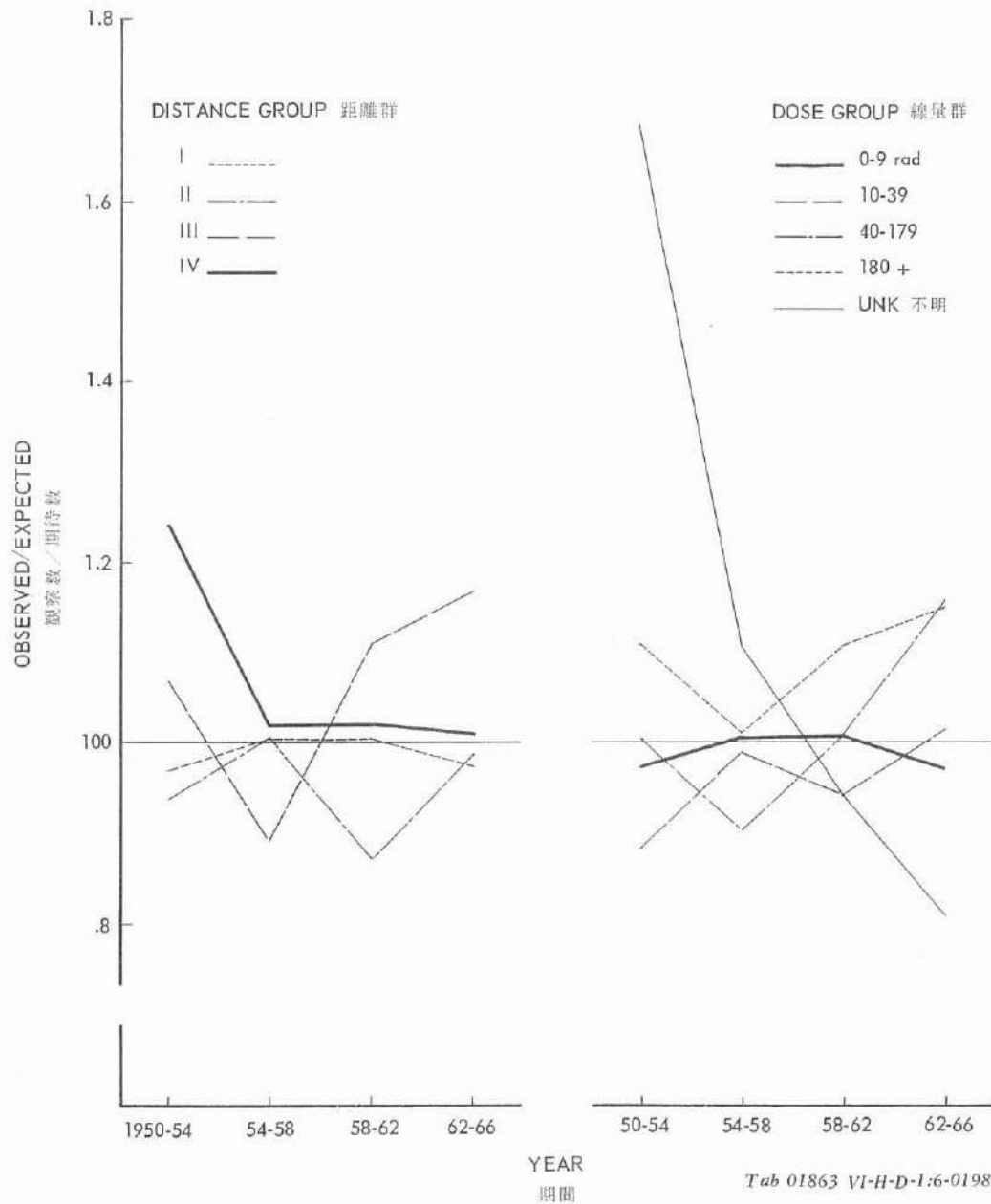
では、四つの性・都市別区分のうちの三つでは、四つの距離群間の差が統計的に有意であり、しかも、その差の統計的有意性は一般に高く、前記の平均線量を当てはめると線型傾向があるようにみえる。これがまちがいになく線量によって生じた現象であれば、この4年間には25 rad 当たり3%ないし4%の増加があったことになり、白血病による死亡者40例を除外すると2%ないし3%の増加になる。

それぞれの線量群と距離群における4年ごとの観察数と期待数との比を図2に示した。1950-54年の距離別解析でみられる死亡率の明らかな差は図2に示した線量別解析ではほとんど認められず、また線量不明の群における観察数と期待数との比が高いので、1950-54年の距離群IVにみられた死亡率の増加は、主としてこのために生じているのではないかと考えられる。すなわち、このことは早期死亡者の線量不明の群における被曝線量が平均より多かったと考えることによって説明できるであろう。1950-54年における線量不明の死亡者222例は全死亡者の7.3%に相当するにすぎないが、この期間における距離群IVの死亡者数294例に比べると非常に重要である。1950-54年の観察数と期待数との比が線量不明の群に高いのは、年齢・性および都市別分布の不均衡のためではない。なぜならば、期待死亡数の計算では、これらの要因のすべてについて標準化を行なっているからである。もっと具体的にいえば、広島男性における線量不明の群では1950-54年の死亡者が75例観察されているのに対し、その年齢分布に基づいて計算した期待値は42.4であった；広島女性では、この同期間の観察死亡数が61例であるのに対して期待値は23.0であった。

T65線量が不明な群の役割を最終的に解明する具体的な距離別集計は、今回の解析では行われなかったが、1950-54年の期間については、線量別解析が困難であり、被曝距離を引き続き使用すべきであることが示唆されている。1950-54年以後の線量不明の群において死亡比が急激に下降していることは不思議である(図2)；線量不明の群には原爆時年齢10-29歳の者がその他の年齢の者より多いので、この場合は転居がその要因のひとつであるかもしれない。図にみられる観察数と期待数との比.81は、観察数108例および期待数133例に基づくものである。この下降傾向が時間とともに現われていることと1962-66年における差の程度をあわせ考えると、この原因が偶然変動である可能性は否定できる。

FIGURE 2 OBSERVED/EXPECTED DEATHS FROM ALL CAUSES BY YEAR,
DISTANCE, & DOSE GROUPS

図2 全死因による死亡の観察数と期待数の比：期間・被爆距離・線量群別



When the experience is examined by age ATB for the entire 1950-66 period (Figure 3), it seems clear that the disadvantage of those exposed to 180+ rad, or whose dose remains unknown, extends throughout the age range, but not uniformly so. It is marked for those under 10, 30-39, and 60+ ATB, and hardly apparent at some ages. The observed and expected deaths for those under 10 ATB, being of particular interest, are shown below for 1950-66:

Deaths 1950-66 1950-66年の死亡数	T65D rad				
	0-9	10-39	40-179	180+	Unk 不明
O 観察数	168	39	32	18	11
E 期待数	182	47.2	22.8	8.02	8.41
O/E 比	0.93	0.83	1.40	2.25	1.31

The deleterious effect appears not only in those exposed to 180+ rad but perhaps also in those believed to have received 40-179 rad. When the group of unknown dose is examined by age over time, it is seen that the excess in 1950-54 is fairly general (Figure 4), with O/E ratios of about 1.7 after age 30, and no suggestion that any 1 or 2 decades, even the later decades of life, account for the excess. Those under 10 ATB, and close to the hypocenter, as has been shown, had an exceptionally high relative risk in the early years of the study (Figure 5). The ratios plotted in Figure 5 represent the following set of observations on those under 10 ATB:

Deaths 1950-54 1950-54年の死亡数	Distance Group 距離群			
	I	II	III	IV
O 観察数	35	9	12	13
E 期待数	47.7	10.51	5.76	5.05
O/E 比	0.73	0.86	2.1	2.6

The fact that the excess in group IV largely represents deaths from leukemia probably explains the relative infrequency with which dose was unknown in this youngest age group. In 1962-66 (Figure 5), O/E ratios for those of unknown dose are just above one, but not significantly so, for the first 3 decades of life, and consistently about .75 for the 4th and subsequent decades. The high-dose groups do not behave this way, but continue to experience an excess mortality in 1962-66 throughout the age range.

1950-66年の全期間のすべての死亡を原爆時年齢別に検討すると(図3), 180 rad以上の群と線量不明の群における死亡率の増加がすべての年齢にわたってみられるが, 均一ではない。原爆時年齢が10歳以下, 30-39歳および60歳以上のものでは増加が著しいが, ほとんど増加のみられない年齢もある。原爆時年齢が10歳以下の者における死亡者の観察数と期待数は特に興味深いので, 1950-66年の結果を次に示す:

有害な影響は, 180 rad以上の群のみならず40-179 radの線量を受けた群にも認められる。線量不明の群を各時期ごとに年齢別に検討すると, 1950-54年における高い死亡率はすべての年齢にわたっており(図4), 30歳以降の観察数と期待数との比は約1.7であり, いずれかの10歳年齢区分の一つか二つ, あるいは高齢層においてさえも, 増加が特に著しいとは認められない。原爆時年齢が10歳以下の群における近距離被爆者では, すでに何回も報告されているように調査初期に死亡率が特に高い(図5)。図5に示した比率は原爆時年齢10歳以下の群について求められている次のような観察結果に基づくものである:

この若年齢群において線量不明の死亡者が比較的少ないのは, 距離群IVにおける死亡率の増加が主として白血病によって生じているためであろう。1962-66年の時期には(図5), 線量不明の群の観察数と期待数との比は30歳まででは1よりわずかに高いが有意ではなく, 30歳以降は一貫して約.75である。高線量群ではこれとは違って, 1962-66年にはすべての年齢を通じて死亡率の増加が続いている。

FIGURE 3 OBSERVED/EXPECTED DEATHS FROM ALL CAUSES BY T65 DOSE & AGE ATB, 1950-66

図3 全死因による死亡の観察数と期待数の比：T65線量・原爆時年齢別，1950—66年

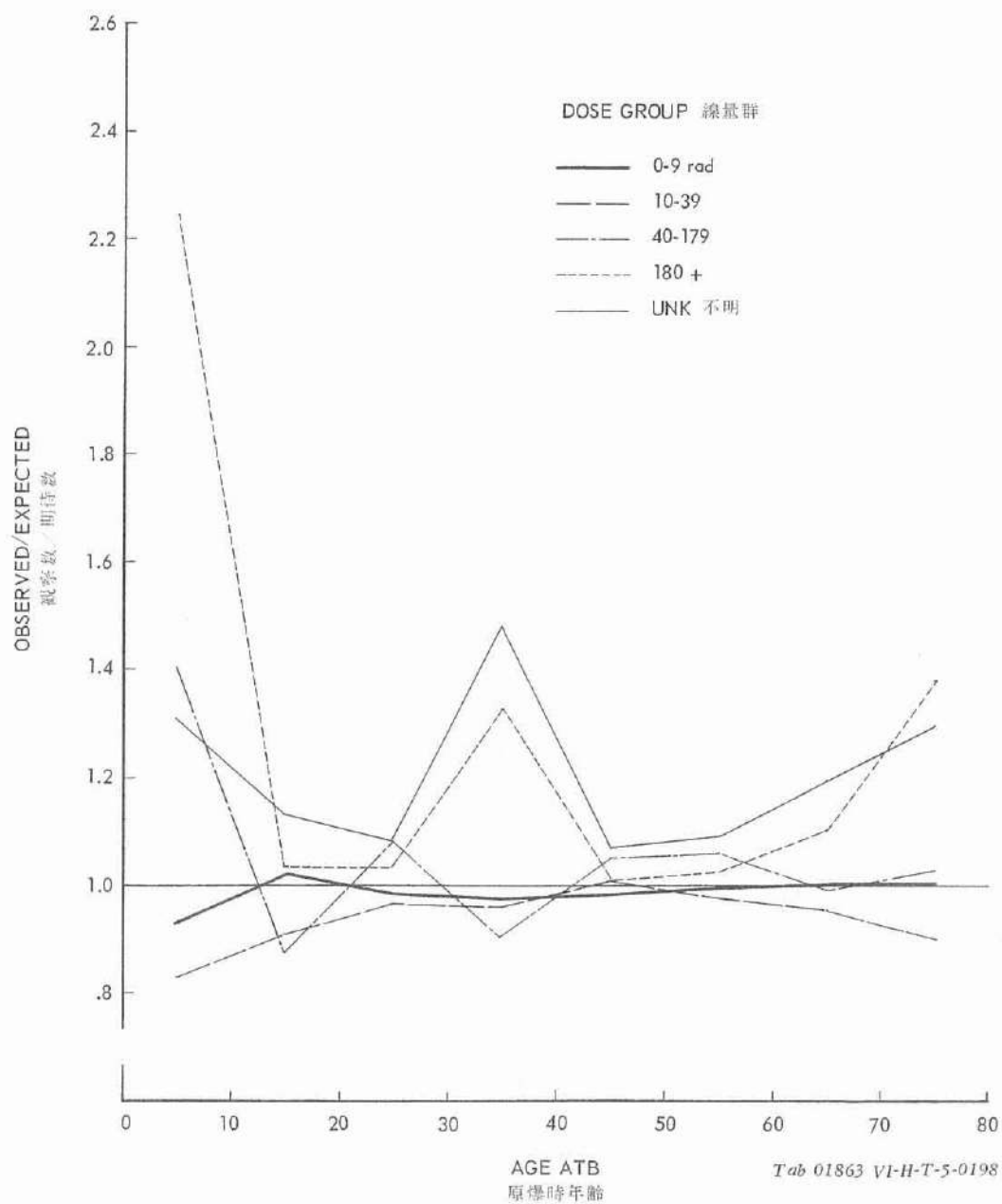


FIGURE 4 OBSERVED/EXPECTED DEATHS FROM ALL CAUSES BY T65 DOSE
& AGE ATB, 1950-54

図4 全死因による死亡の観察数と期待数の比: T65線量・原爆時年齢別,
1950-54年

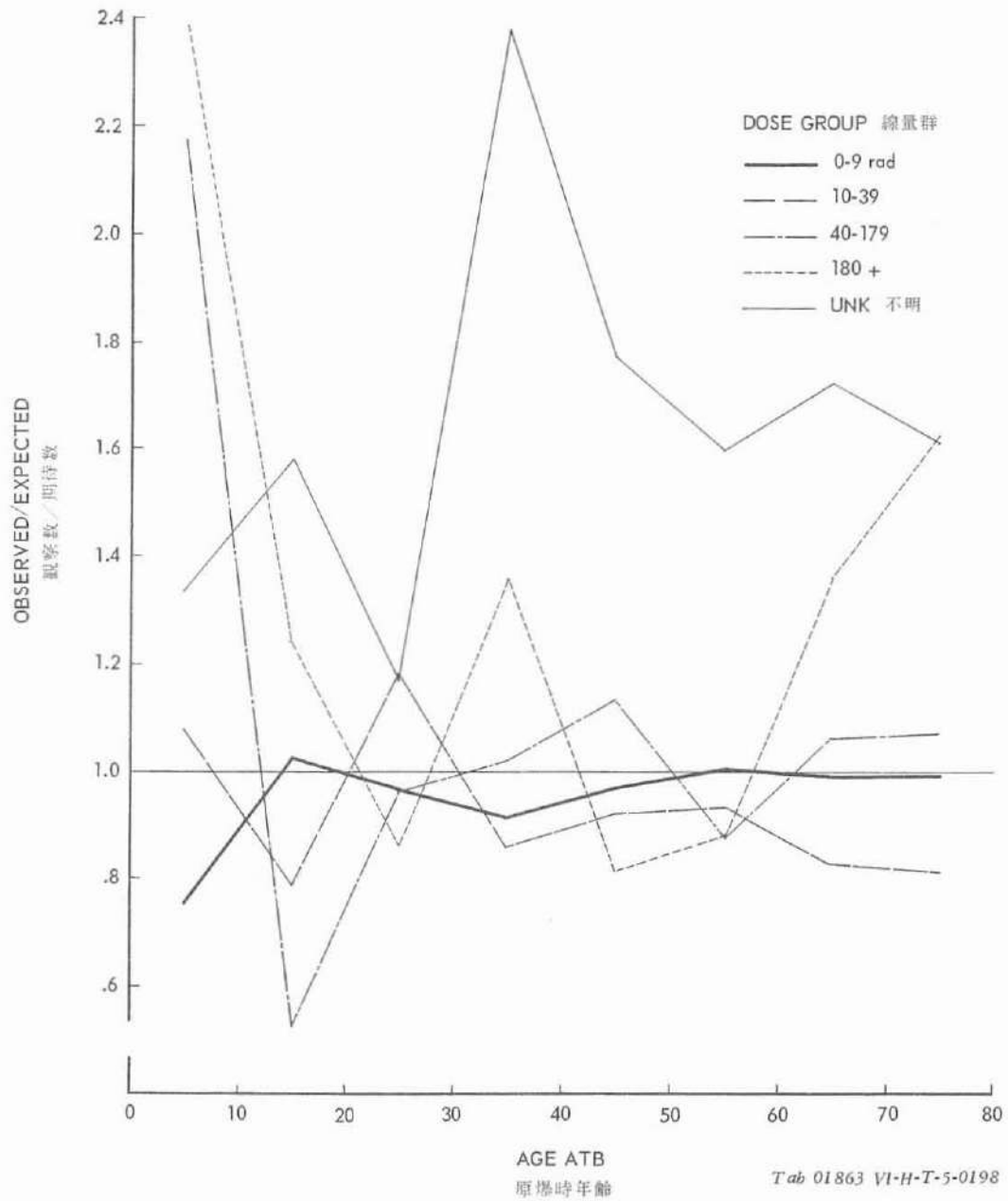
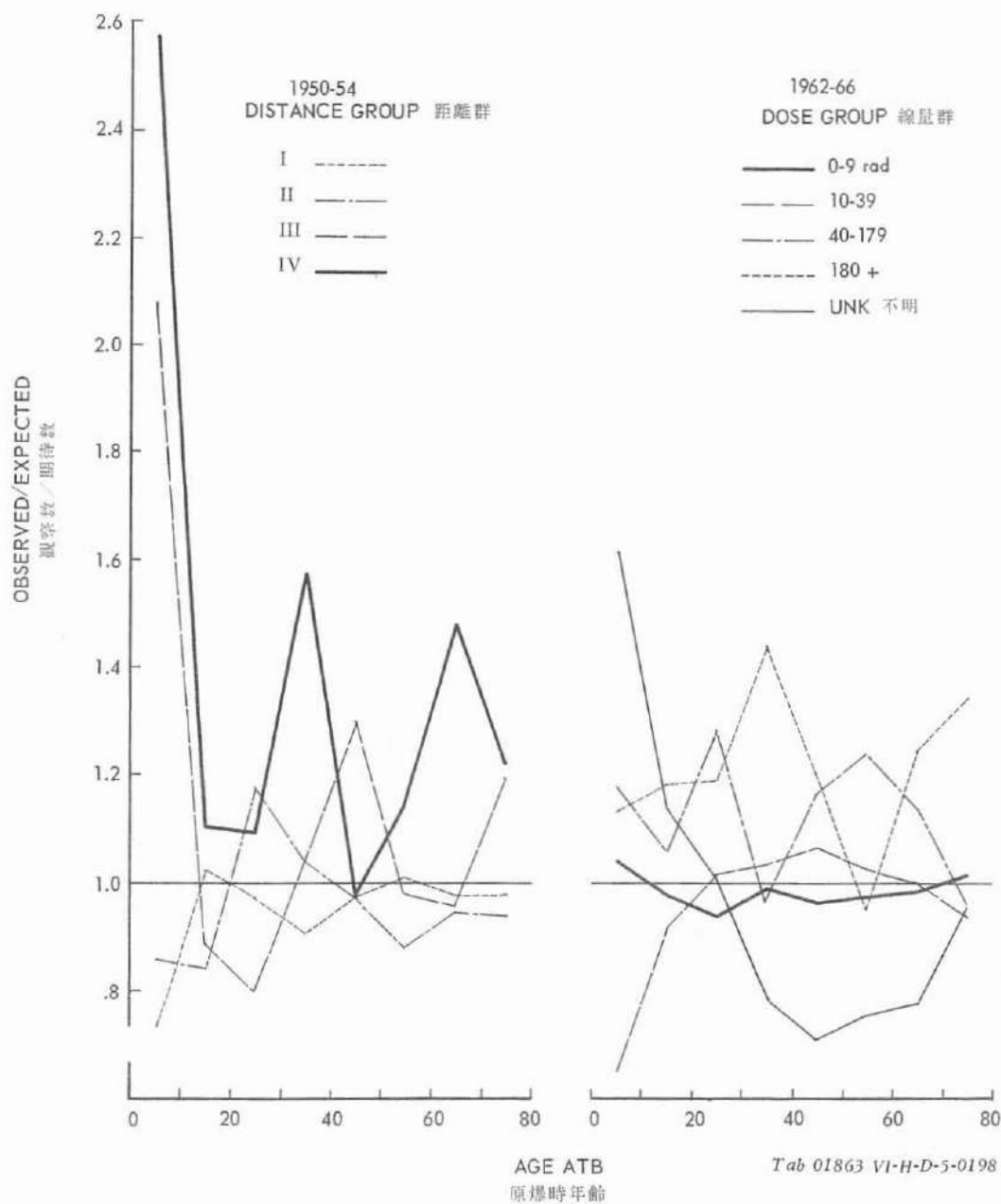


FIGURE 5 OBSERVED/EXPECTED DEATHS FROM ALL CAUSES BY YEAR, DISTANCE,
& DOSE GROUPS, & AGE ATB

図5 全死因による死亡の観察数と期待数の比：期間・被爆距離・線量群・原爆時年齢別



Among the 13,093 deaths there were 116 from leukemia, 12,069 from other natural causes, 55 of unknown cause, and 853 from accidents and violence. The 55 deaths of unknown cause do not vary remarkably in relation to dose or distance. Among the subjects with 40+, or unknown rad, 12 deaths of unknown cause were observed vs 11 expected over the 16-year period; 28 of the 55 deaths of unknown cause occurred in 1950-54, and 12, 10, and 5 in the three later intervals. Accordingly, these deaths are not further described here. Before attention is turned to deaths from all natural causes except leukemia it may be helpful to examine deaths attributed to accidents, poisoning, and violence.

In examining accidental and violent deaths one is not looking for radiation effects, of course, and comparisons confined to the exposed may not be entirely competent to test for other effects of the A-bomb experience. Accordingly, more attention will be paid to these causes later when those not in the city ATB are compared with the survivors. Table 20 summarizes the deaths from trauma, etc., over the 16-year period. The excess mortality among those of unknown dose is confined to 1950-54, and is found in all city-sex groups except Nagasaki males. That it probably is nothing more than an artifact of the retrospective collection of shielding information is suggested by the apparent homogeneity of the total 1950-54 experience by distance for which all tests were negative ($P > .05$):

Deaths 1950-54 1950-54年の死亡数	Distance Group 距離群			
	I	II	III	IV
O 観察数	143	26	16	22
E 期待数	143.35	28.49	16.69	18.48
O/E 比	1.00	0.91	0.96	1.19

In the later intervals there is also a recurring deficit in the mortality of those exposed to 180+ rad which is statistically insignificant but is also reflected in the parallel distributions by distance. Examination of the data by age discloses no other variation.

Motor vehicle and other accidents were examined separately without finding statistically significant variation in relation to either dose or distance. Suicides number 299 in this series and are dis-

死亡13,093例の内訳をみると、白血病116例、その他の病死12,069例、病因不明死55例、不慮の事故死および暴力死853例であった。原因不明の55例には、線量または距離による著しい差はない。40 rad以上あるいは線量不明の群では、この16年間における原因不明の死亡12例が観察されたのに対して期待数は11であった。原因不明の死亡55例は、1950-54年に28例、その後の三つの期間にそれぞれ12例、10例および5例認められている。ここでは、これらの例についてこれ以上述べることはしない。白血病を除く全病死を取り上げる前に、外因死、すなわち不慮の事故死、中毒および暴力による死亡について検討することが適当であろう。

事故あるいは暴力による死亡の検討は、もちろん、放射線の影響を探すためのものではなく、また、被爆者のみにについて比較を行なうことは、原爆のその他の影響を検討するうえにはじゅうぶん効果的でないかもしれない。そこで、これらの死因についてはのちほど詳細に取り上げて、原爆時に市内にいなかった者と被爆者との比較を行なうことにした。表20にこの16年間における外因による死亡をまとめた。線量不明の群では、死亡率は1950-54年の期間のみが高く、これは、長崎の男性を除けばすべての都市・性別群に認められる。このことは、外因死の1950-54年の距離別死亡率に差がないことから、遮蔽資料を適及的に収集したために生じた人工的産物にすぎないであろうと考えられる。この検定はすべて統計的に有意でなかった($P > .05$)。

被曝線量180 rad以上の群における死亡率は、後期に至って再び低くなった。これは統計的には有意でないが、距離別分布にはやはり反映している。資料を年齢別に検討してもその他の変動は認められない。

自動車事故とその他の事故はそれぞれ分けて検討したが、線量あるいは距離によって統計的に有意な差は認められなかった。今回の調査例中に自殺が299例あり、その分

tributed as shown in Table 21. Some of the statistical tests, especially those of linear trend, would have returned suggestively low probabilities had the alternative hypothesis not been so narrowly specified as a linear upward trend in the mortality ratio with increasing dose. The 1950-54 variation seen in Table 21 is probably artifactual, since only insignificant variation is associated with the distance classification:

Deaths 1950-54 1950-54年の死亡数	Distance Group 距離群			
	I	II	III	IV
O 観察数	60	6	9	8
E 期待数	57.6	11.7	6.6	7.0
O/E 比	1.04	0.51	1.36	1.14

After 1954 a deficit of suicides is seen both in group IV and those exposed to 180+ rad, and stands as a remarkable, unexplained observation. The number of deaths are 13 observed vs 21 expected in group IV, and 1 observed vs 8.6 expected in those exposed to 180+ rad.

The 12,069 deaths from *all natural causes except leukemia* are distributed in Table 22, and vary little in relation to dose except in 1962-66. The removal of leukemia deaths from the earlier comparison in Table 16 for all causes leaves little evidence of any relationship to radiation in 1950-54 except perhaps indirectly, in the known dose vs unknown dose comparison, but in the 1962-66 comparison the association with dose seems clear. For 1950-54 the distance classification is:

Deaths 1950-54 1950-54年の死亡数	Distance Group 距離群			
	I	II	III	IV
O 観察数	1884	389	256	241
E 期待数	1919	405	234	212
O/E 比	0.98	0.96	1.09	1.14

for which $P < .01$ in the test of linear trend and .02 in the test on the homogeneity of all four distance groups. If the ratios are plotted against average dose for each group on the assumption that radiation dose is the only important variable differentiating the distance groups, it can be seen that the increase in risk is around 2%-3% for

布を表21に示した。対立仮説として線量とともに死亡率が直線的に増加するというような狭い仮説を用いなかったならば、若干の統計的検定、特に線型傾向の検定で、有意性を示唆したであろう。表21における1950-54年にみられる差はおそらく人工的なものと思われる。それは距離区分別との間の有意の差はほとんどないからである。

1954年以後は、距離群IVおよび180 rad以上の群にはともに自殺が少なく、この原因は不明であるが特記すべき観察結果である。すなわち、死亡数は距離群IVで観察数13に対して期待数21、180 rad以上の群では観察数1に対して期待数8.6である。

白血病を除く全病死12,069例の分布を表22に示したが、1962-66年を除けば線量による差はほとんどない。さきの表16における全死因についての比較から白血病による死亡を除けば、1950-54年の時期に放射線との関係を示す証拠は、線量既知群と線量不明群との比較において間接的に認められる以外はほとんど消失するが、1962-66年には線量との明確な関係があるように思われる。1950-54年における距離区分別分布は次のようになる：

線型傾向の検定では $P < .01$ 、四つの距離群の均質性に対する検定では .02 であった。各距離群間で差を示す重要な因子は放射線線量のみであると仮定して、この比率と各距離群の平均線量との関係を見ると、1950-54年の時期には、25 rad 当たり 2% ないし 3% の死亡率増加が

each 25 rad during 1950-54. For 1962-66 the linear trend with dose looks similar and $P=.01$; the tests against the other alternatives also yield statistically significant discrepancies.

When the 1950-54 mortality from all natural causes (except leukemia) is examined for each city-sex component, only the females provide statistically significant evidence of a relationship to distance from hypocenter (Table 23), but the experience of Hiroshima males is not at variance with that of the females. For the 1962-66 period the experience of the females is much less prominent, and for Nagasaki females exposed to 180+ rad the O/E ratio is below one (13/14.7). Table 24 gives the mortality experience of this most recent period by dose. A significant linear trend is seen for total males and for three of the five comparisons in which females appear.

Once the deaths from leukemia are removed, age ATB seems to have less influence on the magnitude of the apparent radiation effect in 1950-54, and in 1962-66. The numbers are small within 10-year age-ATB subgroups of group IV and of those who received 180+ rad, and if the age-range is divided at age 50 ATB then it does appear that the overall mortality excess of 14% in 1950-54 comes largely from those 50+ ATB, while that of 16% in 1962-66 comes largely from those under 50 ATB:

Deaths 死亡数		Age ATB 原爆時年齢		
		All Ages 全年齢	<50	50+
1950-54 (Group IV) 距離群	O 観察数	241	104	137
	E 期待数	211	102	109
	O/E 比	1.14	1.01	1.25
1962-66 (180+ rad)	O 観察数	116	70	46
	E 期待数	100	55	45
	O/E 比	1.16	1.27	1.02

In summary, ratios of relative risk for the entire 1950-66 period tend to obscure the fact that rather marked, dose- and distance-dependent relationships are seen in 1950-54 and again in 1962-66. For technical reasons, distance provides the more reliable guide to the earlier experience for which the effect represents an increase of about 3%-4% per 25 rad in relative mortality for all causes, or 2%-3% after removal of the 40 deaths from leukemia. In 1962-66 there is

あるようである。1962-66年には同様の線量との線型傾向が認められ、 $P=.01$ ；その他の対立仮説に対する検定も統計的に有意な差を示している。

1950-54年における全病死(白血病を除く)を都市・性別に検討すると、爆心地からの距離との関係は女性においてのみ統計的に有意であるが(表23)、広島においては男性が女性とは全く異なる傾向を示すものではない。1962-66年の時期では、女性における差が少なくなり、180 rad以上の長崎の女性における観察数と期待数との比は1以下(13/14.7)である。この時期の死亡者を線量別に表24に示した。線型傾向は、男性の総数について有意であり、女性では五つの比較のうちの三つが有意である。

白血病による死亡を除くと1950-54年と1962-66年にみられる放射線の影響の程度は、原爆時年齢にはあまり左右されないようである。距離群IVおよび180 rad以上の群を10歳年齢区分で分けると例数が少ないので、原爆時年齢50歳で年齢を分けてみた。1950-54年における全年齢の死亡率における14%の増加は、主として原爆時年齢50歳以上の群に基因し、1962-66年における16%の増加は原爆時年齢50歳未満の群が主である。すなわち：

要約 1950-66年全期間を通しての死亡率をみると、1950-54年と1962-66年にみられた線量または被爆距離とのかなり著しい関係が不明瞭になる傾向がある。技術的な問題があるため初期の死亡率については、被爆距離との関係で示すほうが確実であり、その場合、全死因による死亡率は25 rad当たり約3%ないし4%の増加、白血病による死亡40例を除けば2%ないし3%の増加となる。1962-66年の期間にも相対的死亡率は25 rad当たり

also about a 2%–3% increase in relative mortality per 25 rad. At the level of all causes, age ATB has a perceptible influence on the magnitude of the relative risk. Although all ages share in the mortality disadvantage, the very youngest and the oldest ATB suffer the greatest excess. If leukemia deaths are removed, it appears that the 1950–54 excess of 14% in the most proximally exposed derives more from those aged 50+ ATB than from those under 50. In 1962–66, those under 50 ATB contribute most heavily to the excess of 16% among subjects exposed to 180+ rad. Accidental and violent deaths plainly do not depend on the amount of radiation received, but there is an unexplained deficit of deaths from suicide among those exposed to 180+ rad. This last observation serves as a reminder that we are, after all, dealing not with experimental but with survey data, and that factors other than radiation, and capable of influencing mortality, may distinguish both the distance and the dose groups.

Tuberculosis and Other Infectious and Parasitic Diseases

The concept that radiation interferes with normal immunologic mechanisms lends particular interest to the examination of mortality from the infectious and parasitic diseases. Among these, tuberculosis is of special importance because of its high prevalence in Japan and because earlier analyses^{4,24} have indicated that male survivors within 1400 m ATB, especially in Hiroshima, have suffered a higher risk of mortality from tuberculosis than the more distally exposed. In their review of the AHS in 1958–60, Turner and Hollingsworth²⁶ found no evidence that the prevalence of tuberculosis was at that time associated with exposure to ionizing radiation. In 1961 determinations of serum antibody levels against various strains of influenza virus pre- and post-vaccination by Kanamitsu et al²⁷ revealed some impairment in the immunologic defenses of the survivors most proximally exposed in utero.

In contrast to radiation, many environmental factors are already known to influence the likelihood of an infection or its clinical manifestations. Jablon et al⁴ found that the largest and most stable differences in tuberculosis mortality in their contrasts of subjects not in the city ATB with the survivors as a whole, was presumably a reflection of variation in environmental history and of selective factors determining migration. Initially, the present search for a radiation effect was

2%ないし3%程度の増加を示す。全死因についてみると、死亡率に対する原爆時年齢の影響が認められる。この死亡率の増加はすべての年齢にみられるが、原爆時年齢の最も低い群と最も高い群においていちばん著しい。白血病による死亡を除くと、1950–54年にみられる近距離被爆者における14%の増加は、50歳未満の群よりは50歳以上の群に基因するところが大きい。1962–66年の期間では、180 rad以上の群における16%の増加は、原爆時年齢が50歳未満の者が主である。不慮の事故や暴力による死亡が放射線線量と関係がないことは明らかであるが、180 rad以上の群に自殺者の少ないことの理由は不明である。この最後の観察結果は、この資料が実験ではなく調査によって得られたものであること、そして、各距離群や線量群においては、放射線以外の死亡を左右する因子にも差があるかもしれないことを思い起こさせるものである。

結核ならびにその他の伝染病および寄生虫病

放射線によって正常な免疫機構が障害を受けるであろうと考えられるので伝染病および寄生虫病による死亡率の検討には特に関心が寄せられる。なかんずく、結核は日本で有病率が高く、以前の解析^{4,24}では1400 m未満の被爆者の男性は特に広島において遠距離被爆者よりも結核死亡率が高いことが認められているので、結核は特に重要である。Turner および Hollingsworth²⁶ は、1958–60年間の成人健康調査結果の検討を行ない、その当時の結核有病率は電離放射線照射と関連がないことを認めた。1961年に金光ら²⁷ は、ワクチン接種前後の各種インフルエンザ・ウイルス株に対する血清抗体値を測定し、近距離胎内被爆者の免疫防御機構に若干の障害を認めた。

放射線以外の多くの環境因子が伝染の頻度や臨床症状の発生を左右することはすでによく知られている。Jablonら⁴ は、原爆時に市内にいなかった者と被爆者全部との比較で、結核死亡率における差が最も大きく、かつ一定であることを認め、これはおそらく環境の違いや転居を左右する因子の違いを反映しているであろうと考えた。今回の解析では、放射線影響を究明するためにまず被爆者だけについて年齢、性および都市別に検討を行なった。

confined to the survivors and controlled by age, sex, and city. Table 25 provides a comparison of observed deaths and the age-sex-city adjusted expected values for 1950-66 and for its subdivisions. Table 26 gives the city-sex detail for the entire 16-year period. Significant variation is confined to 1950-54, as noted in the reports on mortality through 1960⁴ and 1964.²⁵ For the 1950-54 period, as we have seen, distance is probably a better tool for analysis than dose, and the new distance intervals used here for exposure groupings should make the two cities more comparable as to total dose (neutrons and gamma combined 1:1). For Hiroshima males there were 132 deaths attributed to tuberculosis in 1950-54, distributed among the four groups as follows:

Deaths 1950-54 1950-54年の死亡数	Distance Group 距離群			
	I	II	III	IV
O 観察数	87	16	14	15
E 期待数	95.0	18.2	9.5	9.3
O/E 比	0.9	0.9	1.5	1.6

Examination of the underlying material by age shows that the excess in groups III and IV occurred at ages 40+ ATB. The 1950-54 O/E ratios for the other city-sex subdivisions of group IV are .96, .57, and .47. Even on this basis, then, the relationship seen in Hiroshima males is not strengthened in any way by consolidation with either Nagasaki males or Hiroshima females, and remains an isolated observation that cannot easily be attributed to radiation.

The later years provided no reinforcement of the 1950-54 pattern for Hiroshima males, so that the O/E ratios for the 16-year period are .93, 1.22, 1.26, and 1.03 for groups I through IV. The dose-specific analysis (Table 26) tells the same story. It seems most likely, therefore, that some environmental factor other than radiation, but correlated with distance from hypocenter, underlies the relationship for Hiroshima males. Analysis of the experience of individual age-groups for each of the four time periods provides no further suggestion of a dose-specific relationship.

In addition to the 983 deaths from tuberculosis there were 167 from other infectious and parasitic diseases (Table 27), but none of the comparisons provide any suggestion of a relationship to radiation dose. Statistical comparisons on the

表25には1950-66年の全期間および各時期についての死亡者の観察数と年齢、性および都市を補正した期待数との比較を示した。表26には、この16年の全期間についての詳細を都市・性別に示した。有意な差が認められるのは1950-54年だけであり、これは1960年⁴および1964年²⁵までの死亡率を取り上げた以前の報告にもみられた。1950-54年の期間についての解析では、前述のように、線量よりも距離を使用する方がおそらく妥当であり、ここで採用した新しい距離区分によって、両市は総線量(中性子とガンマ線を1対1の割合で合計)の面で互いにもっと類似点のあるものになったであろう。1950-54年には、広島に結核による死亡が132例あったが、その距離群別分布は次のとおりである:

この基礎資料を年齢別にみると、距離群IIIおよびIVにおける増加は原爆時年齢40歳以上の群によって生じている。広島に結核以外の都市・性別区分では、距離群IVにおける1950-54年の観察数と期待数との比はそれぞれ.96, .57, .47である。したがって、これをみても、広島に結核における関係は、長崎に結核あるいは広島に結核を加えても強化されない。これは一つの独立した観察結果であり、直ちに放射線に原因があるとはいえない。

その後の時期には、広島に結核にみられた1950-54年の傾向が強化された形跡は全くなく、距離群IからIVの16年間の観察数と期待数との比はそれぞれ.93, 1.22, 1.26, 1.03である。線量別の解析(表26)でも同じである。したがって、広島に結核にみられた関係は、放射線以外で爆心地からの距離と相関を示す何らかの環境因子のために生じている可能性が強い。四つの時期における各年齢群の死亡者の解析では、これ以上の線量との関係を示す所見はない。

結核による死亡983例のほかにはその他の伝染病および寄生虫病による死亡が167例あった(表27)。しかし、いずれの比較においても放射線線量との関係は示唆されていない。伝染病および寄生虫病の全部(死亡数1150例)につ

entire class of infectious and parasitic diseases (1150 deaths), whether based on distance or dose, reflect only the variation seen in the examination of tuberculosis mortality.

Malignant Neoplasms

In the earlier reports on the JNIIH-ABCC Mortality Study^{2,3} leukemia was included as a means of validation: consistency with then accepted relationships seemed required. With the increasing importance of the physical dosimetry program, however, the mortality sample has become the best single basis for studying radiation leukemogenesis among the A-bomb survivors. Nevertheless, only a brief treatment will be given here as Ishimaru et al²⁸ have in preparation a report in which both the ascertainment and the validity of diagnosis will be superior to those provided by the death certificate. As noted earlier,¹⁴ for leukemia deaths the confirmation and detection percentages are, respectively, 73 and 95 for the 1950-65 period.

Among the A-bomb survivors there were 116 deaths attributed to *leukemia* in the 16-year period. Table 28 provides an analysis for both cities combined for the entire 16-year period and for each 4-year period. This form of analysis may tend to obscure somewhat the considerable movement of the corresponding death rates over time. Thus, for those exposed to 180+ rad, approximate annual deaths per 100,000 per year are about 115, 95, 55, and 35 in the successive 4-year periods, but of course large uncertainties characterize these rates because of the small numbers of deaths (14, 11, 6, and 4 respectively). Over the entire period those who received 180+ rad ATB died at a rate of about 17 times more than those who received less than 10 rad. The increased mortality among those exposed to 10-39 rad, corresponding to a shift from 4.3 to 7.0 on the death rate scale, is well within the power of chance to produce. It would take a larger experience than this to provide a powerful test of the linear hypothesis in the region of low dose. It is perhaps noteworthy that the risk of those who received under 10 rad is close to the average death rate from leukemia in Japan, 4 per 100,000 per year vs 3 to 4 for a sample with the age distribution of that under investigation here.

In view of the much higher risk of death from all causes, all natural causes, etc., in 1950-54 among

いての統計的比較においては、距離あるいは線量別にみても、結核死亡率の検討のさいにみられた差が反映されているにすぎない。

悪性新生物

予研—ABCC 寿命調査に関する以前の報告では、^{2,3} 調査結果の確実性の裏づけの方法として白血病を使用した。すなわち、当時考えられていた被曝線量と白血病との関係の一貫性を示す必要があるとされた。しかし、物理学的な線量測定調査の重要性が増加するにつれ、寿命調査対象群は原爆被爆者の放射線誘発性白血病を調べるための最良の単一の調査対象になった。石丸ら²⁸は、死亡診断書の場合よりも症例発見と診断の確実性がともにすぐれている調査について目下報告書を作成しているので、ここでは白血病について簡単に記述するにとどめる。以前の報告では、¹⁴ 1950—65年の期間の死亡診断書における白血病の確認率と発見率は、それぞれ73%と95%であった。

16年間の期間には、白血病による死亡が被爆者に116人あった。両市を合計して16年間の全期間、ならびに4年ごとの各期間について行なった解析の結果を表28に示した。このような方法による解析では、各期間における死亡率のかんりの変動がやや不明瞭になる傾向があるかもしれない。そこで、被曝線量が180 rad以上の者の死亡率を4年ごとの各期間における年間100,000人当たりの死亡者数で示すと115, 95, 55, 35であるが、もちろん、死亡者数が少ないため(それぞれ14, 11, 6および4例)、これらの数字には不確実性が強い。全期間を通じてみると、原爆時の被曝線量が180 rad以上の者の死亡率は被曝線量10 rad未満の者の約17倍である。被曝線量10—39 radの者における死亡率の年間4.3例から7.0例への増加は、偶然でもじゅうぶんに起こりうることである。低線量域における線型仮説について強力な検定を行なうためには、これよりはるかに多くの例数が必要である。被曝線量10 rad未満の者の死亡率は、日本全国の白血病による平均死亡率に近似している。すなわち、日本全国の年間100,000人当たり4例に対して、本調査における対象者と同じ年齢分布のサンプルについてみると3ないし4例である。

1950—54年における線量不明の者の全死因、全病死因等による死亡率が高いことが認められているにもかかわらず

those of unknown dose, it may seem surprising that this is much less true of deaths from leukemia. The corresponding ratios for the four groups, I to IV, are .30, .36, 1.16, and 6.53, in the 1950-54 interval, and their plot on the T65 dose scale virtually coincides with that based on the T65 dose intervals of Table 28 for the same period. Since the latter exclude the experience of subjects of unknown dose, it is believed that the early, special interest in leukemia operated to reduce the loss of shielding information so characteristic of early deaths generally. If so, the leukemia experience provides no reliable guide to the probable average true dose of those whose estimates could not be calculated. Although their O/E ratio of 1.73 corresponds to about 55 rad on the leukemia plot (Figure 6), it cannot be assumed that this value holds for other causes of death. More important, there seems to be no reason not to use the T65 dose estimates in studying leukemia during 1950-54.

Although the foregoing analyses were standardized by age, explicit age-specific comparisons by dose were limited by small numbers. It may be noted, however, that 10, or 2.3% of the 432 subjects exposed to 180+ rad and under age 10 ATB, had died of leukemia by 1 October 1966. This compares with 0.81% of those aged 10-29 ATB and similarly exposed.

With the exclusion of deaths from leukemia, there remain 2276 deaths from *other malignant neoplasms*. Jablon et al, in their examination of this material through 1960,⁴ with about half this number of deaths, found a statistically significant elevation of risk only for Hiroshima females, with all age-groups over 30 ATB manifesting some increase in risk, and the principal excess being in the 1953-54 period. Table 29 provides a summary of the data by 4-year intervals through 1966 in dose-specific terms for both cities and sexes combined. There is, first of all, an excess of deaths among those of unknown dose. This is most obvious in 1950-54 and is best explored in relation to the I to IV distance classification (Table 30). This shows that for 1950-54 the dose classification (Table 29) is somewhat biased for forms of cancer other than leukemia, so that distance provides the better tool for analysis in this early period. Table 30 also shows that the relationship to distance in 1950-54 depends very heavily on Hiroshima females, for whom the association is strong and highly significant in the three main statistical tests, including that for linear trend.

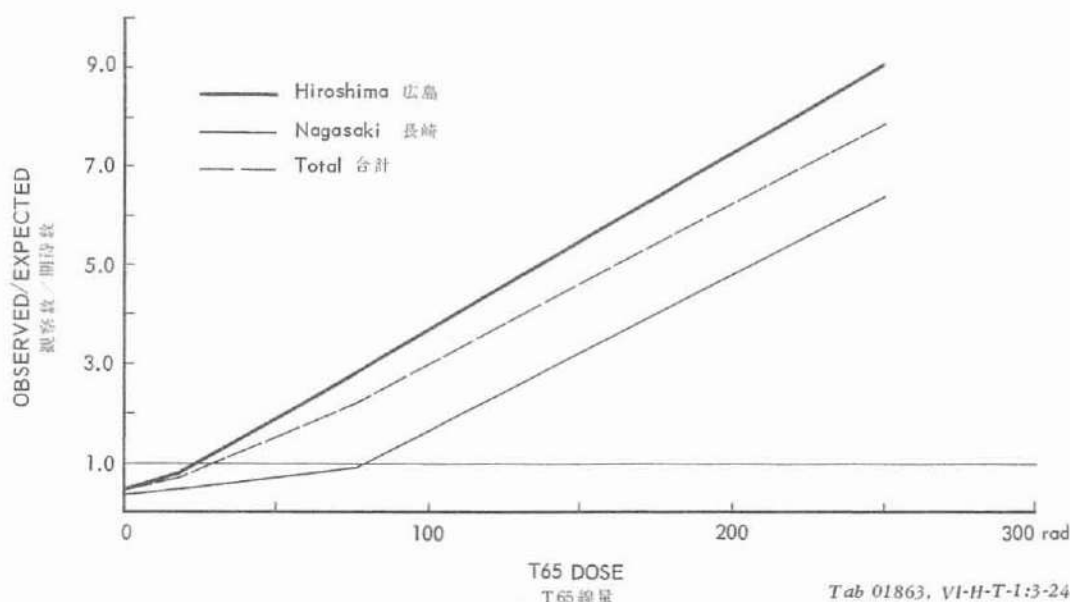
ず、白血病による死亡率の増加がそれほどでないのは不思議に思われるかもしれない。1950-54年の期間におけるIからIVの四つの距離群の白血病による死亡比は、それぞれ.30, .36, 1.16, 6.53で、これにT65線量推定値をあてはめると、同期間について表28で示したT65線量推定値別集計とほとんど完全に一致する。後者の集計から線量不明の者が除外されていることを考えると、初期において白血病に特に高い関心が払われていたために、早期死亡者に一般にみられる遮蔽資料の欠如は、本疾患例の場合、それほどいちじるしくはなかったと思われる。もしそうであるとすれば、白血病の資料からは、線量推定値の計算ができなかった群に対するだいたいの平均線量の確実な指標は得られないことになる。この群における観察数と期待数との比1.73は、白血病曲線(図6)では約55 radに相当するが、この値が他の死因にもあてはまると仮定することはできない。より重要なことは1950-54年の白血病を検討する場合にT65線量推定値を使用できないという理由はないということである。

前述の解析では年齢についての標準化が行われたが、例数が少ないため線量区別の年齢別比較には限度がある。しかし、被曝線量180 rad以上で原爆時年齢10歳未満の432例中10例、すなわち2.3%が1966年10月1日以前に白血病で死亡したことは注目される。一方、同線量群の原爆時年齢10-29歳の者では0.81%であった。

白血病を除くその他の悪性新生物による死亡は2276例ある。Jablonら⁴は、1960年末までのこの半数程度の死亡者についての資料を検討した結果、死亡率において統計的に有意な増加があったのは広島的女性のみであり、しかも、原爆時年齢30歳以上のすべての年齢群において死亡率がある程度増加しており、この増加は主として1953-54年にみられることを認めた。1966年末までの資料を、両市および男女を合計して線量別ならびに4年ごとの各期間別にまとめて表29に示した。まず、線量不明の者の死亡率が高いことが認められる。これは、1950-54年において最も顕著であり、この期間ではIからIVまでの距離分類に基づいて検討することがいちばんよいであろう(表30)。この表では1950-54年における白血病を除く各種の癌の線量別分布(表29)に若干の偏りがみられるので、初期の資料の解析では被曝距離を使用するほうが妥当である。表30からは、1950-54年における距離との関係は、広島的女性により大きく左右されることがわかり、線型回帰傾向を含む三つの主要な統計学的検定においてその相関は強く、非常に有意である。この期間の癌による総

FIGURE 6 OBSERVED/EXPECTED DEATHS FROM LEUKEMIA BY T65 DOSE,
HIROSHIMA & NAGASAKI, 1951-66

図6 白血病による死亡の観察数と期待数との比: T65線量別,
広島・長崎, 1951-66年



Tab 01863, VI-H-T-1:3-24

Since the deaths among Hiroshima females represent less than 40% of all cancer deaths in this period, any model of radiation carcinogenesis would probably have to be sex-specific, if not more complex, to fit the 1950-54 experience.

In 1954-58 there is no evidence of any relationship between all forms of cancer and either dose or distance, even for Hiroshima females. In the third interval there is again significant variation among Hiroshima females only (Table 31), but the trend is not linear and those of unknown dose ($O/E = 10/4.2$) may weaken the evidence for a dose-specific relationship. Ratios for the four groups I-IV in 1958-62, for Hiroshima females, are .91, 1.01, 1.43, and 1.67, with $P < .01$ in tests for linear and quadratic trend, and .01 on the homogeneity of the four groups. In 1962-66 it is again only for Hiroshima females that the departure from homogeneity achieves statistical significance, but for Hiroshima males, and for total males, there is suggestive evidence of linear trend (Table 32). The 48 deaths among Nagasaki females follow no evident pattern.

Examination of the material by age ATB shows that the deaths are most numerous among those 30-69 ATB, and that all age groups share in the

死亡者数の中で広島女性の占める割合は40%以下であるので、1950-54年の資料に適合する放射線による癌誘発についてのモデルはおそらく性別によって異なるか、より複雑なものになると思われる。

1954-58年の期間には、広島女性においてさえも、全癌と線量あるいは距離との関係は認められない。第3番目の期間に至って広島女性に再び有意な差が認められるが(表31)、線型回帰の傾向はなく、また、線量不明の者(観察数10例、期待数4.2例)によって線量との関係は弱められるかもしれない。1958-62年における広島女性の四つの距離群(I-IV)における死亡比は、それぞれ.91, 1.01, 1.43, 1.67であり、線型回帰傾向および二次曲線傾向の検定では $P < .01$ 、四つの群の均質性についての検定では.01である。1962-66年に広島女性のみにおいて再び統計的に有意な差が認められるが、広島男性および両市の男性を合計した場合には線型傾向が示唆されている(表32)。長崎女性における死亡48例については、明確な傾向は認められない。

資料を原爆時年齢別に検討した結果、原爆時年齢30-69歳の者の死亡率が最も高く、広島女性ではいずれの

increased risk among Hiroshima females. In analyses using both distance and dose, the 1950-54 effect is seen most clearly in those aged 40-49 or 60-69 ATB. In 1962-66 only women aged 50-59 ATB register a significant difference in mean dose (92 deaths), although the weighted statistic representing all age-groups is quite significant ($P < .01$) and the excess appears to be distributed over the entire age-range. For both sexes and both cities combined, the O/E ratios during 1962-66 for those exposed to 180+ rad by age ATB are:

Deaths 死亡数	Age ATB 原爆時年齢								Total 計
	0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50-59	60-69	70+	
O 観察数	1	1	3	7	10	10	1	0	33
E 期待数	0.02	0.88	1.91	4.05	7.97	6.44	1.32	0.10	22.69
O/E 比	-	1.14	1.57	1.73	1.26	1.55	0.76	0	1.45

About two-thirds of the deaths from malignant neoplasms other than leukemia were certified to *cancer of the digestive organs and peritoneum* (ICD 150-159), 78% in males and 56% in females. These sites are responsible for much of the variation observed for cancers of all forms except leukemia, and especially for the influence of Hiroshima females. Tables 33 and 34 summarize the available dose-specific information by time-period, city, and sex. On the whole, the relationships seem weaker for cancer of the gastrointestinal tract than for all sites. Only in the 1950-54 interval do the dose-groups differ significantly for the entire sample, and unfortunately these data were not tabulated for the distance-groups. However, if the dose-tables are examined for Hiroshima females in 1950-54, it seems clear that the apparent association with dose extends not only to the digestive system but also to other sites (except leukemia). Also, in the 1950-54 interval, the other city-sex groups also show some excess mortality from gastrointestinal cancer if subjects with unknown dose are combined with those of 40+ rad. The corresponding O/E ratios by city and sex are:

年齢群においても死亡率が増加している。距離および線量をともに用いた解析では、1950-54年にみられる影響は原爆時年齢40-49歳および60-69歳の者において最も明確である。1962-66年の期間では、全年齢についての加重統計量がかなり有意で ($P < .01$)、増加がすべての年齢にわたっているように思われるが、原爆時年齢50-59歳の女性のみにおいて平均線量に有意な差が認められる(死亡者数92)。1962-66年の期間においては、男女および両市を合計して被曝線量が180 rad以上の者の観察数と期待数との比を原爆時年齢別にみると、次のとおりである:

白血病を除く悪性新生物による死亡の約3分の2は消化器および腹膜の癌(ICD 150-159)で、男性では78%、女性では56%を占めていた。白血病を除く全癌における差、特に広島女性の影響における差は、主としてこれらの部位によるものである。表33と34に、入手されている資料を線量別・期間別・都市別および性別にまとめた。全体としては、消化器系の癌における相関は、全癌の場合よりも低いように思われる。対象群全体で、各線量群間に有意な差が認められるのは1950-54年の期間のみであるが、残念ながらこの表では距離別集計は行なわれなかった。しかし、この線量別の集計において1950-54年の広島女性をみると、線量との関係は消化器ばかりでなく、他の部位(白血病を除く)にも認められる。1950-54年の期間には、線量不明の者と40 rad以上の者とを合計すれば、その他の各都市一性別群にも消化器系の癌による死亡率が高い。観察数と期待数との比を都市別および性別にみると次のとおりである。

Deaths 1950-54 1950-54年の死亡数	Hiroshima 広島		Nagasaki 長崎	
	Male 男	Female 女	Male 男	Female 女
O 観察数	26	23	17	5
E 期待数	23.5	9.98	11.5	3.41
O/E 比	1.11	2.31	1.48	1.46

The excess derives from no particular age-group but is found among all subjects aged 30 or more ATB. Although none of the statistical tests on the total experience of 1962-66 in Table 33 returns a significantly low probability, there is some suggestion there of linear trend with dose, and when the city-sex components are examined for this period (Table 35) it appears that both Hiroshima males and females, but especially the latter, contribute to this suggestion of a relationship.

Of all the sites in the digestive system, only for cancer of the stomach is the death certificate a reasonably accurate means of ascertainment, with a confirmation percentage of 83 and a detection percentage of 72 in this experience. It is also the major site within the gastrointestinal tract, accounting for 63% of all deaths certified to cancer of the digestive system in this series.

Although the confirmation rates are much lower for sites other than the stomach, stomach cancer is the principal autopsy diagnosis for only about 16% of the cancers certified to digestive organs other than the stomach. Therefore, the death certificates do provide a good, if imperfect, source of information about stomach cancer, and deaths certified to the digestive system as a whole comprise a far more miscellaneous group of cancers. The two-way relationship between the death certificate diagnosis and the principal autopsy diagnosis for autopsied cases in this series during 1950-65 is as follows:

Underlying Cause 原死因	Total 計	Principal Autopsy Diagnosis 剖検診断			
		Cancer 癌			Other その他
		Stomach 胃	Other Digestive その他の消化器	Other 消化器以外の癌	
Total 総数	2526	253	176	339	1758
Cancer: Stomach 胃	219	181	19	5	14
Other digestive その他の消化器	171	27	109	11	24
Other 消化器以外の癌	266	6	7	234	19
Other その他	1870	39	41	89	1701

From Tables 36 and 37 it appears that death rates for stomach cancer vary no more in relation to radiation dose than do those for all malignant neoplasms and for the digestive system as a whole. The only exception is the rate for Nagasaki females, which is rather small. Nevertheless for 1950-54, and for both Hiroshima females and all females throughout the 16-year period of observation,

死亡率の増加は、特定の年齢群にみられるのではなく、原爆時年齢30歳以上の者全部にみられる。表33に示した1962-66年における総死亡者数についての統計的検定では、確率値が有意に低いものはない。しかし、線量による線型傾向が若干示唆され、この期間について都市一性別に検討すると(表35)、この相関は広島男女、特に女性によって生じているように思われる。

消化器系を部位別に分けてみると、死亡診断書では胃癌のみがかなり確実であり、今回の調査例における確認率は83%、発見率は72%である。また、消化器系の中でも胃が癌の主要発生部位であり、今回の調査例中の消化器系の癌による死亡の63%を占めている。

胃以外の部位では確認率はかなり低い、死亡診断書の死因が胃以外の消化器の癌であったものの中で、剖検診断が胃癌であったものは16%にすぎない。つまり、死亡診断書からは、不完全ながらも胃癌についてかなりの資料が得られるのに対して、死亡診断書に消化器系の癌と記載されたものの中にはその他の種々の癌も含まれている。今回の調査例中1950-65年に剖検を受けた例の死亡診断書上の診断と剖検診断との関係は次のとおりである:

表36および37にみられるように、胃癌における線量による死亡率の差はすべての悪性新生物あるいは消化器系全体の場合よりも著しいということはない。唯一の例外は長崎の女性であるが、例数は少ない。しかし、1950-54年の期間、ならびに16年間の全体を通じての広島の女性お

significant variation is seen. Again the early experience is best reviewed on the basis of the I-IV distance groups, shown in Table 38. Although Hiroshima males account for 100 of the 178 deaths from stomach cancer in 1950-54, any evidence of a relationship with distance from hypocenter comes rather from the Hiroshima females (48 deaths) and the Nagasaki subjects (30 deaths). Subjects of all ages over 30 ATB contribute to this relationship.

In the 1954-58 and 1958-62 intervals none of the city-sex groups, and none of the consolidations made from them, provides evidence of a positive relationship between the risk of stomach cancer and radiation. In the 1962-66 period the test of linear trend on all Hiroshima subjects is positive, and that for Hiroshima females is very nearly so ($P=.053$). Table 39 gives the O/E ratios for this period. The suggestion of an increase in stomach cancer in 1962-66 for subjects who received appreciable amounts of radiation is not strengthened by examination of the autopsy material. None of the statistical tests on the material in Table 40 yielded a significant discrepancy.

Cancer of other principal digestive organs is the subject of Table 41, where the entire 1950-66 experience is summarized. There were 130 deaths certified to cancers involving other portions of the digestive system and peritoneum that do not appear in the table but are included in Tables 33 and 34. For none of the three major sites is a radiation effect suggested at the level of the total experience and this is also true of the large bowel and pancreas when the city-sex and age ATB components are examined individually. For the liver and biliary tract, however, there are some discrepancies that deserve mention (Table 42). Observed and expected deaths from cancer of the liver and biliary passages in individual city-sex groups are quite small at the high end of the dose-range, there being only 43 observed vs 44 expected among those with unknown dose or 40+ rad. Only for the Nagasaki males is any relationship suggested and the paucity of observations there robs the suggestion of any real force. There is no evidence of relationship among the 72 autopsy diagnoses of carcinoma of the liver for the 1961-66 period.

Cancer of the respiratory system accounted for 203 deaths, 145 being classified as malignant neoplasms of bronchus, trachea, and lung (ICD 162-163). Tables 43 and 44 provide some sugges-

よび全女性に有意な差が認められる。この場合にも、表38に示したように初期の死亡についてはI-IVの距離群別に検討を行なうのがいちばん妥当である。1950-54年における胃癌による死亡者178例中100例は広島男性であったが、被爆距離との関係が認められるのは、むしろ、広島の女性(死亡48例)および長崎の対象(死亡30例)である。この関係は原爆時年齢30歳以上の者全体に認められる。

1954-58年および1958-62年の期間では、それぞれの都市一性別群あるいはそのいかなる組み合わせにおいても、胃癌による死亡率と放射線との間に明確な関係があることを示す証拠は認められない。1962-66年においては、広島の全例についての線型回帰傾向の検定では明確な関係があり、また広島の女性についての検定もほとんど確実である($P=.053$)。この期間の観察数と期待数との比を表39に示した。剖検材料を検討しても、かなりの放射線を受けた者の胃癌が1962-66年において増加していることを示唆する所見を裏づける証拠は認められない。表40の資料についての統計的検定では、有意な差異は認められなかった。

他のおもな消化器の癌について1950-66年の全例を表41にまとめた。この表に記載されていないその他の消化器および腹膜の癌による死亡は130例あったが、これらは表33および34に含まれている。ここに示した三つの主要部位のいずれにおいても、その総数についての検討では放射線の影響は示唆されない。大腸および膵臓についての都市・性および原爆時年齢別検討でも同様なことがいえる。しかし、肝臓および胆道については特記すべき差が若干認められる(表42)。もちろん、都市一性別にみた場合の肝臓および胆道の癌の観察数と期待数は高線量群ではかなり少なく、線量不明の者または40 rad以上の者の観察数は43、期待数は44である。関係が示唆されるのは長崎の男性においてのみであるが、例数が少ないのでこの関係はあまり強力なものではない。1961-66年の期間における肝臓癌の剖検72例には関係は認められない。

呼吸器系の癌による死亡は203例あり、145例は気管・気管支および肺の悪性新生物(ICD 162-163)によるものであった。表43および44をみると、特に広島の男性に

tion of a relationship between dose and deaths from all cancers coded to the respiratory system, especially among Hiroshima males, and essentially the same evidence is seen in Tables 45 and 46 for cancer of the bronchus, trachea, and lung. Clearly the bulk of the information derives from 1958 and subsequent years, and a consolidation for this 8-year period gives:

Deaths 死亡数	T65 Dose T65線量 rad				
	0-9	10-39	40-179	180+	Unk 不明
O 観察数	68	21	18	7	5
E 期待数	80	19	11	3.9	4.7
O/E 比	.85	1.11	1.58	1.81	1.07

There is some evidence of a linear trend with a doubling of relative risk in the region of 150 to 200 rad. This material is the subject of a more extended analysis by Wanebo et al²⁹ utilizing autopsy and surgical pathology information. Autopsy diagnoses for 1961-66 number only 79, and are consistent with the information on underlying cause, but by themselves provide only suggestive ($P=.09$) evidence of linear trend.

Among the age-cohorts it is only those aged 50-59 ATB that reveal a statistically significant variation during 1962-66. However, there is a suggestion that the group aged 40-49 ATB may also have experienced an excess of lung cancer starting in the 1954-58 period. There is as yet no indication of an effect in those under age 40 ATB. The O/E ratios by age ATB, for deaths from cancer of the bronchus, trachea, and lung, during the three most recent time periods for subjects with 40+ rad are:

Year 期間	Age ATB 原爆時年齢		
	30-39	40-49	50-59
1954-58	0/0.5	2/0.6	3/0.8
1958-62	1/0.8	4/2.8	5/2.3
1962-66	2/1.8	7/3.0	5/3.6

It is possible that evidence of an effect may accumulate rapidly in the years ahead and extend to those under age 40 ATB. Since Wanebo et al²⁹ did not find any evidence of confounding between smoking and radiation dose, the association should be made the basis of more intensive

おいて線量と呼吸器系の癌すべてによる死亡との間に関係が示唆される。表45および46では、気管・気管支および肺の癌についても本質的にこれと同じ関係がみられる。大多数は明らかに1958年およびそれ以後の症例であり、この8年間の例数をまとめると次のとおりである：

線型傾向が若干認められ、線量 150 - 200 rad のところで死亡率は2倍になっている。これについては、Wanebo ら²⁹が剖検および外科病理材料を用いて、より広範囲な解析を行なった。1961-66年に剖検で診断されたのはわずかに79例で、原死因の場合と同様の傾向を示すが、剖検例のみの検定では線型傾向は示唆的であるにすぎない ($P = .09$)。

年齢別にみると原爆時年齢50-59歳の者のみに1962-66年において統計的に有意な差が認められた。しかし、原爆時年齢40-49歳の者にも1954-58年から肺癌の増加が示唆される。原爆時年齢40歳未満の者については放射線の影響はまだ認められていない。線量値40 rad 以上の者における最近の三つの期間の気管・気管支および肺の癌による死亡の観察数と期待数との比を原爆時年齢別に示すと次のとおりである：

放射線による影響を示す証拠が今後急速に集積され、原爆時年齢40歳未満の者にも影響が検出されることがあるかもしれない。Wanebo ら²⁹は、喫煙と放射線線量の影響との相乗作用を認めていないので、資料が集積されるにつれ関連因子となりうる種々の要因に注意を払いなが

study, with more attention to possibly confounding variables, as additional information accumulates. It is of interest that tabulations of deaths coded to all forms of respiratory cancer (ICD 160-165) are not more sensitive than those confined to cancer of the bronchus, trachea, and lung (ICD 162-163), despite their greater number.

Only 67 deaths were ascribed to *cancer of the female breast* and these provided little evidence of variation associated with ionizing radiation except in the 1962-66 interval (Table 47), where the numbers are unreliably small and the linear trend merely suggestive ($P=.05$). In the autopsy series there were but 15 diagnoses of cancer of the breast, and their distribution is not remarkable. In the smaller but better studied AHS series, Wanebo et al recently found provocative evidence that the risk of breast cancer increases with radiation dose in the survivors.³⁰

There were 194 deaths attributed to *cancer of the uterus* among the survivors during the 16-year intervals, and the trend is sharply downward with time, from 64 in 1950-54 to 30 in 1962-66. In the last major analysis of this series,⁴ the O/E ratio was shown to be quite high for women most proximally exposed, and about 1.74 for those within 1400 m. This observation stimulated Ishimaru to make a field survey in Hiroshima³¹ but he was unable to throw further light on the relationship. Table 48 provides an up-to-date summary in terms of distance, but with distance-groups as redefined for the present study, and shows substantially the same relationship reported by Jablon et al.⁴ The relationship seems confined to the 51 deaths among Hiroshima females in 1950-54 and remains unexplained. Women of all ages over 20 ATB contribute to the excess.

There are 35 autopsy diagnoses of uterine cancer in the 1961-66 autopsy series, but they contain no suggestion of a relationship to radiation (Table 49). There were 126 deaths from *cancer of other and unspecified sites* (ICD 190-199) among the exposed members of the sample, distributed as shown in Tables 50 and 51. There is no statistically significant relationship to radiation, but for the entire period 1950-66 the O/E ratios are consistent with such a relationship.

To summarize the above observations attempts to establish a dose-response curve for leukemia are severely limited by paucity of cases, but in the present series of 116 cases the response

ら、前記の関係についてより徹底した検討を加えるべきであろう。すべての種類の呼吸器系の癌 (ICD 160-165) による死亡者は、その数が多かったにもかかわらず、気管・気管支および肺の癌 (ICD 162-163) のみの場合に比べて解析の感度が高くなかったのは興味深いことである。

乳癌による死亡は67例あったのみで、1962-66年以外は電離放射線との関係はほとんど認められなかった (表47)。1962-66年も例数が非常に少なく、線型回帰傾向が示唆される程度にすぎない ($P=.05$)。剖検例中に乳癌は15例あったにすぎず、その分布に特記すべきものはない。Wanebo らは、成人健康調査における小さな調査対象群について詳細な調査を最近行なった結果、被爆者では乳癌が放射線線量に伴って増加するという興味深い証拠を認めた。³⁰

被爆者には、この16年間に子宮癌による死亡は194例あるが、死亡者数は経年的に急激に減少する傾向にあり、1950-54年には64例であったのに対して、1962-66年には30例である。この調査対象群に関する前回のおもな解析⁴の結果では、近距離で被爆した女性における観察数と期待数との比はかなり高く、1400m未満の者では1.74であった。この観察に刺激されて石丸は広島において野外調査を実施したが、³¹ この関係についてそれ以上解明することはできなかった。今回の調査で用いた新しい距離区分に基づいて最近までの資料を距離別に集計した結果を表48にまとめたが、本質的にはJablon ら⁴が以前報告したものと同一関係を示している。この関係は1950-54年における広島の女性の死亡者51例に限られており、原因はなお不明である。この増加は、原爆時年齢20歳以上の女性全般にみられる。

1961-66年の剖検例に子宮癌が35例あるが、放射線との関係を示唆する所見は認められない (表49)。調査対象中の被爆者にはその他および部位不明の癌 (ICD 190-199) による死亡は126例あり、その分布は表50および51に示すとおりである。放射線との間に統計的に有意な関係は認められない。ただし、1950-66年の全期間における観察数と期待数との比は、放射線との関係に一致している。

以上の観察結果を要約すると、例数が少ないために白血病に対する線量効果曲線の決定は非常に困難であるが、今回の116例では影響がかなり直線的であるように思わ

appears reasonably linear, averaging perhaps three cases per million per year per rad. Examination of malignant neoplasms other than leukemia points to an excess risk in 1950-54, largely in Hiroshima females, and again in 1962-66, with the influence of Hiroshima females being only somewhat less dominant. Subdivision by site suggests that the 1950-54 excess can largely be accounted for by gastric and uterine cancer in Hiroshima females, but that the 1962-66 excess may be more pervasive, involving more sites and being less dependent on Hiroshima females. The most reliable of these recent relationships, in the statistical sense, are those that rest on all malignant neoplasms except leukemia; for no single site or group of adjacent sites is the evidence of association with radiation dose stronger. For lung cancer in males and for cancer of the female breast the dose response curve may be steeper than for other sites, but the evidence for their association with radiation dose is weaker than that for all sites (except leukemia), for which the magnitude of the response seems to be an increase of about 20% in the base line value per 100 rad received. None of the apparent relationships characteristic of individual sites is stronger in the autopsy material for 1961-66 than in the analysis using death certificate diagnoses. Age ATB seems not to be a strong factor in any of these relationships, although it is in radiation leukemogenesis.

Benign Neoplasms and Neoplasms of Unspecified Nature

Although 120 of the 13,093 deaths among A-bomb survivors in the 1950-66 interval were attributed to benign neoplasms (ICD 210-229) or to neoplasms of unspecified nature (ICD 230-239) on the basis of the death certificate, it was thought that such diagnoses would be too unreliable to warrant study, especially in the presence of a significant amount of autopsy information. Accordingly, only the autopsy findings of 1961-66 were examined, with the negative results seen in Tables 52 and 53. The single significant deviation from chance that is noted for the test of linear trend among Nagasaki females is not unlikely in view of the number of tests being made.

Allergic, Endocrine System, Metabolic, and Nutritional Diseases

The ICD class III diseases account for 380 deaths

れ、平均すれば1 radにつき年間100万人当たり3例程度であるように見える。白血病を除く悪性新生物の検討では、1950-54年に主として広島的女性において死亡率の増加があり、また、1962-66年に至って再び死亡率の増加があり、この時期は広島的女性における影響がやや小さくなっている。部位別に分類すると、1950-54年にみられる死亡率の増加は主として広島的女性の胃癌および子宮癌によるものであるが、1962-66年の増加はこのように限定されたものではなく、関与している部位も多く、初期にみられるほどには広島的女性が主体とはならない。最近みられる関係のうち、統計的に最も強く現われているのは白血病を除く悪性新生物全体にみられる関係である。これを部位別にみても、また、隣接したいくつかの部位をまとめてみても、放射線線量との間にいっそう強い関係は認められない。男性の肺癌および女性の乳癌では、他の部位よりも線量反応曲線が急勾配であるかもしれない。しかし、すべての部位(白血病を除く)においてみられる100 radにつき約20%の増加に比べると、その放射線線量との関係は弱い。1961-66年における剖検資料を解析してみても、各部位における被曝線量との関係が死亡診断書に基づく解析の場合よりも強力に現われることはなかった。原爆時年齢は、放射線誘発性白血病の場合とは異なり、これらの関係では重要な因子ではないように思われる。

剖検で認められた良性新生物および性質不詳の新生物

1950-66年の期間に死亡した被爆者13,093例のうち120例は、その死亡診断書に記載された死因が良性新生物(ICD 210-229)あるいは性質不詳の新生物(ICD 230-239)となっていたが、相当量の剖検資料が入手されていることからすれば、これらの診断は信頼度が低く、検討を加えるだけの価値はないように思われた。したがって、1961-66年の剖検所見のみを検討したが、表52および53に示すとおり、陰性結果が得られた。長崎の女性についての線型回帰傾向の検定で有意な差を示すものが一つ認められたが、これは実施した検定の数を考えれば、ありえないことではない。

アレルギー性疾患、内分泌系疾患、物質代謝性疾患および栄養の疾患

被爆者における死亡者のうち380例の死因は、国際疾病

among the exposed subjects, and for analysis were grouped into three subcategories:

分類の第Ⅲ群に属する疾患で、解析のためにこれを次の3群に細分類した:

ICD	Description 疾患	Deaths 死亡数
240-245	Allergic Disorders アレルギー性疾患	212
260	Diabetes Mellitus 糖尿病	118
Other その他	Endocrine system, metabolic & nutritional diseases 内分泌, 物質代謝, および栄養の疾患	50

Separate tables were prepared on all 380 deaths in ICD class III, on the 212 deaths from allergic disorders, on the 118 deaths from diabetes, and on the 168 deaths in the last two categories listed above. Tables 54 and 55 summarize the findings with respect to all diseases of ICD class III. Tabulations by distance are not shown, but for neither dose nor distance is there any suggestion of a relationship to radiation prior to the 1962-66 period (Table 54) for which the observed and expected deaths by dose in rad are:

第Ⅲ群の疾患による死亡者380例全員、アレルギー性疾患による死亡者212例、糖尿病による死亡者118例、および上記の細分類における最後の二つの疾患を合計した死亡者168例のそれぞれについて別個に集計した。表54および55では、第Ⅲ群のすべての疾患に関する所見を総括して示した。距離別の集計はここには示していないが、線量別および距離別のいずれからみても、1962-66年の期間以外には放射線との関係は示唆されない(表54)。1962-66年における死亡の観察数および期待数は線量(rad)別に示すと次のとおりである:

Deaths 死亡数	T65 Dose 線量 rad				Unknown 不明
	0-9	10-39	40-179	180+	
O 観察数	64	15	15	3	4
E 期待数	68.9	16.5	9.4	2.9	3.4

In all four individual city-sex comparisons the O/E ratios are greater than unity for subjects with 40-179 rad. Examination of the material by age ATB provides no further illumination on the possibility that mortality from these causes may have begun to increase in 1962-66 in response to the radiation in 1945. The autopsy series was not analysed with respect to these diseases.

都市別および性別の四つの群のいずれにおいても40-179 radの線量を受けた対象者の観察数と期待数との比が1より大きい。この資料を原爆時年齢別に検討しても、1945年に受けた放射線のために、これらの疾患による死亡率が1962-66年に増加し始めたかもしれないという可能性について、これ以上説明できなかった。これらの疾患に関しては、剖検例の解析は行なわなかった。

The allergic disorders, which account for about 55% of the deaths attributed to ICD class III, are the subject of Tables 56 and 57. Deaths attributed to these diseases display no clear relationship to the amount of radiation received; the slight gradient noted in the dose-specific analysis for 1950-66 (Table 56) is well within the bounds of chance ($P=.30$ in test of linear trend). Both dose and distance analysis for 1950-54 are negative. The O/E ratio of 1.42 in 1962-66 for subjects receiving 40-179 rad represents six observed vs 4.2 expected.

アレルギー性疾患による死亡者は、第Ⅲ群の疾患による死亡者の約55%を占め、これについては表56および57に示した。これらの疾患による死亡と放射線被曝線量との間には、明らかな関係は認められない。すなわち、線量別解析において1950-66年の間に認められるわずかな勾配(表56)は、全く偶然の範囲内にある(線型回帰傾向の検定で $P=.30$)。1950-54年に関する線量別および距離別の解析はともに陰性結果を示す。40-179 radを受けた対象者において1962-66年の期間内にみられたところの観察数と期待数との比1.42は、観察数6と期待数4.2とに基づくものである。

Analysis of the deaths from *diabetes* (Tables 58 and 59) is largely negative, the exceptions being the slight evidence of linear trend in Hiroshima males for the entire period, and in the entire sample for the 1962-66 interval. When all of ICD class III deaths except those attributed to allergic disorders (ICD 250-289) are examined no stronger evidence of a dose-response relationship is seen (Tables 60 and 61).

Diseases of Blood and Blood-forming Organs

During the 16-year period there were 51 deaths coded to anemia of one kind or another, and 33 to other diseases of the hematopoietic system.

糖尿病による死亡者の解析(表58および59)は、広島男性において全期間に、および対象群全体において1962-66年の期間に、わずかな線型傾向がみられたことを除いては、だいたいの陰性結果を示した。アレルギー性疾患以外の第III群の疾患、すなわち、ICD 250-289による死亡者全体について検討しても(表60および61)、線量-反応関係の存在を示す有力な所見は認められなかった。

血液および造血器の疾患

この16年の期間に、貧血と記載されている死亡者は51例、その他の造血器系の疾患による死亡は33例あった。

ICD	Description 疾患	Deaths 死亡数
290.0	Pernicious anemia 悪性貧血	6
290.1	Subacute combined degeneration of spinal cord 脊髄の亜急性複合変性	1
291	Iron deficiency anemia 鉄欠乏性貧血	1
292.3	Leuko-erythroblastic anemia 白芽赤芽細胞症性貧血	1
292.4	Aplastic anemia 無形成貧血	25
293	Anemia of unspecified type 詳細不明の貧血	17
296	Purpura and other hemorrhagic conditions 紫斑病およびその他の出血病	12
297	Agranulocytosis 無顆粒球症	3
298.0	Hepatolienal fibrosis 肝脾線維症	18

Throughout the 16-year period there seems to be an excess of mortality in the groups exposed to larger amounts of ionizing radiation (Table 62). Unlike deaths from leukemia, which declined from 40 in 1950-54 to 19 in 1962-66, these deaths increased from 16 to 25 in the same interval. Their older distribution by age ATB is also not characteristic of the leukemia cases. The ratios of observed to expected deaths by dose distribution are shown below for the more common diseases which contribute to the excess of mortality among subjects exposed to larger amounts of ionizing radiation.

Earlier reports^{2,4} have noted some excess of deaths from anemia in the most proximally exposed, and raised the possibility that deaths from leukemia may have been misclassified to the anemias. With the further maturation of the leukemia screening program³² at ABCC, it is now

この16年の期間を通じて、多量の電離放射線を受けた群の死亡率が高いようである(表62)。白血病による死亡者は1950-54年の40例から1962-66年の19例に減少しているのに対し、このような群における死亡者はこの同じ期間に16例から25例に増加していた。また、このような死亡者の原爆時年齢別分布をみると、白血病の場合とは異なり、高年齢層の者が多い。多量の電離放射線を受けた対象者にみられる死亡率の増大をもたらしているおもな疾患について、その観察数と期待数との比を線量別に次に示した。

以前の報告^{2,4}においては、至近距離被爆群において貧血による死亡がいくぶん増大していることが認められ、白血病による死亡者が誤って貧血と分類された可能性のあることも指摘されている。ABCCにおける白血病予検調査³²の進行に伴い、表62および63にみられる非常に顕

ICD	Disease 疾患	Total 総数	T65D 線量 rad				
			0-9	10-39	40-179	180+	Unk 不明
292.4	Aplastic Anemia 無形成貧血	O 観察数 25 O/E 比	13 0.77	3 0.77	3 1.30	4 4.44	2 1.82
293	Anemia, Unspecified 詳細不明の貧血	O 観察数 17 O/E 比	9 0.79	6 2.31	1 0.63	1 1.67	0 -
296	Purpura & Other Hemorrhagic 紫斑病およびその他の出血病	O 観察数 12 O/E 比	6 0.75	2 1.05	2 1.82	1 2.50	1 1.67
298.0	Hepatolienal fibrosis 肝脾線維症	O 観察数 18 O/E 比	12 0.99	1 0.37	3 1.76	2 2.86	0 -

possible to examine more closely this possible explanation for the very strong relationship apparent in Tables 62 and 63.

All 84 deaths had been reviewed as part of the hematology screening program, and 60 had carried diagnostic statements of sufficient interest to warrant referral to hematologists for evaluation. Nearly 200 different diagnoses are used in the leukemia screening program which is directed at the detection of not only leukemia but also aplastic anemia, lymphoma, and other allied disorders. Among the 60 cases specifically investigated by the hematologists 7 were considered to be leukemia and 19 aplastic anemia (Table 64). Elimination of the seven leukemia cases would weaken, without eliminating the relationship shown in Table 62. Of perhaps more specific value is the fact there continues to be some excess of mortality in the groups exposed to larger amounts of ionizing radiation when attention is confined to aplastic anemia as diagnosed by the hematologists; the numbers, however, are quite small:

著な関係が、このような原因によってもたらされたものか否かをさらに綿密に解明することが可能になった。

これらの死亡者84例全員は、白血病予検調査の一環として審査を受け、うち60例の死亡診断書に記載されている診断は非常に興味深いため、血液学研究者による調査が行われた。白血病予検調査は白血病のみならず、無形成貧血、リンパ腫およびその他の関連疾患の探知を目的とするものであり、約200種類の異なった診断についての選別が行われる。血液学研究者が特に検討を行なった60例のうち、7例が白血病、19例が無形成貧血と考えられた(表64)。この白血病7例を除けば、表62にみられる関係は弱くなるがなくなりはいしない。しかし、ここでもっと重要なことは、血液学研究者の診断した無形成貧血例のみをみると、多量の放射線を受けた群の死亡率が、やはりいくぶん増加しているという事実であろう。しかし、その例数は非常に少ない:

Diagnosis 診断	Total 総数	T65D 線量 rad				
		0-9	10-39	40-179	180+	Unk 不明
Definite, probable, & possible 確実, ほぼ確実, および不確実例	O 観察数 19 O/E 比	11 0.87	4 1.38	2 1.11	2 2.86	0 -
Definite & probable 確実およびほぼ確実例	O 観察数 14 O/E 比	8 0.85	3 1.36	2 1.54	1 2.00	0 -

The cases with other hematologic diagnoses that account for the relationship at high end of the dose range (Table 62) seem rather miscellaneous.

高線量群における関連性(表62)の説明となるその他の血液疾患としては、次に示した各種のものが含まれている。

MF

基本名簿番号

Hematologic Evaluation

血液学的評価

Anemia, cause undetermined	原因不明の貧血
Agranulocytosis	無顆粒球症
Aplastic anemia, possible (Refractory pancytopenia with splenomegaly)	診断不確定の無形成貧血(巨脾症を伴う抗薬性汎血球減少症)
Acquired hemolytic anemia, symptomatic	有症状性後天性溶血性貧血
Laennec's cirrhosis of liver	Laennec 肝硬変症
Diagnosis unknown, not leukemia, Lymphoma, or related disorder	診断不明、ただし、白血病、リンパ腫または関連疾患ではない
Acute granulocytic leukemia	急性骨髄性白血病
Acute lymphocytic leukemia	急性リンパ球性白血病
Aplastic anemia, probable	無形成貧血(ほぼ確実な)
Pernicious anemia	悪性貧血
Gastric cancer	胃癌

In the end, then, the information developed by the hematologic screening program shows that the relationship depends only partly on the failure of the death certificate to reflect the presence of leukemia. All of the specific hematologic diagnoses are represented by rather small numbers, but the relationship between aplastic anemia and radiation dose seen at the level of the death certificate (25 cases) is also suggested by the hematologic screening.

Among the 1961-66 autopsies there were 33 diagnoses of anemia (ICD 290-293) and 202 of other diseases of the blood and blood-forming organs. These two groups of diagnoses were tabulated by dose in the standard fashion but failed to add convincing evidence of relationship to radiation (Tables 65 and 66). Especially for the anemias, however, the cases are few, and their distribution is by no means contrary to what one would expect if these diseases were somewhat increased by exposure to radiation.

Diseases of the Nervous System and Sense Organs

There were 2840 deaths coded to diseases of the nervous system, distributed among the ICD diagnostic rubrics as follows:

したがって、白血病予検調査で得られた資料によれば、ここにみられる関係は死亡診断書に白血病の記入がなかったことだけが原因ではないことがわかる。個々の血液疾患をみれば、例数はいずれも比較的少数であるが、死亡診断書の資料に無形成貧血と放射線線量との関係がみられ(25例)、血液学的なスクリーニングの結果においても同様の関係が示唆されている。

1961-66年間における剖検例のうち、貧血(ICD 290-293)が33例、その他の血液および造血器の疾患が202例認められた。この二つの疾患分類について標準的な方法で線量別に集計したが、放射線との関係を示す確実な証拠は認められなかった(表65および66)。しかし、特に貧血に関しては、例数がごくわずかであり、その分布は、貧血が放射線被曝によりいくらか増加した場合に予想される分布と相反するというものでは決していない。

神経系および感覚器の疾患

神経系の疾患として記載された死亡者は2840例で、その国際疾病分類別分布は次のとおりである：

ICD	Description 疾患	Deaths 死亡数
330	Subarachnoid hemorrhage クモ膜下出血	63
331	Cerebral hemorrhage 脳出血	1989
332	Cerebral embolism 脳塞栓症	343
333-334	Cerebral spasm, etc. 脳けいれん, その他	295
352	Other cerebral paralysis その他の脳性麻痺	36
340-351, 353-398	Other diseases of nervous system & sense organs その他の神経系および感覚器の疾患	114

At this level of detail the underlying cause of death does not enjoy a high level of confirmation by ABCC pathologists when agreement with the principal autopsy diagnosis is the criterion.¹⁴ However, much of the discrepancy rests on the pathologist's preference for hypertension and generalized arteriosclerosis as the principal autopsy diagnoses in deaths from stroke, and quite often ICD 330-334 are listed among the autopsy diagnoses when they are not selected as the primary autopsy diagnosis. With this background, deaths attributed to diseases of the nervous system and sense organs were first analysed as a class, and then with respect to the cerebrovascular diseases as a group (ICD 330-334).

For all diseases of the nervous system and sense organs Tables 67 and 68 provide the results of the dose-specific comparisons for the various time periods and city-sex groups considered here. The analysis of 1950-54 by distance adds nothing to that by dose. Examination of the experience of individual age-groups also fails to suggest that radiation has played any role in mortality attributed to these causes.

In separate tabulations made for deaths attributed to vascular lesions of the central nervous system (ICD 330-334) no significant relationships were found between the risk of death from these causes and radiation dose. Since the cause of death is often not confirmed by the pathologist's choice of the principal autopsy diagnoses when the underlying cause is given as some specific cerebrovascular disease, autopsy diagnoses of subarachnoid hemorrhage, cerebral hemorrhage, and cerebral embolism and thrombosis, were also examined as a group (Tables 69, 70), but without uncovering substantial evidence that these conditions depend on radiation dose; 32% of the diagnoses involved hemorrhage, 62% embolism and thrombosis.

このように細かく検討してみると、原死因がABCC病理学者の決定した主要剖検診断によって確認される割合はあまり高くないことが認められている。¹⁴ しかしその違いは、卒中による死亡者に対して病理学者が高血圧症や全身動脈硬化症を主要剖検診断とするところから主として生じたものであり、主要剖検診断以外の剖検診断中にICD 330-334が記載されていることがしばしばある。このことを考慮して、神経系および感覚器の疾患による死亡に関しては、まずその疾患群全体について解析し、次に、脳血管性疾患(ICD 330-334)を一群として解析した。

表67および68では、各期間および都市一性別群における神経系および感覚器のすべての疾患に関する線量別比較の結果を示した。1950-54年の資料を距離別に解析してみても、線量別の解析に追加すべき所見は何もなかった。各年齢群別の検討においても、放射線がこれらの疾患による死亡率に影響を及ぼしたことを示唆する所見はない。

中枢神経系の血管損傷(ICD 330-334)による死亡を別個に集計したがこれらの疾患による死亡率と放射線線量との間には有意な関係は認められなかった。原死因がある特定の脳血管疾患と記載されている場合には、病理学者の決定した主要剖検診断によってその原死因が確認されないことが多いため、クモ膜下出血、脳出血、脳塞栓症および脳血栓症の剖検診断も一群として検討したが(表69および70)、これらの疾患が放射線線量に左右されるというたしかな証拠は認められなかった。なお、その32%が脳出血、62%が脳塞栓症および脳血栓症であった。

Diseases of the Circulatory System

In the 1955 (7th) ICD revision cerebrovascular diseases are excluded from diseases of the circulatory system. In addition to the 2690 deaths from cerebrovascular diseases already discussed, there were 1587 deaths from cardiovascular and other circulatory diseases, as follows:

循環器系の疾患

1955年(第7回)国際疾病修正分類では、脳血管疾患は循環器系の疾患から除外されている。前項で検討した脳血管疾患による死亡者2690例のほかに、次に示すように心臓血管およびその他の循環器系の疾患による死亡者が1587例あった。

ICD	Description 疾患	Deaths 死亡数
400-416	Rheumatic fever, rheumatic heart disease リウマチ熱およびリウマチ性心臓疾患	98
420	Arteriosclerotic heart disease 動脈硬化性心臓疾患	379
421-422	Endocarditis, myocardial degeneration 心内膜炎および心筋変性	458
430-433	Other heart diseases その他の心臓疾患	234
440-443	Hypertensive heart disease 高血圧性心臓疾患	149
444-447	Hypertension 高血圧症	191
450-468	Other circulatory diseases その他の循環器系疾患	78

Separate statistical analyses were made on all 1587 deaths, on the 837 deaths coded to ICD 420-422, on the 234 deaths ICD 430-434, on the 149 deaths ICD 440-443, and on the 191 deaths ICD 444-447. For none of these causes had earlier reports^{2-4,14} disclosed any evidence of relationship to radiation, but the present analysis is based on more information than has been previously available.

The dose-specific comparisons pertaining to the entire circulatory system (Tables 71 and 72) contain little suggestion of a radiation effect. Detailed age-specific investigations using distance, mean dose, and dose-groups also failed to identify any portion of the age-range ATB that was associated with a significant increase in deaths attributed to these causes. Any significant differences were isolated and without obvious relationship to radiation.

Examination of the major components of the entire class of circulatory diseases added little to the information provided in Tables 71 and 72. The O/E ratio of 1.44 (32/22.3) seen in Table 72 for Nagasaki female subjects exposed to 40-179 rad does not depend on any single component or time-period. Table 73 summarizes the information on the four major components of the class of circulatory diseases over the entire 16-year period.

死亡者の1587例の全員、ICD 420-422として符号化されている死亡者837例、ICD 430-434に属する死亡者234例、ICD 440-443に属する死亡者149例およびICD 444-447に属する死亡者191例のそれぞれについて別個に統計的解析を行なった。これらの死因のいずれについても、以前の報告^{2-4,14}では放射線との関係は認められていないが、今回の解析では、以前の解析におけるよりも多くの資料を利用できた。

すべての循環器系の疾患に関する線量別比較では(表71および72)、放射線の影響を示唆する所見はほとんどない。距離、平均線量および線量群を用いた詳細な原爆時年齢別検討でも、これらの疾患による死亡の有意な増加を示す年齢群は認められなかった。有意な差異がある場合もそれは孤立しており、放射線との間に明らかな関係は認められなかった。

すべての循環器系の疾患のうち、主要な疾患に関する検討においても、表71および72で得られた資料を補足する知見はほとんどなかった。表72において、40-179 radの放射線を受けた長崎の女性にみられる観察数と期待数との比1.44(32/22.3)は、ある一つの疾患あるいはある一つの期間に基因するものではない。表73に、循環器系の疾患のうちの主要な四つの疾患群に関する16年間全期間の資料を総括して示した。

The 1576 autopsies performed in 1961-66 on exposed subjects of the mortality sample generated more than 11,000 separate diagnoses. The cardiovascular diseases are represented by the following counts:

ICD	Description 疾患名	Diagnoses 例数
400-416	Rheumatic fever, rheumatic heart disease リウマチ熱, リウマチ性心臓疾患	76
420	Arteriosclerotic heart disease 動脈硬化性心臓疾患	493
421-422	Endocarditis, myocardial degeneration 心内膜炎, 心筋変性	238
430-434	Other heart diseases その他の心臓疾患	439
440-443	Hypertensive heart disease 高血圧性心臓疾患	232
444-447	Hypertension 高血圧症	519
450-468	Other circulatory diseases その他の循環器系疾患	945

Selected for specific analyses were the 76 deaths with autopsy diagnoses of rheumatic fever or rheumatic heart disease (Table 74) and the 238 with diagnoses of endocarditis or myocardial degeneration (Table 75). In both instances the distribution of observed diagnoses by T65 dose was well within the bounds of chance under the testing system adopted here.

Diseases of the Respiratory System

There were 352 deaths attributed to diseases of the respiratory system, 282 from influenza, pneumonia, and bronchitis, and 70 from other respiratory diseases. Examination of this material by city, sex, age ATB, and interval of death disclosed no important suggestion of any relationship to either dose or distance. This was true not only of deaths from all diseases of the respiratory system but also of deaths from influenza, pneumonia, and bronchitis considered as a separate class. Tables 76 and 77 give the details of the main dose-specific comparisons for all diseases of the respiratory system. The O/E ratio of 1.64 for subjects exposed to 180+ rad in 1962-66 represents 9 observed and 5.5 expected.

Diseases of the Digestive System

Deaths from diseases of the digestive system number 1119 among the A-bomb survivors during the entire 16-year period, distributed as follows among the major subgroups of this class:

1961-66年間に寿命調査対象群の被爆者中に剖検が1576例あり、総数11,000例以上の診断が得られている。これらの心臓血管疾患の例数は次のとおりである:

剖検診断がリウマチ熱またはリウマチ性心臓疾患であった76例(表74)および心内膜炎または心筋変性の238例(表75)を特に選んで解析を行なった。ここで採用した検定方法を用いるかぎりでは、いずれの場合にもT65線量別の観察数の分布は、全く偶然の範囲内にある。

呼吸器系の疾患

呼吸器系の疾患による死亡は352例あり、うち、インフルエンザ、肺炎および気管支炎が282例、その他の呼吸器系の疾患が70例であった。この資料を都市・性・原爆時年齢・死亡時期の別に検討しても、線量あるいは距離との関係を示唆する重要な所見はなかった。このことは、呼吸器系のすべての疾患による死亡についてのみならず、インフルエンザ、肺炎および気管支炎による死亡を別個の一群として検討した場合でも同様であった。呼吸器系のすべての疾患について行なった主要な線量別比較の詳細は表76および77に示すとおりである。180 rad以上の放射線を受けた対象者における1962-66年の観察数と期待数との比1.64は、観察数9および期待数5.5に基づくものである。

消化器系の疾患

16年の全期間の消化器系の疾患による被爆者の死亡は1119例で、この疾患群のうちの主要な疾患別にみた分布は次のとおりである。

Recode 修正符号	ICD	Description 疾患	Deaths 死亡数
62	540-541	Ulcer of stomach & duodenum 胃および十二指腸潰瘍	254
63	560-561, 570	Intestinal obstruction, hernia 腸閉塞, ヘルニア	67
64	543, 571-572	Gastritis, duodenitis, gastroenteritis, colitis 胃炎, 十二指腸炎, 胃腸炎, 大腸炎	246
65	581	Cirrhosis of liver 肝硬変	236
66	530-587	Other diseases of digestive system その他の消化器系疾患	316

The dose-specific analysis on all diseases of this class showed merely that those of unknown dose had a significantly higher risk of mortality in 1950-54 (Table 78). The distance groups for this period do not differ significantly in any of the statistical tests, and the high risk group is not the most proximally exposed (Group IV) but those exposed at 1200-1399 m in Hiroshima and 1500-1799 m in Nagasaki (Group III).

消化器系のすべての疾患に関する線量別解析では、線量不明の群において1950-54年の期間の死亡率が有意に高いことが認められるのみであった(表78)。各距離群間の検討では、いずれの統計的検定においても、この期間に有意な差はなく、また、死亡率が高いのは、至近距離群(Ⅳ群)ではなく、広島の場合は、被爆距離1200mから1300mの群、長崎の場合は1500mから1700mの群(Ⅲ群)であった。

Deaths 1950-54 1950-54年の死亡数	Distance Group 距離群			
	I	II	III	IV
O 観察数	219	44	35	28
E 期待数	225	47.7	27.9	25.8
O/E 比	0.98	0.92	1.25	1.09

Further examination of deaths from all digestive diseases by city and sex (Table 79), by time period, and by age ATB, identifies only scattered, minor components of the experience in which dose or distance is significantly related to mortality.

すべての消化器系の疾患による死亡例について、都市別および性別(表79)、期間別および原爆時年齢別にさらに検討したが、線量または距離と死亡率との間の有意な関係が一部に散発的にみられただけであった。

Similar analyses on the 254 deaths from peptic ulcer, and on the 236 deaths from cirrhosis of the liver also provided no more than occasional, unrelated bits of evidence which in the aggregate seems quite negative (Table 80). In the 1961-66 period there were 143 autopsy diagnoses of peptic ulcer, and 211 of cirrhosis. This material was also examined in the same fashion without finding any evidence of relationship to radiation.

消化性潰瘍による死亡254例および肝硬変による死亡236例についても同様な解析を行なったが、互いに関連性のない断片的な所見がときどき認められただけであり、全体としては、結果は陰性であった(表80)。1961-66年の期間においては、消化性潰瘍の剖検診断が143例、肝硬変が211例あった。この資料についても同様の検討を行なったが、それらと放射線との関係を示す証拠は認められなかった。

Diseases of the Genitourinary System

性尿器系の疾患

For analysis, the 360 deaths from genitourinary diseases were divided into two subgroups:

解析を行なうため、性尿器系の疾患による死亡者360例を次の2群に分類した。

Recode 修正符号	ICD	Description 疾患	Deaths 死亡数
70	590-594	Nephritis & nephrosis 腎炎およびネフローゼ	299
71	600-637	Other その他	61

Again, systematic testing failed to detect major subgroups for which mortality from these diseases was significantly related to ionizing radiation. For Hiroshima males of unknown dose the mortality risk for nephritis and nephrosis was elevated, especially in 1950-54 with 5 observed deaths vs 1.2 expected, but this was not seen in the other groups and is of doubtful significance for radiation (Table 81). Tables 81 and 82 give the details of the major comparisons based on deaths from nephritis and nephrosis. An analysis by distance was not made for 1950-54, but if those of unknown dose are combined with those receiving 40+ rad, then the O/E deaths from nephritis and nephrosis in this 4-year interval become 18/14.1. The 87 autopsy diagnoses of nephritis and nephrosis during 1961-66 did not deviate significantly from expectation when distributed by T65 dose. For the other diseases of the genitourinary system only the most summary comparisons are shown in Table 83.

Symptoms, Senility, and Ill-defined Conditions

In Japan it is still not uncommon for death to be attributed to senility, and 972 of the 13,093 deaths among A-bomb survivors during the 16-year period have been so coded (ICD 794). In addition, there were 246 deaths attributed to symptoms of one kind or another (ICD 780-789), and 37 to ill-defined diseases (ICD 790-793, 795). All 1255 deaths have been subjected to the standard screening analysis (Tables 84 and 85). There is a significant excess of deaths in 1950-54 among those who received the greatest amount of radiation, or whose dose could not be estimated (Table 84), and when the same material is analysed by distance (Table 86). This excess is found to be characteristic of all four city-sex groups, but the numbers are small, 11 observed deaths vs 6 expected among those with 180+ rad, and 17 observed vs 10.5 expected among those of unknown dose. In the later years no suggestion of this relationship is seen. The excess in 1950-54 is seen in those aged 50 or older ATB.

系統的な検定を行なった結果、この場合にも、いずれの群においてもこれらの疾患による死亡率と距離放射線との間に有意な関係は認められなかった。線量不明の広島男性においては、腎炎およびネフローゼによる死亡率が増大しており、中でも1950-54年の期間では期待死亡数1.2に対し観察死亡数は5で特に高い。しかし、これはその他の群には認められず、放射線との関係が有意か否かは疑問である(表81)。表81および82には、腎炎およびネフローゼによる死亡に関する主要な比較を詳細に示した。1950-54年の期間については、距離別の解析は行なわなかったが、線量不明の群と40 rad以上を受けた群とを合計した場合、この4年間における腎炎およびネフローゼによる観察死亡数と期待死亡数との比は18対14.1になる。1961-66年の期間における腎炎およびネフローゼの剖検診断87例に関するT65線量別分布には期待数との間に有意な差は認められなかった。性泌尿器系のその他の疾患に関する比較については、概要のみを表83に示した。

症状、老衰および診断名不明確の状態

日本においては、死因が老衰と記載される場合がいまだに少なくなく、この16年間に死亡した原爆被爆者13,093名のうち972例が老衰(ICD 794)として記載されていた。さらに246名はある種の症状(ICD 780-789)を死因とし、37名は診断名不明確な疾患(790-793, および795)を死因としていた。この1255例の死亡者全員について、標準的なスクリーニング解析を行なった(表84および85)。1950-54年の期間において、最も多量の放射線を受けた群と、線量推定値不明の群とに死亡数の有意な増加が認められ(表84)、また、この資料を距離別に解析した場合にも、有意な増加が認められる(表86)。この増加は、四つの都市一性別群すべてにみられるが、例数が少なく、180 rad以上の群では死亡の観察数は11、期待数は6であり、線量不明の群では観察数17に対して期待数10.5である。この期間以降においては、このような関係は示唆されない。1950-54年の期間における増加は、原爆時年齢50歳以上の者にみられる。

Perhaps those with the greatest exposure to radiation had a higher risk of mortality from symptoms, senility, and ill-defined conditions, but if so, whether radiation, or some other aspect of the A-bomb experience which is correlated with distance from the hypocenter, is responsible for these deaths, is unknown. It is possible that those nearer the hypocenters had less access to medical care before death in the 1950-54 period, and thus more likely to have vague entries on their death certificates.

Summary: Mortality by Cause, Distance, and Dose

The important new finding emerging from this analysis is the increased incidence of cancer (except leukemia) in the 1962-66 period among those exposed to the greatest amount of radiation in 1945 (180+ rad). For none of the individual sites is the evidence of relationship as strong as it is for all sites combined. It is therefore tentatively concluded that a late, general carcinogenic effect has begun to make itself manifest. It is estimated that incidence may have been increased by about 20% for each 100 rad, for cancers terminating fatally in 1962-66.

For all natural causes of death except leukemia the discrepancy between observed and expected deaths in the high-dose group in 1962-66 is somewhat larger than that for malignant neoplasms (except leukemia) alone. The specific numbers are:

Cause 死因	O 観察数	E 期待数	Diff. 差異
All natural causes (Ex. leukemia) 全病死(白血病を除く)	116	100	16
Malignant neoplasms (Ex. Leukemia) 悪性新生物(白血病を除く)	33	23	10
Other その他	83	77	6

It cannot be definitely concluded that causes of death other than the malignant neoplasms have not also been increased by the radiation received in the high-risk group, but the analysis does not suggest that such is the case. In the eight comparisons that complete the scanning of the spectrum of mortality by cause, two (infective and parasitic diseases; and senility, symptoms, and ill-defined causes) yield deficits in observed deaths, the other six, small increases.

Throughout the 16-year interval the leukemia risk remains remarkably elevated in the group exposed

多量の放射線を受けた者における症状、老衰および診断名不明確の状態による死亡率は高いようであるが、もしそうであれば、これが放射線によるものか、あるいは爆心地からの距離と相関を有するその他の原爆の影響によるものかはまったく不明である。1950-54年の期間においては、爆心地に近い者ほど、死亡前に医療を受ける機会に恵まれていなかったということも考えられ、このために、死亡診断書の記載内容もあいまいになる可能性があると思われる。

要約(死因別、被爆距離別および線量別死亡率)

今回の解析で得られた重要な新しい所見は、1945年に最も多量の放射線つまり180 rad 以上を受けた群において、1962-66年の期間の癌(白血病を除く)の罹病率が増加していたことである。部位別にみた場合ではすべての部位を合計した場合に匹敵するほどの強い関係は認められなかった。したがって、遅発性の全般的な発癌効果が現われ始めたかと暫定的に結論した。1962-66年間の癌による死亡者は、100 rad 当たり約20%増加したと推定される。

白血病を除く全病死についてみれば、1962-66年の期間において高線量群にみられる観察死亡数と期待死亡数との差は、悪性新生物(白血病を除く)のみについてみた場合の差よりはいくらか大きい。それぞれの例数は次のとおりである:

死亡率が増大している群における悪性新生物以外の死因による死亡の増加は、放射線によるものではないと断定的に結論することはできないが、今回の解析ではそのようなことは示唆されていない。すべての死亡について行った死因別の八つの比較のうちの二つ(伝染病および寄生虫病、ならびに老衰、症状および診断名不明確の状態)において観察死亡数が期待死亡数よりも少なく、その他の六つの比較においてはわずかに増加していた。

16年間の全期間を通じて、最も多量の放射線を受けた群における白血病死亡率は依然として著しく高いが、明ら

to the greatest amount of radiation, but is clearly on the decline. Approximate incidence for the 4-year periods is 115 deaths per 100,000 per year for 1950-54, 95 for 1954-58, 55 for 1958-62, and 35 for 1962-66. Among all 432 members of the high-risk group (180+ rad) under age 10 ATB and alive 1 October 1950, 10, or 2.3%, had died of leukemia by 30 September 1966. In addition to the clear-cut leukemogenic effect, but perhaps not altogether independent of it, there is a heightened risk of death from diseases of the blood and blood-forming organs that also appears to be sustained throughout the 16-year period. Hematologic and pathologic reviews of most of the deaths in this class have been accomplished at ABCC in connection with the leukemia detection program. This review has brought to light some cases of leukemia erroneously certified otherwise on the death certificates, but these differences in diagnosis are too few to explain the entire phenomenon. It does appear that the incidence of a variety of hematologic conditions, including aplastic anemia, may also have been increased by the radiation.

Little light has been thrown on the 1950-54 period beyond that provided by previous analyses. With the passage of time this period can be seen in better perspective, and it is possible that, apart from leukemia, the excess deaths among heavily exposed survivors in 1950-54 mark the end of the acute effect of the bombs, rather than provide evidence of late effects of radiation. If this were the correct interpretation, it would be anticipated that mortality in the 1946-50 period would have been even higher, relatively, among the most heavily exposed, than is observed in 1950-54. From the recently completed report on the 1946 Hiroshima survey⁶ it is possible to compare the mortality for 1946-50 with that for 1950-54 by distance ATB. Tachikawa and Kato⁶ employed many of the same methods of analysis as were used here to compare survivors exposed at varying distances ATB. Thus it is possible to compare age- and sex-standardized mortality ratios for the two time periods, although the samples are by no means the same (see Table).^{*}

The O/E ratios for those within 1200 m ATB are high for both sexes in each period, but in the 1946-50 interval the O/E ratios do not differ significantly by distance for females, and in the 1950-54 interval it is the males for whom

かに減少の傾向にある。4年ごとの各期間別にみたおよその死亡率は、1950-54年が年間10万人当たり115例、1954-58年が95例、1958-62年が55例、1962-66年が35例である。死亡率が最も増加している群(180 rad以上)において原爆時年齢が10歳未満で1950年10月1日当時生存していた432名のうち、2.3%に当たる10名が1966年9月30日以前に白血病により死亡した。この明らかな白血病誘発効果のほかに、血液および造血器の疾患による死亡率もこの16年間を通じて高いようであるが、これはおそらく白血病と無関係ではないであろう。ABCCでは、白血病予検調査の一環として、この疾患群に属している死亡者のほとんどについて血液学および病理学的な再検討が行なわれており、その結果、死亡診断書で誤って他の疾患と診断されていた白血病例がいくつか発見されたが、このような誤診例は非常に少なく、これだけでこの現象を説明することはできない。無形成貧血などの種類の血液疾患も放射線により増加しているようである。

1950-54年の期間に関しては、以前の解析で得られた結果以外には新しい知見はほとんどみられなかった。時がたつにつれ、この期間をより広い視野で考察することが可能になるであろう。1950-54年間に於いて強度被曝者に認められた死亡率の増加は、白血病を除けば、放射線後影響の証拠であるというよりは、むしろ、原爆の急性影響の終末を示すものであるかもしれない。もし、そうであれば、1946-50年の期間における強度被曝者の死亡率は、1950-54年間に観察された死亡率よりも、相対的に高かったはずである。1946年の広島市被爆者調査⁶に関して最近完成した報告を用いて1946-50年間の死亡率と1950-54年間の死亡率とを原爆時の距離別に比較することができる。その報告において立川および加藤が被爆者を原爆時の距離別に比較する際に用いている解析方法の多くは、今回の解析で用いた方法と同じであった。したがって、サンプルは同じではないが、* この二つの期間における年齢および性について標準化した死亡率を比較することができる。

いずれの期間においても、観察数と期待数との比は、男女ともに被爆距離1200m未満群のほうが高い。しかし、1946-50年の期間には、女性における観察数と期待数との比に、距離による有意な差がないのに対して、1950-

**The overlapping portion of the two samples (in the city ATB) is less than half of each.*

二つのサンプル(原爆時市内にいた者)のうちの重複している部分はそれぞれの半分以下である。

Distance 距離	Median dose 線量中央値	1946-50	1950-54	
		All causes 全死因	All causes 全死因	All natural causes Ex. leukemia 白血病以外の全病死
1700+m	0 rad	1.00	0.98	0.99
1400-1699	18	0.92	0.91	0.93
1200-1399	60	1.05	1.17	1.15
<1200	199	1.18	1.29	1.15

the observed variation in mortality by distance ATB does not achieve statistical significance (P about .10 in the test for a linear increase in mortality with decreasing distance). The excess in total mortality during 1946-50 is most clearly apparent among older males, and the excess in all natural causes except leukemia during 1950-54 also derives largely from those aged 50+ ATB.

In the 1946-50 period information on cause of death is much less complete, and the observed differences among distance groups originate partly in deaths from unknown causes. During 1950-54 excess mortality may be seen chiefly in malignant neoplasms (except leukemia), diseases of the blood and blood-forming organs, and senility, symptoms, and ill-defined conditions. A tabular summary follows for group IV, both cities and both sexes combined, 1950-54:

54年の期間には、原爆時の距離によって観察数と期待数との比に統計的に有意な差がないのは男性である（距離の減少に伴う死亡率の直線的増加に関する検定においては確率値は約.10）。1946-50年間に於ける死亡者総数の増加の中で、高年齢の男性における増加が最も顕著であり、また、1950-54年間の白血病以外の全病死による死亡率の増加も主として原爆時年齢50歳以上の者に基づくものである。

1946-50年の期間は、死因に関する資料がさらに不完全であり、距離群間にみられる差異の一部は死因不明群によって生じたものである。1950-54年の期間においては、死亡率の増加は、主として悪性新生物（白血病を除く）、血液および造血器の疾患、それに老衰、症状および診断名不明確な状態においてみられる。1950-54年間に於ける距離群IVに関する両市および男女を合計した場合の集計は次の表に示すとおりである。

Cause 死因	O 観察数	E 期待数	O-E 差
All natural causes (ex. leukemia) 全病死(白血病を除く)	241	212	29
Infective and parasitic 伝染病および寄生虫病	45	47	-2
Malignant neoplasms (ex. leukemia) 悪性新生物(白血病を除く)	47	32	15
Allergic, endocrine system, metabolic & nutritional diseases アレルギー性、内分泌、物質代謝および栄養の疾患	6	7.7	-2
Diseases of blood & blood-forming organs 血液および造血器の疾患	7	1.4	6
Diseases of nervous system & sense organs 神経系および感覚器の疾患	37	35	2
Diseases of circulatory system 循環器系疾患	22	22	0
Diseases of respiratory system 呼吸器系疾患	8	10	-2
Diseases of digestive system 消化器系疾患	28	26	2
Senility, symptoms, & ill-defined conditions 老衰、症状および診断名不明確な状態	28	16	12

The relation between mortality during 1950-54 and distance ATB is not clarified by comparison with the 1946-50 period. In particular the comparison does not support the notion of an acute

1950-54年における死亡率と原爆時の距離との関係は、1946-50年の期間と比較することによっては解明されるに至らなかった。特に、この比較では、急性の影響が

effect, initially large after 1945, and gradually diminishing to zero in the mid-1950's. The excess deaths from malignant neoplasms in 1950-54 are not interpreted as evidence of definite radiation carcinogenesis for three reasons: only Hiroshima females contribute to the excess; the number of deaths is none too large for a discrepancy selected from among hundreds of comparisons; and the excess in 1950-54 is not sustained, but disappears and does not definitely reappear until the 1962-66 period. In 1954-58, in fact, the probability of dying from cancer for subjects in group IV is reliably below that for subjects in group I. Figure 7 provides an age- and time-specific comparison of groups I and IV with respect to the probability of dying from malignant neoplasms (except leukemia), and from all natural causes except malignant neoplasms. Groups I and IV appear to be quite homogeneous in regard to the probability of dying from natural causes other than cancer in each time interval but not from cancer. In Figure 8 the age-specific ratios of cancer deaths (except leukemia) during 1962-66 per 1000 survivors living 1 October 1962 are plotted for two T65 dose groups, those with 0-9 rad, and those with 40+ rad. Although deaths in the high-dose group are none too large, and the curve somewhat irregular, the suggestion is strong that all survivors, or all under age 60 ATB, suffered some increase in the risk of dying of cancer in this interval. In 1962 those aged 60+ ATB were aged 77+. Whether the increase in relative risk is a decreasing function of age ATB cannot yet be determined from these data. As noted earlier, in dose-specific terms the increase in cancer mortality during 1962-66 appears to be approximately 20% per 100 rad received. This contrasts with an average increase of more than 600% per 100 rad in the base-line risk of leukemia, averaged over the entire 16-year period. As an estimate, the 20% must be regarded as still very approximate. Although the linear trend is significant at the .02 level, a more certain reading on the existence of the effect must be sought from a larger amount of material accumulated over a longer period of time. Since the effect seems not to have existed much before 1962-66, even if real it may not continue thereafter at the same level.

That deaths from causes other than leukemia and other forms of cancer seem not to have increased, either generally or according to an age- and time-specific pattern (Figure 7), constitutes evidence against the existence of accelerated aging. It remains possible, of course, that the

1945年以後の初期において大きく、その後しだいに減少して1950年代半ばには0になるという説の裏づけは得られなかった。1950-54年における悪性新生物による死亡率の増加は、次の三つの理由から明確な放射線発癌効果によることを示すものとは思われない：死亡率の増大をもたらしているのは広島的女性のみである；何百という比較の中から得られた差としては、死亡者数はさほど多くない；1950-54年における死亡率の増加は継続することなくその後消失し、1962-66年の期間に至るまでは、再び明確に現われてはいない。事実、1954-58年においては、距離群Ⅳの対象者の癌による死亡率は、距離群Ⅰの対象者のそれよりも確かに低い。図7は、悪性新生物（白血病を除く）および悪性新生物以外の全病死による死亡率に関して、Ⅳ群とⅠ群とを年齢別および期間別に比較したものである。癌以外の病死に関しては、Ⅳ群およびⅠ群ではいずれの期間においてもその死亡率はほぼ等しいが、癌の場合は異なっている。図8では、1962年10月1日当時の生存者1000名当たりの1962-66年間の癌による死亡者数の年齢別比率を二つのT65線量群、つまり0-9 rad群および40 rad以上の群について示した。高線量群の死亡者数はさほど多くなく、曲線もいくぶん不規則であるが、この期間においては被爆者全員、あるいは原爆時年齢60歳未満の全員に癌による死亡率がいくらか増加していることが強く示唆されている。原爆時年齢60歳以上の者は、1962年には77歳以上であった。死亡率の増加が原爆時の年齢につれて減少するか否かは、これらの資料からはまだ決定することはできない。さきに述べたとおり、線量別にみた1962-66年間の癌死亡率は100 radごとに約20%増加しているようである。それに対し、白血病による死亡率は16年間の全期間の平均では100 radにつき600%以上も増加している。この20%の推定値は、依然としておよその値と考えるべきである。線型回帰傾向は、.02の水準で有意ではあるが、影響の有無に関しては、より長い期間にわたって蓄積されたより多くの資料に基づき、より確実な判定を行なう必要がある。この影響は、1962-66年以前にはあまり存在していなかったようであるため、この影響が真実であるとしても、今後も同じ水準でそれが持続するとはかぎらないかもしれない。

白血病およびその他の癌以外の死因による死亡者数は、全体的にみても年齢別および期間別の分布（図7）からみても増加していないらしいという事実は、加齢促進の存在を否定する証拠となる。当然、この点に関して最少被爆者群が今後、これとは異なった傾向を示すに至る

FIGURE 7 DEATHS FROM ALL CAUSES EXCEPT MALIGNANT NEOPLASMS & ALL MALIGNANT NEOPLASMS EXCEPT LEUKEMIA BY YEAR, DISTANCE GROUPS I & IV, & AGE ATB

図7 悪性新生物を除く全病死因および白血病を除くすべての悪性新生物による死亡:
期間・距離群IおよびIV・原爆時年齢別

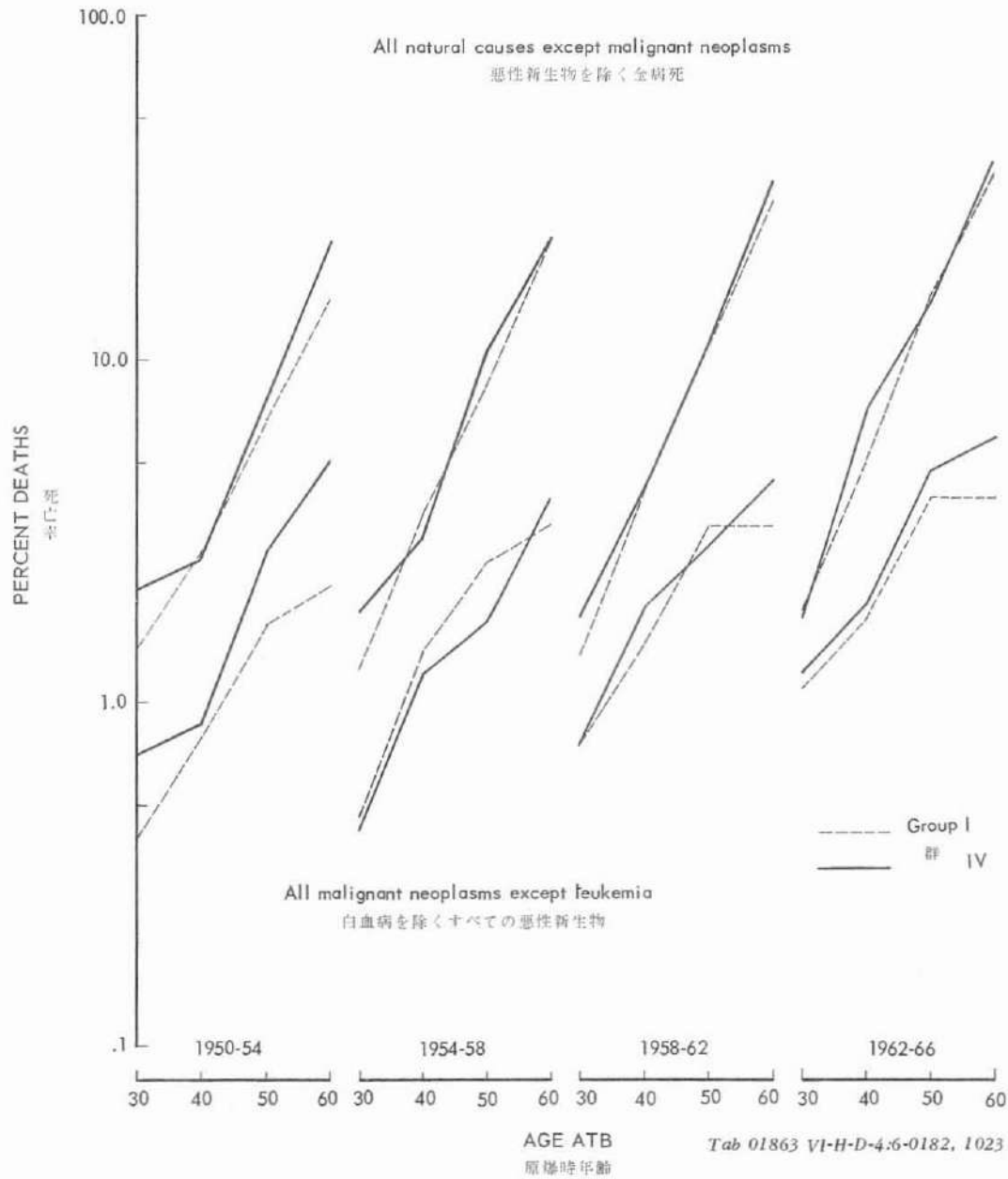
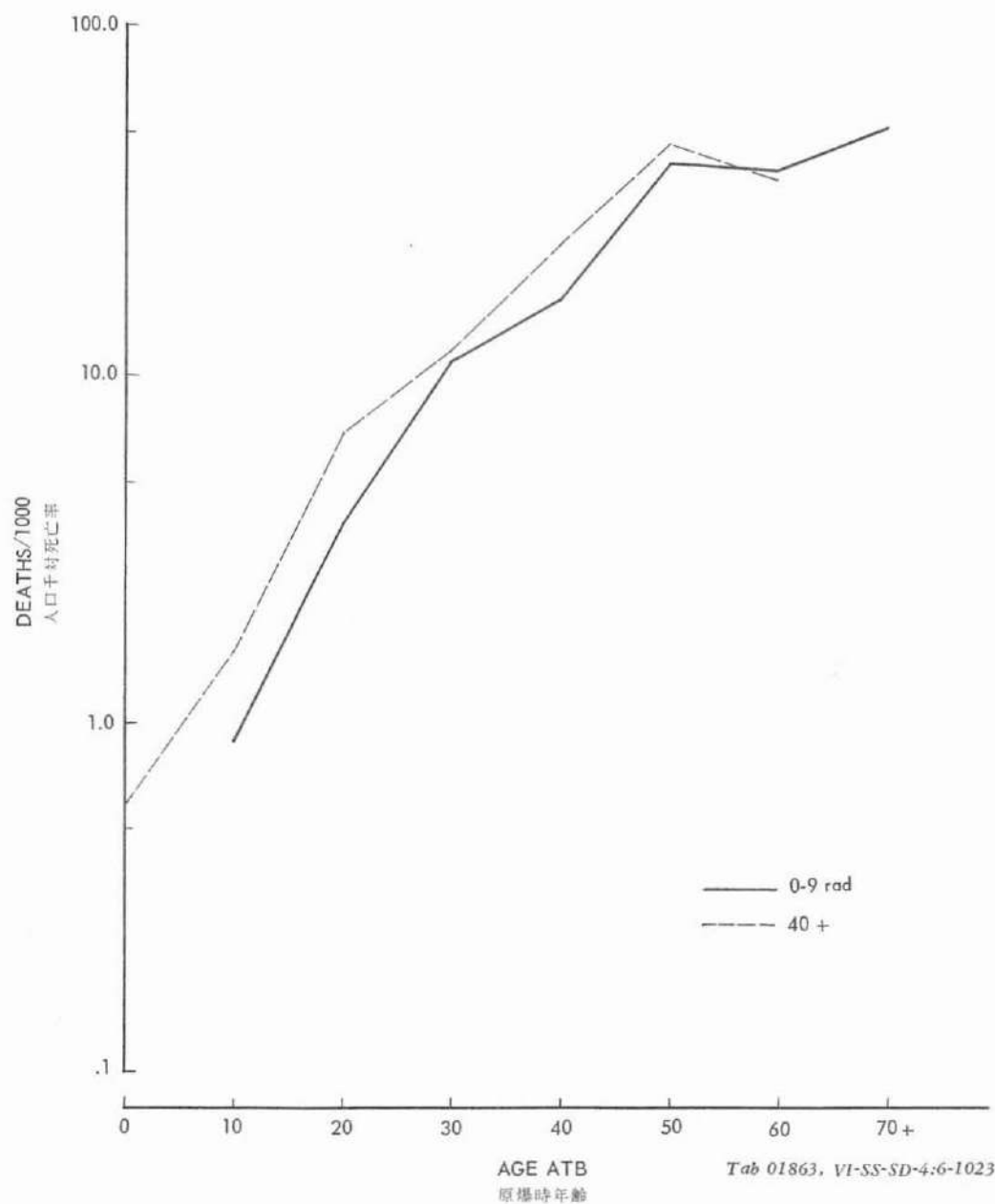


FIGURE 8 DEATHS FROM MALIGNANT NEOPLASMS EXCEPT LEUKEMIA /1000 ALIVE
1 OCTOBER 1962 BY T65 DOSE & AGE ATB, 1962-66,
BOTH CITIES AND BOTH SEXES COMBINED

図8 1962年10月1日生存していた者における白血病を除く悪性新生物による死亡率
(人口1000対): T65線量・原爆時年齢別, 1962-66年, 両市, 男女合計



youngest ages ATB will manifest a deviant pattern in this respect in future years. By 1966 those under age 10 ATB were under 32 years of age. For most of the older groups ATB, however, the experience through 1966 should be definitive enough, and all the observed mortality effects seem better explained in terms of more specific relationships between ionizing radiation and individual diseases or groups of diseases. These findings stand in contrast to those of Seltser and Sartwell on U.S. radiologists.³³

EARLY AND LATE ENTRANTS INTO THE CITY IN COMPARISON WITH THOSE IN THE CITY ATB

Introduction: Early and Late Entrants

In the original sampling plan¹ the effect of radiation was to be sought by comparing proximally exposed individuals not only with distally exposed, but also with individuals who were not in the city ATB. Francis et al³⁴ had urged that the latter comparison be made so as not to miss effects that are not dose-dependent, and to guard against the results of assigning erroneously high radiation doses to those who were within the city ATB but far from the hypocenter. Noting that "It is clear that there can exist no 'control group' in the strict statistical sense of random assignment of persons between treatment and control groups," Francis et al stated that even an established gradient might not allow estimation of the effect of the minimal dose, and that absence of a gradient "would not preclude the possibility that even the least exposed group had received damaging radiation, either directly or from fallout." The progress of the ORNL-ABCC dosimetry program has essentially destroyed these arguments. It now seems virtually certain that a large group of survivors received less than 1 rad ATB^{10,17} and that fallout was much too focal in distribution, and small in amount,^{23,35} to cast any real doubt on the dosimetry of the distally exposed. Moreover, experience with the comparison of the exposed and not-in-city components of the sample⁴ has shown that they differ for reasons that almost certainly have nothing to do with radiation, but reflect differences in prior medical and demographic history, and their self-selection as migrants into the two cities after 1945.

Although the effect of radiation is best sought in dose-specific comparisons confined to those

可能性は依然として考えられる。原爆時年齢10歳未満の者は1966年には32歳未満であった。しかし、原爆時年齢がもっと高い群のほとんどについては、1966年までの資料からじゅうぶんに確定的なことがわかるはずであり、死亡率に対するすべての影響は、電離放射線と個々の疾患あるいは疾患群との間の、より特異的な関係によってよりよく説明されるようである。これらの所見は、米国における放射線科医についての Seltser および Sartwell の所見とは対照的である。³³

早期入市者および後期入市者と原爆時に市内にいた者との比較

緒言 (早期入市者および後期入市者)

最初の対象者抽出計画¹によれば、放射線影響の探求のため近距離被爆者と遠距離被爆者との比較だけではなく、原爆時に市内にいなかった者との比較をも行なうことになっていた。Francis ら³⁴が、この後者との比較をも含めることを勧告した理由は、線量に依存しない影響を見のがさないようにするためであり、また、原爆時に市内にいたが爆心地から遠く離れていた者に誤った高線量値が割り当てられる結果にならないようにするためであった。Francis らは「対象者を実験群と対照群とに無作為的に割り当てるといような統計的に厳密な意味での「対照群」はありえないことは明らかである」と認め、たとえ相関が認められる場合にも、ごく微量の線量による影響の評価は不可能のこともあるかもしれないし、また、相関の認められない場合も、「最も軽度の被爆者群でも、有害な放射線を直接的に、あるいは降下物として受けた可能性は否定できない」と述べている。しかし、このような見解は、Oak Ridge National Laboratory と ABCC の線量測定調査における進歩によりほとんど排除された。多くの被爆者は原爆時の被曝線量が 1 rad 以下であったこと、^{10,17} また、降下物については、その分布がきわめて局所的で少量であり、^{23,35} 遠距離被爆者の線量推定にあたっては問題となるほどではなかったことが現在ではほとんど確実となっている。しかし、被爆者と市内にいなかった者について行なわれた比較⁴の経験から、両者の間には放射線とは全く関係のない理由による差があると認められている。この差は既往の病歴や人口学的特性の違い、ならびに戦後における両市への転入という自己選択を反映しているものである。

放射線影響の検出には、原爆時実際に市内にいた者のみについて線量別比較を行なうのが最良であろうが、原爆

who were actually in the city ATB, if those not in the city ATB could be validly used in drawing inferences about radiation, they would add some power to the statistical comparisons. The essential question, then, is: By what date will the selective factors influencing their mortality have worn off? Only if it can be determined that this date has been reached can the large investment in this portion of the sample yield a return. In the previous analysis of deaths through September 1960⁴ it was shown that standardized death ratios for those not in the city ATB were generally rising throughout the decade 1950-60 toward the level of the ratios for the distally exposed.

Interest in the "early entrant" stems from the initial concern over the effect of fallout and of residual radiation, especially on rescue workers who entered the city in the first few days after the bomb. Recognition of the early entrant as an "exposed" person has been extended by the Japanese government under the terms of the ABSMTL²² and the administrative provisions governing it. The biological evidence that such workers received significant amounts of radiation has always been moot, and consists largely of reports that some rescue workers had symptoms akin to acute radiation symptoms, and some frequently cited but unpublished data of Watanabe³⁶ suggesting that disproportionately large numbers of leukemia cases occurred among those who entered Hiroshima within the first 3 days after the bomb.

At one time a Hiroshima research group³⁷ proposed that the dose received by early entrants be estimated by means of careful histories of movement within the city at measured intervals of time after the explosion, encouraged by calculations suggesting that some early entrants might well have received doses in the range of 150 rad. In 1960 Arakawa reevaluated all reports in the literature and concluded²³ that the maximum dose, at the exact hypocenter, integrated from 1 hour to infinite time, was probably on the order of 24 R in Hiroshima and 4 R in Nagasaki. Although one method of calculation gave a maximum of 183 R in Hiroshima, Arakawa pointed out that the radioisotopes involved had extremely short half-lives, so that 70% of the activity would be expended in the first 24 hours, when flames made it very difficult to remain in the area of the hypocenter for many hours. In 1967 Shono published a major revision²⁴ of his earlier estimates that brought his position very close

時に市内にいなかった群も、放射線についての推論に有効に使用できるならば、統計的な比較の検定力がある程度強化されると考えられる。そこで、この群の死亡率に影響を及ぼす選択要因の効力が消滅するのはいつであろうかということが重要な問題となる。この時期がすでに過ぎたと判明した時に初めてこの群に対する投資が報酬をもたらすと期待できる。1960年9月末までの死亡者について以前に行なわれた解析では、⁴ 原爆時に市内にいなかった群の標準化死亡率は、1950-60年の10年間にしだいに増加し、遠距離被爆者における率に近くなったことが認められた。

「早期入市者」について関心が持たれたのは、降下物と残留放射線の影響、特に原爆直後の数日間に救援作業のため市内にはいった者に対する影響についての心配が初めてのころにあったからである。原爆医療法²²とそれに伴う行政措置の範囲が拡大され、早期入市者が「被爆者」として認められている。このような人々が有意な放射線を受けたことを示す生物学的所見に対しての議論は絶えない。救援活動に従事した者の中には急性放射線症状に類似した症状を呈した者があると報告されており、また、原爆後3日以内に広島にはいった者における白血病が多いことを示唆する渡辺³⁶の未発表の資料がたびたび引用されている。

計算によれば、若干の早期入市者は150 rad程度の線量を受けた可能性が示唆されたので、早期入市者について原爆後の市内における行動を経過時間に沿って注意深く調べ、その被曝線量を推定することが、広島におけるある研究会³⁷によって提案されたこともあった。1960年にArakawaは、文献中のすべての報告を再検討し、爆発後1時間から無限時までの爆心地における最大積算線量はおそらく広島24R、長崎4R程度であったであろうと結論した。²³ 別の計算法では、広島で最大183Rの値が得られたが、これについては、その線源となった放射性同位元素の半減期がきわめて短く、最初の24時間にその放射能の70%が減衰しており、しかも、火災のため、原爆後長時間にわたって爆心地への立ち入りが非常に困難であったことをArakawaは指摘している。1967年に庄野は以前の線量推定値を大きく改訂する報告を発表し、²⁴ その推定値はArakawaの値に非常に近くなった。1968年に

to that of Arakawa. Hashizume, reporting an independent effort to measure residual radiation in Hiroshima, reached similar conclusions in 1968.³⁸ Hubbell, in a recent unpublished review,³⁵ has enumerated the many circumstances that would seem to have made it impossible for a person to have received more than a fraction of the maximum values set by Arakawa and Shono. He gives 5 rad as the "maximum credible dose."

Since the goal of research at ABCC has been not simply to name the late effects of a single exposure to ionizing radiation, but to measure them, specifying their relationship to radiation in functional form, and since a physical dosimetry applicable to the early entrants seemed clearly impractical, there has been no reason to combine the experience of the early entrants together with that of subjects who were actually in the city ATB. In constructing the mortality sample this distinction was rigorously maintained and at the end those selected for the not-in-city comparison group were classified as "early entrants" and "late entrants," the former being those who said they had entered the city within 30 days of the bomb. This identification has made it possible to segregate 4526 early entrants from the 22,027 late entrants; 82% of the early entrants are in the Hiroshima sample. Since the questions to be answered by an examination of the mortality of those not in the city ATB are methodologic and ancillary to the dose-specific analyses, they are considered separately here.

Deaths among those not in the city ATB increased from 1833 in the previous analysis to 3443 by 1 October 1966, enabling cause of death to be examined in rather more detail than formerly. The ICD recode groups employed in the present analysis are:

橋詰は、広島における残留放射線を測定するために独自の研究を行ない、同様の結論を報告した。³⁸ Hubbell は、未発表の最近の再検討において³⁵ 多くの条件を列挙し、実際の被曝線量が Arakawa や庄野によって決定された最大線量の何分の1よりも高くなることは不可能であるとして、「最大確実被曝線量」として 5 rad をあげている。

ABCCにおける研究の目的は、電離放射線の1回照射の後影響を単に検出することだけではなく、その程度を測定して放射線との関係を関数的な形で示すことである。したがって、早期入市者に適用できるような物理学的な線量測定法の考案は明らかに非現実的であるように思われることもあって、早期入市者に関する資料と原爆時に実際に市内にいた者の資料とを合計する根拠がないように思われた。そこで、寿命調査対象集団を構成するに際しては、両者の区別は厳密に保つようにした。比較群として選ばれた市内にいなかった者は、「早期入市者」および「後期入市者」に分類した。この早期入市者は、原爆後30日以内に入市したと報告した者である。この分類が設けられているので、早期入市者4526名と後期入市者22,027名とを分けて検討することが可能であった。この早期入市者の82%は広島の比較群に属している。原爆時に市内にいなかった者の死亡率の検討によって回答を見いだそうとしている問題は、方法論に関するものであり、前節の線量別解析に対しては副次的なものとなるので、ここで別個に取り上げることにした。

以前の解析では、原爆時に市内にいなかった群における死亡者数が1833名であったが、その後、1966年10月1日までに死亡者数は3443名に増加したので、以前よりは死因の検討がかなり詳細にできるようになった。今回の解析では、国際疾病分類を次のように再編成して用いた：

Recode 修正符号	ICD	Cause of death 死因
0198	001-999	All causes 全死因
0182 (ex 24)	001-795	All natural causes ex. leukemia 白血病を除く全病死
9298	E963-E999, 799	Suicide, homicide, war & cause unknown 自殺、他殺、戦争および原因不明
92	E963, E970-E979	Suicide 自殺
0102	001-138	Infectious & parasitic disease 伝染病および寄生虫病
01	001-019	Tuberculosis 結核
1023	140-203, 205	All malignant neoplasms ex. leukemia 白血病を除くすべての悪性新生物

Recode 修正符号	ICD	Cause of death 死因
11	151	Stomach cancer 胃癌
16	162-163	Lung cancer 肺癌
19	171-174	Uterine cancer 子宮癌
24	204	Leukemia 白血病
3032	250-289	Allergic, endocrine system, metabolic & nutritional disease アレルギー性、内分泌系、物質代謝性および栄養の疾患
3334	290-299	Diseases of the blood & blood-forming organs 血液および造血器の疾患
4045	330-398	Diseases of the nervous system & sense organs 神経系および感覚器の疾患
5056	400-468	Diseases of the circulatory system 循環器系の疾患

The time periods governing the analysis are those already given, namely the four 4-year periods and 1950-66 for the Nagasaki sample, but 1954-66 is used for Hiroshima because half of the Hiroshima subjects who were not in city ATB entered the study on the basis of the 1953 Hiroshima Daytime Census, and an additional 20% entered in 1951.

The suitability of the subjects who were not in city ATB as a comparison group for the exposed, and the possibility that the early entrants have suffered a higher risk of mortality, are somewhat related questions and it seemed more efficient to answer them with reference to a single table than to employ two. For this reason, the following analysis is organized primarily by cause of death, and only secondarily by the distinction between these two questions.

In preparation for the present analysis the early entrants were further subdivided according to the earliest date they had penetrated the area proximal to the hypocenter, how deeply they had penetrated, and how long they had remained in the city.

The coding scheme was somewhat more detailed than that shown in Table 87 but small numbers in some rubrics necessitated regrouping for tabulation. Any such classification is inherently arbitrary and must of necessity reflect the detail of the underlying records. Its use provided the following breakdown of those not in the city ATB:

この解析で用いた期間区分は、さきにあげた四つの4年ごとの期間であり、長崎の対象者については1950-66年の期間を検討したのに対して、広島は原爆時に市内にいなかった者については、その半数が1953年の広島市昼間人口調査、20%が1951年の人口調査に基づいて選ばれているので、1954-66年の期間を検討の対象とした。

原爆時に市内にいなかった者を被爆者に対する比較群として用いることの妥当性ならびに早期入市者の死亡率が高いかもしれないという可能性は、互いに若干の関係を有する問題であり、この二つの問題の検討には、二つの集計表よりは、むしろ一つにまとめた集計表を用いる方が効果があると考えた。したがって、下記の解析は主として死因別に組み立てられており、この二つの問題の区別は二次的に取り上げたにすぎない。

この解析に備えて、早期入市者が爆心地の近くまで立ち入った最初の年月日、入市地点および滞在期間に基づく細区分を設けた。

この区分方法は表87に示したものよりも詳細であったが、ある疾病分類では例数が少ないため集計にあたってこれを再編成する必要があった。この種のいかなる分類も本質的には任意的なものであり、必然的にその基礎となる記録の内容を反映している。これによって原爆時に市内にいなかった者が次のように分けられた：

City 都市	Early Entrants (EE) 早期入市者			Late Entrants (LE) 後期入市者	Total 計
	a	b	c		
Hiroshima 広島	171	421	3120	16497	20209
Nagasaki 長崎	23	32	759	5530	6344
Total 合計	194	453	3879	22027	26553

Clearly the early entrant groups are too small for extensive analysis. The several statistical tests are:

1. EE vs LE (that mortality of early and late entrants is homogeneous);
2. a vs b+c (that mortality in the very early entrants is homogeneous with that of all other early entrants);
3. a vs b vs c (that mortality in the several groups of early entrants is homogeneous);
4. a vs b vs c vs LE (that mortality in all the not-in-city groups is homogeneous).

In a fifth comparison (EXP vs NE), the mortality of all those in the city ATB (survivors) was contrasted with those not in the city ATB (EE + LE). In the tables reproduced here significant evidence of departure from homogeneity is indicated only for EE vs LE, a vs b+c, and EXP vs NE, but the results of all five tests are used in the text.

All Causes

When deaths from all causes are examined in relation to the early- and late-entry classification, and whether or not subjects were actually within the city ATB (Table 88), there appears to be a relative deficit in the deaths among the early entrants, definite only in the Hiroshima experience, and not confined to the early years of the period of observation before the sample was actually assembled. We cannot prove that an early entrant who died before the ABCC investigation for eligibility was as likely to have entered the sample, and to have been recognized as an early entrant, as an early entrant who was alive when investigated for eligibility. The period 1962-66, which begins only after the sample was closed, is not open to this theoretical objection. Nevertheless, in 1962-

早期入市者群は、広範囲の解析を行なうには例数が明らかに不足している。次のようないくつかの統計的検定を行なった:

1. EE 対 LE (早期および後期入市者の死亡率に差がない);
2. a 対 b + c (非常に早期の入市者およびその他の早期入市者の死亡率に差がない);
3. a 対 b 対 c (早期入市者の各群の死亡率に差がない);
4. a 対 b 対 c 対 LE (市内にいなかった者すべての群の死亡率に差がない)。

第5番目の比較 (EXP 対 NE) としては、原爆時に市内にいた者全員 (被爆者) と原爆時に市内にいなかった者 (EE + LE) との死亡率を比較した。ここに掲載した集計表で有意な差がみられるのは、EE 対 LE, a 対 b + c, ならびに EXP 対 NE の場合である。しかし、本文では五つの検定の結果をすべて用いることにした。

全死因

全死因について早期および後期入市の別、また、原爆時に市内にいたか、いなかったかの別によって検討を加えると (表88)、早期入市者における死亡が相対的に少ないようであるが、これは広島のみにおいて明確に認められ、しかも、調査集団が実際に編成される以前の初期のころに限定される所見ではない。早期に入市した者のうち、調査対象としての適格性の検討が行なわれたときに死亡していた者と生存していた者とが、早期入市者として対象者に選ばれる可能性が同じであったとは断言できない。対象抽出を締切ったあとの1962-66年の期間については、このような理論的な問題はないのであるが、広島にお

66 the mortality of early entrants into Hiroshima remains suggestively low ($P=0.05$) in relation to that of late entrants. The deficit is not seen in the Nagasaki sample.

For the entire interval 1950-66 the standardized mortality ratios of subjects who were actually within city limits ATB are about 5% above those of late entrants, but the discrepancy is nearer 20% early in the experience, and about 10% during 1962-66. These differences reflect three influences: the higher mortality of the heavily exposed at both ends of the calendar period; the exceptionally favorable mortality of the early entrants throughout the period; and the favorable experience of the late entrants early in the period. These differences can be better understood in relation to the specific causes of death on which they depend.

Accidents, Poisonings, and Violence

The evidence of Table 89 is that any discrepancies between early and late entrants rest on too few cases to be reliable or of any practical significance. There is no consistent difference between those who were actually in the city ATB and those who were not; in the single test returning a statistically improbable result, in the period 1954-58, mortality was appreciably higher in the A-bomb survivors. This discrepancy depends on a higher rate for suicide among the survivors, especially Hiroshima females, in this interval. The comparison of deaths from accidents, poisonings, and violence for the entire sample follows:

Location ATB 原爆時の場所	Total 総数		Suicide 自殺のみ		Other その他	
	O 観察数	E 期待数	O 観察数	E 期待数	O 観察数	E 期待数
Total 総数	302	302	116	116	186	186
In city 市内にいた者	246	227.3	101	87.2	145	140.1
Not in city 市内にいなかった者	56	74.7	15	28.8	41	45.9

The period 1950-58 is not one in which the dose-specific analysis showed that the likelihood of suicide varied in relation to the amount of radiation received. Further, whether or not one expects a dose- or distance-dependent relationship, one might well expect survivors as a group to be more prone to suicide than those less emotionally involved. For this reason, fuller detail on deaths from suicide among those in the city ATB (the survivors) and those not in the city

る早期入市者の死亡率が依然として後期入市者よりも低いことが示唆されている ($P = .05$). 長崎ではこのような差は認められない。

1950-66年の期間全体をみると、原爆時に市内にいた者の標準化死亡比は後期入市者よりも約5%高いが、初期の時期における両者の差は20%に近く、1962-66年においては約10%の差がある。この差は、次の三つの影響が反映したものである。観察期間の両端における強度被曝者の死亡率の高いこと；全期間を通じて早期入市者の死亡率が特に低いこと；および初期における後期入市者の死亡率の低いこと。この差については、その差をもたらした疾患の検討によっていっそう理解しやすくなりうる。

事故、中毒および暴力

表89にみられるように、例数が非常に少ないので、早期入市者と後期入市者との差が確実であり、実際に有意であるといえるほどではない。また、原爆時に市内にいた者といなかった者との間に一貫した差はない。統計的に有意な結果が得られた検定は一つだけあって、1954-58年における被爆者の死亡率がかなり高いことが認められた。この差は、被爆者の、特に広島的女性に自殺が多いために生じたものである。全対象者についての比較を次に示す：

1950-58年の期間についての線量別解析では、自殺が線量と関係があるとは認められなかった。なお、自殺が線量または被爆距離と相関を示すと予想できるか否かにかわらず、原爆に関して感情的に無関心な者に比べて、被爆者全体としては、自殺の傾向が強いと考えられる。したがって、原爆時に市内にいた者（被爆者）といなかった者について表90で自殺に関してもっと詳細に示した。

ATB is given in Table 90. Variation within the Nagasaki experience is well within the usual range of chance, and for no period other than 1954-58 is a significant discrepancy seen in the experience of both cities combined. For neither sex in the Hiroshima sample does the excess of suicides among survivors achieve statistical significance, but for both sexes combined in 1954-66, with 159 observed vs 147 expected among survivors, and 37 observed vs 49 expected among those not in the city ATB, the statistical test returns a probability of 0.03. If, in fact, the risk of suicide is higher among survivors than among other residents of Hiroshima and Nagasaki, the excess must be small, for Nagasaki survivors have fewer suicides than expected, and it is only for the 1954-58 period that there is a net excess among survivors. Finally, the apparent excess numbers 12 deaths in the Hiroshima sample of about 60,000 survivors during the 12 years from 1954-66, and is limited to the period 1954-62.

All Natural Causes (Except Leukemia)

Deaths from leukemia were excluded from the comparison because these deaths are already known to occur more frequently among the survivors, and the early entrants can be more sharply contrasted with the late entrants in a comparison restricted to the risk of leukemia. The O/E ratios of Table 91, and the results of the three main statistical tests summarized there, are quite like the corresponding entries of Table 88 for all causes of death.

Infectious and Parasitic Diseases

Deaths from infectious and parasitic diseases, about 85% of which are attributed to tuberculosis, distinguish both the early from late entrants and the survivors from those not in the city ATB (Table 92). The standardized mortality ratios are generally higher for the survivors than for those not in the city ATB and significantly so in a test on the entire experience of both cities for the 1954-66 interval. In Hiroshima, at least, early entrants appear to have a reliably lower mortality from these diseases than do late entrants. For the entire 1954-66 period the observed and expected values for both cities combined are:

長崎の資料における差は偶然の範囲内にじゅうぶん入っており、両市を合計してみると、1954-58年の時期以外には有意な差はない。広島の対象者では、男女ともに被爆者における自殺の増加は統計的に有意でないが、男女を合計してみると、1954-66年における自殺は被爆者では観察数159、期待数147、また、原爆時市内にいなかった者では観察数37、期待数49で、統計的検定において確率は.03である。もし、被爆者の自殺が広島・長崎におけるその他の者より多いとしても、その差は小さいであろう。すなわち、長崎の被爆者の自殺は期待数より少なく、期待数より多いのは1954-58年の期間だけである。また、広島においては、1954-66年の12年間に被爆対象者約60,000名中における自殺は期待数より12例多い。しかし、1954-62年に限られている。

全病死（白血病を除く）

白血病による死亡が被爆者に多いことはすでに判明しているので、この比較から除外したが、白血病に限って比較を行なえば、早期入市者と後期入市者との対照がもつとはつきりするであろう。表91の観察数と期待数の比およびそこにまとめてある三つの主要な統計的検定の結果をみると、表88に示した全死因についての結果に類似している。

伝染病および寄生虫病

伝染病および寄生虫病による死亡の約85%は結核であり、早期入市者と後期入市者との間に差が認められるとともに、被爆者と原爆時に市内にいなかった者との間にも差が認められる（表92）。標準化死亡率は、被爆者において原爆時に市内にいなかった者よりも一般に高く、1954-66年の期間における両市の死亡者総数の検定では有意である。また、少なくとも広島においては、これらの疾病による死亡率は早期入市者が後期入市者より低いことは確実である。両市を合計した場合の1954-66年の全期間における観察数と期待数は次のとおりである：

Group 群	O 観察数	E 期待数	O/E 比
Early entrants 早期入市者	30	45.3	0.66
Late entrants 後期入市者	162	175.6	0.92
In city ATB 原爆時市内にいた者	708	679.2	1.04

Malignant Neoplasms

In the entire 16-year period of observation there were 124 deaths from leukemia, and 2873 from other malignant neoplasms, distributed as follows:

悪性新生物

16年間の観察期間内には、白血病による死亡124例、その他の悪性新生物による死亡が2873例あり、その分布は次のとおりである:

Cause of death 死因	In city ATB 原爆時市内にいた者	Early entrants 早期入市者			Late entrants 後期入市者
		a	b	c	
Leukemia 白血病	116	0	0	4	4
Other Malignant neoplasms その他の悪性新生物	2276	4	18	106	469
Number of subjects 調査対象者数	82271	194	453	3879	22027

In this sample, at least, the very early entrant seems not to have had the exceptionally high risk of leukemia that Watanabe is said to have observed³⁶ (Table 93), although the very early entrants here are few. The one death occurring in the entire Nagasaki sample of early entrants, 1950-66, plus the two observed in the Hiroshima sample, 1954-66, do not differ significantly from the approximately 1.6 deaths expected from Japanese vital statistics (30 per million population per year \times 53,500 person-year = 1.6 cases). The difference between survivors and those not in the city ATB is not at issue here, but consistent differences are seen, and are usually too large to be explained by chance.

Of somewhat greater moment is the mortality attributed to malignant neoplasms other than leukemia (Table 94). Unlike Nagasaki survivors, the Hiroshima survivors do appear to have had a higher risk of cancer than those not in city ATB. This is true not only for the total period shown in the table, but throughout the interval. For the individual 4-year periods the observed and expected deaths among Hiroshima survivors, and P-values obtained in the tests of survivors vs those not in the city ATB, are:

少なくともこの調査集団に関する限りでは、きわめて早期の入市者においては、例数は少ないとはいえ、渡辺³⁶が観察したといわれる白血病のきわめて著しい増加は認められない(表93)。長崎における早期入市者の対象者全体における1950-66年の1例と広島の対象者における1954-66年の2例とを合計しても、日本の人口動態統計から予想される約1.6例(年間100万人当たり30例 \times 53,500人年=1.6例)と比べて有意な差はない。被爆者と原爆時に市内にいなかった者との差については、ここで問題として取り上げないが、一貫した差が認められ、その大きさは一般に偶然のためとはいえないほど大きい。

むしろ、ここで重要なのは、白血病を除いた悪性新生物による死亡率である(表94)。長崎とは異なり、広島に被爆者における癌死亡率は原爆時に市内にいなかった者よりも高いようである。このことは、表に示した全期間を通じて見た場合だけでなく、各期間においても認められる。4年ごとの各期間における広島被爆者の死亡の観察数と期待数ならびに被爆者対原爆時に市内にいなかった者の検定で得られたP値は次のとおりである:

Year 期間	O 観察数	E 期待数	O/E 比	P
1954-58	430	423	1.02	0.71
1958-62	522	499	1.05	0.02
1962-66	566	540	1.05	0.02

We have already seen that the risk of cancer in the most heavily exposed seems to have been higher than that of the lightly exposed survivors, especially in the early years of the experience (1950-54) and in recent years (1962-66). The comparison of all survivors vs those not in the city ATB reflects this heterogeneity among the survivors. To answer the question whether the mortality of those not in the city ATB provides a reasonable basis for assessing the influence of radiation in the heavily exposed it will be useful to compare the more distal survivors (distance group I) with the late entrants. This is done in Figure 9 by means of mortality ratios for 10-year year-of-birth cohorts in each 4-year interval, on a semi-logarithmic grid. For 1950-54, only the Nagasaki observations are used, thereafter the data of both cities combined. These comparisons suggest no reason why those not in the city ATB may not serve a useful role in studies of the cancer mortality of the survivors, but it would be desirable to examine the material by site of cancer for several major sites.

Early and late entrants into Hiroshima differ in their cancer mortality (Table 94) but not those into Nagasaki. The early entrants have the lower risk, chiefly on the basis of their experience in 1954-58. The details for each of the 4-year intervals for early and late entrants into Hiroshima follow:

Year 期間	Early Entrants 早期入市者		Late Entrants 後期入市者		P
	O 観察数	O/E 比	O 観察数	O/E 比	
1954-58	21	0.65	106	1.04	0.01
1958-62	36	0.91	101	0.84	0.68
1962-66	33	0.76	115	0.88	0.12

Natural Causes Other Than Cancer

Other causes of death were studied on the basis of the groups appearing in Table 95. Only the totals for Nagasaki (1950-66) and Hiroshima

すでに指摘したように、強度被曝者の癌死亡率は軽度被曝者よりも高く、これは初期(1950-54年)と最近の4年期(1962-66年)において特に著しいようである。被曝者全員と原爆時に市内にいなかった者との比較には、被曝者間のこの差が影響を及ぼす。強度被曝者に対する放射線の影響を評価するための基盤として、原爆時に市内にいなかった者の死亡率を利用することが妥当であるか否かという疑問を解くためには、遠距離被曝者(距離群1)と後期入市者との比較をすることが有益であろう。そこで、図9に示したように、4年ごとの各期間における10歳年齢コホートの死亡率を半対数図表に描いて比較を行なった。1950-54年の期間は長崎の資料だけであり、その後の期間については両市の資料を合計した。この比較からは、原爆時市内にいなかった者が、被曝者の癌死亡率の検討に有用な役割を果たしえないという理由は示唆されなかったが、いくつかの主要部位別に材料を検討することが望ましいように思われた。

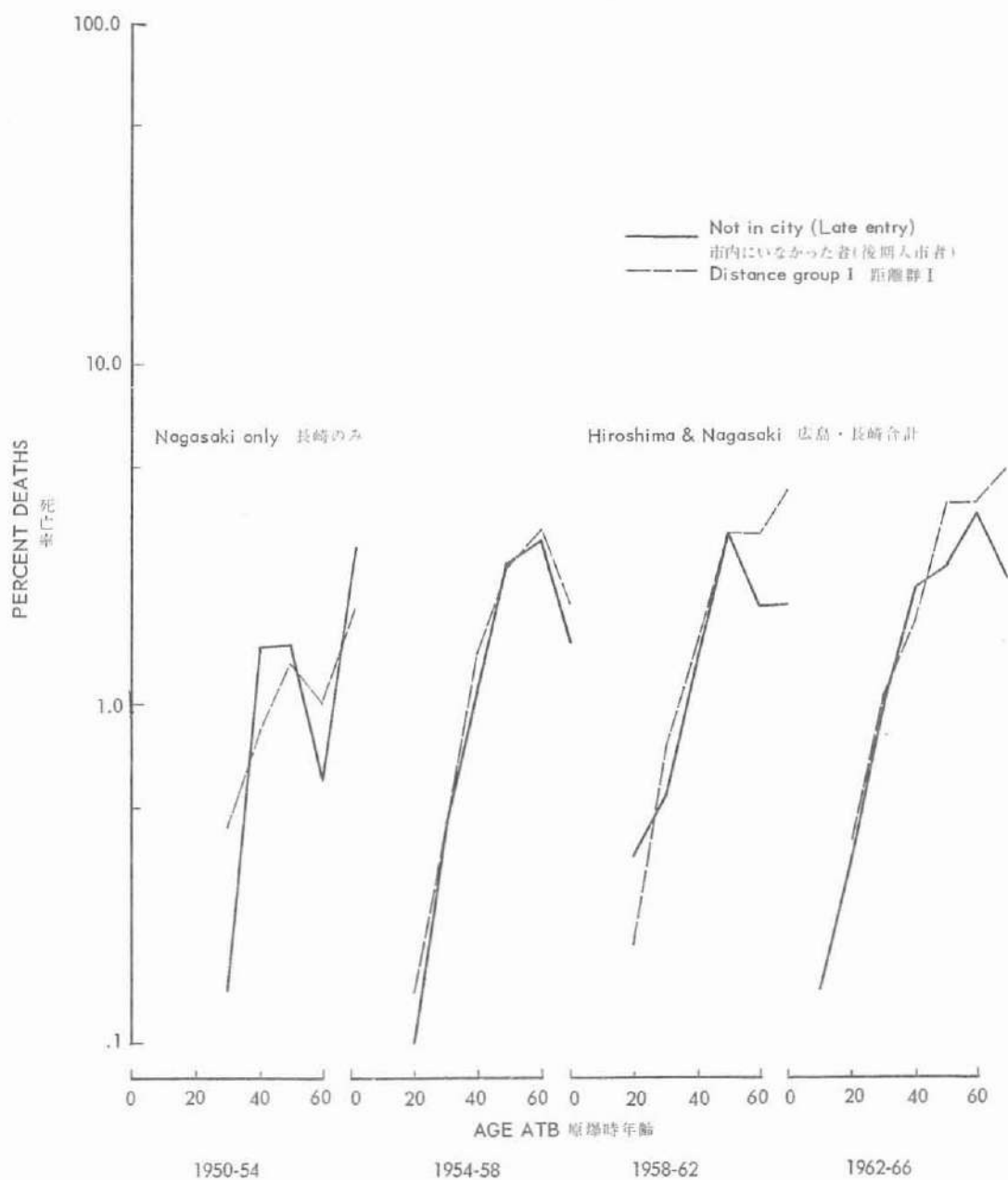
長崎では差はないが、広島においては早期入市者と後期入市者との癌死亡率に差があり(表94)、早期入市者のほうが死亡率が低い。これは主として1954-58年における率が低いためである。広島における早期および後期入市者についての4年ごとの各期間別の詳細は次のとおりである。

癌を除く死因

表95に示した疾病分類に基づいてその他の死因について検討した。長崎(1950-66年)および広島(1954-66年)

FIGURE 9 DEATHS FROM ALL MALIGNANT NEOPLASMS EXCEPT LEUKEMIA, DISTALLY
EXPOSED VS NOT IN CITY ATB, BY AGE ATB, BOTH SEXES
AND BOTH CITIES COMBINED

図9 白血病を除くすべての悪性新生物による死亡率の遠距離被爆者と原爆時市内に
いなかった者との比較：原爆時年齢別、両市、男女合計



Tab 01863, VI-SS-SD-4:6-0182-1023

(1954-66) are shown, but for each cause the comparisons were extended to include sex and time-interval. For only a few groups of causes are differences noteworthy: diseases of the blood and blood-forming organs, cardiovascular diseases, digestive diseases and symptoms, senility, and ill-defined causes. There is but a single death from diseases of the blood and blood-forming organs among the late entrants into Hiroshima, in relation to an expected value of 11.6, a remarkable discrepancy. In Nagasaki the two observed deaths from these causes compare with an expectation of 3.4. In both cities, it will be recalled from the dose-specific analyses, survivors exposed to large amounts of radiation were at appreciably higher risk of death from diseases of the blood and blood-forming organs than survivors exposed to 0-9 rad, and statistical tests over the four dose-classes showed significant evidence of a linear increase in mortality with increasing dose. Hence, some of the discrepancy in Table 95 for diseases of blood, etc. reflects the influence of radiation on the expected values calculated from a total experience dominated by survivors. However, if the contrast of Table 95 is confined to those who were exposed to little radiation ATB (distance group I) vs late entrants, the observed number of such deaths among the late entrants remains well below expectation. For Hiroshima, without adjustment for age and sex, the comparison yields:

Year 期間	Distance group I 距離群 I		Late Entrants 後期入市者	
	O 観察数	E 期待数	O 観察数	E 期待数
1954-58	8/43, 009	5.81	0/16, 235	2.19
1958-62	13/41, 128	9.42	0/15, 638	3.58
1962-66	13/39, 251	10.14	1/14, 965	3.86
1954-66	34/43, 009	25.37	1/16, 235	9.63

The 58 deaths among the Hiroshima survivors in the 1954-66 period include 35 attributed to the anemias and 23 to other diseases of the blood. Why the late entrants should manifest such a remarkably low incidence of mortality from these causes remains unexplained by this analysis. The alternative explanations are: a random deviation; unknown selective influences associated with the migratory and demographic background of the late entrants; and an abnormally high risk of mortality from these causes among survivors exposed to little or no radiation. The last of these is the most provocative but

における総例数のみをここに示したが、各死因についての比較は性別および期間別にも行なった。特記すべき差を示したのは、血液および造血器疾患；循環器系疾患；消化器系疾患；ならびに症状、老衰および診断名不明確の状態による死亡である。広島の後期入市者においては、血液および造血器の疾患による死亡が、期待数11.6であるのに対して観察数はわずかに1例あるにすぎなかった。これは特記すべき差である。一方、長崎では、この疾患による死亡の期待数が3.4例であるのに対して観察数は2例であった。さきの線量別解析では、両市ともに多量の放射線を受けた被爆者における血液および造血器の疾患による死亡率が被曝線量0-9 radの被爆者よりかなり高いことが認められ、四つの線量群についての検定では、線量の増加とともに死亡率が直線的に増加する有意な傾向が認められた。したがって、表95で血液等の疾患についてみられる期待数との差の一部は、症例のほとんどが被爆者によって占められている総数に基づいて計算された期待数が放射線の影響を受けていることを反映している。しかし、表95における比較を原爆時に少量の放射線を受けた者（距離群I）と後期入市者とに限りてみれば、後期入市者における死亡の観察数は期待数よりかなり少ない。広島について年齢および性の補正を行なわないで比較すれば次のとおりになる：

広島の被爆者における1954-66年の死亡58例の内訳は、貧血による死亡35例、その他の血液の疾患による死亡23例である。後期入市者では、これらの死因による死亡率がきわめて低い、この原因は今回の解析では不明である。しかし、原因としては次のことが考えられる：偶然変動；後期入市者の転居や人口学的背景に關係した未知の選択要因；放射線をほとんど、または全く受けなかった被爆者にこれらの死因による死亡率が異常に高い。この3番目のものは最も関心をひくが、可能性は最も少ない。なぜならば、広島の後期入市者における白血病によ

also the least likely, especially since the three leukemia deaths among the late entrants into Hiroshima are close to expectation, about 5.5 if the all-Japan rate of about 30 per million per year is used, and 6.1 if the comparison is made between distance group I and the late entrants.

The variation seen in the analysis of deaths from diseases of the circulatory system (Table 95) in Hiroshima also finds no explanation in this analysis. In the dose-specific analysis of survivors there was little indication that the risk of death from these causes depended upon the amount of radiation received. Thus, it can only be concluded that the differences in Table 95 with respect to diseases of the circulatory system probably have nothing to do with radiation, but may reflect unknown characteristics that have become confounded with presence in the city ATB or shortly thereafter. For the early entrants, the low risk seems to be characteristic of the entire 12-year period, but is especially marked in the 1962-66 period (18 observed vs 30 expected) and it is only in this period that the difference achieves statistical significance. For the late entrants it is only in the 1962-66 period that any substantial deviation from expectation is seen (68 observed vs 94 expected). If these differences are reliable, and not simply the result of sampling variation, they reflect factors that are beyond the control of this analysis.

The discrepancy seen between those exposed ATB and those not in city ATB with respect to deaths from diseases of the digestive system (Table 95) rests very largely on Hiroshima females, for whom Test 1 returns a probability of 0.04. Nothing in the analyses by dose and distance suggests that radiation may play a role here.

The fourth group of causes for which the analysis reveals a noteworthy discrepancy between survivors and those not in the city ATB are the poorly differentiated "symptoms, senility, and ill-defined conditions" of ICD class XVI (Table 95). In this instance it is the survivors who seem favored (1017 deaths observed vs 1058 expected), a fact which suggests the possibility that the cause of death may be better specified for survivors in Hiroshima or Nagasaki than for one who was not in the city ATB. If so, this fact might account for some of the discrepancies noted for more specific causes (e.g., diseases of the cardiovascular system). For example, the deficit between observed and expected deaths during the 12-year period is 44 deaths among the late

死亡3例は期待数に近いからである。すなわち日本全国の死亡率年間100万人当たり約30例を用いて計算すれば、期待数は約5.5例であり、距離群Iと後期入市者との比較を行なった場合には6.1になる。

循環器系の疾患による死亡(表95)の解析において、広島では差の認められたことについての原因は不明である、被爆者の線量別解析では、これらの死因による死亡率が被曝線量に左右されるということはほとんど認められなかった。表95にみられる循環器系の疾患の差はおそらく放射線とは無関係であり、なんらかの未知の特質と、原爆時または原爆後間もなくに市内にいたことが混同されていることを反映しているものと結論する以外にない。早期入市者における低死亡率は、12年間の全期間にわたって認められるが、1962-66年の期間が特に著しく低く(観察数18例、期待数30例)、差が統計的に有意であるのは、この期間だけである。後期入市者では、期待数との実質的な差が認められるのは1962-66年の期間に限られている(観察数68例、期待数94例)、これらの差が信頼できるものであり、単に対象者抽出の際の違いのためではないとすれば、今回の解析では補正できない要因を反映しているであろう。

消化器系の疾患による死亡において被爆者と原爆時に市内にいなかった者との間にみられる差は(表95)、主として広島の女性に原因しており、第1番目の検定で求められた確率値は.04である。線量および距離別の解析では、この場合に放射線がなんらかの役割を果たしていることを示唆するような結果は全く認められなかった。

解析の結果、被爆者と原爆時に市内にいなかった者との注目すべき差を示した病因の第4番目は、世界保健機関の分類におけるXVI群の「症状・老衰および診断名不明確の状態」という詳細不明の原因である(表95)。この場合は、被爆者の死亡数が少なく(観察数1017、期待数1058)、このことは、原爆時に市内にいなかった者よりは広島・長崎における被爆者のほうが死因についていっそう明確に記入される可能性のあることを示唆している。そうであるとすれば、循環器系の疾患等のような特定の項目にみられた差の一部はこのためであったかもしれない。たとえば、後期入市者においては、この12年間にお

entrants. The corresponding excess deaths from diseases of the circulatory system are 34. For the three 4-year intervals the deficits between observed and expected deaths among survivors are: 1954-58, 1; 1958-62, 14; 1962-66, 23. Such deficits might come about in many ways, few of which can be explored on the basis of the data in hand. However, an examination of the proportion of deaths coded to these ill-defined causes shows it to be higher for those not in the city ATB than for the survivors, and declining more rapidly, in time, for survivors than for those not in the city ATB:

Year 期間	Deaths coded ICD XVI ICD 第 XVI 群として記載された死亡率	
	In city ATB	Not in city ATB
	原爆時市内にいた者	原爆時市内にいなかった者
1954-58	11.9 %	13.9 %
1958-62	10.0	11.8
1962-66	6.8	10.7

The difference of 3.9% in 1962-66 would be sufficient to account for 38 deaths, and would eliminate the discrepancy seen in Table 95, for symptoms, senility, etc. It seems likely, therefore that we are dealing with a manifestation of differences between survivors and those not in the city ATB with respect to medical care and death certification.

Finally, in order to learn whether those who were not in the city ATB might now, or soon, be comparable in their mortality with survivors exposed to little or no radiation, and thus of at least occasional value in strengthening statistical comparisons aimed at assessing the increment in risk of mortality attributable to small amounts of radiation, the late entrants have been compared with distance Group I in Figure 10. Four-year mortality ratios are plotted by age ATB, for each 4-year interval, for these two components of the sample, without regard to city or sex, except that the plot for 1950-54 pertains to Nagasaki only. The graphic comparison suggests that those not in the city ATB have been roughly comparable with distal survivors with respect to natural causes other than malignant neoplasms, in both the 1958-62 and 1962-66 periods. That they may not be entirely comparable with respect to any particular cause of death seems clear from the preceding discussion of ill-defined causes. For 1962-66, for example, 7.2% of the 2308 deaths

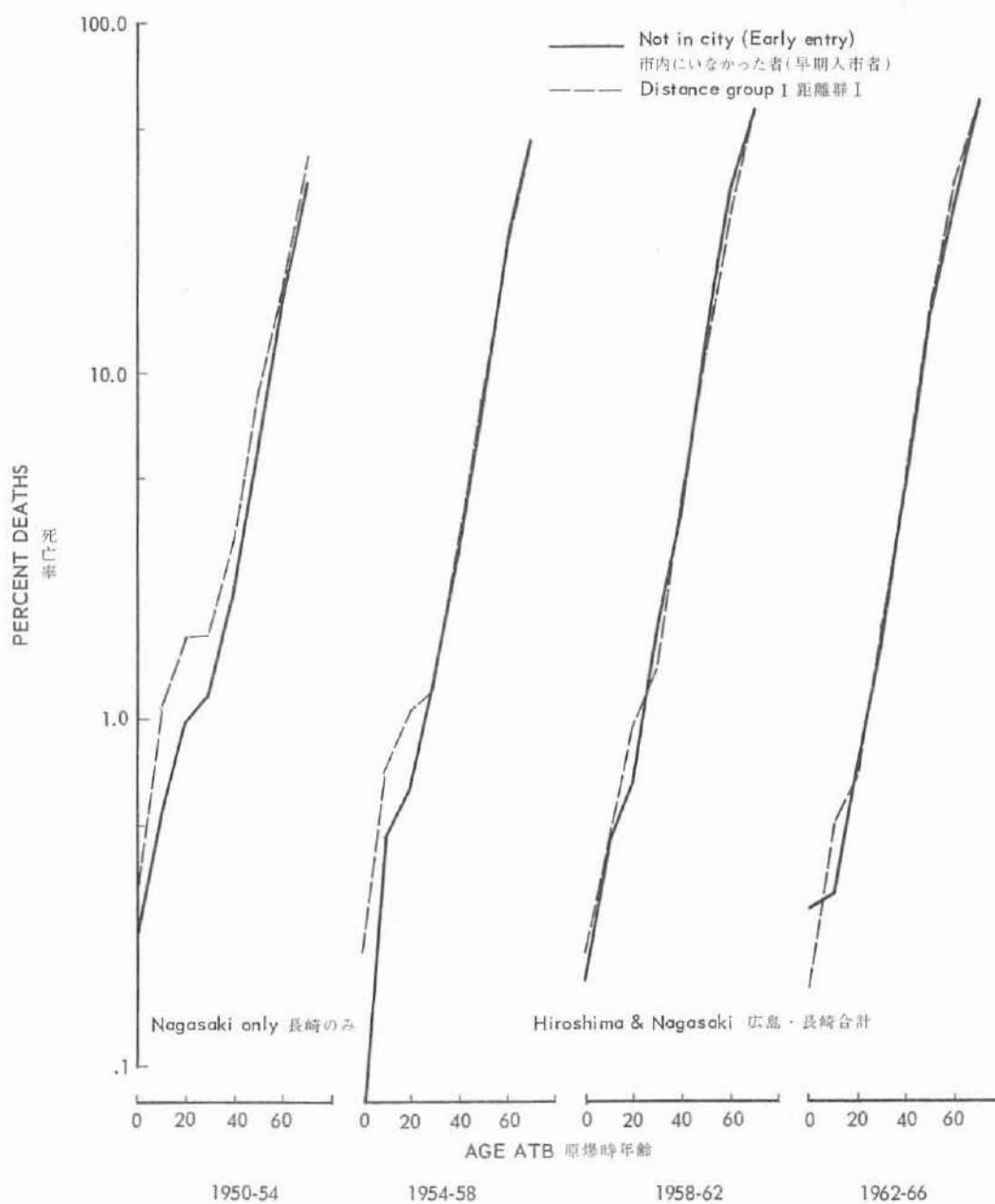
ける死亡の観察数が期待数よりも44例少なく、一方、循環器系の疾患による死亡は34例多い。被爆者において、4年ごとの各期間における死亡の期待数に対する観察数の不足は次のとおりである：1954-58年1例；1958-62年14例；1962-66年23例。このような不足は種々の原因で生じうるが、手もとの資料ではその検討はほとんど不可能である。しかし、これらの詳細不明の原因として記載されている死亡者の割合をみると、被爆者よりも原爆時に市内にいなかった者の割合が高く、時期別にみると被爆者における割合は原爆時に市内にいなかった者よりも急速に下降している：

1962-66年の期間における両者の差3.9%の範囲内には死亡者38例がじゅうぶんに納まり、これによって表95の症状・老衰等の項目にみられる差は消滅することになる。したがって、ここにみられる差は、被爆者と原爆時に市内にいなかった者に対する医療および死亡診断書の記入方法における違いに基づいて生じた現象であるように思われる。

原爆時に市内にいなかった者の死亡率が、放射線をほとんど、または、全く受けなかった被爆者の死亡率と同一であるか、または、近く同一になるのであれば、少量の放射線による死亡率の増加についての評価を目的とする統計的比較の強化に少なくとも時として役だつであろう。この点を調べるために図10で後期入市者と距離群Iとの比較を行なった。対象群中のこの二つの群における4年ごとの各期間中の死亡率を両市と男女を合計して原爆時年齢別に描いた。ただし、1950-54年の曲線は長崎の資料のみである。この図における比較では、悪性新生物を除く病死が、1958-62年および1962-66年の両期間において、原爆時に市内にいなかった者と遠距離被爆者とほぼ同じであることが示唆されているが、前述の詳細不明の状態による死因について述べたさいに指摘したように、ある特定の死因についてみれば、必ずしも完全には一致しないことが明らかである。たとえば、1962-66年の期間に詳細不明(第XVI群)と分類されていた死因は、距離

FIGURE 10 DEATHS FROM ALL NATURAL CAUSES EXCEPT MALIGNANT NEOPLASMS,
DISTALLY EXPOSED VS NOT IN CITY ATB, BY AGE ATB,
BOTH SEXES AND BOTH CITIES COMBINED

図10 悪性新生物を除く全病死による死亡率の遠距離被爆者と原爆時市内に
いなかった者との比較：原爆時年齢別、両市、男女合計



Tab 01863, VI-SS-SD-4:6-0182-1023

in distance Group I were classified as ill-defined (ICD XVI) in comparison with 11.2% of the 771 deaths in late entrants.

Summary: Early and Late Entrants

Survivors and those not in the city ATB differ most remarkably in mortality from leukemia and from other malignant neoplasms, especially in Hiroshima. The latter difference is most prominent in the period 1958-66. In comparison with the most distally exposed survivors, however, those not in either city ATB have very similar mortality rates from cancer throughout the 16 year interval. If deaths from leukemia and other malignant neoplasms are excluded, it appears that by 1958 those not in the city ATB were subject to essentially the same over-all mortality as the survivors. Differences are, however, seen between the survivors and those not in the city ATB with respect to deaths from diseases of blood and blood-forming organs, cardiovascular diseases, digestive diseases, and from symptoms, senility, and ill-defined causes, differences that seem to reflect the way deaths are certified in the two groups. Throughout the period of study the proportion of certificates signed out to symptoms, senility, and ill-defined causes is higher for those not in the city ATB, and the difference between the exposed and those not in the city ATB in this regard has been increasing. Otherwise, there are only a few differences between the survivors and those not in the city ATB that are noteworthy, a possible excess in the suicide rate among Hiroshima survivors prior to 1958, and an excess of deaths from infectious and parasitic diseases (primarily tuberculosis) among the survivors.

The early entrants into Hiroshima have had fewer deaths, relatively, than the late entrants. This is seen throughout the period of observation, even during 1962-66 after the sample was closed and when retrospective aspects of the investigation for eligibility would not be expected to influence mortality in any way. Suicides are not increased among the early entrants, being about 2.2 per 1000 vs 2.3 in the late entrants, for the total period considered here. There were only three leukemia deaths among the early entrants in the period 1954-66, and little evidence that they were at higher risk because they entered the city early. The over-all cancer mortality of early entrants was low in relation to that of late entrants, but remarkably so only in 1954-58. The standardized mortality ratios for tuberculosis were 0.80 for

群 I の死亡者 2308 例の 7.2 % であったのに対して、後期入市者の死亡者 771 例の 11.2 % であった。

要約: 早期入市者および後期入市者

被爆者と原爆時に市内にいなかった者との間では、白血病およびその他の悪性新生物による死亡率の差が最も著しく、特に広島において顕著である。この後者の死亡率の差は 1958-66 年の期間において最大である。しかし、遠距離被爆者と原爆時に両市のいずれにもいなかった者とを比較した場合には、癌死亡率に 16 年間全期間を通じてあまり差は認められない。白血病およびその他の悪性新生物を除いた被爆者の死亡率全体は、1958 年以後、原爆時に市内にいなかった者とだいたい同じようである。しかし、血液および造血系の疾患、循環器系疾患、消化器系疾患、ならびに症状、老衰および診断名不明確の状態による死亡についてみれば、被爆者と原爆時に市内にいなかった者との間に差があり、この差には両群に対する死亡診断書の記入方法の違いが反映しているように思われる。調査期間の全体を通じて症状、老衰および診断名不明確の状態と死亡診断書に記入されている割合は原爆時に市内にいなかった者において高く、しかも、被爆者と原爆時に市内にいなかった者との間のこの差はしだいに大きくなっている。これを除けば、両者の間には特記すべき差はほとんどないが、広島に被爆者において 1958 年以前の自殺がやや多い傾向が示唆されており、また、被爆者に伝染病および寄生虫病による死亡が多い(主として結核)。

広島に早期入市者には、後期入市者に比べて死亡が相対的に少ない。これは調査期間の全体を通じてみられることで、対象抽出が締め切られて、調査対象者としての適格性の検討が適及的に行なわれたことが、死亡率には何らの影響をも及ぼさないと予想される 1962-66 年の期間においてさえもみられる。ここで取り上げた全期間において早期入市者に自殺の増加は認められず、1000 人当たり約 2.2 例であり、また、後期入市者では 2.3 例であった。1954-66 年においては、早期入市者の白血病による死亡がわずかに 3 例あったにすぎず、早期に市内にはいなかったことのために死亡率の増加があったという形跡はほとんどない。早期入市者の癌死亡率は全体として後期入市者よりも低い。1954-58 年の期間においては顕著である。結核についての標準化死亡比は早期入市者 0.80、後期入市者 0.91、被爆者 1.04 である。一般に広島

early entrants, 0.91 for late entrants and 1.04 for survivors. In general, the mortality of the early entrants into Hiroshima is suspiciously low, as though their retrospective designation depended upon survival, or they were selected for good health initially. The fact that their mortality remains suggestively low in the 1962-66 period, after all eligibility requirements had been satisfied, argues against sampling bias as the complete explanation, but it may have been a factor prior to then.

SUMMARY OF FINDINGS

Development of the new T65 dosimetry for A-bomb survivors made it mandatory that the entire experience of the JNIIH-ABCC mortality sample be reexamined on the new dosimetric basis. By 1967, when the new dose calculations were completed, it was possible to extend the period of mortality follow-up from 1 October 1960, the terminal date employed in the last comprehensive analysis, to 1 October 1966. At the same time it was judged desirable to include in the analysis all subjects in the reserve sample who were within 2500m at the time of the bomb (ATB) which increased the sample from 99,400 to 108,800. These extensions in time and sample size increased the number of deaths from 8614 to 16,536, of which 13,093 had occurred in A-bomb survivors.

Cause of death is obtained from the death certificate in standard fashion, but for certain causes the extensive ABCC autopsy experience is drawn upon for supplementary analysis of autopsy diagnoses for deaths occurring in the 1961-66 period.

The T65 doses estimated for Hiroshima subjects are much lower than those calculated under the T57 dosimetry; for Nagasaki subjects average doses at fixed distances are little changed. For Hiroshima survivors exposed at 1000-1049 m ATB the average T65 dose (gamma and neutrons combined 1:1) is 269 rad, down from 553 in the T57 system, and at 1500-1549 m it is 20 rad, down from 65.

In the analysis main reliance is placed on ratios of observed to expected deaths, with expected deaths being standardized for age, sex, and city of exposure. Systematic comparisons were also made of those who died vs those who survived with respect to mean T65 dose, statistical tests of significance being age-, sex-, and city-specific. Log (T65 dose + 1) was taken as the variate for the latter analysis because the T65 dose distri-

の早期入市者の死亡率は疑わしいほど低く、あたかも、その適及的な選定が生死の別によって左右された、すなわち、初めに健康の良好な者が選ばれたというような観を呈している。調査対象としてのすべての条件が満たされていると思われる1962-66年の期間においてさえも依然として死亡率の低いことが示唆されていることは、対象者抽出の際の偏りだけでは説明できないことを示しているが、この時期以前においてはこのことが一要因であったかもしれない。

総 括

原爆被爆者について新たにT65線量推定値が計算されたので、予研-ABCC 寿命調査対象群における全死亡者について、この新しい線量に基づく再検討が必要になった。1967年にこの新しい線量計算が完了し、この間に、前回の総合的な解析の期限であった1960年10月1日以後1966年10月1日までの死亡者についての資料が集まった。今回の解析を行なうにあたって、予備群から被爆距離が2500m未満の者全員を追加することになり、その結果、調査群の大きさは99,400名から108,800名に増大した。観察期間の延長と調査群の拡大により、死亡者数は前回報告時の8614名から16,536名に増加し、このうちの13,093名は原爆被爆者であった。

死因についての資料は、標準方式に従って死亡診断書から求められているが一部の死因においては、大規模なABCC 剖検調査の知見を利用して、1961-66年間の死亡者の剖検診断についての補足的な解析が行われた。

広島におけるT65線量推定値は、従来のT57線量推定値よりもかなり低い。一方、長崎では、それぞれの距離における平均線量にほとんど変化はない。被爆距離が1000-1049mの広島被爆者のT65平均線量(ガンマ線と中性子を1対1の割合で合計した線量値)は269 radであり、T57線量の553 radより低く、また、1500-1549mの距離では20 radであり、これもT57線量の65 radより低い。

今回の解析では、死亡者の観察数と期待数との比を主として用いたが、期待数は、年齢、性および都市を標準化して計算した。また、死亡者と生存者のT65平均線量値の系統的な比較も行ない、統計的有意性の検定を、年齢、性および都市別に行なった。後者の解析では、(T65線量+1)の対数を変数として用いたが、これはT65線量値の分布が低線量域に集中しており、最頻値が0 radで

bution is highly concentrated at the low end of the scale, and the modal value is 0 rad. Screening for possible radiation effects also employed distance ATB, but the class intervals used in previous reports were changed in the light of the new dose distribution so as to insure that groups of survivors in the two cities would have about the same total T65 dose. In an effort to deepen the search for age-specific effects, separate comparisons were made on each 10-year age ATB group for both cities and both sexes combined, but separately for each 4-year period. These age-specific comparisons were based on mean log (T65D+1), the four dose groups, and the four distance groups.

Statistical tests of homogeneity were systematically performed, but in addition a number of tests were devised against particular departures from homogeneity, especially linear and other increases in mortality risk with increasing dose (or decreasing distance from hypocenter). Tests have been performed at the 0.05 level of significance, in preference to 0.02 or 0.01 on the view that the analysis is essentially a screening operation to detect possible effects for further study, and not a definitive analysis aimed at establishing relationships that can be asserted with minimal risk of error. Because all previous work has shown that those not in the city ATB, often migrants who were overseas ATB, may not have had the same expectation of mortality as those in the city ATB, apart from the effects of the bombs, screening for possible effects of the atomic radiation per se is confined to the 82,271 survivors in the extended mortality sample.

It was not possible, as had been planned, to analyse apparent discrepancies in mortality risk associated with dose or distance by introducing control variables other than the demographic factors of age, sex, and city. Although it had been planned to make supplementary use of sociologic factors, especially occupation and other indices of socioeconomic status in 1960, and also trauma, burns, and acute radiation symptoms caused by the bombs, technical complications made it impossible to include such analyses in the present report without greatly delaying its appearance. Accordingly, further analysis of these topics, which were considered to some extent in the last systematic report,⁴ remains for the future.

The report also deals with certain historical aspects of the construction of the sample that relate

あるためであった。放射線影響の有無の検討に被爆距離も用いたが、新しい線量値の分布に基づいて、各距離群のT65総線量が両市でほぼ同じになるように、前回の報告で使用した距離区分を訂正した。年齢別の影響についての追究をさらに深めるため、原爆時年齢の10歳区分について、両市および男女を合計して、4年ごとの各期間別に比較した。この年齢別比較は、(T65線量+1)の対数の平均、四つの線量群および四つの距離群に基づいて行なった。

均質性についての統計的検定を系統的に行なったが、このほか、特定の非均質性、特に線量の増加(あるいは被爆距離の減少)とともに死亡率が直線的に、または、その他の形式に従って増加する傾向に対し、いくつかの検定法を考案した。検定を行なうにあたっては、今回の解析は、今後さらに調査を必要とするような影響の有無についてのスクリーニングを行なうことが目的であり、相関の程度について誤差を最低限にとどめるようにして決定することが目的ではないとの見地から、有意水準を0.02あるいは0.01とするかわりに0.05にすることにした。以前の調査においては、原爆時に市内にいなかった群(この群は原爆時に海外にいた者を多数含んでいる)における期待死亡数が、原爆時に市内にいた群の、原爆の影響を除いた場合の、期待死亡数とは同じでないかもしれないことが示されているので、原爆放射線そのものによる影響の有無についてのスクリーニングは、寿命調査拡大対象群中の被爆者82,271名に限定して行なった。

初めに計画したように、線量あるいは距離に伴ってみられる死亡率の差についての解析では、年齢、性および都市などの人口学的因子以外の種々の要因をも含めて検討することはできなかった。すなわち、種々の社会的因子、特に1960年における職業あるいは社会経済的状態に対するその他の指標、また、原爆による外傷、熱傷および急性放射線症状などを補足的に用いる予定であったが、技術的な問題があるため、この種の解析を本報告に取り入れることは非常な遅延をもたらすことがわかった。そこで、これらの項目については、前回の系統的な報告⁴である程度の考察が行なわれているので、これ以上の解析を行なうことは、将来の問題として残すことにした。

また、この報告では、調査対象群構成の過程に、原爆

to the possibility of bias in comparisons aimed at testing for the effects of atomic radiation. Finally, some attention is paid to the problem of the "early entrants" (i.e., rescue workers and others who entered the cities soon after the bombs), a group thought by many in Japan to have been exposed to significant amounts of radiation, and entitled to benefits as A-bomb survivors under the Atomic Bomb Survivors Medical Treatment Law of 1957, as amended.

Earlier reports based on distance and T57 dosimetry have shown that those who were within 1400 m ATB suffered higher mortality from all causes, all natural causes, tuberculosis (Hiroshima males), leukemia, and other malignant neoplasms, in the 1950-60 period. They have also pointed to 1950-52 as a period of especially high mortality from all causes, from malignant neoplasms other than leukemia, and from leukemia. The excess mortality from malignant neoplasms other than leukemia seen in 1950-52 is maintained through 1954, declines through 1958, and is seen again (P about 0.05) in 1958-60. Previous analysis has also shown that the early mortality from cancer other than leukemia is heavily concentrated among Hiroshima females. It was hoped that analysis by means of the T65 dosimetry might show whether the early excess in cancer mortality could be attributed to radiation, and also whether the upturn in 1958-60 was the initial expression of a general carcinogenic effect of the ionizing radiation.

The first of these hopes has been frustrated by the fact that too many of the early (1950-54) deaths occurred before shielding histories could be obtained, so that the T65 dosimetry is actually inferior to distance as a measure of exposure in analyses of the 1950-54 period. Thereafter the T65 dosimetry should be superior. The second hope, however, has been realized. The accumulation of deaths through 1966, combined with the T65 dosimetry, does permit more definite conclusions as to the general carcinogenic effect of radiation, apart from the leukemogenic effect. For survivors exposed to 180+ rad the standardized ratio of observed to expected deaths from malignant neoplasms other than leukemia fell to 0.88 in 1954-58, then rose to 1.18 in 1958-62, and rose again to 1.45 in 1962-66. For 1962-66, but not for 1958-62, the variation seen is a significant departure from chance when tested against the alternative of linear increase in risk with increasing dose. For all forms of malignant neoplasms (except leukemia) the death certificate

放射線の影響を検出する目的で行なわれる比較に偏りを導入するおそれのある、いろいろの点についても触れた。最後に、「早期入市者」すなわち、原爆後間もなく市内にはいった救援隊員やその他の者の問題についても若干の考察を行なったが、日本では、これらの人々は有意な線量を受けたと考えて、1957年に制定された原爆医療法のもとで被爆者としての恩恵を受けるべきであるとする意見が多く、この法律はそのように改訂されている。

被爆距離およびT 57線量値に基づいて行なわれた以前の解析に関する報告では、被爆距離1400m未満の者に、全死因、すべての自然死、結核(広島男性)、白血病およびその他の悪性新生物による死亡率が、1950-60年の期間に増加していたことが認められている。また、1950-52年の期間には全死因、白血病を除いた悪性新生物および白血病による死亡率が特に高かったことが指摘されている。1950-52年の期間にみられた白血病を除いた悪性新生物による死亡率の増加は、1954年まで持続し、その後1958年までは下降を示し、1958-60年には再び死亡率の増加をみせた(P は約0.05)。以前の解析では、白血病を除いた癌による初期の死亡が、広島女性に集中していたことも認められている。そこで、T 65線量値を用いて解析を行なえば、この初期における癌死亡率の増加が放射線によるものであるか否か、また、1958-60年に再び増加のみられたのは、電離放射線の全般的な発癌効果が現われ始めたためであるか否かの決定ができるかもしれないとの希望をもっていた。

しかし、この第一の点については、初期(1950-54年)の死亡者の多くは、遮蔽記録の求められる以前に死亡しているため、被爆の指標としてのT 65線量は、1950-54年の期間の解析においては実は被爆距離より劣っている。それ以後の期間においては、T 65線量のほうがすぐれているはずである。一方、第二の希望は実現された。1966年までの症例の追加とT 65線量との組み合わせにより、白血病に及ぼす影響以外に、放射線の全般的な発癌効果についてさらに確定的な結論を導くことが可能になった。180 rad以上の被爆者においては、白血病を除いた悪性新生物による死亡者の観察数と期待数との標準化した比率をみると、1954-58年には0.88に下降していたものが、1958-62年には1.18に上昇し、1962-66年にはさらに1.45に上昇した。これについて、線量の増加とともに直線的に増加するという対立仮説の検定を行なった結果、1962-66年における増加は偶然変動よりも有意に大きい。1958-62年の増加は有意ではないことが認められた。すべての悪性新生物(白血病を除く)については、日本では死亡診断書から非常に信頼度の高い資料が入手できる。すなわち、ABCCにおける1962-66年の剖検調査の経験からすると、剖検診断による全癌の確率は92%。

provides highly reliable information on cause of death; 92% were confirmed by principal autopsy diagnosis in the 1961-65 autopsy experience at ABCC, and the detection rate was 77%. The excess mortality in 1962-66 rests on no single site, and for no single site or group of adjacent sites is the relationship to T65 dose stronger than for all combined. The magnitude of the apparent effect is an increase of about 20% in the base line expectation per 100 rad received.

The dose-response function for leukemia is only partly clarified by the T65 dosimetry. If the difference between cities, and thus between gamma and neutron radiation, be ignored, then the response curve is reasonably linear, averaging nearly three cases per million per year per rad over the 16-year interval. However, the Hiroshima curve lies far above that for Nagasaki, and the latter is notable for its low values in the region below 100 rad. Clarification of the relationship should be forthcoming from a new and deeper analysis by Ishimaru et al of the entire leukemia registry in the two cities.²⁸ There is also fairly definite evidence that ionizing radiation has increased mortality from diseases of blood and blood-forming organs, other than leukemia, throughout the 16-year period.

For cancer of the digestive system, to which more than half of all cancer deaths are coded, the dose-specific analysis fails to return evidence of significant variation after the 1950-54 period. For respiratory cancer the evidence is more suggestive, especially since 1958, as Wanebo et al have recently reported.²⁹ For other systems and for individual organs the observed variation is generally well within the usual range of chance, and yet is not inconsistent with the still tentative conclusion that the 1945 exposure caused the incidence of cancer generally to increase above normal expectation, beginning about 15 years after the bombs.

Review of specific diseases and disease groups has uncovered no important discrepancies other than those involving the malignant neoplasms and diseases of blood and blood-forming organs. For some rubrics there are small, but insignificant, increases in mortality among those exposed to the greatest amount of radiation, and for others deficits in mortality. Perhaps more striking is the fact that the examination of mortality from all natural causes except malignant neoplasms provides no support for the hypothesis that

発見率は77%であることが認められている。1962-66年における死亡率の増加は、いずれか特定の部位に起因したものではない。また、いずれかの単一の部位あるいはいくつかの隣接部位についてみても、すべての部位を合計してみた場合に比べてT65線量との関係がより強力であるとは認められなかった。ここでみられる影響の程度は、被曝線量100 rad 当たり期待基準において約20%の増加である。

白血病の線量反応曲線は、T65線量を用いて一部のみを解明できた。両市間の差、つまり、ガンマ線と中性子線との差を一応無視すれば、反応曲線はかなり直線的であり、平均すれば、この16年間に於いては1 radにつき年間100万人当たり約3例ということになる。しかし、広島曲線は長崎曲線をはるかに上回っており、長崎では100 rad 以下の領域において低い値を示すことが注目される。この関係は、両市における白血病登録調査全体についてより深く追究した石丸らの新しい解析によって解明されるであろう。²⁸ 電離放射線によって、この16年間に於ける白血病以外の血液および造血器の疾患による死亡率が増加していることを示すかなり明確な所見も得られた。

全癌死亡者の半数以上は消化器系の癌と記載されているが、その線量別解析では、1950-54年の期間以後に有意な変動は認められない。呼吸器系の癌については、さらに示唆的な所見があって、Wanebo らが最近報告したように、これは1958年以後の期間において特に著しい。²⁹ その他の器官系統やそれぞれの器官について観察された変動は、一般に通常の偶然変動の範囲内にあるが、1945年の原爆被爆により、癌の発生が被爆後15年ごろから予想自然発生率より高くなったという暫定的結論と矛盾するものではない。

特定の疾患や疾患群について検討を加えた結果、悪性新生物や血液および造血器の疾患以外には、別に重要な変動を示すものは認められなかった。ある種の疾病分類では、高線量被曝者の死亡率が有意でない軽度の増加を示すものもあれば、死亡率の低下を示すものもある。最も印象的であったのは、悪性新生物を除いたすべての自然死による死亡率の検討において、ヒトに対する電離放射線照射によってなんらかの全般的な非特異的な加齢促進

ionizing radiation accelerates aging in man in some general, nonspecific fashion.

Excess mortality among proximally exposed survivors during 1950-54 is little clarified by the present analysis. The excess stems largely from the experience of the older survivors ATB, and chiefly from malignant neoplasms of all kinds, including leukemia, from diseases of blood and blood-forming organs, and from senility, symptoms, and ill-defined conditions. Comparison with the recently reported results of Tachikawa and Kato for the 1946-50 period does not support the view that the excess mortality in 1950-54 represents a final expression of the direct effects of the A-bombs, for mortality during 1946-50 was no higher, relatively, among the most proximally exposed survivors during 1946-50 than it was during 1950-54. Apart from leukemia, the 1950-54 excess consists principally of cancer among older Hiroshima females, is none too large, and, far from being sustained, has no parallel in 1954-58. For these reasons, and also because it is only in the 1962-66 period that an excess mortality from cancer reappears, the 1950-54 excess is not interpreted here as a specific radiation effect.

Reclassification of the early entrants on the basis of date, depth, and duration of penetration in the direction of the hypocenter has produced a subsample too small to support comparisons of real power. Yet it is not without interest that the early entrants in this sample have had fewer deaths, relatively, than late entrants. A reliably higher risk of leukemia among early entrants has not been demonstrated.

If deaths from leukemia and malignant neoplasms are excluded, those not in the city ATB have had about the same over-all mortality experience as the A-bomb survivors since about 1958. Most differences as to cause seem to reflect differences in medical care; death is more often certified to symptoms, senility, and ill-defined causes among those not in the city ATB than among the A-bomb survivors, and less often to diseases of blood and blood-forming organs, cardiovascular system, and digestive diseases. A noteworthy exception is suicide, for which the rate is high prior to 1958 among Hiroshima survivors. The excess amounts to 12 deaths among about 60,000 survivors of the Hiroshima bomb.

Supplementary investigations on various aspects of the process by which the mortality sample

が生ずるという仮説を支持する所見が全くなかったことである。

近距離被爆者において1950-54年の期間にみられている死亡率の増加については、今回の解析ではほとんど説明できなかった。この死亡率の増加は、主として原爆時年齢の高い群に起因し、かつ、白血病を含むすべての悪性新生物、血液および造血器の疾患、ならびに老衰・症状および診断名不明確の状態がその主要原因である。1946-50年の期間に関する立川および加藤の最近の調査結果報告と比較してみると、1950-54年における死亡率増加が、1945年における被爆の直接的な影響の最終段階を示すものであるとは認められなかった。すなわち、近距離被爆者における1946-50年の死亡率が、1950-54年におけるそれよりも相対的に高いということは認められなかったのである。白血病を除けば、1950-54年における死亡率の増加は、主として広島の高齢女性における癌に起因するものであるが、あまり顕著ではなく、また、決して持続性のものでもなくて、1954-58年においては認められないところである。以上のことを考え、また、癌死亡率が1962-66年の期間に至ってはじめて再び増加していることを考えると、1950-54年の増加が放射線の特異的な影響であるとは解釈できない。

早期入市者を入市の年月日、爆心地への進入の程度および期間に基づいて分類したところ、例数が少ないため、検定力の高い比較検討は不可能であった。しかし、この調査集団における早期入市者の死亡が後期入市者よりも比較的少ないことは注目される。早期入市者において白血病による死亡率の明確な増加は認められなかった。

白血病および悪性新生物による死亡を除けば、1958年ごろからは、原爆時市内にいなかった者における死亡率全体は、原爆被爆者のそれとほぼ同じであった。死因における差の大部分は、医療の差を反映しているように思われる。すなわち、原爆時に市内にいなかった者の死亡診断書に記載されている死因は、被爆者に比べて症状・老衰および診断名不明確の状態が多く、血液および造血器の疾患、循環器系疾患および消化器系疾患が少ない。注目すべき例外は自殺であり広島では1958年以前の頻度が被爆者において高率である。この増加の程度は広島の被爆者60,000名中12例である。

寿命調査対象集団の抽出過程のいろいろの面について補足的な調査を行なったところ、だいたい安心できる結果

was selected have been, in the main, reassuring. The fact that the honseki used in determining eligibility referred to the date of field investigation, and not to 1 October 1950, seems clearly to have been incapable of introducing bias into the selection; any significance it might have had is essentially offset in the present analysis by the inclusion of the reserve sample exposed within 2500 m. In effect, for survivors within 2500 m ATB the honseki restriction has now been dropped.

Selection I subjects exposed at or beyond 1800 m in Hiroshima and 2000 m in Nagasaki are seen to have a more favorable mortality experience than Selection II subjects, for reasons not adduced by this analysis, but this disparity is meaningful only for the Adult Health Study, which rests on Selection I alone. Investigation of a sample whose acute radiation symptoms are reported on the 1945 Joint Commission schedules is reassuring in providing no evidence that death prior to field investigation for eligibility diminished the likelihood that a proximally exposed survivor with a history of acute radiation symptoms would be misclassified in Selection I.

An effort to utilize the results of the patient-contacting process for the Adult Health Study to test the completeness of mortality ascertainment via the family registration system was only partially successful. All deaths ascertained among Selection I subjects in the interval July 1962-June 1964 were known at the koseki-ka if death had occurred 90 days or more before the check was made. However, at that time 202 of the 20,000 Selection I subjects were being carried as "address unknown," and positive proof of their survival was lacking.

Although migration from Hiroshima, and especially from Nagasaki, has occurred on a large scale, the indication is that it has not yet interfered with the ascertainment of mortality. Because the migrants are generally drawn from the youngest members of the sample, their mortality is low; only 10% of the known deaths in the sample take place outside the cities of Hiroshima and Nagasaki. Since patient-contacting for the Adult Health Study extends not only to home visits to all still resident in the community, but also to mail inquiry of migrants, it is possible to examine the mortality of migrants living elsewhere in Japan. Age-adjusted comparisons showed that 48 deaths were expected during 1962-66 among 2197 migrants alive 1 October 1962 in comparison with 39 observed. Although the deficit is not a significant one in the statistical sense, and

が得られた。対象者としての適格性の決定に1950年10月1日当時の本籍を用いず、野外調査当時の本籍を用いたが、このために調査対象者抽出に偏りは導入されなかったようである。すなわち、そのことがなんらかの意義をもっていたとしても、その意義は今回の解析に2500m未満の予備群を含めたことによって本質的には打ち消されることになり、結果的には、原爆時に2500m未満であった被爆者に対する本籍限定条件が撤廃されたことになる。

第I次抽出群のうち、広島で1800m以遠、長崎で2000m以遠において被爆した者の死亡率は、第II次抽出群より低いことが認められているが、今回の解析ではその原因は解明できなかった。しかし、この差は第I次抽出群のみで構成されている成人健康調査の場合においてだけ意味をもつものである。1945年における合同調査団の調査票に急性放射線症状の記載のある者を対象として選んで調べてみたところ、安心できるような結果が得られた。すなわち、適格性についての野外調査が行なわれる前に死亡したことのために、急性放射線症状のあった近距離被爆者が、誤って第I次抽出群に分類されるというようなことは認められなかった。

成人健康調査のために行なわれた調査対象者との連絡作業の結果を利用して、戸籍に基づいての死亡の確認の完全性について評価を試みたが、これはあまりうまくいかなかった。第I次抽出群のうち、1962年7月-1964年6月の期間に死亡したことが判明していた者についての戸籍照合の結果、照合の90日以前の死亡はすべて戸籍に記載されていた。しかし、その時には、第I次抽出群20,000名中の202名は「住所不明」であって、その生死については確実にわかっていなかった。

両市でかなりの転居者があり、これは長崎において特に著しいが、このために死亡の確認に支障をきたしたということはまだ認められていない。転居者は一般に調査対象の若年層者に多いので、その死亡は少ない。対象者の中で死亡したことの判明している者のうち、わずかに10%が広島・長崎両市以外での死亡者である。成人健康調査における連絡作業では、市内に引き続き居住している者の家庭訪問を行なうだけではなく、転居者の郵便調査をも行なっているため日本各地へ移動した者の死亡率についても調査することができる。年齢を補正して比較してみると、1962年10月1日現在生存していた転居者2197名のうち、1962-66年の期間に死亡が39例観察されているのに対して予想死亡者数は48であった。この差は、統

migrants may well be favored with respect to mortality, it also is in the direction to be expected if the ascertainment of mortality were less effective for migrants, and will bear continued study.

The general magnitude of the mortality observed in the present sample has been very roughly checked by comparing it with expectation based on all-Japan death rates for the period studied. These comparisons were made for all causes, for accidents, poisonings and violence, for all natural causes, and for seven other arbitrarily chosen ICD rubrics. In these terms, the observed mortality seems reasonable enough, especially since it is known that the two cities differ in particular ways from the national average.

計的に有意でなく、転居者の死亡率が低いようにみえるが、他方、転居者における死亡の確認が効果的に実施できない場合にもこのような結果が予想されるので、引き続き調査を必要とする。

今回の調査対象集団において観察されている死亡率と、同期間における日本全国の死亡率に基づいて計算した予想死亡率との非常に大まかな比較を行なった。この比較は、全死因による死亡、事故・中毒および暴力による死亡、ならびに全病死による死亡のほか、国際疾病分類から任意に選んだ7項目の死亡について行なわれた。この結果、死亡率に差が認められたが、これは、両市における死亡率が全国平均と比べて特定の差を示すことが知られていることを考慮に入れば、妥当であるように思われる。

TABLE 1 PERCENTAGE OF MIGRANTS* FROM CITY & SURROUNDING AREA AMONG THOSE ALIVE 1 OCTOBER 1962, BY CITY, SEX, & AGE ATB — SELECTION I IN CITY ATB

表1 原爆時に市内にいた第1次抽出群における1962年10月1日現在の生存者中の市内および隣接地域からの転居の百分率*：都市・性・原爆時年齢別

Age ATB 原爆時年齢	Total 計	Hiroshima 広島		Nagasaki 長崎	
		Male 男	Female 女	Male 男	Female 女
0-9	24.3	23.9	16.4	36.1	24.9
10-19	18.0	14.4	14.2	25.4	21.6
20-29	7.8	6.4	7.7	7.7	9.1
30-39	4.4	4.3	3.5	6.6	5.6
40-49	5.1	3.4	5.5	5.7	7.0
50-59	5.4	3.8	6.4	8.5	3.9
60-69	2.1	Too few to test 例数不十分のため検定不可能			
70+	0				
Total 合計	11.3	9.3	8.5	18.3	15.4

01863, II-C-2-a

*As determined in 1962-64; the surrounding area is that served by the ABCC clinics.

1962-64年に決定された率；隣接地域はABCCの連絡地域。

TABLE 2 RELATION BETWEEN MIGRATION STATUS IN 1962-64
& MORTALITY IN 1962-66 SELECTION I SUBJECTS ONLY

表2 第I次抽出群における1962-64年の転居の状況と
1962-66年の死亡率との関係

Residence 1962-64 1962-64年の住所	Alive 1 October 1962 1962年10月1日現在の生存者	Deaths 死亡数	
		O 観察数	E* 期待数
City & adjacent area 市内および隣接地域	15819	703	693.7
Prefecture 県内	353	7	11.4
Japan 日本	1844	32	36.9
Total 合計	18016**	742	742.0

Tab 01863, II-C-2-b

*Age-adjusted. 年齢補正

**202 cases of unknown address are excluded. 住所不明の202例は除外した。

TABLE 3 REGROUPING OF CAUSE OF DEATH CLASSIFICATION (ICD)
& CONTROL COUNTS FOR DEATHS IN THE
TOTAL SAMPLE & EXPOSED, 1950-66

表3 死因(国際疾病分類)の再分類, ならびに対象群全体および
被爆者における死亡数, 1950-66年

Recode 修正符号	ICD	Description 内容	Total 総数	Exposed 被爆者
01	001-019	Tuberculosis 結核	1203	983
02	020-138	Other infectious & parasitic その他の伝染病および寄生虫病	205	167
10	140-148	Cancer, buccal, pharynx 口腔および咽頭の癌	27	21
11	151	Stomach cancer 胃癌	1210	959
12	153-154	Large bowel cancer 大腸癌	178	129
13	155-156	Liver cancer 肝臓癌	319	249
14	157	Pancreas cancer 膵臓癌	78	61
15	150,152, 158-159	Other gastrointestinal cancer その他の消化器の癌	161	130
16	162-163	Lung cancer 肺癌	189	145
17	160-161, 164-165	Other respiratory cancer その他の呼吸器系の癌	63	58
18	170	Breast cancer 乳癌	78	67
19	171-174	Uterus & cervix cancer 子宮および子宮頸の癌	245	194
20	175-179	Other genital cancer その他の性器の癌	58	49
21	180-181	Urinary cancer 泌尿器の癌	66	51
22	190-199	Other & unspecified cancer その他および部位不明の癌	152	126
23	200-203,205	Lymphatic & hematopoietic cancer リンパ組織および造血組織の癌	49	37
24	204	Leukemia 白血病	124	116
25	210-239	Neoplasms, other その他の新生物	142	120
30	240-245	Allergic アレルギー性疾患	272	212
31	260	Diabetes mellitus 糖尿病	145	118
32	250-254, 270-289	Other allergic, endocrine, etc. その他のアレルギー性疾患, 内分泌系の疾患等	62	50

Table 3 Cont. 表3 続き

Recode 修正符号	ICD	Description 内容	Total 総数	Exposed 被曝者
33	290-293	Anemias 貧血	55	51
34	294-299	Other blood その他の血液の疾患	38	33
35	300-326	Mental 精神病	139	113
40	330	Subarachnoid hemorrhage クモ膜下出血	83	63
41	331	Cerebral hemorrhage 脳出血	2553	1989
42	332	Cerebral embolism 脳塞栓症	438	343
43	333-334	Cerebral spasm, etc. 脳動脈痙攣, 等	377	295
44	352	Other cerebral paralysis その他の脳性麻痺	47	36
45	340-351, 353-398	Other diseases of nervous system & sense organs その他の神経系および感覚器の疾患	140	114
50	400-416	Rheumatic fever, & heart リウマチ熱およびリウマチ性心臓疾患	118	98
51	420	Arteriosclerotic heart 動脈硬化性心臓疾患	477	379
52	421-422	Endocarditis & myocardial degeneration 心内膜炎および心筋変性	571	458
53	430-434	Other heart その他の心臓の疾患	289	234
54	440-443	Hypertensive heart 高血圧性心臓疾患	176	149
55	444-447	Hypertension 高血圧	238	191
56	450-468	Other circulatory その他の循環器系の疾患	100	78
60	480-502	Flu, pneumonia, bronchitis インフルエンザ, 肺炎, 気管支炎	676	538
61	470-475, 510-527	Other respiratory その他の呼吸器系の疾患	159	123
62	540-541	Peptic ulcer 消化性潰瘍	310	254
63	560-561,570	Intestinal obstruction 腸閉塞	88	67
64	543,571-572	Gastritis, duodenitis, enteritis 胃炎, 十二指腸炎, および腸炎	301	246
65	581	Cirrhosis 肝硬変	295	236
66	530-539,542, 544-553, 562-569, 573-580, 582-587	Other digestive その他の消化器系の疾患	399	316
70	590-594	Nephritis, nephrosis 腎炎およびネフローゼ	379	299
71	600-637	Other genitourinary その他の泌尿器の疾患	78	61
72	640-689	Pregnancy etc. 妊娠, 等	52	45
73	690-749	Skin, bone 皮膚および骨の疾患	80	67
74	750-759	Congenital 先天奇形	17	12
80	780-789	Symptoms 症状	328	246
81	794	Senility 老衰	1295	972
82	790-793,795	Ill-defined causes 診断名不明確の状態	47	37
90	E810-835	Motor vehicle accidents 自動車事故	203	162
91	E800-802, 840-962	Other accidents その他の不慮の事故	478	363
92	963,970-979	Suicide 自殺	375	299
93	964,980-985	Homicide 他殺	31	25
94	965,990-999	War 戦争	4	4
98		Unknown 不明	76	55
		All Causes 全死因	16536	13093

Tab 01863, VI-H-T-1:3

TABLE 4 DEATHS / 1000 / YEAR IN 1955 & 1960, ALL JAPAN,
HIROSHIMA CITY, & NAGASAKI CITY, BY AGE & SEX

表4 日本全国、広島市および長崎市における1955年と1960年の
人口1000人当たりの年間死亡数：年齢・性別

Age in Census Year 国勢調査時年齢	Sex 性別	1955			1960		
		All Japan 全国	Hiroshima 広島	Nagasaki 長崎	All Japan 全国	Hiroshima 広島	Nagasaki 長崎
15-19	M 男	1.47	1.64	1.69	1.32	1.18	1.28
	F 女	1.07	1.10	1.44	0.80	0.92	1.05
20-24	M 男	2.70	3.48	2.90	2.16	1.85	1.39
	F 女	1.91	2.08	1.77	1.36	0.90	0.69
25-29	M 男	2.84	3.59	3.61	2.28	2.79	1.72
	F 女	2.25	1.64	2.34	1.55	1.66	1.38
30-34	M 男	2.93	3.47	3.22	2.35	2.61	2.03
	F 女	2.55	2.49	2.36	1.81	1.74	1.48
35-39	M 男	3.46	2.74	3.60	2.95	2.79	3.58
	F 女	3.02	2.95	3.92	2.25	2.19	2.99
40-44	M 男	4.67	5.32	7.01	4.06	3.83	3.67
	F 女	3.78	3.72	5.40	2.96	2.98	3.21
45-49	M 男	7.14	7.99	8.79	6.31	6.94	8.64
	F 女	5.25	5.62	6.73	4.49	3.94	3.63
50-54	M 男	11.02	12.08	17.87	10.16	11.32	11.77
	F 女	7.69	8.19	9.04	6.67	5.28	7.36
55-59	M 男	16.88	19.57	20.39	16.77	17.78	18.20
	F 女	11.18	9.72	11.46	9.91	10.16	11.17
60-64	M 男	27.24	31.22	53.97*	26.41	26.42	28.70
	F 女	17.51	15.06	43.47*	15.82	12.92	15.32
65-69	M 男	43.42	40.56		42.78	42.10	40.46
	F 女	28.67	25.60		26.71	23.28	29.76
70-74	M 男	69.86	66.94		68.60	59.62	67.89
	F 女	48.43	47.22		46.52	35.02	50.47
75-79	M 男	104.95	118.57		111.82	111.20	106.77
	F 女	77.65	65.71		82.21	76.04	97.78
80+	M 男	172.67	156.82		196.69	182.08	173.74
	F 女	143.82	145.36		154.65	142.00	165.10

*Ages 60 & over combined. 年齢60歳以上の者を合計。

Japanese Vital Statistics, 1955, 1960

日本の人口動態統計, 1955年, 1960年

TABLE 5 OBSERVED DEATHS BY CAUSE, PROPER PART OF
MORTALITY SAMPLE, 1950-66, & DEATHS EXPECTED
ON BASIS OF RATES FOR ALL JAPAN

表5 寿命調査対象群基本群における1950-66年の死因別観察
死亡数と日本全国の死亡率に基づく期待死亡数

Cause of Death 死因	Deaths 死亡数		O/E 比
	O 観察数	E** 期待数	
All known causes* 既知の全死因	11810	12006	0.98
Trauma 外因死	760	726	1.05
All natural causes 全病死	11050	11280	0.98
Tuberculosis 結核	868	711	1.22
Malignant neoplasms (ex-leukemia) 悪性新生物(白血病を除く)	2051	1763	1.16
Leukemia 白血病	96	25	3.84
Cerebrovascular disease 脳血管疾患	2458	2918	0.84
Arteriosclerotic & degenerative heart diseases 動脈硬化性および変性性心臓疾患	342	326	1.05
Gastric ulcer 胃潰瘍	222	233	0.95
Nephritis and nephrosis 腎炎およびネフローゼ	274	291	0.94

Tab 01863, II-A-5

*Excludes deaths of unknown cause. 死因不明の死亡者を除外。

**Adjusted for age, sex, & calendar time. 年齢、性別および時期について補正。

TABLE 6 OBSERVED / EXPECTED DEATHS BY CAUSE, CITY, & SEX,
PROPER PART OF MORTALITY SAMPLE, 1950-66

表6 寿命調査対象群基本群における死亡の観察数と期待数との比:
死因・都市・性別, 1950-66年

Cause of death 死因	Hiroshima 広島		Nagasaki 長崎	
	Male 男	Female 女	Male 男	Female 女
Trauma 外因死	1.17	0.96	0.88	0.96*
All natural causes 全病死	0.99	0.89	1.17	1.13
Tuberculosis 結核	1.13	0.96	1.96*	1.55*
Malignant neoplasms (ex-leukemia) 悪性新生物(白血病を除く)	1.25	1.14	1.04	1.02
Leukemia 白血病	4.27*	3.74*	5.03*	1.99*
Cerebrovascular disease 脳血管疾患	0.82	0.78	1.07	0.97
Arteriosclerotic & degenerative heart diseases 動脈硬化性および変性性心臓疾患	1.09	1.04	0.89*	1.13*
Gastric ulcer 胃潰瘍	0.90	0.86*	1.11*	1.62*
Nephritis & nephrosis 腎炎およびネフローゼ	0.85	0.97	0.87*	1.21*

Tab 01863, II-A-5

*Less than 100 deaths expected. 期待死亡数100例以下。

TABLE 7 OBSERVED/EXPECTED DEATHS BY AGE ATB, SEX, & CITY,
PROPER PART OF MORTALITY SAMPLE, 1950-66,
SELECTED 5-YEAR AGE GROUPS ONLY

表7 寿命調査対象群基本群における特定の5歳年齢階級群の死亡の観察数と
期待数との比：原爆時年齢・都市・性別，1950—66年

Age ATB 原爆時年齢	Hiroshima 広島		Nagasaki 長崎	
	Male 男	Female 女	Male 女	Female 男
5-9	1.06	0.78	1.26	1.68
15-19	1.13	1.03	1.33	0.91
25-29	1.28	0.88	1.34	1.24
35-39	1.05	0.89	1.27	1.17
45-49	1.00	0.84	1.16	1.08
55-59	1.01	0.88	1.19	1.16
65-69	0.88	0.85	1.02	1.13
75+	0.96	1.06	0.74	1.21

Tab 01863, II-A-5-2,5

TABLE 8 DEATHS CLASSIFIED BY UNDERLYING CAUSE & PRINCIPAL AUTOPSY
DIAGNOSIS WITH CONFIRMATION & DETECTION RATES,
1950-65, JNII-ABCC LIFE-SPAN STUDY SAMPLE

表8 寿命調査対象群における死亡数の原死因別・主要剖検診断別分類
ならびにその確認率と発見率，1950—65年

ICD	Description 内容	Deaths 死亡数			Rates 率	
		Death 死亡診断書	Cert. Autopsy 剖検	Agree 一致例	Confirmation 確認	Detection 発見
001-019	Tuberculosis 結核	152	177	100	65.8	56.5
020-138	Other infectious & parasitic その他の伝染病および寄生虫病	37	33	9	24.3	27.3
151	Stomach cancer 胃癌	219	253	181	82.6	71.5
155	Biliary & liver cancer 胆嚢および肝臓の癌	20	56	8	40.0	14.3
157	Pancreas cancer 膵臓癌	21	36	11	52.4	30.6
162-163	Bronchus, tracheal & lung cancer 気管支，気管および肺の癌	58	98	44	75.9	44.9
171	Cervix cancer 子宮頸癌	8	40	7	87.5	17.5
200-202	Malignant lymphoma 悪性リンパ腫	15	28	14	93.3	50.0
204	Leukemia 白血病	48	37	35	72.9	94.6
140-205	Other malignant neoplasms その他の悪性新生物	267	220	129	48.3	58.6
210-239	Other neoplasms その他の新生物	40	20	3	7.5	15.0
260	Diabetes mellitus 糖尿病	32	26	18	56.2	69.2
290-299	Blood & bloodforming organs 血液および造血器官の疾患	25	15	8	32.0	53.3
330-331	Cerebral hemorrhage 脳出血	316	76	54	17.1	71.1
332-334	Other cerebral その他の脳血管損傷	191	80	31	16.2	38.8
410-416	Rheumatic heart リューマチ性心臓疾患	15	49	8	53.3	16.3

Table 8 Cont. 表8 続き

ICD	Description 内容	Deaths 死亡数			Rates 率	
		Death Cert. 死亡診断書	Autopsy 剖検	Agree 一致例	Confirmation 確認	Detection 発見
420-422	Arteriosclerotic & degenerative heart 動脈硬化性および変性性心臓疾患	150	69	29	19.3	42.0
430-434	Other heart (not hypertensive) その他の心臓疾患(高血圧性のものを除く)	29	23	1	3.4	4.3
440-447	Hypertensive heart & other hypertensive 高血圧性心臓疾患およびその他の高血圧性疾患	81	269	35	43.2	13.0
450-456	Arteries 動脈の疾患	16	278	4	25.0	1.4
490-502	Pneumonia & bronchitis 肺炎および気管支炎	86	94	23	26.7	24.5
540-541	Ulcer, stomach & duodenum 胃および十二指腸の潰瘍	32	35	16	50.0	45.7
581	Cirrhosis 肝硬変	62	82	38	61.3	46.3
590-594	Nephritis & nephrosis 腎炎およびネフローゼ	34	17	7	20.6	41.2
600-609	Other urinary その他の泌尿器系の疾患	9	30	3	33.3	10.0
800-999	Accidents, etc. 不慮の事故、等	92	94	76	82.6	80.9
	Other その他	471	291	137		
	Total 合計	2526	2526	1029		

TR 8-67

TABLE 9 DISTRIBUTION OF AUTOPSY DIAGNOSES FOR DEATHS IN PROPER PART OF SAMPLE 1961-66-SUBJECTS WITH T65 DOSE ESTIMATES

表9 寿命調査対象群基本群中のT65線量推定値が求められている者の
1961-66年における死亡者の剖検診断の分布

Recode 修正符号	Autopsy diagnoses 剖検診断	Frequency 頻度
01	Tuberculosis* 結核	297
02	Other infectious & parasitic disease その他の伝染病および寄生虫病	95
10	Cancer, buccal, pharynx 口腔および咽頭の癌	7
11	Stomach cancer* 胃癌	176
12	Large bowel cancer* 大腸癌	36
13	Liver cancer* 肝臓癌	72
14	Pancreas cancer* 膵臓癌	26
15	Other gastrointestinal cancer その他の消化器の癌	39
16	Lung cancer* 肺癌	79
17	Respiratory cancer, other その他の呼吸器系の癌	14
18	Breast cancer* 乳癌	15
19	Uterus & cervix cancer* 子宮および子宮頸の癌	35
20	Other genital cancer その他の性器の癌	36
21	Urinary cancer* 泌尿器の癌	26
22	Other & unspecified cancer その他および部位不明の癌	406
23	Lymphatic & hematopoietic cancer* リンパ組織および造血組織の癌	19
24	Leukemia* 白血病	11
25	Other neoplasms* その他の新生物	508

Table 9 Cont. 表9 続き

Recode 修正符号	Autopsy diagnoses 剖検診断	Frequency 頻度
30	Allergic diseases アレルギー性疾患	12
31	Diabetes mellitus 糖尿病	39
32	Other allergic, endocrine, etc. diseases その他のアレルギー性疾患, 内分泌系の疾患, 等	398
33	Anemias* 貧血	33
34	Other blood diseases* その他の血液疾患	202
35	Mental diseases 精神病	14
40	Subarachnoid hemorrhage* クモ膜下出血	73
41	Cerebral hemorrhage* 脳出血	154
42	Cerebral embolism* 脳塞栓症	479
43	Cerebral spasm, etc. 脳動脈痙攣, 等	313
44	Other cerebral paralysis その他の脳性麻痺	1
45	Other diseases of the nervous system & sense organs その他の神経系および感覚器の疾患	153
50	Rheumatic fever, & heart disease* リウマチ熱およびリウマチ性心臓疾患	76
51	Arteriosclerotic heart disease 動脈硬化性心臓疾患	493
52	Endocarditis & myocardial degeneration* 心内膜炎および心筋変性	238
53	Other heart disease その他の心臓疾患	439
54	Hypertensive heart disease 高血圧性心臓疾患	232
55	Hypertension 高血圧	519
56	Other circulatory diseases その他の循環器系の疾患	945
60	Flu, pneumonia, bronchitis インフルエンザ, 肺炎および気管支炎	718
61	Other respiratory diseases その他の呼吸器系の疾患	874
62	Peptic ulcer* 消化性潰瘍	143
63	Intestinal obstruction 腸閉塞	28
64	Gastritis, duodenitis, enteritis 胃炎, 十二指腸炎および腸炎	126
65	Cirrhosis* 肝硬変	211
66	Other digestive diseases その他の消化器系の疾患	612
70	Nephritis, nephrosis* 腎炎およびネフローゼ	87
71	Other genitourinary diseases その他の泌尿器の疾患	673
72	Pregnancy etc. 妊娠, 等	3
73	Skin, bone diseases 皮膚および骨の疾患	252
74	Congenital diseases 先天奇形	189
80	Symptoms 症状	272
81	Senility 老衰	7
82	Ill-defined causes 診断名不明確の状態	93
90	Motor vehicle accidents 自動車事故	16
91	Other accidents その他の不慮の事故	73
92	Suicide 自殺	3
93	Homicide 他殺	3
94	War 戦争	34
98	Unknown 不明	33
	Total 合計	11160

Tab 01863, VI-H-T-1:3-A

*Diagnoses for which supplementary analysis were made, see text.

追加解析の行なわれた診断項目, 本文参照.

TABLE 10 COMPARISON OF T57 (YORK) & T65 (AUXIER)
AIR DOSE CURVES BY CITY

表10 両市におけるT57 (York) とT65 (Auxier) 空気線量曲線の比較

Ground distance 地上距離	Slant dist.* 直線距離	Gamma ガンマ線			Neutrons 中性子			Total 合計		
		T57D	T65D	$\frac{T57D}{T65D}$	T57D	T65D	$\frac{T57D}{T65D}$	T57D	T65D	$\frac{T57D}{T65D}$
Hiroshima 広島										
0 m	577 m	12000	10300	1.16	18000	14200	1.27	40000	24500	1.22
500	764	4030	2790	1.44	4390	3160	1.39	8420	5950	1.42
1000	1155	572	256	2.24	321	192	1.68	893	448	2.00
1500	1607	80.0	21.6	3.71	20.9	10.1	2.08	100	31.7	3.19
2000	2082	12.1	1.9	6.29	1.4	0.5	2.59	13.5	2.4	5.47
Nagasaki 長崎										
0	507	27000	25100	1.08	5500	3910	1.41	32500	29000	1.12
500	712	7230	7090	1.02	1030	703	1.46	8260	7790	1.06
1000	1121	865	889	0.97	61.0	35.9	1.70	926	925	1.00
1500	1583	113	119	0.95	3.6	1.7	2.07	117	121	0.96
2000	2063	16.5	17.8	0.93	0.2	0.1	2.56	16.7	17.9	0.93

TR 1-68

*Used for T65D at sea level. 海拔0 mにおけるT65線量の計算に用いた。

T57D/T65D calculated using numbers with more significant places than those shown.

T57D/T65Dは、ここに示した数値よりも多くの有効数字を用いて算出した。

TABLE 11 EXTENDED MORTALITY SAMPLE BY
TOTAL T65 DOSE & CITY

表11 寿命調査拡大対象群：T65総線量・都市別

Total Dose 総線量	Hiroshima 広島	Nagasaki 長崎	Total 計
0-9 rad	43732	11350	55082
10-39	9622	3145	12767
40-179	5076	2484	7560
180+	1603	1468	3071
Unknown 不明	1901	1890	3791
Total 合計	61934	20337	82271

Tab 01863, VI-SS-T-1

TABLE 12 DEATHS OVER TIME, & AVAILABILITY
OF T65 DOSE ESTIMATES

表12 各時期の死亡数およびT65線量推定値の有無

Year 期間	Deaths 死亡数	Dose Unknown 線量不明	
		Number 例数	%
1950-54	3045	222	7.3
1954-58	3357	139	4.1
1958-62	3274	114	3.5
1962-66	3417	108	3.2
Total 合計	13093	583	4.5

Tab 01863, VI-SD-T

TABLE 13 OBSERVED & EXPECTED DEATHS FROM ALL CAUSES
BY TOTAL DOSE SURVIVORS ONLY, 1950-66

表13 原爆被爆者における全死因による死亡の観察数
と期待数：総線量別，1950—66年

Total Dose 総線量	Deaths 死亡数			Total Sample 対象者総数
	O 観察数	E 期待数	O/E 比	
0-9 rad	8776	8847	0.99	55082
10-39	2043	2085	0.98	12767
40-179	1244	1205	1.03	7560
180+	447	412	1.08	3071
Unknown 不明	583	543	1.07	3791
Total 合計	13093	13093		82271

Tab 01863, VI-H-T-1:3-0198

TABLE 14 OBSERVED & EXPECTED DEATHS FROM ALL CAUSES
BY DISTANCE ATB, SURVIVORS ONLY, 1950-66

表14 原爆被爆者における全死因による死亡の観察数
と期待数：被爆距離別，1950—66年

Distance 距離		Median dose 線量中央値	Deaths 死亡数			Total sample 対象者総数
Hiroshima 広島	Nagasaki 長崎		O 観察数	E 期待数	O/E 比	
<1200	<1500	199 rad	1056	1008.3	1.05	7340
1200-1399	1500-1799	60	1170	1094.3	1.07	6802
1400-1699	1800-2099	18	1852	1916.9	0.97	11724
1700 +	2100 +	0	9015	9073.4	0.99	56405
Total 合計		—	13093	13092.9	1.00	82271

Tab 01863, VI-H-D-1:3-0198

Test 検定		t	χ^2	d.f. 自由度	p
1. Linear trend	線型回帰傾向	2.74	—	—	>0.10
2. Quadratic residual	残差平方和	-1.66	—	—	0.05
3. Cubic residual	残差立方和	-2.78	—	—	0.003
4. Quadratic	二次曲線傾向	—	10.28	2	0.006
5. General non-homogeneity	全体的非均質性	—	18.00	3	<0.001

TABLE 15 OBSERVED & EXPECTED DEATHS FROM ALL CAUSES,
SURVIVORS & THOSE NOT IN CITY ATB,
1954-66-HIROSHIMA FEMALES ONLY

表15 被爆者群と原爆時に市内にいなかった群における広島女性の全死因
による死亡の観察数と期待数, 1954-66年

Presence in city 市内にいたか否かの別	Deaths 死亡数			Total sample 対象者総数
	O 観察数	E 期待数	O/E 比	
In city ATB 原爆時に市内にいた者	3776	3702.7	1.02	35388
Not in city ATB 原爆時に市内にいなかった者				
Early entry: a*	11	10.7	1.03	71
早期入市者 b	15	25.2	0.60	203
c	163	195.1	0.84	1733
Late entry 後期入市者	975	1006.3	0.97	9770
Total 合計	4940	4940	1.00	47165

Tab 01863, VI-H-E-1:3-0198

Test 検定	t	χ^2	d.f. 自由度	p
1. In vs not in city ATB 市内にいた者対市内にいなかった者	1.83	—	—	>0.10
2. Early vs late entry 早期入市者対後期入市者	-3.46	—	—	<0.001
3. a vs b+c	0.72	—	—	>0.10
4. b vs c	-1.47	—	—	0.07
5. a vs b vs c	—	2.68	2	>0.10

*a - Approached within 1000 m of Hiroshima hypocenter on 6 or 7 August, or within 1200 m of Nagasaki hypocenter on 9 or 10 August.

広島では、8月6日または7日に爆心地から1000m以内に入市した者、長崎では、8月9日または10日に爆心地から1200m以内に入市した者。

b - Approached within 1000-1400 m in Hiroshima, or 1200-1700 m in Nagasaki; or first approached closer to the hypocenter on days 8 or 9 in Hiroshima or 11 or 12 in Nagasaki.

広島では、1000-1400mの地点に入市した者、長崎では、1200-1700mの地点に入市した者；あるいは、広島では、8月8日または9日に、長崎では、8月11日または12日になって初めて爆心地のもっと近くまで入市した者。

c - Entered the city within 30 days of the bomb, but either at a later time, or with less depth of penetration, than those in groups 'a' or 'b'.

原爆30日以内に入市したが、上記のaまたはb群よりも入市日が遅いか、入市地点が遠距離の者。

TABLE 16 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR
OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1950-66-ALL CAUSES

表16 死亡の観察数および期待数:

死亡年度・T65総線量別, 1950-66年 — 全死因

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by dose 線量別の O/E 比					Test 検定 ** with P<0.05				
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H	
1950-66	13093	O	8776	2043	1244	447	583					
		E	8847	2085	1205	412	543					
		O/E	0.99	0.98	1.03	1.08	1.07	+	+	+	+	
1950-54	3045	O/E	0.98	0.89	1.01	1.11	1.69	+	+		+	
1954-58	3357	O/E	1.01	0.99	0.91	1.02	1.11	+				
1958-62	3274	O/E	1.01	0.95	1.01	1.11	0.95					
1962-66	3417	O/E	0.98	1.02	1.16	1.16	0.81	+	+	+	+	

Tab 01863, VI-H-T-1:6-0198

*O-Observed, E-Expected, & O/E their ratio. Expected deaths are standardized for age always, & here for sex & city also.

O=観察数, E=期待数, O/Eはその比。期待数は常に年齢について補正してあり, ここでは, 性別および都市についても補正した。

** See Appendix 3. K - Nonhomogeneity of known vs unknown dose (two tailed).

付録3を参照。線量既知群対線量不明群の非均質性(両側検定)。

L - Linear increase with dose (one-tailed).

線量とともに直線的に増加(片側検定)。

Q - Quadratic increase with dose.

線量とともに二次曲線的に増加。

H - Nonhomogeneity of four known dose groups, regardless of pattern.

いかなる傾向であるかにかかわらず, 四つの線量既知群が非均質性。

TABLE 17 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY,
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-ALL CAUSES

表17 死亡の観察数および期待数: 性・都市・

T65総線量別, 1950-66年 — 全死因

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by dose 線量別のO／E比					Test 検定 ** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk不明	K	L	Q	H
Male 男	Hiroshima 広島	5336	1.00	0.96	1.02	1.12	1.00	+			
	Nagasaki 長崎	1539	1.02	0.93	0.97	1.03	1.02				
	Total 計	6875	1.00	0.95	1.01	1.08	1.01				+
Female 女	H 広島	4833	0.98	0.99	1.12	1.13	1.30	+	+	+	+
	N 長崎	1385	0.99	1.04	0.92	1.04	1.07				
	T 計	6218	0.98	1.00	1.06	1.09	1.19	+	+	+	
Total 合計	H 広島	10169	0.99	0.98	1.07	1.12	1.10	+	+	+	+
	N 長崎	2924	1.00	0.99	0.94	1.03	1.04				

Tab 01863, VI-H-T-1:3-0198

*, ** See Appendix 3 & Table 16. 付録3および表16参照。

TABLE 18 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& DISTANCE ATB, HIROSHIMA & NAGASAKI 1950-66-ALL CAUSES

表18 死亡の観察数および期待数：死亡年度・被爆距離別，
広島・長崎，1950-66年 — 全死因

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Distance 距離別の O/E 比				Test** ** with P<0.05		
			I	II	III	IV	L	Q	H
1950-66	13093	O	9015	1852	1170	1056			
		E	9073	1917	1094	1008			
		O/E	0.99	0.97	1.07	1.05	+	+	+
1950-54	3045	O/E	0.98	0.94	1.07	1.24	+	+	+
1954-58	3357	O/E	1.01	1.01	0.90	1.02			
1958-62	3274	O/E	1.01	0.88	1.11	1.03			+
1962-66	3417	O/E	0.98	0.99	1.17	1.02		+	+

Tab 01863, VI-H-D-1:6-0198

Distance group 距離群	Median dose 線量中央値	Hiroshima 広島	Nagasaki 長崎
I	0 rad	1700+m	2100+m
II	18	1400-1699	1800-2099
III	60	1200-1399	1500-1799
IV	199	<1200	<1500

*, ** See Appendix 3. L - Linear increase with dose (one-tailed).
付録3を参照。線量とともに直線的に増加（片側検定）。

Q - Quadratic increase with dose.
線量とともに二次曲線的に増加。

H - Nonhomogeneity of four known dose groups,
regardless of pattern.
いかなる傾向であるかにかかわらず、四つの線量
既知群が非均質性。

TABLE 19 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY,
& DISTANCE ATB, 1950-54-ALL CAUSES

表19 死亡の観察数および期待数：性・都市・被爆距離別，1950-54年 — 全死因

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Distance 距離別の O/E 比				Test 検定 ** with P<0.05		
			I	II	III	IV	L	Q	H
Male 男	H 広島	1247	1.00	0.85	1.10	1.26	+	+	+
	N 長崎	372	0.98	1.11	0.98	0.99			
	T 計	1619	0.99	0.91	1.06	1.14	+		
Female 女	H 広島	1057	0.96	0.97	1.24	1.35	+	+	+
	N 長崎	369	0.93	1.02	0.81	1.44	+	+	+
	T 計	1426	0.96	0.98	1.09	1.39	+	+	+
Total 合計	H 広島	2304	0.98	0.91	1.17	1.29	+	+	+
	N 長崎	741	0.96	1.06	0.90	1.19	+	+	+

*, ** See Table 18. 表18参照。

Tab 01863, VI-H-D-4:6-0198

TABLE 20 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-ACCIDENTS, POISONING, & VIOLENCE

表20 死亡の観察数および期待数：死亡年度

T65総線量別，1950-66年—不慮の事故，中毒および暴力

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	853	O	599	113	72	21	48				
		E	579	127	76.4	31.2	38.7				
		O/E	1.03	0.89	0.94	0.67	1.24	+			
1950-54	207	O/E	0.97	0.91	1.01	0.52	2.05	+			
1954-58	246	O/E	1.06	0.82	0.87	0.78	1.09				
1958-62	195	O/E	1.08	0.92	0.63	0.85	0.99				
1962-66	205	O/E	1.02	0.89	1.25	0.55	0.90				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-9094

TABLE 21 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-SUICIDE

表21 死亡の観察数および期待数：死亡年度

T65総線量別，1950-66年—自殺

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05				
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H	
1950-66	299	O	227	25	25	1	21					
		E	201	44.5	27.2	11.6	15.0					
		O/E	1.13	0.56	0.92	0.09	1.40	+			+	
1950-54	83	O/E	1.03	0.48	1.35	0	2.32	+				
1954-58	101	O/E	1.16	0.67	0.96	0	0.74					
1958-62	58	O/E	1.13	0.79	0.38	0	1.84					
1962-66	57	O/E	1.23	0.24	0.77	0.44	1.08					

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-92

TABLE 22 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-ALL NATURAL CAUSES EX-LEUKEMIA

表22 死亡の観察数および期待数：死亡年度
T65総線量別，1950-66年 — 白血病を除く全病死

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比				Test 検定** with P<0.05				
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	12069	O	8104	1912	1146	387	520				
		E	8155	1932	1113	374	496				
		O/E	0.99	0.99	1.03	1.04	1.05	+			
1950-54	2770	O/E	0.98	0.90	1.00	1.02	1.63	+			
1954-58	3067	O/E	1.01	1.01	0.91	0.93	1.10	+			
1958-62	3044	O/E	1.01	0.95	1.02	1.08	0.94				
1962-66	3188	O/E	0.98	1.03	1.15	1.16	0.80	+	+	+	+

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-0182

TABLE 23 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, &
DISTANCE ATB, 1950-54-ALL NATURAL CAUSES EX-LEUKEMIA

表23 死亡の観察数および期待数：性・都市
被曝距離別，1950-54年 — 白血病を除く全病死

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Distance 距離別のO/E比				Test 検定** with P<0.05		
			I	II	III	IV	L	Q	H
Male 男	H	1106	1.00	0.88	1.10	1.14			
	N	328	0.97	1.12	1.08	0.95			
	T	1434	1.00	0.93	1.10	1.05			
Female 女	H	991	0.97	0.97	1.21	1.18	+		
	N	345	0.95	1.01	0.87	1.33	+	+	
	T	1336	0.97	0.98	1.09	1.26	+	+	+
Total 合計	H	2097	0.99	0.93	1.15	1.15	+	+	+
	N	673	0.96	1.06	0.98	1.12	+		

*, ** See Table 18. 表18参照.

Tab 01863, VI-H-D-4:6-0182 (50-54)

TABLE 24 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY & TOTAL T65 DOSE, 1962-66-ALL NATURAL CAUSES EX-LEUKEMIA

表24 死亡の観察数および期待数：性・都市
T65総線量別，1962-66年 — 白血病を除く全病死

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05				
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H	
Male 男	H	1270	1.00	0.99	1.10	1.18	0.70	+				
	N	368	1.03	0.73	1.06	1.19	1.02					
	T	1638	1.00	0.94	1.09	1.18	0.85	+	+			
Female 女	H	1233	0.95	1.08	1.27	1.27	0.62	+	+	+	+	
	N	317	0.94	1.22	1.08	0.88	0.76					
	T	1550	0.95	1.10	1.22	1.12	0.70	+	+	+	+	
Total 合計	H	2503	0.97	1.04	1.18	1.22	0.68	+	+	+	+	
	N	685	0.99	0.99	1.07	1.08	0.93					

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-4:6-0182

TABLE 25 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1950-66-TUBERCULOSIS

表25 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，1950-66年 — 結核

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05				
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H	
1950-66	983	O	610	171	98	35	69					
		E	638	148	96.8	43.4	56.9					
		O/E	0.96	1.16	1.01	0.81	1.21					
1950-54	376	O/E	0.97	1.07	0.94	0.65	1.54	+				
1954-58	288	O/E	0.94	1.22	1.10	0.96	1.01					
1958-62	169	O/E	0.93	1.31	1.12	0.80	0.85					
1962-66	150	O/E	0.99	1.05	0.87	0.93	1.26					

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-01

TABLE 26 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-TUBERCULOSIS

表26 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950—66年 — 結核

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05				
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H	
Male 男	H	375	0.91	1.26	1.40	0.82	0.92				+	+
	N	192	1.01	0.93	0.78	0.87	1.39	+				
	T	567	0.94	1.16	1.13	0.85	1.21					
Female 女	H	279	0.98	1.08	0.94	0.55	1.55					
	N	137	0.98	1.35	0.72	0.88	0.96					
	T	416	0.98	1.16	0.86	0.73	1.22					
Total 合計	H	654	0.94	1.18	1.20	0.72	1.17					
	N	329	0.99	1.12	0.76	0.87	1.24					

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-01

TABLE 27 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-INFECTIVE & PARASITIC
DISEASES OTHER THAN TUBERCULOSIS

表27 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950—66年 — 結核を除く伝染病および寄生虫病

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別の O/E 比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	167	O	117	24	14	3	9				
		E	110	26.9	15.9	6.13	7.90				
		O/E	1.06	0.89	0.88	0.49	1.14				
1950-54	66	O/E	1.01	0.86	0.67	0.94	2.14	+			
1954-58	50	O/E	1.13	0.97	0.43	0.61	0.51				
1958-62	27	O/E	1.27	0.46	0.73	0.00	0.67				
1962-66	24	O/E	0.82	1.24	2.27	0.00	0.68				+

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-02

TABLE 28 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-LEUKEMIA

表28 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950-66年 - 白血病

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	116	O	35	13	24	35	9				
		E	77.7	17.9	10.7	4.45	5.20				
		O/E	0.45	0.73	2.24	7.87	1.73	+	+	+	+
1950-54	40	O/E	0.38	0.17	2.13	8.12	3.42	+	+	+	+
1954-58	32	O/E	0.60	0.61	1.72	9.49	0		+	+	+
1958-62	25	O/E	0.36	1.47	2.66	7.14	1.00		+	+	+
1962-66	19	O/E	0.47	1.01	2.78	5.57	1.25		+	+	+

*, ** See Table 16. 表15参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-24

TABLE 29 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL
T65 DOSE, 1950-66-ALL MALIGNANT NEOPLASMS EXCEPT LEUKEMIA

表29 死亡の観察数および期待数：死亡年度
T65総線量別，1950-66年 - 白血病を除くすべての悪性新生物

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	2276	O	1489	365	233	88	101				
		E	1540	365	212	71.7	87.8				
		O/E	0.97	1.00	1.10	1.23	1.15	+	+	+	
1950-54	435	O/E	0.90	0.90	1.25	1.37	2.24	+	+	+	+
1954-58	532	O/E	1.05	0.88	0.95	0.88	0.92				
1958-62	621	O/E	0.96	1.03	1.08	1.18	1.36	+			
1962-66	688	O/E	0.96	1.10	1.12	1.45	0.67		+		

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-1023

TABLE 30 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & DISTANCE ATB,
1950-54-ALL MALIGNANT NEOPLASMS EXCEPT LEUKEMIA

表30 死亡の観察数および期待数：性・都市・被爆距離別，1950-54年
白血病を除くすべての悪性新生物

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Distance 距離別のO/E比				Test検定** with P<0.05		
			I	II	III	IV	L	Q	H
Male 男	H	189	1.03	0.78	1.15	0.98			
	N	42	0.83	1.06	1.35	1.27			
	T	231	1.00	0.83	1.20	1.08			
Female 女	H	167	0.82	1.07	1.69	2.43	+	+	+
	N	37	0.84	1.56	0.50	1.54			
	T	204	0.82	1.16	1.41	2.10	+	+	+
Total 合計	H	356	0.93	0.92	1.41	1.54	+	+	+
	N	79	0.83	1.31	0.98	1.38			
	T	435	0.92	0.99	1.30	1.48	+	+	+

*, ** See Table 18. 表18参照.

Tab 01863, VI-H-D-4:6-1023 (50-54)

TABLE 31 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL
T65 DOSE, 1958-62-ALL MALIGNANT NEOPLASMS EXCEPT LEUKEMIA

表31 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，1958-62年
白血病を除くすべての悪性新生物

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	262	1.00	1.12	0.70	1.53	0.72				
	N	53	0.84	1.07	1.32	0.92	1.36				
	T	315	0.98	1.11	0.84	1.30	0.98				
Female 女	H	260	0.91	0.97	1.52	1.08	2.37 (10/4.22)	+	+	+	+
	N	46	1.10	0.82	0.53	0.84	1.69				
	T	306	0.93	0.95	1.33	1.01	2.09	+			
Total 合計	H	522	0.96	1.04	1.11	1.33	1.27	+	+		
	N	99	0.96	0.94	0.96	0.89	1.47 (13/8.84)				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-4:6-1023 (58-62)

TABLE 32 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE, 1962-66-ALL MALIGNANT NEOPLASMS EXCEPT LEUKEMIA

表32 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，1962—66年
白血病を除くすべての悪性新生物

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	289	0.98	1.04	1.16	1.39	0.48	+			
	N	74	1.04	0.59	1.16	1.20	0.97				
	T	363	0.99	0.96	1.16	1.31	0.70				
Female 女	H	277	0.92	1.20	1.07	2.11	0.62		+	+	+
	N	48	0.92	1.50	1.03	0.73	0.58				
	T	325	0.92	1.24	1.06	1.68	0.60				
Total 合計	H	566	0.95	1.12	1.12	1.70	0.53		+	+	+
	N	122	0.99	1.01	1.11	1.04	0.86				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-4:6-1023 (62-66)

TABLE 33 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1950-66-MALIGNANT NEOPLASMS OF GASTROINTESTINAL TRACT

表33 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950—66年 — 消化器系の悪性新生物

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	1528	O	1024	236	151	57	60				
		E	1034	242	142	48.7	60.8				
		O/E	0.99	0.97	1.06	1.17	0.99		+		
1950-54	296	O/E	0.95	0.74	1.29	1.42	1.91		+	+	+
1954-58	366	O/E	1.06	0.96	0.83	0.89	0.68				
1958-62	408	O/E	0.99	0.96	1.13	1.04	1.02				
1962-66	458	O/E	0.97	1.11	1.03	1.35	0.75				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-1115

TABLE 34 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-MALIGNANT NEOPLASMS OF GASTROINTESTINAL TRACT

表34 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，

1950-66年 — 消化器系の悪性新生物

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	753	1.01	1.02	0.89	1.03	0.97				
	N	162	1.00	0.86	1.26	1.16	0.80				
	T	915	1.01	0.99	0.98	1.08	0.90				
Female 女	H	512	0.95	0.96	1.29	1.44	1.45		+	+	
	N	101	1.06	0.91	0.84	1.18	0.88				
	T	613	0.96	0.95	1.19	1.36	1.22		+		
Total 合計	H	1265	0.98	0.99	1.06	1.17	1.10		+		
	N	263	1.02	0.88	1.10	1.17	0.82				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-II-T-1:3-1115

TABLE 35 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE,
1962-66-MALIGNANT NEOPLASMS OF GASTROINTESTINAL TRACT

表35 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，

1962-66年 — 消化器系の悪性新生物

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	209	0.98	1.10	0.97	1.39	0.66				
	N	57	1.03	0.64	1.23	1.09	0.95				
	T	266	0.99	1.01	1.04	1.26	0.80				
Female 女	H	163	0.94	1.25	0.91	1.95	0.36		+		
	N	29	0.91	1.15	1.43	0.60	0.95				
	T	192	0.93	1.23	1.01	1.52	0.61				
Total 合計	H	372	0.96	1.17	0.94	1.61	0.58		+		
	N	86	0.99	0.84	1.30	0.96	0.95				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-4:6-1115 (62-66)

TABLE 36 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-CANCER OF STOMACH

表36 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950-66年 - 胃癌

Year 年間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	959	O	628	153	99	32	47				
		E	652	152	88.4	30.0	37.3				
		O/E	0.96	1.01	1.12	1.07	1.26	+			
1950-54	178	O/E	0.90	0.60	1.66	1.10	2.71	+	+	+	+
1954-58	251	O/E	1.03	1.01	0.95	0.78	0.77				
1958-62	255	O/E	0.98	1.03	1.02	1.06	1.22				
1962-66	275	O/E	0.94	1.21	1.00	1.30	1.00				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-11

TABLE 37 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY,
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-CANCER OF STOMACH

表37 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950-66年 - 胃癌

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	479	0.99	1.06	1.02	0.92	1.06				
	N	92	1.04	0.80	1.24	0.72	1.00				
	T	571	0.99	1.02	1.06	0.85	1.03				
Female 女	H	331	0.92	0.97	1.34	1.40	2.07	+	+		
	N	57	0.91	1.15	0.59	1.70	1.53				
	T	388	0.92	1.00	1.20	1.49	1.86	+	+		
Total 合計	H	810	0.96	1.02	1.15	1.09	1.33	+	+		
	N	149	0.99	0.95	1.00	1.02	1.15				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-11

TABLE 38 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY,
& DISTANCE ATB, 1950-54-CANCER OF STOMACH

表38 死亡の観察数および期待数：性・都市・被爆距離別，
1950—54年 — 胃癌

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Distance 距離別のO/E比				Test 検定 ** with P<0.05		
			I	II	III	IV	L	Q	H
Male 男	H	100	1.02	0.77	1.36	0.93			
	N	21	0.67	1.41	1.56	1.39			
	T	121	0.97	0.88	1.41	1.10			
Female 女	H	48	0.84	0.80	2.15	2.35	+	+	+
	N	9							
	T	57	0.80	0.89	1.68	2.88	+	+	+
Total 合計	H	148	0.96	0.78	1.62	1.29	+	+	+
	N	30	0.63	1.41	1.10	1.96	+	+	+
	T	178	0.91	0.88	1.50	1.52	+	+	+

*, ** See Table 18. 表18参照.

Tab 01863, VI-H-D-4:6-11 (50-54)

TABLE 39 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY,
& TOTAL T65 DOSE, 1962-66-CANCER OF STOMACH

表39 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1962—66年 — 胃癌

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定 ** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	129	0.94	1.17	1.22	1.13	0.86				
	N	32	1.04	0.91	0.97	0.77	1.13				
	T	161	0.95	1.12	1.15	0.98	0.98				
Female 女	H	100	0.93	1.28	0.80	2.25	0.58				
	N	14									
	T	114	0.91	1.32	0.76	1.96	1.07				
Total 合計	H	229	0.93	1.22	1.04	1.56	0.78			+	
	N	46	0.95	1.16	0.86	0.87	1.30				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-4:6-11 (62-66)

TABLE 40 OBSERVED & EXPECTED AUTOPSY DIAGNOSES OF STOMACH
CANCER BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1961-66

表40 剖検例における胃癌の観察数および期待数：死亡年度
T65総線量別，1961-66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1961-66	176	O	107	37	18	11	3				
		E	110	31.7	20.8	8.1	5.4				
		O/E	0.97	1.17	0.87	1.36	0.56				

*, ** See Table 16. 表16参照。

Tab 01863, VI-H-T-1:3-11-A

TABLE 41 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY TOTAL
T65 DOSE & SITE, HIROSHIMA & NAGASAKI, 1950-66-
CANCER OF LARGE BOWEL, LIVER, & PANCREAS

表41 死亡の観察数および期待数：T65総線量・部位別，広島・長崎
1950-66年 — 大腸，肝臓および膵臓の癌

Site 部位	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Large Bowel 大腸	129	O	89	22	11	2	5				
		E	88.2	20.7	11.8	3.64	4.60				
		O/E	1.01	1.06	0.93	0.55	1.09				
Liver & Biliary Tract 肝臓および胆路	249	O	176	30	25	13	5				
		E	165	39.8	23.9	9.06	11.2				
		O/E	1.07	0.75	1.05	1.44	0.44				
Pancreas 膵臓	61	O	47	8	3	2	1				
		E	41.4	9.51	5.69	1.96	2.42				
		O/E	1.14	0.84	0.53	1.02	0.41				

*, ** See Table 16. 表16参照。

Tab 01863, VI-H-T-1:3-1214

TABLE 42 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE, 1950-66-CANCER OF LIVER & BILIARY TRACT

表42 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950-66年 — 肝臓および胆路の癌

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	106	1.16	0.75	0.44	1.04	0.27				
	N	39	0.71	1.06	1.65	2.20	0.70		+	+	+
	T	145	1.06	0.83	0.86	1.65	0.50				
Female 女	H	76	1.07	0.70	1.05	1.24	0.72				
	N	28	1.11	0.56	1.85	0.73	0				
	T	104	1.08	0.66	1.31	1.00	0.31				
Total 合計	H	182	1.12	0.73	0.70	1.11	0.39				
	N	67	0.89	0.82	1.73	1.75	0.49				

*, ** See Table 16. 表16参照。

Tab 01863, VI-H-T-1:3-13

TABLE 43 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE, 1950-66-MALIGNANT NEOPLASMS OF RESPIRATORY SYSTEM

表43 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950-66年 — 呼吸器系の悪性新生物

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	102	0.88	0.92	1.80	1.44	1.34		+	+	
	N	31	0.83	1.06	1.06	1.78	1.20				
	T	133	0.87	0.96	1.58	1.60	1.27		+	+	
Female 女	H	61	0.79	1.25	1.66	1.51	2.81				
	N	9	too few to test 例数不足のため検定不可能								
	T	70	0.83	1.32	1.38	1.11	1.78				
Total 合計	H	163	0.85	1.06	1.75	1.46	1.67		+	+	+
	N	40	0.91	1.25	0.82	1.47	1.01				

*, ** See Table 16. 表16参照。

Tab 01863, VI-H-T-1:3-1617

TABLE 44 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-MALIGNANT NEOPLASMS OF RESPIRATORY SYSTEM

表44 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950-66年 — 呼吸器系の悪性新生物

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	203	O	117	35	29	10	12				
		E	136	31.9	19.2	6.82	8.75				
		O/E	0.86	1.10	1.51	1.47	1.37				
1950-54	22	O/E	0.80	1.16	0.50	0.00	5.54				
1954-58	30	O/E	0.93	0.42	2.17	2.19	0.91				
1958-62	64	O/E	0.81	1.18	1.72	1.22	1.42	+			
1962-66	87	O/E	0.89	1.23	1.34	1.83	0.56				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-1617

TABLE 45 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-CANCER OF BRONCHUS, TRACHEA, & LUNG

表45 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950-66年 — 気管支，気管および肺の癌

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	74	0.87	1.00	1.99	1.47	0.74	+	+	+	
	N	19	0.78	0.70	0.86	2.82	1.45	+			
	T	93	0.85	0.94	1.69	2.02	1.04	+	+	+	
Female 女	H	47	0.79	1.37	1.66	0.96	2.54				
	N	5	too few to test 例数不足のため検定不可能								
	T	52	0.84	1.32	1.45	0.78	1.81				
Total 合計	H	121	0.84	1.16	1.86	1.30	1.14			+	+
	N	24	0.91	0.77	0.68	2.41	1.26				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-16

TABLE 46 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE,
1950-66—CANCER OF BRONCHUS, TRACHEA, & LUNG

表46 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950—66年 — 気管支，気管および肺の癌

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	145	O	83	25	22	8	7				
		E	97.8	22.9	13.7	4.7	5.9				
		O/E	0.85	1.09	1.61	1.68	1.19				
1950-54	10	O/E	too few to test 例数不足のため検定不可能								
1954-58	16	O/E	too few to test 例数不足のため検定不可能								
1958-62	48	O/E	0.78	1.19	1.72	1.16	2.07	+			
1962-66	71	O/E	0.90	1.06	1.49	2.32	0.36				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-16

TABLE 47 OBSERVED EXPECTED DEATHS BY TOTAL T65 DOSE,
HIROSHIMA & NAGASAKI, 1962-66—CANCER OF FEMALE BREAST

表47 死亡の観察数および期待数：T65総線量別，広島・長崎，
1962—66年 — 女性乳癌

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1962-66	22	O	13	2	4	2	1				
		E	15.0	3.68	2.04	0.66	0.65				
		O/E	0.87	0.54	1.96	3.04	1.53	+			

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-4:6-18(62-66)

TABLE 48 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY DISTANCE ATB
& CITY, 1950-66—CANCER OF UTERUS

表48 死亡の観察数および期待数：被爆距離・都市別，1950—66年 — 子宮癌

Year 期間	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Distance 距離別のO/E比				Test 検定** with P<0.05			
				I	II	III	IV	L	Q	H	
1950-66	T	194	O	126	34	17	17				
			E	134	30.2	16.4	13.0				
			O/E	0.94	1.13	1.04	1.31				
			O/E	0.90	1.10	1.38	1.54	+			
	H	156	O/E								
	N	38	O/E	1.12	1.23	0	0.96				
1950-54	T	64	O/E	0.76	1.30	1.68	1.90	+	+		
1954-58	T	53	O/E	1.15	0.48	0.65	1.11				
1958-62	T	47	O/E	0.88	1.51	0.53	1.76				
1962-66	T	30	O/E	1.01	1.29	1.19	0				

*, ** See Table 18. 表18参照.

Tab 01863, VI-H-D-1:6-19

TABLE 49 OBSERVED & EXPECTED AUTOPSY DIAGNOSES OF CANCER OF UTERUS
BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1961-66

表49 剖検例における子宮癌の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，1961—66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1961-66	35	O	20	10	4	1	0				
		E	21.3	7.10	4.24	1.84	0.54				
		O/E	0.94	1.41	0.94	0.54	0				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-19-A

TABLE 50 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1950-66-CANCER OF OTHER & UNSPECIFIED SITES

表50 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950-66年 — その他および部位不明の癌

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別の O/E 比					Test 検定 ** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	126	O	80	19	13	5	9				
		E	85.9	20.3	11.4	3.74	4.71				
		O/E	0.93	0.94	1.14	1.34	1.91				+
1950-54	16	O/E	too few to test 例数不足のため検定不可能								
1954-58	37	O/E	0.84	0.80	1.78	0.96	3.29				+
1958-62	40	O/E	0.89	1.10	0.54	1.52	3.19				+
1962-66	33	O/E	1.03	0.92	1.31	1.06	0				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-22

TABLE 51 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE, 1950-66-CANCER OF OTHER & UNSPECIFIED SITES

表51 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950-66年 — その他および部位不明の癌

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別の O/E 比					Test 検定 ** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	50	0.99	1.07	0.95	1.49	0.58				
	N	10	too few to test 例数不足のため検定不可能								
	T	60	0.98	1.01	0.92	0.97	1.39				
Female 女	H	54	0.92	0.78	1.07	2.62	3.72		+	+	
	N	12	too few to test 例数不足のため検定不可能								
	T	66	0.89	0.88	1.33	1.79	2.72				+
Total 合計	H	104	0.95	0.91	1.02	2.01	1.79		+	+	
	N	22	0.80	1.05	1.54	0	2.08				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-22

TABLE 52 OBSERVED & EXPECTED AUTOPSY DIAGNOSES OF
BENIGN NEOPLASMS & NEOPLASMS OF UNSPECIFIED NATURE
BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1961-66

表52 剖検例における良性新生物および性質不詳の新生物の観察数および
期待数：死亡年度・T65総線量別，1961—66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1961-66	508	O	308	96	70	20	14				
		E	311	99	65	21	13				
		O/E	0.99	0.97	1.07	0.97	1.06				

*, ** See Table 16. 表16参照。

Tab 01863, VI-H-T-1:3-25-A

TABLE 53 OBSERVED & EXPECTED AUTOPSY DIAGNOSES OF
BENIGN NEOPLASMS & NEOPLASMS OF UNSPECIFIED NATURE
BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE, 1961-66

表53 剖検例における良性新生物および性質不詳の新生物の観察数および
期待数：性・都市・T65総線量別，1961—66年

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	158	0.99	1.01	1.14	0.68	1.00				
	N	52	1.07	0.64	1.12	1.13	0.80				
	T	210	1.01	0.94	1.13	0.86	0.86				
Female 女	H	242	0.99	0.98	1.09	0.73	1.52				
	N	56	0.91	1.04	0.80	1.76	1.56			+	
	T	298	0.98	0.99	1.04	1.08	1.54				
Total 合計	H	400	0.99	0.99	1.11	0.71	1.21				
	N	108	0.99	0.91	0.98	1.39	0.98				

*, ** See Table 16. 表16参照。

Tab 01863, VI-H-T-1:3-25-A

TABLE 54 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-ALLERGIC, ENDOCRINE SYSTEM, METABOLIC, & NUTRITIONAL DISEASES

表54 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，1950—66年 — アレルギー性疾患，
内分泌系の疾患，物質代謝および栄養の疾患

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	380	O	259	55	37	13	16				
		E	258	61.2	34.6	11.1	15.1				
		O/E	1.00	0.90	1.07	1.17	1.06				
1950-54	101	O/E	0.93	1.10	0.97	0.99	1.80				
1954-58	81	O/E	1.05	0.89	0.96	0.90	0.74	+			
1958-62	97	O/E	1.13	0.63	0.66	1.72	0.56				
1962-66	101	O/E	0.93	0.91	1.60	1.05	1.18			+	+

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-3032

TABLE 55 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-ALLERGIC, ENDOCRINE SYSTEM, METABOLIC, & NUTRITIONAL DISEASES

表55 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，1950—66年 — アレルギー性疾患，
内分泌系の疾患，物質代謝および栄養の疾患

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	170	1.04	0.98	0.71	1.57	0.52				
	N	41	1.05	0.57	1.46	1.79	0.48				
	T	211	1.04	0.89	0.90	1.64	0.51				
Female 女	H	130	0.98	0.89	1.09	0.38	2.27	+			
	N	39	0.80	0.97	1.68	0.54	1.96				
	T	169	0.96	0.91	1.27	0.45	2.12	+			
Total 合計	H	300	1.02	0.93	0.88	1.13	1.08				
	N	80	0.92	0.78	1.57	1.23	1.04				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-3032

TABLE 56 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-ALLERGIC DISEASES

表56 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950-66年 - アレルギー性疾患

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	212	O	143	32	20	7	10				
		E	142	34.4	19.6	6.4	9.2				
		O/E	1.00	0.93	1.02	1.10	1.08	+			
1950-54	62	O/E	0.90	0.97	1.20	1.06	2.03	+			
1954-58	56	O/E	1.08	0.84	0.78	1.34	0.50				
1958-62	49	O/E	1.10	0.89	0.64	1.28	0.50				
1962-66	45	O/E	0.95	0.96	1.42	0.76	1.16	+			

*, ** See Table 16. 表16参照。

Tab 01863, VI-H-T-1:6-30

TABLE 57 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-ALLERGIC DISEASES

表57 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950-66年 - アレルギー性疾患

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk	K	L	Q	H
Male 男	H	101	1.01	1.10	0.60	1.91	0.60				
	N	34	1.11	0.51	1.77	1.12	0.29				
	T	135	1.03	0.94	0.98	1.59	0.44				
Female 女	H	54	1.01	0.68	1.12	0	3.93	+			
	N	23	0.82	1.38	1.04	0	2.12				
	T	77	0.96	0.91	1.09	0	2.88	+			
Total 合計	H	155	1.01	0.95	0.78	1.38	1.38	+			
	N	57	0.99	0.88	1.46	0.73	0.87				

*, ** See Table 16. 表16参照。

Tab 01863, VI-H-T-1:3-30

TABLE 58 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY,
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-DIABETES MELLITUS

表58 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950-66年 — 糖尿病

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別の O/E 比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	50	1.08	0.67	1.19	1.51	0				
	N	3	too few to test 例数不足のため検定不可能								
	T	53	1.06	0.63	1.10	1.99	0.49			+	
Female 女	H	59	1.04	0.90	0.97	0.80	0.88				
	N	6	too few to test 例数不足のため検定不可能								
	T	65	1.00	0.81	1.35	0.63	1.29				
Total 合計	H	109	1.06	0.80	1.07	1.17	0.35				
	N	9	too few to test 例数不足のため検定不可能								

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-31

TABLE 59 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-DIABETES MELLITUS

表59 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950-66年 — 糖尿病

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別の O/E 比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	118	O	84	14	13	4	3				
		E	81.8	19.0	10.5	3.09	3.61				
		O/E	1.03	0.74	1.24	1.29	0.83				
1950-54	18	O/E	too few to test 例数不足のため検定不可能								
1954-58	18	O/E	too few to test 例数不足のため検定不可能								
1958-62	33	O/E	1.13	0.36	1.02	2.46	0				
1962-66	49	O/E	0.92	0.86	1.56	1.57	1.45			+	

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-31

TABLE 60 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-ENDOCRINE SYSTEM, METABOLIC, & NUTRITIONAL DISEASES

表60 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，1950-66年
内分泌系の疾患，物質代謝および栄養の疾患

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	69	1.08	0.78	0.88	1.09	0.42				
	N	7	too few to test 例数不足のため検定不可能								
	T	76	1.06	0.79	0.76	1.75	0.64			+	
Female 女	H	76	0.99	1.03	1.07	0.62	1.23				
	N	16	too few to test 例数不足のため検定不可能								
	T	92	0.96	0.90	1.42	0.80	1.44				
Total 合計	H	145	1.04	0.92	0.98	0.87	0.75				
	N	23	too few to test 例数不足のため検定不可能								

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-3132

TABLE 61 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-ENDOCRINE SYSTEM, METABOLIC, & NUTRITIONAL DISEASES

表61 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，1950-66年
内分泌系の疾患，物質代謝および栄養の疾患

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	168	O	116	23	17	6	6				
		E	115	26.9	15.0	4.79	5.87				
		O/E	1.01	0.86	1.13	1.25	1.02				
1950-54	39	O/E	0.97	1.31	0.58	0.88	1.34				
1954-58	25	O/E	0.97	1.02	1.40	0.00	1.38				
1958-62	48	O/E	1.16	0.38	0.68	2.24	0.65				
1962-66	56	O/E	0.91	0.87	1.75	1.30	1.20				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-3132

TABLE 62 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-DISEASES OF BLOOD & BLOOD-FORMING ORGANS

表62 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950-66年 - 血液および造血器の疾患

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	84	O	44	14	12	11	3				
		E	57.0	13.4	7.80	2.73	3.11				
		O/E	0.77	1.05	1.54	4.04	0.96	+	+	+	
1950-54	16	O/E	0.56	1.25	1.35	5.07	2.68	+	+	+	
1954-58	19	O/E	0.77	1.29	1.74	3.37	0	+			
1958-62	24	O/E	0.79	1.01	0.90	5.56	1.48	+	+	+	
1962-66	25	O/E	0.89	0.73	2.08	2.47	0				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-3334

TABLE 63 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, TOTAL T65 DOSE,
1950-66-DISEASES OF BLOOD & BLOOD-FORMING ORGANS

表63 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950-66年 - 血液および造血器の疾患

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	27	0.94	0.74	1.80	2.89	0	+			
	N	7	too few to test 例数不足のため検定不可能								
	T	34	0.92	0.61	1.59	3.81	0	+	+	+	
Female 女	H	43	0.70	1.51	1.31	6.16	0	+	+	+	
	N	7	too few to test 例数不足のため検定不可能								
	T	50	0.67	1.31	1.50	4.25	2.16	+	+	+	
Total 合計	H	70	0.79	1.23	1.49	4.80	0	+	+	+	
	N	14	0.65	0	1.70	2.83	2.11				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-3334

TABLE 64 OBSERVED DEATHS FROM DISEASES OF BLOOD & BLOOD-FORMING ORGANS BY TOTAL T65 DOSE & RESULT OF HEMATOLOGIC REVIEW, 1950-66

表64 血液および造血器の疾患による観察死亡数：T65総線量
血液学的審査結果別，1950—66年

Review 審査結果	Total 計	T65 Dose T65線量					Unk 不明
		0-9 rad	10-39	40-179	180+		
Total 総数	84	44	14	12	11		3
Rejected for review 検討からの除外例	24	12	3	7	1		1
Leukemia 白血病	7	1	—	2	2		2
Aplastic anemia 無形成貧血	19	11	4	2	2		—
Other その他	34	20	7	1	6		—

Tab 01863.M

TABLE 65 OBSERVED & EXPECTED AUTOPSY DIAGNOSES OF ANEMIA BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1961-66

表65 剖検例における貧血の観察数および期待数：死亡年度
T65総線量別，1961—66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1961-66	33	O	16	6	9	2	—				
		E	20.2	6.12	4.32	1.38	0.96				
		O/E	0.79	0.98	2.08	1.45	—				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-33-A

TABLE 66 OBSERVED & EXPECTED AUTOPSY DIAGNOSES OF OTHER DISEASES OF BLOOD & BLOOD-FORMING ORGANS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1961-66

表66 剖検例における血液および造血器の疾患の観察数および期待数：
死亡年度・T65総線量別，1961—66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1961-66	202	O	116	43	20	14	9				
		E	125.7	36.1	23.7	9.74	6.73				
		O/E	0.92	1.19	0.84	1.44	1.34				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-34-A

TABLE 67 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-DISEASES OF NERVOUS SYSTEM & SENSE ORGANS

表67 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950-66年 — 神経系および感覚器の疾患

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別の O/E 比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	2840	O	1913	453	275	90	109				
		E	1921	458	262	86	113				
		O/E	1.00	0.99	1.05	1.04	0.96				
1950-54	529	O/E	1.04	0.80	0.92	0.93	1.34				
1954-58	702	O/E	0.98	1.09	0.86	1.04	1.24				
1958-62	751	O/E	1.00	0.97	1.08	1.18	0.80				
1962-66	858	O/E	0.98	0.99	1.22	1.03	0.88				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-4045

TABLE 68 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, TOTAL T65 DOSE,
1950-66-DISEASES OF NERVOUS SYSTEM & SENSE ORGANS

表68 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950-66年 — 神経系および感覚器の疾患

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別の O/E 比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	1132	0.99	0.97	1.09	1.01	1.08				
	N	356	1.03	1.09	0.79	1.20	0.81				
	T	1488	1.00	1.00	1.00	1.10	0.95				
Female 女	H	1076	0.99	0.98	1.10	0.94	1.14				
	N	276	1.00	0.99	1.10	0.99	0.85				
	T	1352	0.99	0.98	1.11	0.96	1.00				
Total 合計	H	2208	0.99	0.97	1.10	0.98	1.10				
	N	632	1.02	1.04	0.92	1.13	0.82				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-4045

TABLE 69 OBSERVED & EXPECTED AUTOPSY DIAGNOSES OF HEMORRHAGE,
EMBOLISM, & THROMBOSIS OF THE CENTRAL NERVOUS SYSTEM
BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE, 1961-66

表69 剖検例における中枢神経系の出血、塞栓症および血栓症の観察数および期待数：
性・都市・T65総線量別，1961—66年

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定 ** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	256	0.94	1.10	1.17	1.04	1.45				
	N	86	0.90	0.98	1.02	1.26	1.21				
	T	342	0.93	1.07	1.12	1.13	1.29				
Female 女	H	200	1.04	0.98	0.75	1.29	1.68				
	N	60	1.15	0.70	0.76	1.08	1.14				
	T	260	1.06	0.92	0.75	1.21	1.36				
Total 合計	H	456	0.98	1.04	0.96	1.13	1.51	+			
	N	146	1.01	0.83	0.93	1.20	1.20				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-4042-A

TABLE 70 OBSERVED & EXPECTED AUTOPSY DIAGNOSES OF HEMORRHAGE,
EMBOLISM, & THROMBOSIS OF THE CENTRAL NERVOUS SYSTEM
BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1961-66

表70 剖検例における中枢神経系の出血、塞栓症および血栓症の観察数および期待数：
死亡年度・T65総線量別，1961—66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test 検定 ** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1961-66	602	O	366	108	70	30	28				
		E	372	109	73.8	25.9	21.5				
		O/E	0.98	0.99	0.95	1.16	1.30	+			

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-4042-A

TABLE 71 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66—DISEASES OF CIRCULATORY SYSTEM

表71 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，
1950—66年 — 循環器系の疾患

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk不明	K	L	Q	H
1950-66	1587	O	1064	244	170	47	62				
		E	1074	257	146	47.3	62.8				
		O/E	0.99	0.95	1.17	0.99	0.99				
1950-54	278	O/E	0.96	0.89	1.23	0.93	1.57	+			
1954-58	361	O/E	1.04	0.72	1.06	0.91	1.38				
1958-62	417	O/E	1.00	0.95	1.14	1.11	0.73	+			
1962-66	531	O/E	0.96	1.07	1.19	1.04	0.80				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-5056

TABLE 72 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE,
1950-66—DISEASES OF CIRCULATORY SYSTEM

表72 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950—66年 — 循環器系の疾患

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk不明	K	L	Q	H
Male 男	H	644	1.03	0.93	0.97	1.12	0.69				
	N	164	0.93	0.83	1.33	0.67	1.44	+			
	T	808	1.01	0.91	1.06	0.95	1.02				
Female 女	H	592	1.00	0.93	1.20	1.05	0.71				
	N	187	0.85	1.13	1.44	1.06	1.13			+	+
	T	779	0.97	0.98	1.28	1.06	0.93			+	
Total 合計	H	1236	1.01	0.93	1.08	1.09	0.70				
	N	351	0.89	1.00	1.38	0.84	1.31			+	+

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-5056

TABLE 73 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-MAJOR DISEASES OF CIRCULATORY SYSTEM

表73 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，
1950-66年 — 循環器系の主要疾患

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別の O/E 比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Arteriosclerotic & Degenerative Heart Diseases (51,52) 動脈硬化性および変性性心臓疾患											
1950-66	837	O	573	131	84	23	26				
		E	569	134	76.4	25.0	32.4				
		O/E	1.01	0.98	1.10	0.92	0.80				
Other Diseases of Heart (53) その他の心臓疾患											
1950-66	234	O	153	37	24	7	13				
		E	160	37.3	20.8	6.88	9.10				
		O/E	0.96	0.99	1.15	1.02	1.43				
Hypertensive Heart Disease (54) 高血圧性心臓疾患											
1950-66	149	O	90	32	16	4	7				
		E	101	24.6	13.6	4.28	5.74				
		O/E	0.89	1.30	1.17	0.94	1.22				
Other Hypertensive Disease (55) その他の高血圧性疾患											
1950-66	191	O	130	23	24	5	9				
		E	126	32.3	18.2	5.77	8.41				
		O/E	1.03	0.71	1.32	0.87	1.07				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-5155

TABLE 74 OBSERVED & EXPECTED AUTOPSY DIAGNOSES OF RHEUMATIC FEVER
OR RHEUMATIC HEART DISEASE BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1961-66

表74 剖検例におけるリウマチ熱またはリウマチ性心臓疾患の観察数および期待数：
死亡年度・T65総線量別，1961-66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別の O/E 比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1961-66	76	O	48	15	9	2	2				
		E	47.5	14.2	9.87	3.01	1.44				
		O/E	1.01	1.06	0.91	0.66	1.39				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-50-A

TABLE 75 OBSERVED & EXPECTED AUTOPSY DIAGNOSES OF ENDOCARDITIS & MYOCARDIAL DEGENERATION BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE, 1961-66

表75 剖検例における心内膜炎および心筋変性の観察数および期待数：
死亡年度・T65総線量別，1961-66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1961-66	238	O	146	40	31	7	14				
		E	140	42.5	30.8	12.4	12.4				
		O/E	1.04	0.94	1.01	0.56	1.13				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-52-A

TABLE 76 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE, 1950-66-DISEASES OF RESPIRATORY SYSTEM

表76 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，1950-66年 — 呼吸器系の疾患

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	273	0.96	1.12	1.04	1.46	0.89				
	N	79	1.01	1.11	0.95	1.37	0.60				
	T	352	0.97	1.12	1.01	1.42	0.75				
Female 女	H	234	1.05	0.68	1.04	1.19	1.32				
	N	75	1.13	1.08	0.32	0.60	1.21				
	T	309	1.07	0.79	0.80	0.93	1.26				
Total 合計	H	507	1.00	0.91	1.04	1.36	1.04				
	N	154	1.07	1.10	0.64	1.07	0.83				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-6061

TABLE 77 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-DISEASES OF RESPIRATORY SYSTEM

表77 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，1950—66年 — 呼吸器系の疾患

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	661	O	455	102	55	24	25				
		E	448	106	60.2	19.5	26.8				
		O/E	1.02	0.96	0.91	1.23	0.93				
1950-54	149	O/E	1.03	0.88	1.05	0.72	1.14				
1954-58	142	O/E	0.93	1.20	0.92	1.46	1.16				
1958-62	181	O/E	1.07	0.81	0.78	1.11	1.09				
1962-66	189	O/E	1.02	0.91	0.90	1.64	0.76				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-6061

TABLE 78 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-DISEASES OF DIGESTIVE SYSTEM

表78 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，1950—66年 — 消化器系の疾患

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	1119	O	759	187	89	29	55				
		E	754	180	103	34.5	45.0				
		O/E	1.01	1.04	0.86	0.84	1.17				
1950-54	326	O/E	0.97	1.07	0.79	0.86	1.75		+		
1954-58	296	O/E	1.04	0.98	0.74	0.71	1.28				
1958-62	259	O/E	1.05	0.87	0.99	0.76	0.91				
1962-66	238	O/E	0.98	1.18	0.94	1.09	0.76				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-6266

TABLE 79 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-DISEASES OF DIGESTIVE SYSTEM

表79 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，1950—66年 — 消化器系の疾患

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	486	1.01	1.08	0.86	0.87	0.95				
	N	142	1.03	0.89	0.81	0.86	1.31				
	T	628	1.01	1.04	0.85	0.87	1.12				
Female 女	H	374	1.01	1.07	0.82	0.67	1.10				
	N	117	0.96	0.98	1.02	0.96	1.47				
	T	491	1.00	1.04	0.88	0.79	1.29				
Total 合計	H	860	1.01	1.07	0.84	0.80	0.99				
	N	259	0.99	0.94	0.90	0.90	1.36				+

*, ** See Table 16. 表16参照。

Tab 01863, VI-H-T-1:3-6266

TABLE 80 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-PEPTIC ULCER & CIRRHOSIS OF LIVER

表80 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，1950—66年 — 消化性潰瘍および肝硬変症

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別の O / E 比					Test 検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Peptic Ulcer (62) 消化性潰瘍											
1950-66	254	O	172	37	24	9	12				
		E	171	39.9	23.7	8.25	11.2				
		O/E	1.01	0.93	1.01	1.09	1.07				
Cirrhosis of Liver (65) 肝硬変											
	236	O	164	35	18	6	13				
		E	158	37.9	22.2	7.55	10.2				
		O/E	1.04	0.92	0.81	0.80	1.28				

*, ** See Table 16. 表16参照。

Tab 01863, VI-H-T-1:3-62,65

TABLE 81 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY,
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-NEPHRITIS & NEPHROSIS

表81 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，1950—66年 — 腎炎およびネフローゼ

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	100	1.03	0.53	1.10	0.40	2.66	+			
	N	23	1.18	0.81	0.36	1.39	0.82				
	T	123	1.05	0.59	0.91	0.76	1.89	+			
Female 女	H	137	0.96	1.20	1.03	1.08	0.72				
	N	39	1.21	0.56	1.11	1.42	0.90	+			
	T	176	1.00	1.04	1.05	1.23	0.35				
Total 合計	H	237	0.99	0.93	1.06	0.76	1.78				
	N	62	1.20	0.65	0.83	1.41	0.37				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-70

TABLE 82 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66-NEPHRITIS & NEPHROSIS

表82 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，1950—66年 — 腎炎およびネフローゼ

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E* 比	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad.	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	299	O	208	42	27	9	13				
		E	203	48.4	27.1	8.85	11.5				
		O/E	1.02	0.87	1.00	1.02	1.13				
1950-54	92	O/E	1.13	0.60	1.11	1.19	1.74				
1954-58	92	O/E	1.02	0.92	1.09	0.74	0.90				
1958-62	71	O/E	0.92	1.33	0.75	1.44	1.25				
1962-66	44	O/E	1.18	0.42	0.98	0.71	0.60				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-70

TABLE 83 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-OTHER DISEASES OF GENITOURINARY SYSTEM

表83 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，1950-66年 — 性器系のその他の疾患

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	61	O	45	5	5	2	4				
		E	41.1	9.82	5.57	1.89	2.64				
		O/E	1.10	0.51	0.90	1.06	1.51				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-71

TABLE 84 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY YEAR OF DEATH & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-SYMPTOMS, SENILITY, & ILL-DEFINED CONDITIONS

表84 死亡の観察数および期待数：死亡年度・T65総線量別，1950-66年 — 症状，
老衰および診断名不明確の状態

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E*	O/E by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
1950-66	1255	O	893	197	101	23	41				
		E	872	202	109	27.4	44.1				
		O/E	1.02	0.97	0.93	0.84	0.93				
1950-54	300	O/E	1.02	0.76	0.80	1.82	1.63		+	+	+
1954-58	398	O/E	1.00	1.08	0.88	0.65	0.98				
1958-62	326	O/E	1.05	0.86	1.01	0.43	0.97				
1962-66	231	O/E	1.02	0.98	1.05	0.83	0.59				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:6-8082

TABLE 85 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & TOTAL T65 DOSE,
1950-66-SYMPTOMS, SENILITY, & ILL-DEFINED CONDITIONS

表85 死亡の観察数および期待数：性・都市・T65総線量別，1950-66年 — 症状，
老衰および診断名不明確の状態

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Dose 線量別のO/E比					Test検定** with P<0.05			
			0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明	K	L	Q	H
Male 男	H	437	1.01	0.80	1.18	1.05	1.36				
	N	104	1.11	0.99	1.02	0.48	0.60				
	T	541	1.02	0.84	1.14	0.88	1.04				
Female 女	H	564	1.04	1.04	0.72	0.71	0.57				
	N	150	0.96	1.20	0.90	0.94	1.05				
	T	714	1.02	1.07	0.78	0.80	0.80				
Total 合計	H	1001	1.02	0.93	0.92	0.89	1.02				
	N	254	1.02	1.11	0.94	0.74	0.82				

*, ** See Table 16. 表16参照.

Tab 01863, VI-H-T-1:3-8082

TABLE 86 OBSERVED & EXPECTED DEATHS BY SEX, CITY, & DISTANCE ATB,
1950-54-SYMPTOMS, SENILITY, & ILL-DEFINED CONDITIONS

表86 死亡の観察数および期待数：性・都市・被爆距離別，1950-54年 — 症状，
老衰および診断名不明確の状態

Sex 性別	City 都市	Deaths 死亡数	O/E* by Distance 距離別のO/E比				Test 検定** with P<0.05		
			I	II	III	IV	L	Q	H
Male 男	H	113	1.04	0.61	0.88	1.77			
	N	19	1.16	0.65	0.36	1.54			
	T	132	1.05	0.61	0.75	1.71		+	
Female 女	H	125	1.04	0.82	0.73	1.44			
	N	43	0.84	1.04	0.82	2.38	+	+	+
	T	168	0.99	0.88	0.77	1.89	+	+	+
Total 合計	H	238	1.04	0.72	0.80	1.63			
	N	62	0.93	0.92	0.67	2.10	+	+	
	T	300	1.02	0.76	0.76	1.80	+	+	+

*, ** See Table 18. 表18参照.

Tab 01863, VI-H-D-4:6-8082

TABLE 87 CLASSIFICATION OF EARLY ENTRANTS BY EARLIEST
PROXIMITY TO HYPOCENTER

表87 早期入市者の爆心地区への立入りの程度に基づく分類

Date of First Entry 最初の入市月日		Depth of Entry (m)		入市地点		Recode 修正符号	
		First Day 第1日目		Ever 最大の進入			
Hiroshima 広島	Nagasaki 長崎	H	N	H	N	H & N	
6,7 Aug.	9,10 Aug.	1000	1200	—	—	1+	a
6,7 Aug.	9,10 Aug.	1000-1499	1200-1799	—	—	—	b
		1500+	1800+	<1000	<1200	—	b
		1500+	1800+	1000+	1200+	—	c
		8,9 Aug.	11,12 Aug.	<1000	<1200	—	—
		1000+	1200+	—	—	—	c
10+ Aug.	13+ Aug.	—	—	—	—	—	c

Tab 01863-E

TABLE 88 OBSERVED & EXPECTED DEATHS, EXPOSED, EARLY ENTRANTS, & LATE ENTRANTS, BY CITY & SEX, 1950-66-ALL CAUSES

表88 原爆被爆者、早期入市者および後期入市者における死亡の観察数および期待数:
都市・性別、1950-66年 — 全死因

City 都市	Sex 性別	Year 期間	O/E* 比	Exposed 被爆者	Early Entrants (EE) 早期入市者			Late Entrants 後期入市者 (LE)	Test 検定 ** with P<0.05		
					a	b	c		1	2	3
N 長崎	T 計	1950-66	O	2924	2	2	124	707			
			O/E	1.01	0.41	0.37	0.97	0.97			
	M 男		O	1539	2	2	84	370			
			O/E	1.02	0.48	0.47	0.97	0.95			
	F 女		O	1385	0	0	40	337			
			O/E	1.00	0.00	0.00	0.96	0.99			
H 広島	T 計	1954-66	O	7865	29	64	365	1840			
			O/E	1.02	0.89	0.80	0.83	0.96	+	+	
	M 男		O	4089	18	49	202	865			
			O/E	1.03	0.82	0.89	0.82	0.94	+	+	
	F 女		O	3776	11	15	163	975			
			O/E	1.02	1.03	0.60	0.84	0.97	+	+	
N 長崎	T 計	1950-54	O	741	0	1	20	155			
			O/E	1.05	0.00	0.82	0.67	0.88	+		
T 合計	T 計	1954-58	O	3357	6	28	117	778			
			O/E	1.03	0.52	1.05	0.67	0.94	+	+	
		1958-62	O	3274	15	20	174	843			
			O/E	1.00	1.15	0.72	0.93	1.02			
		1962-66	O	3417	10	17	178	771			
			O/E	1.03	0.76	0.56	0.91	0.94	+		

Tab 01863, VI-H-E-1:6-0198

*Observed deaths standardized for age always, for age and sex in city total and for age, sex, and city in totals for both cities.

観察死亡数は、すべて年齢について補正しており、都市合計の集計では、年齢および性別について、両市における合計の集計では、年齢、性別および都市について補正した。

**The results of three of the five two-tailed tests performed are shown here:

実施した5組の両側検定のうちの三つの結果をここに示した:

- 1 - Exposed ATB vs Total not in city ATB (EE + LE) 被爆者対原爆時に市内にいなかった者の総数(EE + LE)
- 2 - Early entrants (EE) vs late entrants (LE) 早期入市者(EE)対後期入市者(LE)
- 3 - Early entrants classified as a vs other early entrants a 群早期入市者対その他の早期入市者

TABLE 89 OBSERVED & EXPECTED DEATHS, EXPOSED, EARLY ENTRANTS
& LATE ENTRANTS, BY CITY & SEX, 1950-66
ACCIDENTS, POISONING, & VIOLENCE

表89 原爆被爆者，早期入市者および後期入市者における死亡の観察数および期待数：
都市・性別，1950—66年 — 不慮の事故，中毒および暴力

City 都市	Sex 性別	Year 期間	O/E* 比	Exposed 被爆者	Early Entrants 早期入市者			Late Entrants 後期入市者	Test 検定** with P<0.05		
					a	b	c		1	2	3
N	T	1950-66	O	175	0	0	6	52			
			O/E	0.99	0.00	0.00	0.77	1.10			
	M		O	114	0	0	4	38			
			O/E	0.97	0.00	0.00	0.66	1.19			
	F		O	61	0	0	2	14			
			O/E	1.02	0.00	0.00	1.16	0.90			
H	T	1954-66	O	515	3	3	20	124			
			O/E	1.03	1.70	0.70	0.72	0.94			
	M		O	346	2	3	8	84			
			O/E	1.04	1.46	0.92	0.41	0.97		+	
	F		O	169	1	0	12	40			
			O/E	1.01	2.50	0.00	1.43	0.879			
N	T	1950-54	O	44	0	0	1	16			
			O/E	0.95	0.00	0.00	0.47	1.30			
T	T	1954-58	O	246	0	2	7	47			
			O/E	1.08	0.00	1.17	0.56	0.79		+	+
		1958-62	O	195							
			O/E	0.97	3.17	0.73	0.84	1.13			
		1962-66	O	205	1	0	9	52			
			O/E	1.02	1.54	0.00	0.82	0.98			

Tab 01863, VI-H-E-1:6-9094

*, ** See Table 88. 表88参照.

TABLE 90 OBSERVED & EXPECTED DEATHS, EXPOSED, EARLY ENTRANTS
& LATE ENTRANTS, BY CITY & SEX, 1950-66-SUICIDE

表90 原爆被爆者，早期入市者および後期入市者における死亡の観察数および期待数：
都市・性別，1950-66年 — 自殺

City 都市	Sex 性別	Year 期間	O/E*	Exposed 被爆者	Early Entrants 早期入市者			Late Entrants 後期入市者	Test 検定 ** with P<0.05		
					a	b	c		1	2	3
N	T	1950-66	O	72	0	0	2	22			
			O/E	0.98	0.00	0.00	0.66	1.13			
	M		O	35	0	0	1	15			
			O/E	0.91	0.00	0.00	0.49	1.46			
	F		O	37	0	0	1	7			
			O/E	1.07	0.00	0.00	1.03	0.76			
H	T	1954-66	O	159	0	1	7	29			
			O/E	1.08	0.00	0.86	0.88	0.74	+		
	M		O	91	0	1	4	16			
			O/E	1.08	0.00	1.22	0.80	0.73			
	F		O	68	0	0	3	13			
			O/E	1.08	0.00	0.00	1.02	0.74			
N	T	1950-54	O	15	0	0	1	6			
			O/E	0.89	0.00	0.00	1.45	1.39			
T	T	1954-58	O	101	0	0	3	12			
			O/E	1.16	0.00	0.00	0.65	0.51	+		
		1958-62	O	58	0	1	1	17			
			O/E	1.00	0.00	3.50	0.37	1.07			
		1962-66	O	57	0	0	4	16			
			O/E	0.98	0.00	0.00	1.30	1.04			

Tab 01863, VI-H-E-1:6-92

*, ** See Table 88. 表88参照.

TABLE 91 OBSERVED & EXPECTED DEATHS, EXPOSED, EARLY ENTRANTS
& LATE ENTRANTS, BY CITY & SEX, 1950-66
ALL NATURAL CAUSES EXCEPT LEUKEMIA

表91 原爆被爆者，早期入市者および後期入市者における死亡の観察数および期待数：
都市・性別，1950-66年 — 白血病を除く全病死

City 都市	Sex 性別	Year 期間	O/E*	Exposed 被爆者	Early Entrants 早期入市者			Late Entrants 後期入市者	Test 検定** with P<0.05		
					a	b	c		1	2	3
N	T	1950-66	O	2701	2	2	116	639			
			O/E	1.01	0.45	0.40	0.98	0.96	+		
	M		O	1393	2	2	78	323			
			O/E	1.02	0.52	0.50	0.99	0.93	+		
	F		O	1308	0	0	38	316			
			O/E	1.01	0.00	0.00	0.96	0.99			
H	T	1954-66	O	7271	26	61	342	1711			
			O/E	1.02	0.85	0.81	0.84	0.96	+	+	
	M		O	3702	16	46	192	777			
			O/E	1.02	0.79	0.90	0.86	0.95	+	+	
	F		O	3569	10	15	150	934			
			O/E	1.02	0.98	0.63	0.81	0.98	+	+	
N	T	1950-54	O	673	0	1	18	127			
			O/E	1.06	0.00	0.91	0.68	0.81	+		
T	T	1954-58	O	3067	6	26	110	728			
			O/E	1.03	0.56	1.06	0.69	0.96		+	
		1958-62	O	3044	13	19	163	778			
			O/E	1.00	1.06	0.72	0.93	1.02			
		1962-66	O	3188	9	17	167	717			
			O/E	1.02	0.73	0.59	0.91	0.94	+	+	

Tab 01863, VI-H-E-1:6-0182

*, ** See Table 88. 表88参照.

TABLE 92 OBSERVED & EXPECTED DEATHS, EXPOSED, EARLY ENTRANTS
& LATE ENTRANTS, BY CITY & SEX, 1950-66
INFECTIVE & PARASITIC DISEASES

表92 原爆被爆者，早期入市者および後期入市者における死亡の観察数および期待数：
都市・性別，1950—66年 — 伝染病および寄生虫病

City 都市	Sex 性別	Year 期間	O/E*	Exposed 被爆者	Early Entrants 早期入市者			Late Entrants 後期入市者	Test 検定** with P<0.05		
					a	b	c		1	2	3
N	T	1950-66	O	380	1	0	14	86			
			O/E	1.04	1.56	0.00	0.84	0.88			
	M		O	214	1	0	11	43			
			O/E	1.06	1.85	0.00	0.93	0.79	+		
	F		O	166	0	0	3	43			
O/E		1.01	0.00	0.00	0.62	1.00					
H	T	1954-66	O	472	3	3	13	104			
			O/E	1.05	1.55	0.62	0.49	0.92	+		
	M		O	280	2	2	8	66			
			O/E	1.04	1.33	0.55	0.47	1.00		+	
	F		O	192	1	1	5	38			
O/E		1.08	2.31	0.83	0.51	0.80	+				
N	T	1950-54	O	144	0	0	4	28			
			O/E	1.08	0.00	0.00	0.66	0.78			
T	T	1954-58	O	338	2	2	9	62			
			O/E	1.09	1.92	0.84	0.53	0.76	+	+	
		1958-62	O	196	2	0	9	60			
			O/E	0.97	2.63	0.00	0.79	1.16			
		1962-66	O	174	0	1	5	40			
			O/E	1.05	0.00	0.70	0.52	0.95			

Tab 01863, VI-H-E-1:6-0102

*, ** See Table 88. 表88参照.

TABLE 93 OBSERVED & EXPECTED DEATHS, EXPOSED, EARLY ENTRANTS
& LATE ENTRANTS, BY CITY & SEX, 1950-66-LEUKEMIA

表93 原爆被爆者，早期入市者および後期入市者における死亡の観察数および期待数：
都市・性別，1950-66年—白血病

City 都市	Sex 性別	Year 期間	O/E*	Exposed 被爆者	Early Entrants 早期入市者			Late Entrants 後期入市者	Test 検定** with P<0.05		
					a	b	c		1	2	3
N	T	1950-66	O	27	0	0	1	1			
			O/E	1.22	0.00	0.00	1.13	0.17	+		
	M		O	19	0	0	1	0			
			O/E	1.26	0.00	0.00	1.40	0.00	+		
	F		O	8	0	0	0	1			
			O/E	1.16	0.00	0.00	0.00	0.53			
H	T	1954-66	O	61	0	0	2	3			
			O/E	1.23	0.00	0.00	0.73	0.23	+		
	M		O	30	0	0	1	3			
			O/E	1.18	0.00	0.00	0.68	0.46	+		
	F		O	31	0	0	1	0			
			O/E	1.28	0.00	0.00	0.79	0.00	+		
N	T	1950-54	O	12	0	0	0	0			
			O/E	1.33	0.00	0.00	0.00	0.00			
T	T	1954-58	O	32	0	0	0	0			
			O/E	1.32	0.00	0.00	0.00	0.00	+		
		1958-62	O	25	0	0	1	3			
			O/E	1.15	0.00	0.00	0.96	0.50			
		1962-66	O	19	0	0	2	1			
			O/E	1.14	0.00	0.00	2.13	0.23			

Tab 01863, VI-H-E-1:6-24

*, ** See Table 88. 表88参照.

TABLE 94 OBSERVED & EXPECTED DEATHS, EXPOSED, EARLY ENTRANTS
& LATE ENTRANTS, BY CITY & SEX, 1950-66
MALIGNANT NEOPLASMS EXCEPT LEUKEMIA

表94 原爆被爆者，早期入市者および後期入市者における死亡の観察数および期待数：
都市・性別，1950-66年 — 白血病を除く悪性新生物

City 都市	Sex 性別	Year 期間	O/E*	Exposed 被爆者	Early Entrants 早期入市者			Late Entrants 後期入市者	Test 検定 ** with P<0.05		
					a	b	c		1	2	3
N	T	1950-66	O	402	0	1	26	117			
			O/E	0.96	0.00	1.17	1.31	1.10			
	M		O	211	0	1	20	63			
			O/E	0.95	0.00	1.61	1.48	1.08			
	F		O	191	0	0	6	54			
		O/E	0.98	0.00	0.00	0.94	1.11				
H	T	1954-66	O	1518	2	17	71	322			
			O/E	1.04	0.29	0.99	0.81	0.91	+		
	M		O	778	1	13	40	155			
			O/E	1.04	0.21	1.13	0.84	0.90	+		
	F		O	740	1	4	31	167			
		O/E	1.04	0.48	0.72	0.76	0.92	+			
N	T	1950-54	O	79	0	1	1	18			
			O/E	1.03	0.00	6.90	0.29	0.96			
T	T	1954-58	O	532	1	8	17	127			
			O/E	1.02	0.46	1.54	0.57	1.00		+	
		1958-62	O	621	0	5	40	133			
			O/E	1.03	0.00	0.84	1.09	0.90			
		1962-66	O	688	1	4	39	161			
		O/E	1.02	0.35	0.60	0.94	0.97				

Tab 01863, VI-H-E-1:6-1023

*, ** See Table 88. 表88参照.

TABLE 95 OBSERVED & EXPECTED DEATHS, EXPOSED, EARLY ENTRANTS & LATE ENTRANTS,

BY CITY, 1950-66-VARIOUS NATURAL CAUSES OTHER THAN NEOPLASM

表95 原爆被爆者、早期入市者および後期入市者における死亡の観察数および期待数:

都市・性別, 1950-66年 — 新生物以外の各種の病死

Cause 死因	City 都市	Year 期間	O/E* 比	Exposed 被爆者	Early Entrants 早期入市者			Late Entrants 後期入市者	Test 検定** with P<0.05		
					a	b	c		1	2	3
Allergic, Endocrine system, Metabolic, & Nutritional Disease アレルギー性、内分泌系、物質代謝および栄養の疾患	H	1954-66	O	229	0	3	10	55			
			E	226	1.00	2.56	12.95	54.5			
			O/E	1.01	0.00	1.17	0.77	1.01			
	N	1950-66	O	80	0	0	2	21			
			E	79.90	0.14	0.18	3.58	19.21			
			O/E	1.00	0.00	0.00	0.56	1.09			
Diseases of Blood & Blood-forming Organs 血液および造血器官の疾患	H	1954-66	O	58	0	0	4	1			
			E	47.95	0.18	0.49	2.79	11.59			
			O/E	1.21	0.00	0.00	1.44	0.09			+
	N	1950-66	O	14	0	0	1	2			
			E	12.94	0.03	0.03	0.62	3.38			
			O/E	1.08	0.00	0.00	1.61	0.59			
Nervous system & Sense Organs 神経系および感覚器	H	1954-66	O	1783	10	10	106	444			
			E	1785	8.00	19.62	103	437			
			O/E	1.00	1.25	0.51	1.03	1.02			
	N	1950-66	O	632	0	0	29	131			
			E	610	1.14	1.18	28.52	151			
			O/E	1.04	0.00	0.00	1.02	0.87			+
Circulatory system 循環器系	H	1954-66	O	1039	3	10	41	212			
			E	990	4.33	10.74	56.16	244			
			O/E	1.05	0.69	0.93	0.73	0.87			+
	N	1950-66	O	351	1	0	12	74			
			E	338	0.52	0.59	14.59	83.88			
			O/E	1.04	1.93	0.00	0.82	0.88			

Table 表 95

Cause 死因	City 都市	Year 年間	O/E* 比	Exposed 被曝者	Early Entrants 早期入市者			Late Entrants 後期入市者	Test 検定** with P<0.05		
					a	b	c		1	2	3
Respiratory system 呼吸器系	H	1954-66	O	393	2	3	17	89			
			E	382	1.55	3.86	21.24	95.6			
			O/E	1.03	1.29	0.78	0.80	0.93			
	N	1950-66	O	154	0	0	6	38			
			E	153	0.25	0.29	6.68	37.94			
Digestive system 消化器系	H	1954-66	O	620	2	6	24	142			
			E	601	2.57	6.35	34.8	149			
			O/E	1.03	0.78	0.95	0.69	0.95		+	
	N	1950-66	O	259	0	0	10	63			
			E	256	0.43	0.47	11.54	63.73			
Symptoms, Senility, & Ill-defined con- ditions 症状, 老衰および診断名不明確の状態	H	1954-66	O	763	3	5	36	247			
			E	790	2.53	6.02	40.3	216			
			O/E	0.97	1.19	0.83	0.89	1.15		+	+
	N	1950-66	O	254	0	0	11	76			
			E	268	0.30	0.40	9.72	62.15			
			O/E	0.95	0.00	0.00	1.13	1.22		+	

Tab 01863, VI-H-E-1:6-30ff

*, ** See Table 88. 表88参照.

APPENDIX 1 : SAMPLING IMPLICATIONS OF CERTAIN ASPECTS OF ORIGINAL DESIGN OF MORTALITY SURVEY

付録 1 : 寿命調査の最初の計画におけるサンプル抽出上の問題

Some of the compromises enforced by necessity at the time the sample was being assembled might have introduced some bias into the sampling, and it seemed wise to examine the experience for evidence that such had occurred. The choice of the not-in-city sample as a comparison group has been discussed in the text. Here consideration is given to the honseki restriction and the way it was applied, the piecemeal nature of the selection process, and the requirement that Selection I include a group known to have had acute radiation symptoms.

Honseki Restriction

Change in honseki might be associated with the risk of dying in the subsequent interval without introducing any bias into the dose comparisons, but the question draws its interest from the fact that the average date of investigation for eligibility was earlier for the most proximally exposed than for the distally exposed. Such a difference creates the possibility that the group investigated later is smaller, relative to those investigated earlier, through the exclusion, from the "proper part" of the mortality sample, of those who have changed honseki, and their allocation to the "reserve part." Information on the fact (but not the date) of change in honseki has been routinely obtained in mortality checks of the koseki since 1958. If the sample of survivors on 1 October 1960 is classified as to change in honseki, and a mortality comparison made of those who changed vs those who did not, one would expect the former group to be favored as to mortality, since some of the changes occurred after 1 October 1960. The observed experience bears out this expectation, but even so the mortality advantage is only 13% of expectation in an age-sex- and city-standardized comparison. Moreover, the change in honseki is only about 1% a year in this experience. Therefore, although the date of honseki was closer to 1 October 1950 for the most proximally exposed, and farthest from this date for the distally exposed, any practical effect of this difference would seem to have been small indeed.

サンプルを抽出する際にやむをえず妥協を行なった結果、サンプル抽出に偏りができたかもしれないので、その点を確かめるために死亡率を検討してみることが必要であろうと考えられる。被爆当時、市内にいなかった者を対照群としたことについては、本文で検討した。ここでは本籍についての条件とその適用方法、サンプル抽出が断片的に行なわれたこと、ならびに第1次抽出群に急性放射線症状のあった者を含めることを必要条件としたことについて考察する。

本籍条件

本籍の異動は、その後の死亡率と関連があっても、そのために線量別の比較に偏りが導入されることはないかもしれないが、この本籍の異動について関心が寄せられるのは、調査対象者としての適格性の調査が遠距離被爆者よりも近距離被爆者のほうについて概して早い時期に行なわれたからである。調査の時期にこのような差があるため、本籍の異動があった者が寿命調査の「研究群」から除外されて「予備群」に入れられたことが原因で、研究群には調査の遅かった者のほうが調査の早かった者よりも少ないという可能性がある。1958年以来、戸籍照合によって死亡者を調査する際に、通常業務の一環として本籍の異動の有無を記録している（ただし、その年月日は求めている）。1960年10月1日当時の生存者を本籍異動の有無によって分類し、異動のあった者となかった者との死亡率を比較したならば、前者には、異動が1960年10月1日以後であった者も含まれているので、死亡率が低いであろうと予想される。これまでの観察結果はこの予想のとおりであるが、その場合でも、年齢・性別および都市別を補正した比較において、死亡率は期待値の13%程度低いにすぎない。なおこの調査対象群では、本籍の異動は約1%程度である。したがって、本籍の調査が行なわれた時期は、近距離被爆者が1950年10月1日にもっとも近く、遠距離被爆者がもっとも遅かったとはいえ、この差による実際の影響はきわめて小さいと思われた。

Although, as Ishida has suggested,⁵ the reserve part of the mortality sample may differ sociologically from the proper part and such differences may have their correlates in mortality differentials, in his analysis of the 1950-59 period Ishida found very little evidence of systematic differences between the proper and reserve parts with respect to mortality. Although it would appear, therefore, that the artificial honseki criterion used in establishing the eligibility of the reserve part of the sample probably introduced little or no bias into the earlier distance and dose comparisons, extension of the mortality sample to include all reserve subjects within 2500 m ATB has effectively eliminated the significance of the honseki restriction.

Mortality in Selections I and II

Interest in the comparison of Selections I and II stems from the use of Selection I for the AHS, and the possibility that selections made at different times, on the basis of increasingly complete field investigation, may contain a disproportionate number of deaths. When Selection I was made, the field investigations of the 195,000 survivors were 97% complete, and this may seem to have been complete enough to dismiss the problem. However, the comparison of interest is not the 3% vs the 100% sample, but the 3% vs the mortality to that point, which was about 7.8%. Thus, had all the 3% been obtainable because they were dead, their exclusion from Selection I would have been a matter of grave importance for any study of mortality prior to 1958. Nothing like this was actually involved, but since individual records were not kept so that one may now reconstruct the mortality of the 3% outstanding in 1958, a comparison of Selections I and II seems indicated. With Selection II the exposed portion of the sample became 99.1% complete.

Investigation of the problem was made by comparing subjects exposed at or beyond 1800 m in Hiroshima and 2000 m in Nagasaki in Selection I vs Selection II as to mortality over time, with attention to age, sex, and city. The analysis assumes that the expectation of death in survivors beyond 1800 m in Hiroshima and 2000 m in Nagasaki is uniform over distance, but of course this may not be so. Differences in occupation and economic status, if associated with mortality, would confound the comparison of Selection I and Selection II. Homogeneity of

石田⁵が示唆したように、寿命調査対象群中の予備群は研究群とは社会学的な相違があり、その相違と死亡率との差の間に相関関係があるかもしれないが、石田は、1950-59年の死亡率の解析において研究群と予備群との間に系統的な差を示す証拠はほとんど認められなかったと報告している。したがって、予備群の該当者を決定する際に使用した本籍という作為的な基準のために、以前に行なわれた距離別および線量別の比較に偏りが導入されたということはおそらくなかったと思われるが、寿命調査対象群を拡大して被爆距離が2500m未満の予備群の全員を対象に含めたことにより、本籍条件によってもたらされる影響はじゅうぶん取り除くことができたと思われる。

第Ⅰ次および第Ⅱ次抽出群における死亡率

第Ⅰ次と第Ⅱ次の抽出群の比較に関心が寄せられている理由は、第Ⅰ次抽出群が成人健康調査に利用されていること、および時期を異にして、しかも、時の経過とともにしだいに完成された野外調査に基づいて選ばれたそれぞれの抽出群において死亡者数が不均衡になる可能性があることのためである。第Ⅰ次抽出群が選ばれた時には、195,000人の被爆者の97%について野外調査が完了していたので、この問題も無視してよいほどに調査がじゅうぶんに進んでいたように思えるかもしれない。しかし、ここで興味を持たれているのは、未調査の3%とサンプル全体との比較ではなく、この3%とその時点までに死んだ約7.8%の死亡者との間にいかなる関係があるかということである。つまり、この3%の全員が死亡していたために調査未完了であったのであれば、それらの例が第Ⅰ次抽出群から脱落していることは1958年以前の死亡率を調査する場合に重大な問題となる。実際にはこのようなことは起こらなかったが、1958年当時調査未完了であった3%についての個人別の記録は保管されていないため、現時点では当時の生死の別を決定できないので、第Ⅰ次抽出群と第Ⅱ次抽出群との比較を行なう必要があると思われる。この第Ⅱ次抽出群の追加により被爆者群は99.1%完全になった。

この問題を検討するために、広島で1800m以遠、長崎で2000m以遠で被爆した者について第Ⅰ次抽出群と第Ⅱ次抽出群との年齢・性・都市別死亡率を期間別に比較した。この解析にあたっては、広島で1800m以遠、長崎で2000m以遠で被爆した者の期待死亡数が各距離において一様に分布していると仮定したが、もちろん、そうではないかもしれない。職業ならびに経済状態が、もし、死亡率と関連しているとすれば、その違いも第Ⅰ次抽出群と第Ⅱ次抽出群との比較を複雑にするであろう。したがって、

TABLE A1 OBSERVED & EXPECTED* DEATHS IN SELECTION I EXPOSED 1800+ m
IN HIROSHIMA & 2000+ m IN NAGASAKI COMPARED WITH SELECTION II
SUBJECTS, BY CITY & YEAR OF DEATH

表A1 広島で1800m以遠、長崎で2000m以遠で被爆した第Ⅰ次抽出群と第Ⅱ次抽出群における
死亡の観察数および期待数の比較：都市・死亡年度別

Year of Death 死亡年度	Hiroshima 広島				Nagasaki 長崎			
	O 観察数	E 期待数	O/E 比	P	O 観察数	E 期待数	O/E 比	P
1950-52	65	71.5	0.91		19	20.8	0.91	
1952-54	69	70.7	0.98		19	20.8	0.91	
1954-56	79	80.3	0.98		22	22.0	1.00	
1956-58	89	85.9	1.04		21	22.6	0.93	
1958-60	72	79.8	0.90		17	18.9	0.90	
1960-62	81	83.9	0.97		20	20.7	0.97	
1962-64	73	81.1	0.90		13	20.3	0.64	
1964-66	68	93.3	0.73	<0.01	23	26.6	0.86	
Total 合計	596	646.5	0.92	<0.05	154	172.7	0.89	

*Age- and sex- adjusted. 年齢および性別について補正

Tab 01863, II-A-3

the two selection groups, therefore, would be only somewhat reassuring, and nonhomogeneity open to alternative explanations.

Two-year intervals were chosen as the shortest for which a meaningful analysis of Nagasaki data could be made. A summary of the findings appears in Table A1, from which it appears that, in each city, Selection I subjects (the AHS sample) have a characteristically lower mortality, averaging 8% in Hiroshima and 11% in Nagasaki. If it was easier for the field investigators to obtain information on the living, and this is offered as the explanation for the difference between Selections I and II, it is hard to understand why the difference should persist after the sample was closed, into the 1962-66 period. And it is in this period that the subjects of Selection I are most favored in both cities. Whatever the explanation, the difference is one that deserves further study. It would be especially helpful to examine the discrepancies of Table A1 in later years by means of tabulations that control on such variables as distance ATB, occupation, and other socioeconomic factors.

Do the differences of Table A1, point to problems that limit inferences on the effects of radiation? So long as the entire ST100, or ST100 extended, sample is used, such differences are largely irrelevant. For studying mortality prior to 1958, Selection I is probably biased, but there is no

二つの抽出群が均質であっても、ある程度の安心が得られるにすぎない。また、非均質であればその原因としていろいろのことが考えられる。

資料について有意義な解析のできる最短期間として、2年ごとの期間を用いることにした。所見の要約は表A1に示した。この表によると、両市とも第Ⅰ次抽出群の対象者（成人健康調査対象群）の死亡率が低いことが特徴であり、広島では平均8%、長崎では平均11%であった。もしも生存者についての野外調査のほうが容易であり、第Ⅰ次抽出群と第Ⅱ次抽出群との間の差がこのためであるとしても、対象抽出を締め切ったあとの1962-66年の時期までもその差が持続しているのはいかなる理由によるのか理解できない。しかも、両市において第Ⅰ次抽出群の対象者の死亡率が最も低いのはこの後期においてである。理由はともあれ、この差についてはさらに検討すべきである。表A1にみられる後期における差については、被爆距離・職業およびその他の社会経済的要因などの別によって検討することは特に有益であろう。

表A1にみられる差は、放射線障害についての推論を限定するような問題があることを示しているのであろうか。寿命調査対象群全体または寿命調査拡大対象群を使用するかぎり、そのような差はほとんど問題にならない。1958年以前の死亡率を調査する場合には、第Ⅰ次抽出群

information to suggest that its mortality advantage would in any way depend on dose or interfere with dose-specific comparisons.

Acute Radiation Symptoms and Selection of Group 1, Selection I

If those with acute radiation symptoms died before they could be investigated for eligibility, and their history of symptoms could not be obtained, the selection of group 1 (within 2000 m ATB with acute radiation symptoms) would be correspondingly affected. To investigate this possible source of bias, an independent sample was sought that would contain information on acute radiation symptoms that was procured very soon after the bombs. In 1961 the approximately 13,800 survey sheets of the Joint Commission (JC)³⁹ recorded in 1945 were checked against the ABCC Master File, and 7100 were identified in a process believed to have been about 95% accurate. Identification in 1961 of course depended upon the depth of investigation ABCC had made of the individuals on the JC list, and does not provide an ideal basis for exploring the interrelations among acute symptoms,

におそらく偏りがあると思われるが、その死亡率の低いことが線量に関係しているとか、線量別比較に支障をきたすとかということを示唆する資料はない。

急性放射線症状と第Ⅰ次抽出における第1群の選択

急性放射線症状のあった者の中に、適格性の調査が行なわれる以前に死亡し症状についての病歴が入手できなかった者があったならば、第1群(被爆距離2000m未満で急性放射線症状を有する者)の抽出がそれ相当の影響を受けることになる。このような偏りの有無を調べるため、原爆直後に急性放射線症状についての資料が得られた別の調査集団を求めて調査することにした。合同調査団³⁹が1945年に調査した対象者約13,800名の記録について、95%の正確性をもつ方法でABCCにおける基本名簿との照合を1961年に行なった結果、7100名の確認ができた。もちろん、1961年に確認されるためには、合同調査団の名簿に記載されているその対象者についてABCCにおいてそれまでにどの程度の調査を行なっていたかが大きな因子であり、急性症状、死亡年月日および第1群として選ばれる可能性の相互関係を調査するためとしては

TABLE A2 RELATION BETWEEN MORTALITY STATUS & INCLUSION IN GROUP 1 OR GROUP 2 AT SELECTION I, 1945 JC CASES WITH ACUTE RADIATION SYMPTOMS

表A2 急性放射線症状のあった1945年合同調査団被検者の生死の状態と第Ⅰ次抽出における第1群および第2群への編入状況

Mortality Status 生死の状態	Total Cases 総数	Proportion in Group 1 第1群における割合		
		Total 計	Hiroshima 広島	Nagasaki 長崎
Total 合計	506	0.84	0.83	0.84
Died 死亡: 1950-54	9	0.78	1.00	0.71
1954-58	12	0.92	0.86	1.00
1958-66	27	0.89	0.93	0.85
Alive 1 Oct. 1966 1966年10月1日に生存	458	0.83	0.81	0.84

Tab 01863, II-B-1

date of death, and likelihood of inclusion in group 1. Nevertheless, if investigation of the JC sample was to show that the probability of inclusion in group 1 was low for those with symptoms who died early, and high only for those with symptoms who were alive in 1958, one would argue that Selection I was biased in regard to group 1. Absence of apparent bias would be less conclusive because it would remain possible that the early deaths in the JC sample

最善の方法ではない。しかし、もしも合同調査団のこの調査集団についての調査の結果、症状があって早く死亡した者が第1群に選ばれた率が低く、1958年に生存していた有症状者のみが高率に選ばれていたとすれば、第Ⅰ次抽出における第1群には偏りがあったとの議論がおきるであろう。一方、明らかな偏りがみられない場合は、あまり確定的なことはいえない。すなわち、合同調査団の調査集団における早期死亡者が基本名簿で確認される

could have been identified in the Master File only if a thorough field investigation had, in fact, been performed prior to 1961, which would have been prior to 1958 in most instances. Table A2 summarizes the results of the investigation. Of 506 cases within 2000 m ATB, known to have had acute radiation symptoms according to 1945 JC records, found in the Master File in 1961, and entering the sample in Selection I, 84% were placed in group 1, and 16% in group 2. There is no evidence, in either city, that this percentage depends on mortality prior to Selection I in 1958.

のは、詳細な野外調査が1961年以前に行なわれている時に限られる可能性が依然として残るからである。しかも、大部分の野外調査は1958年以前に行なわれている。調査結果の要約は表A2に示した。1945年の合同調査団の調査記録に、被爆距離が2000m未満で急性放射線症状があったと記載されている者のうち、1961年に行なわれた基本名簿との照合で確認され、しかも、第Ⅰ次抽出でサンプルの一部として選ばれた506例をみると、その84%は第1群、16%は第2群に入れられている。いずれの都市においても、この割合が1958年の第Ⅰ次抽出以前の死亡によって左右されたという証拠は認められない。

APPENDIX 2: MORTALITY IN THE MAJOR MORTALITY SAMPLE COMPONENTS

付録2：寿命調査対象群中の主要構成区分群における死亡率

Sample Components

The importance of the JNIIH-ABCC mortality sample extends beyond the LSS, providing as it does in Selection I the sampling base for the AHS, in Selections I-III the base for most autopsy studies, and in various forms the bases for specific substudies. In all of these applications the distinctions among the ME200 sample (Selection I), the MEY portion of the ST100 sample (Selections II and III), and the Reserve Part of the Master Sample, are of continuing practical importance. It was felt that these interests would be served by making available systematic comparisons of the mortality of these three components, especially for subjects exposed within 2500 m ATB. In making Selection I, emphasis was placed on exposure within 2000 m and on acute symptoms, and this group certainly received more radiation than subjects in Selections II and III. For example, in Hiroshima, the proportion of ME200 cases among all ST100 cases rises rapidly as the dose scale ascends, from 20% at 10-19 rad to about 90% above 600 rad. The Reserve Part, on the other hand, was so designated on the basis of honseki, and only a correlation between honseki and proximity to the hypocenter ATB could be expected to cause any deviation from the ST100 distribution as to dose or distance. Actually the differences are small, as may be

調査対象群の構成区分

予研一ABCC寿命調査対象群の重要性は、寿命調査に限定されるものではなく、たとえば、その第Ⅰ次抽出群は成人健康調査対象群の基盤となり、第Ⅰ、第Ⅱおよび第Ⅲ次抽出群はほとんどの剖検調査の基盤となり、また、いろいろのかたちで特定の副次的調査の基盤ともなっている。このようないずれの調査に用いる場合にも、ME 200 対象群(第Ⅰ次抽出群)、ST 100 対象群中のMEY 対象群(第Ⅱおよび第Ⅲ次抽出群)および基本調査対象予備群の区別は依然として実際上の重要な意味を持っている。上記のような目的に利用されているこの三つの構成区分の、特に2500m未満で被爆した対象者の死亡率について系統的に比較することは有益であろうと思われる。第Ⅰ次抽出群の抽出にあたっては、2000m未満での被爆および急性症状に重点を置いたので、この群は第Ⅱおよび第Ⅲ次の抽出群よりも多量の放射線を受けていることは確かである。たとえば、広島では線量が多くなるにつれ、ST 100 対象群中のME 200 対象群の割合は急激に増加して、10-19 radでは20%であるのに対し600 rad以上では約90%に達している。一方、予備群は本籍条件に基づいて決定されたので、本籍と原爆時の爆心地からの距離との相関がある場合のみ、線量別および距離別分布においてこの群とST 100 対象群との間に差異が生ずると予想される。事実上は、これら三つの構成区分群

TABLE A3 SURVIVORS EXPOSED WITHIN 2500 m BY T65 DOSE & SAMPLE COMPONENT

表A3 2500m未満の被爆者：T65線量・調査集団構成区分群別

T65D	Total 計		Component 区分群					
			ME200		MEY		Reserve 予備群	
	No.	%	No.	%	No.	%	No.	%
Both Cities 両市								
0-9 rad	26476	49.3	1094	11.0	20463	59.4	4919	53.1
10-29	11061	20.6	1829	18.4	7533	21.9	1699	18.4
30-49	3180	5.9	998	10.0	1743	5.1	439	4.7
50-99	3851	7.1	1313	13.2	1986	5.8	552	6.0
100+	5615	10.5	3360	33.7	1402	4.1	853	9.2
Unknown 不明	3468	6.5	1366	13.7	1307	3.8	795	8.6
Total 合計	53651	100.0	9960	100.0	34434	100.0	9257	100.0
Hiroshima 広島								
0-9	22661	55.5	1001	14.6	17195	65.5	4465	57.4
10-29	8269	20.2	1567	22.9	5317	20.3	1385	17.8
30-49	2438	6.0	832	12.2	1247	4.8	359	4.6
50-99	2660	6.5	1020	14.9	1195	4.6	445	5.7
100+	3116	7.6	1847	27.0	696	2.7	573	7.4
Unknown 不明	1719	4.2	571	8.4	594	2.3	554	7.1
Total 合計	40863	100.0	6838	100.0	26244	100.0	7781	100.0
Nagasaki 長崎								
0-9	3815	29.8	93	3.0	3268	39.9	454	30.8
10-29	2792	21.8	262	8.4	2216	27.1	314	21.3
30-49	742	5.8	166	5.3	496	6.1	80	5.4
50-99	1191	9.3	293	9.4	791	9.7	107	7.2
100+	2499	19.5	1513	48.5	706	8.6	280	19.0
Unknown 不明	1749	13.7	795	25.5	713	8.7	241	16.3
Total 合計	12788	100.0	3122	100.0	8190	100.0	1476	100.0

Tab 01863, II-A-4-A

seen from Table A3 in which these three components are distributed by dose.

The role of radiation will not be explored here except as differences in exposure distribution may underlie differences in the mortality experience of the three components. Accordingly, comparisons were first made without regard to dose or distance, but with adjustments for age, sex, and city. Deaths were examined in four cause-of-death groups: all causes, all natural causes except leukemia, leukemia, and trauma, etc.

The total sample consists of 54,285 subjects within 2500 m ATB with 8636 deaths over the 16-year period, distributed as follows among the three components:

の線量別分布を示す表A3 にみられるとおり、その差異は小さい。

ここでは、放射線の役割の検討を試みるのではなくて、ただ被爆状態の差異が三つの構成区分群における死亡率に差異をもたらしているかどうかをみることにする。したがって、まず、線量および距離は無視し、年齢、性および都市別の補正をおこなって比較してみた。死亡者を四つの死因群、つまり全死因、白血病を除く全病死、白血病および外因死に分類した。

原爆時2500m未満にいた者の総対象者数は54,285名であり、そのうち、この16年間に8636名が死亡しており、三つの構成区分群におけるその分布は次のとおりである：

Component 構成区分	Subjects 対象者数	Deaths 死亡者数
ME200	9977	1415
MEY	34795	5970
Reserve 予備群	9513	1251
Total 合計	54285	8636

The differences in age and sex are such that direct comparison of the components as to mortality, on the basis of these totals, is not useful. There were 98 deaths from leukemia, 572 deaths from accidental causes, and 7966 from all natural causes except leukemia. The components are compared as to observed and expected deaths from all causes in Tables A4 and A5. In Table A4 we see very little evidence of variation among the three components when attention is paid to calendar time; there is a slight but insignificant tendency toward higher mortality in the ME200 sample, and lower in the reserve. When the data for the 16-year period are examined by sex and city (Table A5), there are significant differences for Hiroshima males and Nagasaki females, but they are of opposite direction. Examination of the city-sex data in the separate 4-year intervals does not illuminate the discrepancy seen for Hiroshima males, but does indicate that the variation among components for Nagasaki females is clearest in 1950-54 and 1954-58, after which it disappears. That is, the O/E ratio of 1.23 for Nagasaki females in the reserve group in the entire 16-year period resolves into the following ratios by 4-year periods:

Year 期間	O/E 比
1950-54	1.60
1954-58	1.47
1958-62	1.10
1962-66	0.86
Total 合計	1.23

Summaries like those of Tables A4 and A5 were also made by age ATB, and these showed rather more consistent heterogeneity in one age-group, those under 10 ATB (Table A6). Some, but not all, of the discrepancy is from leukemia. There were seven leukemia deaths in the ME200 sample

年齢および性別構成に差異があるため、この数値に基づいて3群の死亡率を直接比較することは意味がない。白血病による死亡者は98例、事故死は572例および白血病以外の全病死は7966例であった。表A4および表A5では、各群における全死因による死亡者の観察数および期待数を比較した。表A4では、期間別にみて3群間にほとんど差異は認められない；ME200対象群では死亡率が高くなり、予備群では低くなる傾向がわずかに認められるがいずれも有意ではない。16年間の資料を性別および都市別に検討した場合（表A5）、広島男性および長崎の女性に有意な差が認められるが、その差は互いに逆の方向である。この都市別および性別の資料を4年ごとの各期間別に検討すると、広島男性に認められる差異については別に新しい所見はないが、長崎の女性では、3群間の差異は1950—54年および1954—58年において最も明確であり、その後には差異が消失している。つまり、予備群に属している長崎の女性では、16年の全期間における観察数と期待数との比は1.23であるが、4年ごとにみた場合の比は次のとおりである：

表A4および表A5と同様の集計を原爆時の年齢別についても行なったが、一つの年齢群、つまり、原爆時年齢が10歳未満の群において非均質性がかなり一貫して認められた（表A6）。この差異の一部は白血病によるものである。ME200対象群では、原爆時年齢10歳未満の群

TABLE A4 OBSERVED & EXPECTED DEATHS FROM ALL CAUSES SURVIVORS
WITHIN 2500 m BY SAMPLE COMPONENT, HIROSHIMA & NAGASAKI, 1950-66

表A 4 2500 m 未満の被爆者における全死因による死亡の観察数および期待数:
調査集団構成区分群別, 広島および長崎, 1950-66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E 比	Test [†] 検定		O/E 比		
			A	B	ME200	MEY	Reserve 予備群
1950-66	8636	O			1415	5970	1251
		E			1394	5954	1288
		O/E	—	—	1.02	1.00	0.97
1950-54	1999	O/E	—	—	0.99	1.01	0.95
1954-58	2171	O/E	—	—	1.04	1.00	0.95
1958-62	2165	O/E	—	—	0.97	1.00	1.03
1962-66	2301	O/E	Sug	—	1.04	1.01	0.90

Tab 01863, II-A-4-0198-A

[†]Test A is on the homogeneity of all three components, B on ME200 vs MEY.

検定 A は, 三つの構成区分群のすべての均質性に関する検定, すなわち, B についての ME 200 対 ME Y.

* $P < 0.05$, ** $P < 0.01$, Sugg $0.10 > P > 0.05$

TABLE A5 OBSERVED & EXPECTED DEATHS FROM ALL CAUSES SURVIVORS
WITHIN 2500 m BY SAMPLE COMPONENT, CITY, & SEX, 1950-66

表A 5 2500 m 未満の被爆者における全死因による死亡の観察数および期待数:
調査集団構成区分群・都市・性別, 1950-66年

City 都市	Sex 性別	Deaths 死亡数	Test [†] 検定		O/E 比		
			A	B	ME200	MEY	Reserve 予備群
H 広島	M 男	3446	*	—	1.05	1.01	0.92
N 長崎	M 男	1018	—	—	0.98	1.01	0.96
T 計	M 男	4464	*	—	1.03	1.01	0.93
H 広島	F 女	3194	—	—	1.03	1.00	0.98
N 長崎	F 女	978	*	—	0.91	0.99	1.23
T 計	F 女	4172	—	—	1.00	1.00	1.02
H 広島	T 計	6640	*	—	1.04	1.00	0.95
N 長崎	T 計	1996	—	—	0.95	1.00	1.07

[†]See Table A4. 表A 4 参照.

Tab 01863, II-A-4-0198-B

TABLE A6 OBSERVED & EXPECTED DEATHS FROM ALL CAUSES, SURVIVORS WITHIN 2500 m UNDER 10 YEARS OF AGE ATB, BY COMPONENT, HIROSHIMA & NAGASAKI-1950-66

表A6 原爆時年齢10歳未満の2500m未満被爆者における全死因による死亡の観察数および期待数:
調査集団構成区分群別, 広島および長崎, 1950-66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E 比	Test [†] 検定		O/E 比		
			A	B	ME200	MEY	Reserve 予備群
1950-66	181	O	—	—	28	125	28
		E	—	—	16.3	138.1	26.6
		O/E	**	**	1.72	0.90	1.05
1950-54	50	O/E	Sug	*	1.99	0.87	1.08
1954-58	42	O/E	—	—	1.51	0.90	1.18
1958-62	50	O/E	Sug	*	2.10	0.89	0.92
1962-66	39	O/E	—	—	1.17	0.97	1.07

[†] See Table A4. 表A4参照.

Tab 01863, II-A-4-0198 (AGE)

under age 10 ATB in comparison with about two expected, but the overall discrepancy in Table A6 is about 12 deaths.

Leukemia deaths were not examined in the same detail, but observed and expected (age-adjusted) totals for the three components are:

において白血病による死亡者が7例あったのに対し期待数は約2であった。しかし、表A6における死亡総数の差異は約12である。

白血病による死亡者については、上述の場合ほどには詳細に検討しなかったが、3群における観察数と期待数(年齢を補正したもの)との合計は次のとおりである:

Component 構成区分	O 観察数	E 期待数	O/E 比
ME200	42	17.7	2.4
MEY	36	63.1	0.6
Reserve 予備群	20	17.0	1.2
Total 合計	98	97.8	1.0

These differences are in line with the differences in the components with respect to distribution by dose and distance. The Reserve Part looks rather like the other components combined, and the greater exposure of the ME200 sample is obvious in this most sensitive of all indices of radiation damage.

Deaths from all natural causes except leukemia are summarized in Tables A7 and A8. The ME200 and MEY components differ very little in these comparisons, but the discrepancies noted for Hiroshima males and Nagasaki females in the analyses of deaths from all causes are seen again. In the analysis by age any discrepancies are,

これらの差異は、線量別および距離別分布にみられた3群間の差異と一致している。予備群は他の二つの群を合計したものとかかなり類似しており、ME 200 対象群が最も多くの放射線を受けていることは、放射線傷害に関する指標のうちで最も感度の高いこの指標において明らかである。

白血病を除く全病死による死亡者を表A7および表A8にまとめた。これらの表に示した比較では、ME 200 と MEY との間にはほとんど差異が認められないが、全死因による死亡者の解析において広島男性と長崎女性との間にみられた差異がここでも認められた。年齢別の解析では、差異はこの場合にも原爆時年齢10歳未満の群に

TABLE A7 OBSERVED & EXPECTED DEATHS FROM ALL NATURAL CAUSES
EXCEPT LEUKEMIA, SURVIVORS WITHIN 2500 m BY SAMPLE COMPONENT,
HIROSHIMA & NAGASAKI, 1950-66

表A7 2500m未満の被爆者における白血病を除く全病死による死亡の観察数および期待数:
対象集団構成区分群別, 広島および長崎, 1950-66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E 比	Test† 検定		O/E 比		
			A	B	ME200	MEY	Reserve 予備群
1950-66	7966	O	—	—	1267	5584	1115
		E	—	—	1273	5520	1173
		O/E	*	—	1.00	1.01	0.95
1950-54	1822	O/E	Sug	—	0.95	1.03	0.91
1954-58	1989	O/E	—	—	1.02	1.01	0.92
1958-62	2010	O/E	—	—	0.97	1.00	1.03
1962-66	2145	O/E	Sug	—	1.01	1.02	0.89

† See Table A4. 表A4参照.

Tab 01863, II-A-4-0182 (ex. 24)-A

TABLE A8 OBSERVED & EXPECTED DEATHS FROM ALL NATURAL CAUSES
EXCEPT LEUKEMIA, SURVIVORS WITHIN 2500 m
BY COMPONENT, CITY, & SEX, 1950-66

表A8 2500m未満の被爆者における白血病を除く全病死による死亡の観察数および期待数:
対象集団構成区分群・都市・性別, 1950-66年

City 都市	Sex 性別	Deaths 死亡数	Test† 検定		O/E 比		
			A	B	ME200	MEY	Reserve 予備群
H	M	3112	**	—	1.02	1.02	0.89
N	M	928	—	—	0.98	1.01	0.96
T	M	4040	**	—	1.01	1.02	0.90
H	F	3000	—	—	1.01	1.00	0.97
N	F	926	*	—	0.88	1.00	1.20
T	F	3926	—	—	0.98	1.00	1.01
H	T	6112	**	—	1.02	1.01	0.93
N	T	1854	—	—	0.94	1.00	1.07

† See Table A4. 表A4参照.

Tab 01863, II-A-4-0182 (ex. 24)-B

again, rather concentrated in subjects under age 10 ATB, O/E ratios for the 16-year period being as follows:

Component 構成区分	O 観察数	E 期待数	O/E 比
ME200	15	8.26	1.82
MEY	61	66.4	0.92
Reserve 予備群	11	12.3	0.89
Total 合計	87	87	1.00

The three components differ at the 0.05 level and the test of ME200 vs MEY gives a probability of 0.02 or less.

Deaths from accidental causes and the like are examined in Tables A9 and A10. There is some suggestion that traumatic deaths were more prevalent in the Reserve Part than in the other components in the early years of the experience, but the differences involve numbers too small to be particularly impressive.

Proximally exposed survivors in the sample components differ as to mortality, but perhaps less than might have been expected in view of their wide differences in distribution by dose. The ME200 sample, in accordance with its purpose, is the most divergent, and yet its excess mortality is not large, only 21 deaths above the expected 1394 at the level of all causes, a

かなり集中しており、16年間全体の観察数と期待数と比は次のとおりである:

三つの構成区分群間には .05 の水準で差があり、ME 200対MEYの検定では、確率は .02 以下である。

事故死などの外因による死亡は表A 9 および表A10に示した。観察期間の初期において、予備群における外因死が他の群よりも多いということを示唆する傾向がいくらかみられるが、例数が少ないため、この差異は特に印象的であるというほどではない。

各構成群における近距離被爆者の死亡率には差が認められるが、それは線量分布の大きな差異の見地からして、予想されるよりは小さいといえるかもしれない。ME 200対象群は広範囲に分布しているが、死亡率の増大はそれほど大きくなくて全死因については期待数の1394よりも死亡者が21例多いにすぎない程度であり、これは

TABLE A9 OBSERVED & EXPECTED DEATHS FROM ACCIDENTS ETC., SURVIVORS WITHIN 2500 m BY SAMPLE COMPONENT, HIROSHIMA & NAGASAKI, 1950-66

表A 9 2500m未満の被爆者における不慮の事故等による死亡の観察数および期待数:
対象集団構成区分群別、広島および長崎、1950-66年

Year 期間	Deaths 死亡数	O/E 比	Test † 検定		O/E 比		
			A	B	ME200	MEY	Reserve 予備群
1950-66	572	O			106	350	116
		E			102	371	98.2
		O/E	Sug	—	1.04	0.94	1.18
1950-54	143	O/E	—	—	0.93	0.92	1.38
1954-58	156	O/E	—	—	1.01	0.93	1.26
1958-62	134	O/E	—	—	0.87	1.02	1.05
1962-66	139	O/E	—	Sug	1.32	0.91	0.99

† See Table A4. 表A 4 参照.

Tab 01863, II-A-4-8398-A

TABLE A10 OBSERVED & EXPECTED DEATHS FROM ACCIDENTS ETC., SURVIVORS
WITHIN 2500 m BY COMPONENT, CITY & SEX, 1950-66

表A10 2500m 未満の被爆者における不慮の事故等による死亡の観察数および期待数:
対象集団構成区分群・都市・性別, 1950-66年

City 都市	Sex 性別	Deaths 死亡数	Test † 検定		O/E 比		
			A	B	ME200	MEY	Reserve 予備群
H	M	297	—	—	1.11	0.91	1.21
N	M	72	—	—	0.80	1.13	0.76
T	M	369	—	—	1.03	0.95	1.14
H	F	157	—	—	1.01	0.94	1.22
N	F	46	—	—	1.18	0.88	1.49
T	F	203	—	—	1.05	0.92	1.26
H	T	454	*	—	1.07	0.92	1.21
N	T	118	—	—	0.92	1.02	1.01

† See Table A4. 表A4参照.

Tab 01863, II-A-4-8398-B

number that approximates the excess attributable to leukemia. The disadvantage of the ME200 subjects is most marked in those under age 10 ATB. Mortality in the Reserve Part is a little low, about 3% below expectation at the level of all causes. Leukemia distinguishes the component groups most sharply, as would be expected from the dose distributions. For all natural causes the only discrepancy is the low mortality of the Reserve Part, about 95% of expectation. Traumatic deaths are not remarkable, but do seem a little more frequent in the Reserve Part.

白血病による死亡者数の増加に近い数である。ME 200 対象者のうちでも最も死亡率の高いのは原爆時年齢が10歳未満の群であった。予備群の死亡率はわずかに低く、全死因についてみると期待数より約3%低い。線量分布から予想されたとおり、各群間で白血病が最も明瞭な差を示している。全病死に関する検討においてみられる唯一の差は、予備群の死亡率が低かったことであって、期待数の約95%であった。外因死は顕著ではないが、予備群においてわずかに多いようである。

APPENDIX 3: METHODOLOGY OF CONTINGENCY TABLE ANALYSES

付録3: 分割表の解析法

The results discussed in this report are, for the most part, expressed numerically in terms of observed and expected deaths from specified causes, over specified time periods, for various exposure classes among sample subgroups defined in the terms of sex, city, and age ATB. Tests defined in terms of these numbers purport to test the null hypothesis of homogeneity of mortality among exposure classes against particular alternatives, such

この報告では、サンプルを性、都市および原爆時年齢別に細区分し、その中の各被爆群について、特定の時期の特定死因群による死亡の観察数および期待数を示すという数値的な形で結果を表現した。これらの数値の統計的検定に用いた方法は、被爆群間に死亡率の差がないという帰無仮説に対して、特定の対立仮説、たとえば、推定放射線量の増加とともに死亡率が増加する傾向があると

as an increasing trend in mortality with estimated radiation dose. The analysis can be briefly described in two parts: the construction of summary contingency tables, adjusted for the effect of age and, sometimes, city and sex on between-class mortality differences; and the expression of the sample variation within each such contingency table by means of a set of orthogonal linear contrasts. The technique of constructing summary contingency tables is that of Mantel and Haenszel.^{40,41} The technique of breaking down sums of squares into orthogonal contrasts for test purposes is well known, and has been discussed for simple contingency tables by Cochran.⁴² To our knowledge, however, applications to the Mantel-Haenszel type of table have not been discussed previously.

Contingency Table Construction

The basic tables are $2 \times J$, the rows corresponding to those sample members alive at the beginning of the specified time period who did or did not die of the specified cause during the period, and the columns to an exposure or exposure-related classification of the sample. The T and D tables* are defined on the exposed portion of the sample only; the T tables have one class for exposed persons for whom no dose estimate has been possible, and four classes defined on dose estimates, while the D tables have four classes defined by distance from the hypocenter ATB. The E tables* have one class for exposed sample members, one for late-entry cases, and three for early-entry cases, defined according to date and extent of earliest entry into Hiroshima or Nagasaki.

For each comparison, separate simple $2 \times J$ contingency tables were constructed for each of the 32 elements of a partition of the sample by sex, city, and age ATB. This allowed testing of the null hypothesis of homogeneity among classes within partition elements, which could be assumed to be reasonably homogeneous with respect to factors related to age, city, and sex, and it avoided confounding due to possible relationships between these factors and the exposure factors. Any such table, corresponding to the

いような仮説の検定を行なうことが目的であった。この解析法の大略は二つに分けて説明できる。すなわち、まず、各被爆群間の差については、年齢の影響あるいは都市や性の影響を補正した総合分割表を作成し、次に、各分割表の標本変動を直交している対比集合を用いて示した。総合分割表の作成は、Mantel および Haenszel の方法^{40,41}に従った。検定において平方和を直交対比させる方法はよく知られており、簡単な分割表における応用については、Cochran⁴²が記述している。しかし、われわれの知る限りでは、Mantel-Haenszel 分割表形式における応用についての報告はない。

分割表の作成

基本的な分割表は $2 \times J$ であり、行には、特定期間の開始当時に生存していた対象群構成員のうち、その期間中にある特定の死因で死亡した者あるいは死亡しなかった者を示し、列には、その対象群の被爆分類あるいは被爆に関係した分類を示す。T 表および D 表*は、対象群中の被爆者のみについて作成した。すなわち、T 表では、被爆者を線量推定値が入手できなかった者の 1 階級と線量推定値に基づく 4 階級とに分類し、一方、D 表では、被爆者を被爆距離に基づく 4 階級に分類した。E 表*では、対象群を被爆者の 1 階級、後期入市者の 1 階級、それから早期入市者で広島・長崎市内にはいった最初の年月日と進入の程度に基づいての 3 階級に分類した。

対象群を性、都市および原爆時年齢によって 32 の区分に分け、各区分の比較においては、単純な $2 \times J$ 分割表を作成した。この分割表では、年齢、都市および性に関係した因子が合理的に均質性であると仮定することによって、各階級間の均質性に対する帰無仮説を検定することができる。かくして、この種の因子と被爆因子との間に

*See under "Methodology" for descriptions of the T, D, and E tables; T tables refer to those utilizing T65 dose, D tables, distance, and E tables, the distinction between those in the city, and those not in the city, ATB.

T, D および E 表の説明については、本文の「調査方法」の項を参照；T 表は T65 線量を、D 表は距離を、また E 表は原爆時に市内にいた群と市内にいなかった群との区別をそれぞれ利用したものである。

i th partition element say, can be described completely in terms of the column marginals m_{i1}, \dots, m_{ij} and the corresponding numbers of deaths x_{i1}, \dots, x_{ij} . A statistical model appropriate to the infinite inference universe of hypothetical individuals exposed to A-bomb radiation, as opposed to the finite inference universe of Hiroshima and Nagasaki (for which the model does not hold) is to view each sample member as an individual randomly chosen from an infinite population corresponding to his age, city, sex, and exposure classification. Thus, the observed frequency x_{ij} can be considered a sample value of a binomial variate X_{ij} with sample size m_{ij} and binomial probability p_{ij} . The null hypothesis of homogeneity then becomes one of equality among the p_{ij} for fixed i : $p_{ij} = p_{i\cdot}, j = 1, \dots, J$.

If this null hypothesis holds, then the sum $X_{i+} = \sum_j X_{ij}$ is also binomial, with sample size $m_{i+} = \sum_j m_{ij}$, and probability $p_{i\cdot}$, and the joint conditional distribution of X_{i1}, \dots, X_{iJ} given X_{i+} is given by

$$(1) \quad P\{X_{i1} = x_{i1}, \dots, X_{iJ} = x_{iJ} \mid X_{i+} = x_{i+}\} = \frac{\binom{m_{i1}}{x_{i1}} \cdots \binom{m_{iJ}}{x_{iJ}}}{\binom{m_{i+}}{x_{i+}}}.$$

The conditional distribution (1) is independent of $p_{i\cdot}$, and the conditional expected values are given by

$$(2) \quad E\{X_{ij} \mid X_{i+} = x_{i+}\} = m_{ij}x_{i+}/m_{i+}$$

and the conditional covariance matrix by $\Phi^i = [\sigma_{jk}^i]$, where

$$(3) \quad \sigma_{jk}^i = \text{Cov}\{X_{ij}, X_{ik} \mid X_{i+} = x_{i+}\} = \frac{x_{i+}(m_{i+} - x_{i+})}{m_{i+} - 1} \frac{m_{ij}}{m_{i+}} \left(\delta_{jk} - \frac{m_{ik}}{m_{i+}} \right)$$

and where $\delta_{jk} = 1$ if $j=k$, and is zero otherwise. Note that all rows and columns of Φ^i sum to zero, so that Φ^i is singular of rank $J-1$.

If $I = \{i\}$ denotes a subset of the integers $1, \dots, 32$ (in practice those indices corresponding to all partition elements within a single city and sex, or a single city or sex, or the whole set) and we set $X_{+j} = \sum_{i \in I} X_{ij}$, then we have

$$EX_{+j} = \sum_{i \in I} E\{X_{ij} \mid X_{i+} = x_{i+}\}$$

and the covariance matrix for X_{+1}, \dots, X_{+J} is the matrix sum

$$\Phi = \sum_{i \in I} \Phi^i.$$

存在する複雑さも避けることができる。たとえば、第 i 番目の区分に対応するこの種の分割表は、列の周辺合計 (m_{i1}, \dots, m_{ij}) およびそれに対応する死亡者数 (x_{i1}, \dots, x_{ij}) を用いて完全に表現できる。仮説上の被爆者の無限推測母集団における適当な統計的モデルとしては、広島・長崎の有限母集団の場合とは異なり(その場合、このモデルは当てはまらない)、各対象群構成員は、それぞれの年齢、都市、性および被爆分類に対応する無限母集団から個別的に無作為抽出されたとみなす。したがって、観察度数 x_{ij} は、対象群の大きさ m_{ij} に対する 2 項変量 X_{ij} およびその 2 項確率 p_{ij} の標本値と考えることができる。そこで、 i を固定すれば、均質性に対する帰無仮説は p_{ij} の間が等しいということになる。すなわち $p_{ij} = p_{i\cdot}, j = 1, \dots, J$ 。

この帰無仮説が成立する場合、標本の大きさ $m_{i+} = \sum_j m_{ij}$ をもって、その和 $X_{i+} = \sum_j X_{ij}$ も 2 項性で確率 $p_{i\cdot}$ である。また、一定の $X_{i+} = x_{i+}$ のもとで、 X_{i1}, \dots, X_{iJ} に対する条件付き同時分布は次のとおりである。

$$(1) \quad P\{X_{i1} = x_{i1}, \dots, X_{iJ} = x_{iJ} \mid X_{i+} = x_{i+}\} = \frac{\binom{m_{i1}}{x_{i1}} \cdots \binom{m_{iJ}}{x_{iJ}}}{\binom{m_{i+}}{x_{i+}}}.$$

条件付き分布 (1) は、 $p_{i\cdot}$ に対して独立であり、条件付き期待値は次式で与えられる。

$$(2) \quad E\{X_{ij} \mid X_{i+} = x_{i+}\} = m_{ij}x_{i+}/m_{i+}$$

また、条件付き共分散行列は $\Phi^i = [\sigma_{jk}^i]$ である。ただし、

$$(3) \quad \sigma_{jk}^i = \text{Cov}\{X_{ij}, X_{ik} \mid X_{i+} = x_{i+}\} = \frac{x_{i+}(m_{i+} - x_{i+})}{m_{i+} - 1} \frac{m_{ij}}{m_{i+}} \left(\delta_{jk} - \frac{m_{ik}}{m_{i+}} \right)$$

ただし、 $j = k$ の場合、 $\delta_{jk} = 1$ であり、そのほかはゼロである。 Φ^i のすべての行と列の和はゼロになるので、 Φ^i は階数 $J-1$ の非正則であることに注意すること。

$I = \{i\}$ であれば、これは整数 $1, \dots, 32$ の部分集合を示す(実際には、これらの指数は一方の都市および性、あるいは一方の都市、一方の性、または、その全集合内のすべての分割成分に対応する)。 $X_{+j} = \sum_{i \in I} X_{ij}$ と置けば、次式が得られる。

$$EX_{+j} = \sum_{i \in I} E\{X_{ij} \mid X_{i+} = x_{i+}\}$$

また、 X_{+1}, \dots, X_{+J} に対する共分散行列は、次の行列である。

$$\Phi = \sum_{i \in I} \Phi^i.$$

Hypothesis Tests: General Method

According to the Central Limit Theorem the random variables X_{+j} can usually be assumed to be approximately normal in the present application, even when not all the variables X_{ij} can safely be assumed to be normal. Thus, the analysis of a summary contingency table as here defined can be stated in terms of the (approximately) multivariate normal random vector

$$\underline{Y} = (X_{+1} - EX_{+1}, \dots, X_{+J} - EX_{+J})'$$

which has, under the null hypothesis of homogeneity within the relevant age-city-sex partition elements, and conditional on the marginal frequencies of the simple contingency tables, mean vector zero and covariance Σ . Therefore, according to a well-known theorem by Rao,⁴³ the quadratic form

$$(4) \quad Y' \Sigma^{-1} Y,$$

where Σ^{-1} is any $J \times J$ matrix such that

$$(5) \quad \Sigma \Sigma^{-1} \Sigma = \Sigma$$

and および

$$(6) \quad \Sigma^{-1} \Sigma \Sigma^{-1} = \Sigma^{-1},$$

has approximately a chi-square distribution with $J-1$ degrees of freedom, under the null hypothesis and conditional on the several sets of marginals.

If the summary table is actually a simple table, that is, if the index set I contains only one integer, expression (4) reduces to the usual chi-square expression for a simple table:

$$(7) \quad \chi^2 = \sum \frac{(\text{Observed} - \text{Expected})^2}{\text{Expected}},$$

観察度数
期待度数
期待度数

where the summation is over all $2J$ cells. However, the relationship between the expected values and covariances for simple tables that gives this equivalence does not hold for summary tables in general, so that (7) cannot be used to obtain (4). Armitage⁴⁴ has discussed this problem in greater detail with respect to 2×2 tables, giving correction formulas.

A test of homogeneity based on (4) alone is nonspecific, and may provide less than optimal power against interesting and credible alternatives, such as a tendency for mortality to increase

仮説検定：一般的方法

全変数 X_{ij} が正規であると仮定し難い場合でも、中心極限定理によれば、今回、応用したものにおいては、確率変数 X_{+j} は近似的に正規であると仮定できる。したがって、ここで定義した総合分割表についての解析は、(近似的) 多変量正規確率ベクトル

を用いて表現できる。ここで、該当の年齢・都市・性別の分割成分間の均質性に対する帰無仮説のもとで、かつ単純の分割表の周辺合計次第で、平均ベクトルはゼロ、共分散は Σ である。したがって、Rao⁴³ の有名な定理によれば、2次形式

$$Y' \Sigma^{-1} Y,$$

ただし、 Σ^{-1} は次式のような $J \times J$ 行列である。

$$(5) \quad \Sigma \Sigma^{-1} \Sigma = \Sigma$$

and および

$$(6) \quad \Sigma^{-1} \Sigma \Sigma^{-1} = \Sigma^{-1},$$

この2次形式は、帰無仮説のもとで、かつ数組の周辺集合次第で、自由度 $J-1$ のカイ2乗分布に近似する。

総合表が実際に簡単な表である場合、すなわち、指数集合 I が1個の整数のみであれば、式(4)は、単純な分割表に対する普通のカイ2乗の形式に簡約できる。すなわち、

$$(7) \quad \chi^2 = \sum \frac{(\text{Observed} - \text{Expected})^2}{\text{Expected}},$$

観察度数
期待度数
期待度数

ただし、積算は $2J$ 区分を越えない。しかし、簡単な分割表の場合にこのような等式を与える期待数と共分散との間の関係は、一般の分割表の場合には成立しないので、(7)を用いて(4)を求めることはできない。Armitage⁴⁴ は、 2×2 表についてこの問題を詳細に論じ、修正式をあげている。

式(4)のみに基づく均質性の検定は、特異なものではなく、線量の増加とともに死亡率が上昇するというような興味ある信頼すべき対立仮説に対しては、検定力はふじゅう

with increasing dose, while being unnecessarily powerful against less interesting alternatives, such as a tendency for mortality to oscillate between adjacent dose classes.

One way of obtaining a test of increased sensitivity to a particular kind of nonhomogeneity is to express (4) as the sum of squares of $J-1$ independent unit normal (under the null hypothesis) variates defined in such a way that the variability to be expected according to the particular alternative at hand will be manifested mainly in a large or extreme value of a particular one of these normal statistics. Sometimes, depending on how the table classes are defined, more than one such alternative can be handled by making different normal statistics correspond to different alternative hypotheses. Briefly, this may be done by choosing a basis for the vector space in which \underline{Y} is free to vary, each basis vector corresponding to a different alternative, and then separately projecting \underline{Y} onto each of these vectors. The regression estimates so obtained are then orthogonalized in an order determined by heirarchical relationships (e.g., of importance) obtaining among the respective alternative hypotheses, and scaled to have unit variance. The details of this method are given below.

If $\underline{e}_1, \dots, \underline{e}_{J-1}$ are the chosen basis vectors, then given a generalized inverse $\underline{\Phi}^g$ satisfying (5) and (6) with respect to $\underline{\Phi}$, and such that

$$(8) \quad \underline{\Phi} \underline{\Phi}^g \underline{e}_k = \underline{e}_k$$

for $k = 1, \dots, J-1$, the regression estimate

$$(9) \quad A_k = \underline{e}_k' \underline{\Phi}^g \underline{Y}$$

is the minimum variance unbiased linear (Gauss-Markov) estimate of the regression coefficient a_k , corresponding to the model $E\underline{Y} = a_k \underline{e}_k$.⁴⁵ Under the null hypothesis of homogeneity, and assuming normality, the estimates A_1, \dots, A_{J-1} are jointly multivariate normal with zero means and covariances

$$\text{Cov}(A_k, A_\varphi) = \underline{e}_k' \underline{\Phi}^g \underline{e}_\varphi.$$

If we define

$$B_1 = A_1,$$

$$B_2 = A_2 - [\text{Cov}(A_2, B_1) / \text{Var}(B_1)] B_1,$$

.....

ぶんである。一方、隣接する線量区分の間で死亡率が上下する傾向があるというような、関心度の乏しい対立仮説についての検定力が必要以上に有力になることがある。

特定のある種の非均質性について感度のより高い検定を行なうためには、次のような方法がある。すなわち、式(4)を(帰無仮説のもとで) $J-1$ 個の独立単位正規変量の平方和として表わすことであり、その際、特定の対立仮説のもとで期待される変動が、これらの正規統計量の特定の統計量の値が大きいか、あるいは極端な値となるよう決定される。表における各階級の定義の仕方によっては、異なった正規統計量を異なった対立仮説に対応させれば、ひとつ以上の対立仮説を取り上げることができる。この方法を簡単に説明すれば、 \underline{Y} は自由に変動するベクトル空間を表わし、それぞれの基本ベクトルは、異なった対立仮説に対応するものであり、また、 \underline{Y} を各ベクトル上に射影する。このようにして得られた回帰推定値については、それぞれの対立仮説間の階級的関係(すなわち、その重要性)に基づいて決定される順位に従って直交化を行ない、しかも、単位分散をもつように測る。この方法の詳細は、下記のとおりである。

選んだ基本ベクトルをそれぞれ $\underline{e}_1, \dots, \underline{e}_{J-1}$ とし、そして $\underline{\Phi}$ に関して式(5)と(6)を満たす一般化した逆行列 $\underline{\Phi}^g$ を与えるならば、 $k = 1, \dots, J-1$ に対して

になるような回帰推定値、すなわち、

は、モデル $E\underline{Y} = a_k \underline{e}_k$ に対応する回帰係数 a_k の最小分散不偏線型 (Gauss-Markov) 推定値となる。⁴⁵ 均質性の帰無仮説のもとで、正規性を仮定した場合、推定値 A_1, \dots, A_{J-1} は、平均値ゼロ、共分散をもつ同時正規多変量である。

次のように定義すれば、

$$B_{J-1} = A_{J-1} - [\text{Cov}(A_{J-1}, B_1)/\text{Var}(B_1)]B_1 - \dots - [\text{Cov}(A_{J-1}, B_{J-2})/\text{Var}(B_{J-2})]B_{J-2},$$

the statistics B_1, \dots, B_{J-1} are uncorrelated. Furthermore, B_k is the Gauss-Markov estimate of the regression coefficient b_k in the orthogonal regression model

統計量 B_1, \dots, B_{J-1} は無相関である。なお、 B_k は次の直交回帰モデルにおける回帰係数 b_k の Gauss-Markov 推定値である。

$$EY = b_1 e_1^* + \dots + b_{J-1} e_{J-1}^*$$

defined by setting

ここで

$$e_1^* = e_1,$$

$$e_2^* = e_2 - (e_2' \Phi^g e_1^* / e_1^{*'} \Phi^g e_1^*) e_1^*$$

.....

$$e_{J-1}^* = e_{J-1} - (e_{J-1}' \Phi^g e_1^* / e_1^{*'} \Phi^g e_1^*) e_1^* - \dots - (e_{J-1}' \Phi^g e_{J-2}^* / e_{J-2}^{*'} \Phi^g e_{J-2}^*) e_{J-2}^*.$$

The normal (0, 1) statistics are obtained by scaling,

正規 (0, 1) 統計量は次式で求められる。

$$Z_k = B_k / (\text{Var } B_k)^{1/2},$$

and we then have

そこで次が得られる。

$$Y' \Phi^g Y = Z_1^2 + \dots + Z_{J-1}^2.$$

The generalized universe Φ^g was obtained by partitioning

一般化した逆行列 Φ^g は次の分割によって求められた。

$$\Phi = \left[\begin{array}{c|c} S & \underline{u} \\ \hline \underline{u}' & \sigma \end{array} \right],$$

where S is a nonsingular matrix of size $J-1$, \underline{u} a vector of size $J-1$, and σ a scalar. It can easily be verified that

ただし、 S は大きさ $J-1$ の正則行列、 \underline{u} は大きさ $J-1$ のベクトル、 σ はスカラーである。次のことを容易に証明できる。

$$\Phi^g = \left[\begin{array}{c|c} S^{-1} & \underline{0} \\ \hline \underline{0}' & 0 \end{array} \right]$$

where $\underline{0}$ is a vector of zeros, satisfies (5), (6), and (8).

ただし、 $\underline{0}$ はゼロのベクトルで、(5)、(6) および (8) 式を満足させる。

The observed and expected frequencies X_{+j} and EX_{+j} can be expected to be approximately proportional to the marginal sums

観察度数 X_{+j} と期待度数 EX_{+j} は周辺合計

$$m_{+j} = \sum_{i \in I} m_{ij},$$

so a convenient representation of the basis vectors is

に近似的に比例するので、基本的なベクトルを次のように示すと便利である。

$$e_k = N(\epsilon_k + c_k \mathbf{1}),$$

where N is the diagonal matrix whose j th diagonal element is m_{+j} , $\mathbf{1}$ is the size J vector of ones and c_k is a scalar chosen so that $\mathbf{1}' e_k = 0$. ϵ_k is an arbitrary vector chosen to correspond to a particular alternative hypothesis.

The method outlined above applies to all summary tables, but in fact, was employed only for the four separate city-sex summary tables for each comparison. Because it was computationally easier and because, being based on more detailed information, it gave more accurate regression estimates, the statistics for the combined cities within sex, combined sexes within city, and total tables were computed from those obtained for the four city-sex tables. For example, let B_1, \dots, B_{J-1} be the orthogonalized regression estimates for the Hiroshima Male table in a given comparison, and let C_1, \dots, C_{J-1} be the corresponding values for the Nagasaki Male table. The values for the Total Male table were obtained by setting

$$D_k = \frac{\text{Var}(C_k)B_k + \text{Var}(B_k)C_k}{\text{Var}(B_k) + \text{Var}(C_k)}$$

and then defining test statistics

$$Z_k = D_k / (\text{Var}(D_k))^{1/2}.$$

The assumption that the test statistics Z are approximately normally distributed under the null hypothesis is based on an asymptotic argument, and it is questionable whether this argument can be stretched to cover tables in which some of the expected cell frequencies are extremely small. For such tables the reported p -values for the test statistics, as computed under the assumption of normality, may not be an accurate approximation of the true probability of obtaining, in the absence of any departure from homogeneity, a value of the test statistic as extreme as the value observed.

In the present study summary tables with small expected frequencies occurred, mostly in tables defined for a single city-sex group. Since one would usually be reluctant to draw stray conclusions from an apparent deviation from homogeneity that occurred in only one city-sex group, the risk of drawing false inferences from a spuriously extreme p -value obtained for such a table would seem to be small. On the other hand, if the same deviation occurs in other tables it

ただし、 N は j 番目の対角元が m_{+j} である対角行列、 $\mathbf{1}$ は 1 の大きさ J ベクトル、 c_k は $\mathbf{1}' e_k = 0$ になるように選んだスカラーである。 ϵ_k はある特定の対立仮定に対応するように選んだ任意ベクトルである。

上記の方法は、すべての総合分割表に適用できるが、実際には、各比較を行なうにあたって都市・性別の四つの総合分割表にのみ用いた。計算が容易であることと、より詳細な資料が利用できるように回帰推定がもっとも正確になるという理由で、都市・性別の四つの表について求められた統計量を用いて男女それぞれについての両市合計、各市における男女合計および総計表に対する統計量を計算した。たとえば、ある比較において広島市の男性の表に対して直交化した回帰推定値を B_1, \dots, B_{J-1} とし、一方、長崎市の男性の表に対しては C_1, \dots, C_{J-1} とすれば、男性の総計表の数値は次式から求められる。

このときの検定統計量を次のように定義した。

帰無仮説のもとで統計量 Z が、だいたいにおいて正規分布に従うという仮定は、漸近理論に基づくものであるが、各区分における期待頻度がきわめて低い場合においても、この理論が当てはまるかは疑わしい。そのような表では、ここに記載したような正規性を仮定して計算した統計量についての確率値は、非均等性のない場合、統計量の値が観察値ほどに極端な値となる確率の正確な近似値を必ずしも示すものではない。

今回の検討では、期待頻度が小さいところの総合表が得られているが、これは主としていずれかひとつの都市・性別の群に限定された表においてみられるところである。わずかにひとつの都市・性別の群にみられる非均質性に基づいて結論を導くことは普通には行なわれないから、この種の表における散発的な極端な確率値から誤った結論が出される危険性は少ないと思われる。他方、同じような差が他の表にもみられるとすれば、両市あるいは男

will probably show up in one of the combined city or combined sex tables, which are much less likely to have small expected cell frequencies.

Hypotheses, Basis Vectors, and Tests

Alternative hypotheses of particular interest with respect to the T tables were (i) that a difference in mortality existed between the unknown- and known-dose classes; and (ii) that among the known-dose classes, mortality increased with increasing dose. Because of the natural hierarchy of these two alternatives, it was decided to let ϵ_1 correspond to (i), ϵ_2 to (ii), and ϵ_3 to residual quadratic mortality trend with dose and ϵ_4 to residual variation. The known-dose classes were each characterized by the median dose over all ages, cities, and sexes within the class. The vector components appear in Table A11.

TABLE A11 DEFINITION OF BASIS VECTORS
FOR ANALYSIS OF T TABLES

表A11 T表の解析に用いた基本ベクトルの定義

T65 Dose T 65線量	Median Dose 線量中央値	ϵ_1	ϵ_2	ϵ_3	ϵ_4
0-9 rad	0 rad	1	0	0	1
10-39	17	1	17	2.89	0
40-179	75	1	75	56.25	1
180+	250	1	250	625.00	0
Unknown Dose 線量不明	—	0	0	0	0

Hypothesis tests, and the associated alternative hypotheses, are given in Table A12. Other tests, defined in terms of Z_3 and Z_4 , might be used to test for specifically nonlinear variation in mortality with increasing dose. For example, a significant positive value of Z_3 would indicate that the trend (if any) of prevalence with respect to estimated dose shows an upward curvature, while a significant negative value would indicate a downward curve.

The D-tables are simpler, in that distance from the hypocenter is known for all sample members in the table. Since the principle distance-related factor under investigation is radiation dose, and since estimated dose has, on the average at least and within cities, a monotone relationship to distance for those having estimates, each of the

女を合計した表におそらく現われるものと思われ、その場合には、期待頻度が低い値になる可能性は少ない。

仮説、基本ベクトルおよび検定

T表の場合には、次の対立仮説に特に関心がよせられた。
(i) 線量不明と線量既知との区分間に死亡率の差がある。
(ii) 線量既知の区分内において、線量の増加とともに死亡率が増加する。この二つの対立仮説の間には当然階級的な関係がある。そこで、 ϵ_1 は(i)、 ϵ_2 は(ii)、 ϵ_3 は残差平方和の死亡率傾向、また ϵ_4 は残差にそれぞれ対応させた。各区分内におけるすべての年齢、都市および男女を合計した線量中央値を線量既知区分内にあてはめた。ベクトル成分は表A11に示した。

仮説検定および関連した対立仮説は表A12に示した。そのほか、 Z_3 および Z_4 によって定義される検定も、線量の増加による死亡率の非線型的な変動を特に検討するために使用できるであろう。たとえば、 Z_3 が有意なプラスの値をとれば、疾病頻度と線量推定値との関係における傾向は(もしあるとすれば)、上方への曲線を示すことになり、一方、有意なマイナスの値は、逆方向の曲線を示すことになる。

D表の場合には、記載される調査対象者全員の爆心地からの距離が判明しているので、もっと簡単である。ここで距離との関係について調査しようとしている要因は放射線線量であり、また線量推定値の求められている者にあつては、その線量推定値は、少なくともその平均値お

TABLE A12 ALTERNATIVE HYPOTHESES AND TESTS
USED IN THE ANALYSIS OF T-TABLES

表A12 T表の解析に用いた対立仮説と検定

Reject in favor of ... 対立仮説	For large values of ... 検定統計量
Known-dose vs unknown dose difference 線量既知群と線量不明群との差	$ Z_1 $
Increasing trend with increasing dose 線量の増加に伴う増加	Z_2
Nonhomogeneity among known-dose classes 線量既知群における非均質性	$Z_2^2 + Z_3^2 + Z_4^2$
Nonhomogeneity 非均質性	$Z_1^2 + Z_2^2 + Z_3^2 + Z_4^2$

TABLE A13 DEFINITION OF BASIS VECTORS
FOR ANALYSIS OF D TABLES

表A13 D表の解析に用いた基本ベクトルの定義

Distance Group 距離群	Median Dose 線量中央値	ϵ_1	ϵ_2	ϵ_3
I	0 rad	0	0	0
II	18	18	3	1
III	60	60	36	0
IV	199	199	395	1

TABLE A14 ALTERNATIVE HYPOTHESES AND TESTS
USED IN THE ANALYSES OF D TABLES

表A14 D表の解析に用いた対立仮説と検定

Reject in favor of ... 対立仮説	For large values of ... 検定統計量
Increasing trend with decreasing distance 距離の減少に伴う増加	Z_1
Nonhomogeneity 非均質性	$Z_1^2 + Z_2^2 + Z_3^2$

distance classes was characterized by the respective median estimated dose for persons within the class who had estimates. The principle alternative was an increasing trend in mortality with increasing dose (i.e., shorter distance).

Accordingly, ϵ_1 was chosen to correspond to linear trend, ϵ_2 to residual quadratic trend, and ϵ_3 to residual variation, as given in Table A13.

The principle hypothesis tests and alternatives are given in Table A14.

よび各都市内において、距離と単調な関係を示す。したがって、それぞれの距離区分内において線量の求められた者の線量推定値の中央値をその距離区分に割り当てた。この場合のおもな対立仮説は線量の増加（すなわち、距離の減少）とともに死亡率が増加する傾向があるということである。

したがって、表A13に示したように、 ϵ_1 は線型傾向に、 ϵ_2 は残差平方和傾向に、また ϵ_3 は残差にそれぞれ対応するように選んだ。

おもな仮説検定と対立仮説は表A14に示した。

The E Table classes are not characterized by a quantitative variable like dose, but rather correspond to a hierarchical partition into exposed vs nonexposed, early entry vs late entry within nonexposed, and classes within early entries. Alternative hypotheses of interest correspond to each level of this partition, giving the basis vector definitions in Table A15, and the tests and alternatives in Table A16.

E表では、各区分群を線量値のような数値の変数で表わさなかった。むしろ、被爆者と非被爆者、非被爆者中の早期入市者と後期入市者、あるいは早期入市者の細区分というような階級的分割を行なったものである。このような分割におけるそれぞれの区分に応じて興味の対象となる対立仮説が決まり、表A15に基本ベクトルの定義を、また表A16に検定と対立仮説を示した。

TABLE A15 DEFINITION OF BASIS VECTORS FOR E TABLES

表A15 E表に用いた基本ベクトルの定義

Class 区分	ϵ_1	ϵ_2	ϵ_3	ϵ_4
Exposed 被爆者	1	0	0	0
Early Entry a	0	1	1	0
早期入市者 b	0	1	0	1
c	0	1	0	0
Late Entry	0	0	0	0
後期入市者				

TABLE A16 ALTERNATIVE HYPOTHESES AND TESTS USED IN THE ANALYSES OF E TABLES

表A16 E表の解析に用いた対立仮説と検定

Reject in favor of ... 対立仮説	For large values of ... 検定統計量
Exposed vs nonexposed difference 被爆者と非被爆者との差	$ Z_1 $
Early entry vs late entry difference 早期入市者と後期入市者の差	$ Z_2 $
a vs b and c a 対 b と c	$ Z_3 $
Within early entry nonhomogeneity 早期入市者間の非均質性	$Z_3^2 + Z_4^2$
Within nonexposed nonhomogeneity 非被爆者間の非均質性	$Z_2^2 + Z_3^2 + Z_4^2$
Nonhomogeneity 非均質性	$Z_1^2 + Z_2^2 + Z_3^2 + Z_4^2$

The method described was also used for the analysis of Appendix 2, in terms of sample components. The basic vectors for these comparisons are given in Table A17, and the alternative hypotheses and test statistics are given in Table A18.

ここで説明した方法は、付録Ⅱにおける対象群構成区分の解析にも利用した。その比較で用いた基本ベクトルは表A17に示し、対立仮説および統計的検定は表A18に示した。

TABLE A17 DEFINITION OF BASIS VECTORS
FOR SAMPLE COMPONENT TABLES

表 A17 サンプル構成区分群の表における基本ベクトル
についての定義

Class 区分	ϵ_1	ϵ_2
ME200	1	1
MEY	1	0
Reserve 予備群	0	0

TABLE A18 ALTERNATIVE HYPOTHESES AND TESTS
USED IN THE ANALYSIS BY SAMPLE COMPONENTS

表 A18 サンプル構成区分群別の解析に用いた対立仮説と検定

Reject in favor of ... 対立仮説	For large values of ... 検定統計量
ME200 vs MEY difference ME 200 と MEY との差	$ Z_2 $
Nonhomogeneity of all three components 3 構成区分群全部の非均質性	$Z_1^2 + Z_2^2$

TABLE A19 DEATHS FROM ALL CAUSES BY AGE ATB, SEX, CITY,
& TOTAL T65 DOSE, 1950-66

表A19 全死因による死亡数：原爆時年齢・性・都市・T65総線量別，1950—66年

	Age ATB 原爆時年齢	Total T65 Dose T65総線量					
		Total 計	0-9 rad	10-39	40-179	180+	Unk 不明
Total 総数	Total 計	13093	8776	2043	1244	447	583
	0-9	268	168	39	32	18	11
	10-19	694	467	80	56	38	53
	20-29	594	376	81	62	31	44
	30-39	1132	723	169	101	57	82
	40-49	2686	1750	438	281	103	114
	50-59	3725	2504	581	377	115	148
	60-69	3014	2074	515	255	72	98
	70+	980	714	140	80	13	33
Hiroshima, Male 広島，男	Total 計	5336	3773	768	454	158	183
	0-9	115	79	16	10	7	3
	10-19	248	183	25	18	12	10
	20-29	165	110	28	17	5	5
	30-39	398	270	49	34	14	31
	40-49	1177	810	176	121	38	32
	50-59	1709	1234	224	148	47	56
	60-69	1214	860	204	82	32	36
	70+	310	227	46	24	3	10
Nagasaki, Male 長崎，男	Total 計	1539	858	222	181	109	169
	0-9	53	31	5	8	5	4
	10-19	125	78	10	12	8	17
	20-29	77	48	3	10	3	13
	30-39	124	61	11	16	19	17
	40-49	368	194	55	43	35	41
	50-59	489	269	80	62	30	48
	60-69	249	146	47	24	8	24
	70+	54	31	11	6	1	5
Hiroshima, Female 広島，女	Total 計	4833	3353	788	455	109	128
	0-9	56	37	10	8	1	
	10-19	208	140	30	18	6	14
	20-29	255	166	36	24	12	17
	30-39	459	306	81	36	16	20
	40-49	883	594	154	92	22	21
	50-59	1229	831	212	132	27	27
	60-69	1242	890	201	114	19	18
	70+	501	389	64	31	6	11
Nagasaki, Female 長崎，女	Total 計	1385	792	265	154	71	103
	0-9	44	21	8	6	5	4
	10-19	113	66	15	8	12	12
	20-29	97	52	14	11	11	9
	30-39	151	86	28	15	8	14
	40-49	258	152	53	25	8	20
	50-59	298	170	65	35	11	17
	60-69	309	178	63	35	13	20
	70+	115	67	19	19	3	7

Tab 01863, VI-SD-T-1:3-0198

TABLE A20 EXPOSED SUBJECTS ALIVE ON 1 OCTOBER 1950
BY AGE ATB, SEX, CITY & TOTAL T65 DOSE

表A20 1950年10月1日に生存していた被爆者数:

原爆時年齢・性・都市・T65総線量別

	Age ATB 原爆時年齢	Total T65 Dose T65総線量					Unk 不明
		Total 計	0-9 rad	10-39	40-179	180+	
Total 総数	Total 計	82271	55082	12767	7560	3071	3791
	0-9	15577	10746	2690	1287	432	422
	10-19	17958	11807	2327	1641	929	1254
	20-29	10853	7059	1596	1032	500	666
	30-39	11920	7922	1897	1153	423	525
	40-49	12778	8492	2106	1265	450	465
	50-59	8207	5578	1317	771	238	303
	60-69	3951	2730	685	328	86	122
	70+	1027	748	149	83	13	34
Hiroshima, Male 広島, 男	Total 計	25489	18289	3700	1990	702	808
	0-9	5548	4046	938	374	108	82
	10-19	5277	3997	621	355	177	127
	20-29	1951	1369	254	151	83	94
	30-39	3195	2213	436	280	77	189
	40-49	4444	3072	688	409	128	147
	50-59	3260	2298	467	289	89	117
	60-69	1494	1061	246	108	37	42
	70+	320	233	50	24	3	10
Nagasaki, Male 長崎, 男	Total 計	8850	4850	1286	1097	703	914
	0-9	2124	1231	422	239	112	120
	10-19	2534	1392	289	327	234	292
	20-29	745	374	78	104	68	121
	30-39	967	493	112	124	117	121
	40-49	1282	694	179	164	111	134
	50-59	852	468	137	101	51	95
	60-69	291	166	58	32	9	26
	70+	55	32	11	6	1	5
Hiroshima, Female 広島, 女	Total 計	36445	25443	5922	3086	901	1093
	0-9	5667	4165	914	416	111	61
	10-19	6850	4634	1027	542	203	444
	20-29	6258	4258	984	550	192	274
	30-39	6286	4388	1061	560	148	129
	40-49	5724	3936	998	547	148	95
	50-59	3346	2363	571	293	68	51
	60-69	1781	1286	298	145	25	27
	70+	533	413	69	33	6	12
Nagasaki, Female 長崎, 女	Total 計	11487	6500	1859	1387	765	976
	0-9	2238	1304	416	258	101	159
	10-19	3297	1784	390	417	315	391
	20-29	1899	1058	280	227	157	177
	30-39	1472	828	288	189	81	86
	40-49	1328	790	241	145	63	89
	50-59	749	449	142	88	30	40
	60-69	385	217	83	43	15	27
	70+	119	70	19	20	3	7

Tab 01863, VI-SS-T-1:3

TABLE A21 SUBJECTS NOT IN THE CITY ATB, BY AGE ATB, SEX, CITY & EARLY ENTRANTS CLASSIFICATION

表A21 原爆時市内にいなかった群の対象者数：原爆時年齢・性・都市・早期入市者区分別

Aline 1 October 1950 (Nagasaki) (長崎) 1950年10月1日現在生存者
1 October 1954 (Hiroshima) (広島) 1954年10月1日現在生存者

City Sex 都市・性	Age ATB 原爆時年齢	Total 合計	Early Entrants (EE) 早期入市者			Late (LE) Entrants 後期入市者
			a	b	c	
Total 総計	Total 合計	26243	185	449	3844	21765
	0-9	5003	8	11	368	4616
	10-19	5949	26	73	886	4964
	20-29	3710	19	47	509	3135
	30-39	4119	31	78	683	3327
	40-49	3917	55	134	769	2959
	50-59	2228	36	82	438	1672
	60-69	1072	9	22	163	878
	70+	245	1	2	28	214
Hiroshima, Male 広島, 男	Total 計	8122	91	214	1352	6465
	0-9	1815	4	3	143	1665
	10-19	1842	13	33	393	1403
	20-29	677	1	14	82	580
	30-39	1122	15	26	183	898
	40-49	1433	33	71	285	1044
	50-59	858	21	52	198	587
	60-69	316	4	15	53	244
	70+	59	—	—	15	44
Nagasaki, Male 長崎, 男	Total 計	2869	17	14	441	2397
	0-9	636	1	—	46	589
	10-19	787	5	4	140	638
	20-29	276	2	1	37	236
	30-39	385	—	—	62	323
	40-49	419	6	6	95	312
	50-59	271	2	1	41	227
	60-69	88	1	2	19	66
	70+	7	—	—	1	6
Hiroshima, Female 広島, 女	Total 計	11777	71	203	1733	9770
	0-9	1855	3	6	127	1719
	10-19	2325	7	30	272	2016
	20-29	2110	13	30	338	1729
	30-39	2152	15	44	396	1697
	40-49	1719	16	57	335	1311
	50-59	905	12	29	176	688
	60-69	562	4	5	79	474
	70+	149	1	2	10	136
Nagasaki, Female 長崎, 女	Total 計	3475	6	18	318	3133
	0-9	697	—	2	52	643
	10-19	995	1	6	81	907
	20-29	647	3	2	52	590
	30-39	460	1	8	42	409
	40-49	346	—	—	54	292
	50-59	194	1	—	23	170
	60-69	106	—	—	12	94
	70+	30	—	—	2	28

Tab 01863, VI-H-E-1:3

REFERENCES

参考文献

1. ISHIDA M, BEEBE GW: Research plan for joint JNIIH-ABCC study of life span of A-bomb survivors. ABCC TR 4-59
(予研とABCCが共同で実施する原爆被爆者の寿命に関する研究企画書)
2. BEEBE GW, ISHIDA M, JABLON S: Life Span Study. Report 1. Description of study. Mortality in the medical subsample, October 1950-June 1958. Radiat Res 16: 253-80, 1962; ABCC TR 5-61
(予研-ABCC寿命調査第1報. 医学調査サンプルにおける死亡率と研究方法の概略, 1950年10月-1958年6月)
3. JABLON S, ISHIDA M, BEEBE GW: JNIIH-ABCC Life Span Study. Report 2. Mortality in selection I and II, October 1950-September 1959. ABCC TR 1-63
(予研-ABCC寿命調査第2報. 第1次, 第2次抽出サンプルにおける死亡率の研究, 1950年10月-1959年9月)
4. JABLON S, ISHIDA M, YAMASAKI M: JNIIH-ABCC Life Span Study, Hiroshima and Nagasaki. Report 3. Mortality, October 1950-September 1960. ABCC TR 15-63
(予研-ABCC寿命調査, 広島・長崎. 第3報. 1950年10月-1960年9月の死亡率)
5. ISHIDA M: JNIIH-ABCC Life Span Study, Hiroshima and Nagasaki. Characteristics of the sample. ABCC TR 6-64
(予研-ABCC寿命調査, 広島・長崎. サンプルの特性)
6. TACHIKAWA K, KATO H: Mortality among A-bomb survivors, October 1945-September 1964, based on 1946 Hiroshima City Casualty Survey. ABCC TR 6-69
(広島市の昭和21年原爆被害調査に基づく被爆者死亡率, 1945年10月-1964年9月)
7. BEEBE GW: Mortality follow-up of Shirabe 1945 Nagasaki questionnaire sample. ABCC RP 1-68
(調教授1945年長崎質問票サンプルの死亡追跡調査)
8. ARAKAWA ET: Radiation dosimetry in Hiroshima and Nagasaki atomic bomb survivors. New Eng J Med 263: 488-93, 1960; ABCC TR 14-59
(広島・長崎の被爆生存者に関する放射線量測定)
9. MILTON RC, SHOHOJI T: Tentative 1965 radiation dose estimation for A-bomb survivors, Hiroshima and Nagasaki. ABCC TR 1-68
(原爆被爆生存者の1965年暫定線量(T65D)の推定, 広島・長崎)
10. AUXIER JA, CHEKA JS, et al: Free-field radiation-dose distributions from the Hiroshima and Nagasaki bombings. Health Phys 12:425-9, 1966
(広島・長崎の原爆による無遮蔽下の放射線量分布)
11. CHEKA JS, SANDERS FW, et al: Distribution of weapons radiation in Japanese residential structures. USAEC CEX-62.11, 1965
(日本家屋における核兵器放射線の分布)
12. Research plan for joint ABCC-NIIH Pathology Studies in Hiroshima and Nagasaki. ABCC TR 12-62
(広島・長崎におけるABCCと予研が共同で実施する病理学的研究に関する研究企画書)
13. BEEBE GW, YAMAMOTO T, et al: ABCC-JNIIH Pathology Studies, Hiroshima and Nagasaki. Report 2. October 1950-December 1965. ABCC TR 8-67
(ABCC-予研病理学的調査, 広島・長崎. 第2報. 1950年10月-1965年12月)
14. WORLD HEALTH ORGANIZATION: International Classification of Diseases. 1955 Revision, Geneva, WHO, 1957
(国際疾病統計分類, 1955年改訂)
15. ISHIDA M, JABLON S: Multiple Causes of Deaths Stated in Medical Certificates. ABCC TR 14-62
(死亡診断書に記載された複合死因)

16. JABLON S, ANGEVINE DM, et al: On the significance of cause of death as recorded on death certificates in Hiroshima and Nagasaki, Japan. Nat Cancer Inst Monogr No. 19, Study of Cancer and Other Chronic Diseases. US Government Printing Office, 1965
(広島・長崎における死亡診断書に記録された死因の重要性)
17. HASHIZUME T, MARUYAMA T, et al: Estimation of the air dose from the atomic bombs, Hiroshima-Nagasaki. Health Phys 13:149-61, 1967; ABCC TR 6-67
(広島・長崎の原爆空気線量推計)
18. ARAKAWA ET: Liaison reports to Oak Ridge National Laboratory, unpublished data, Department of Statistics Files
(Oak Ridge National Laboratory へて連絡報告書)
19. LIFTON RJ: Death in Life: Survivors of Hiroshima. New York, Random House, 1967
(生きながらの死, 広島の実爆者)
20. BRILL AB, TOMONAGA M, HEYSSEL RM: Leukemia in humans following exposure to ionizing radiation. A summary of the findings in Hiroshima and Nagasaki and comparison with other human experience. Ann Intern Med 56:590-609, 1962; Hiroshima Igaku-J Hiroshima Med Ass 17:578-96, 1964; ABCC TR 15-59
(電離放射線を受けたヒトに発生する白血病, 広島・長崎における所見の総括ならびに他の照射例との比較)
21. FUKUSHIMA K: Relationship between acute symptoms and dose, February 1968. Department of Statistics File A251
(急性症状と線量との関係)
22. 原爆被爆者の医療等に関する法律(1957年公布, 指定された爆心地からの距離区分内にいた被爆者への無料の診察・医療を定めた国法)
(Atomic Bomb Survivors Medical Treatment Law: Japanese national legislation promulgated in 1957 providing free examinations and treatment for survivors within specified distance of the hypocenters)
23. ARAKAWA ET: Residual radiation in Hiroshima and Nagasaki. ABCC TR 2-62
(広島・長崎における残留放射能)
24. 庄野直美: 残留放射能について, 広島医学別刊号20(1): 75-91, 1967年
(SHONO N: Some aspects on residual radiation. Hiroshima Igaku-J Hiroshima Med Ass Special Edition)
25. ISHIDA M, JABLON S: JNII-ABCC Life Span Study, Hiroshima and Nagasaki. Report 4. Mortality in A-bomb survivors by age cohorts 1950-59. ABCC TR 14-64
(予研-ABCC 寿命調査, 広島・長崎, 第4報, 原爆時年齢コーホートにおける原爆被爆生存者の死亡率, 1950-59年)
26. TURNER RW, HOLLINGSWORTH DR: Tuberculosis in Hiroshima. Yale J Biol Med 36:165-82, 1963; ABCC TR 13-63
(広島における結核)
27. KANAMITSU M, MORITA K, et al: Serologic response of atomic bomb survivors following Asian influenza vaccination. ABCC TR 4-66
(原爆被爆者におけるアジア型インフルエンザワクチン接種後の血清学的反応)
28. ISHIMARU T, HOSHINO T, et al: Leukemia in atomic bomb survivors, Hiroshima and Nagasaki, 1 October 1950-30 September 1966. ABCC TR 25-69
(原爆被爆者に発生した白血病についての研究, 広島・長崎, 1950年10月1日-1966年9月30日)
29. WANEBO CK, JOHNSON KG, et al: Lung cancer and exposure to atomic bombing. ABCC TR 12-67
(肺癌と原爆被爆)
30. WANEBO CK, JOHNSON KG, et al: Breast cancer after exposure to the atomic bombings of Hiroshima and Nagasaki. ABCC TR 13-67
(広島・長崎において原爆被爆後に発生した乳癌)

31. ISHIMARU T: Epidemiologic study of uterine cancer, Hiroshima. ABCC TR 16-65
(広島における子宮癌の疫学的研究)
32. FINCH SC, HRUBEC Z, et al: Detection of leukemia and related disorders, Hiroshima and Nagasaki. ABCC TR 5-65
(白血病および関連疾患の探知, 広島・長崎, 研究計画書)
33. SELTNER R, SARTWELL PE: The influence of occupational exposure to radiation on the mortality of American radiologists and other medical specialists. Amer J Epidemiol 81:2-22, 1965
(職業上の放射線被曝が米国の放射線医師およびその他の医療専門医の死亡率に及ぼす影響)
34. FRANCIS T, JABLON S, MOORE FE: Report of ad hoc committee for appraisal of ABCC program, 6 November 1955. ABCC TR 33-59
(ABCCの研究企画の評価に関する特別委員会の報告書, 1955年11月6日)
35. HUBBELL HH, Oak Ridge National Laboratory: Personal communication
(私信)
36. United Nations: Report of the UN Scientific Committee on the Effects of Atomic Radiation, General Assembly, 19th Session, Supp. #14 (A/5814), New York, United Nations, 1964
(原爆放射線の影響に関する国連科学委員会報告)
37. 庄野直美: 広島・長崎の原子爆弾による物理的被害. 広島医学12: 1041-51, 1959年
(SHONO N: Physical damages by A-bombing, Hiroshima and Nagasaki—Radiation dose. Hiroshima Igaku-J Hiroshima Med Ass 12:165-79, 1959)
38. HASHIZUME T, MARUYAMA T, et al: Estimation of gamma-ray dose from neutron-induced radioactivity in Hiroshima and Nagasaki. Health Phys 17:761-71, 1969; ABCC TR 16-70
(広島・長崎における中性子誘導放射能からのガンマ線の線量測定)
39. OUGHTERSON AW, WARREN S: Medical Effects of the Atomic Bomb in Japan. New York, McGraw-Hill, 1956
(原子爆弾の医学的影響)
40. MANTEL N, HAENSZEL W: Statistical aspects of the analysis of data from retrospective studies of disease. J Nat Cancer Inst 22:719-48, 1959
(疾病の retrospective 研究の資料解析における統計学的諸相)
41. MANTEL N: Chi-square tests with one degree of freedom; extensions of the Mantel-Haenszel procedure. J Amer Stat Ass 58:690-700, 1963
(自由度1のカイ2乗検定, Mantel-Haenszel法の応用)
42. COCHRAN WG: Some methods for strengthening the common χ^2 tests. Biometrics 10:417-51, 1954
(通常のカイ2乗検定を強化する方法)
43. RAO CR: A note on a generalized inverse of a matrix with applications to problems in mathematical statistics. J Royal Stat Soc (B) 24:152-8, 1962
(数理統計の問題に適用できる一般化した逆行列)
44. ARMITAGE P: The chi-square test for heterogeneity of proportions, after adjustment for stratification. J Royal Stat Soc (B) 28:150-63, 1966
(層化に対する補正を行なったあとの割合の非均質性についてのカイ2乗検定)
45. ZYSKIND G: On canonical forms, non-negative covariance matrices and best and simple least squares linear estimators in linear models. Ann Math Stat 38:1092-109, 1967
(線型モデルにおける標準形, 負でない共分散行列および最良と単純の最小2乗線型推定量)