

INCIDENCE OF FEMALE BREAST CANCER AMONG ATOMIC BOMB
SURVIVORS, HIROSHIMA AND NAGASAKI, 1950-80

原爆被爆者における女性乳癌の頻度,
広島及び長崎, 1950 - 80 年

MASAYOSHI TOKUNAGA, M.D. 徳永正義

CHARLES E. LAND, Ph.D.

TSUTOMU YAMAMOTO, M.D. 山本 務

MASAHIDE ASANO, M.D. 浅野正英

SHOJI TOKUOKA, M.D. 徳岡昭治

HARUO EZAKI, M.D. 江崎治夫

ISSEI NISHIMORI, M.D. 西森一正



RADIATION EFFECTS RESEARCH FOUNDATION

財団法人 放射線影響研究所

A Cooperative Japan - United States Research Organization

日米共同研究機関

ACKNOWLEDGMENT

謝 辞

This study was performed under RERF Research Protocol (RP 17-81) with funding from the National Cancer Institute (N01-CP-01012). The authors wish to thank the doctors of both cities who gave their permission to use case information, and particularly the Tumor Registries of the Hiroshima and Nagasaki City Medical Associations, the Tissue Registries of the Hiroshima Prefectural Medical Association and the Nagasaki City Medical Association, Hiroshima University School of Medicine, the Research Institute for Nuclear Medicine and Biology of Hiroshima University, Nagasaki University School of Medicine, the Atomic Disease Institute of Nagasaki University School of Medicine, and many major hospitals of both cities.

今回の調査は、米国癌研究所から資金援助を受け (NO 1-CP-01012)、放影研研究計画書 (RP 17-81) に基づいて実施したものである。症例資料の利用を許可してくださった広島・長崎両市の医師各位、また特に両市医師会の腫瘍登録、広島県医師会及び長崎市医師会の組織登録、広島大学医学部、広島大学原爆放射能医学研究所、長崎大学医学部、長崎大学医学部原爆後障害医療研究施設、並びに両市における多くの病院に謝意を表したい。

In the continued interest of accurately defining the late effects of the atomic bombs, the qualitative and quantitative characteristics of the A-bomb radiation exposure doses are periodically refined. If warranted by future dose assessments, the data reported here will be reanalyzed and subsequently reported.

原爆の後影響を引き続いて正確に究明する目的をもって、原爆放射線被曝線量の質的・量的特質について定期的に改良を加えている。今後の線量評価によって、その必要性が起これば、本報の資料を再解析の上、改めて報告する。

RERF TECHNICAL REPORT SERIES

放影研業績報告書集

The RERF Technical Reports provide the official bilingual statements required to meet the needs of Japanese and American staff members, consultants, and advisory groups. The Technical Report Series is not intended to supplant regular journal publication.

放影研業績報告書は、日米専門職員、顧問、諮問機関の要求に応えるための日英両語による公式報告記録である。業績報告書は通例の誌上発表論文に代わるものではない。

The Radiation Effects Research Foundation (formerly ABCC) was established in April 1975 as a private nonprofit Japanese Foundation, supported equally by the Government of Japan through the Ministry of Health and Welfare, and the Government of the United States through the National Academy of Sciences under contract with the Department of Energy.

放射線影響研究所 (元 ABCC) は、昭和50年4月1日に公益法人として発足したもので、その経費は日米両政府の平等分担により、日本は厚生省の補助金、米国はエネルギー省との契約に基づく米国学士院の補助金とをもって運営されている。



INCIDENCE OF FEMALE BREAST CANCER AMONG ATOMIC BOMB SURVIVORS, HIROSHIMA AND NAGASAKI, 1950-80

原爆被爆者における女性乳癌の頻度、
広島及び長崎、1950-80年

MASAYOSHI TOKUNAGA, M.D. (徳永正義)^{1,2}; CHARLES E. LAND, Ph.D.³;
TSUTOMU YAMAMOTO, M.D. (山本 務)¹; MASAHIDE ASANO, M.D. (浅野正英)⁴;
SHOJI TOKUOKA, M.D. (徳岡昭治)⁵; HARUO EZAKI, M.D. (江崎治夫)⁶;
ISSEI NISHIMORI, M.D. (西森一正)⁷

*RERF Department of Pathology¹; Department of Pathology, Kagoshima Municipal Hospital²;
Radiation Epidemiology Branch, US National Cancer Institute³; Laboratory of Clinical Pathology,
National Hospital Medical Center, Tokyo⁴; Second Department of Pathology⁵ and Department
of Surgery,⁶ Hiroshima University School of Medicine; and Department of Pathology,
Atomic Disease Institute, Nagasaki University School of Medicine⁷*

放影研病理部¹; 鹿児島市立病院病理研究検査室²; 米国癌研究所放射線疫学部³; 国立病院
医療センター臨床病理研究室⁴; 広島大学医学部第二病理学教室⁵ 及び外科学教室⁶;
長崎大学医学部原爆後障害医療研究施設病理学部門⁷

SUMMARY

Ascertainment of breast cancer incidence among the cohort of the RERF Life Span Study extended sample identified 574 breast cancers among 564 cases diagnosed during 1950-80, of which 412 cancers were reviewed microscopically. There were no dose-dependent differences with respect to diagnostic certainty or histological type. As in previous studies, the dose response appeared to be roughly linear, and did not differ between the two cities. The most remarkable new finding was the emergence of a radiation-related excess among women aged under 10 at exposure. The risk of radiogenic breast cancer appears to decrease with increasing age at exposure, whether expressed in relative or absolute terms.

These results suggest that exposure of female breast tissue to ionizing radiation at any age, even during the premature stage, can cause breast cancer later in life, and that the length of time that tumor promoters such as endogenous hormones operate following exposure has an important influence on the development of radiation-induced breast cancer.

要 約

放影研寿命調査拡大集団における乳癌症例の調査により、1950-80年の期間に診断された564症例で、574個の乳癌を確認した。そのうち412例については病理組織学的に再確認を行った。診断精度あるいは組織型については、線量による差はなかった。以前の調査同様、線量反応はほぼ線形であるように思われ、両都市間に差はなかった。最も顕著な新発見は、被爆時10歳未満であった女性に放射線関連乳癌が過剰に発生していることであつた。放射線による乳癌の危険率は、相対的表現であれ絶対的表現であれ、被爆時年齢の増加に伴って減少するようと思われる。

以上の結果は、女性の乳腺組織の電離放射線への被曝が、いかなる年齢層、すなわち、たとえ未熟な時期でさえも、後年の乳癌発生の原因になり得ることを示唆し、また内因性ホルモンなどの腫瘍プロモーターが被曝後に作用する時間の長さが放射線誘発乳癌の発現に重要な影響をもつことを示唆している。

INTRODUCTION

A dose-related breast cancer risk among female atomic bomb survivors was first shown by Wanebo et al,¹ who reported 27 incident cases in the Adult Health Study (AHS) sample² during 1950-66. A corresponding excess of breast cancer mortality in the larger Life Span Study (LSS) sample was not seen for 1950-66,³ but by 1970 a high-dose excess was apparent.⁴ It remained for incidence-level studies of the LSS sample, in which diagnostic information was aggressively sought from all available sources and subjected to rigorous review, to demonstrate conclusively the existence of a dose-response relationship. The first such study, by McGregor et al,⁵ identified 231 incident cases during the period 1950-69; the second, by Tokunaga et al,⁶ increased the number to 360 during 1950-74. These numbers contrast markedly with the numbers of breast cancer deaths obtained in successive mortality surveys, amounting to 67, 104, 124, and 155 deaths by 1966, 1970, 1974, and 1978, respectively.^{3,4,7,8} The present report is the third LSS sample study of breast cancer incidence and covers the period 1950-80. With this report the number of cases is increased to 564, including 10 bilateral cases.

Previous findings have shown an apparent linearity of the dose response and a close similarity between the Hiroshima and Nagasaki data. The dose-response data provided direct evidence of an excess breast cancer risk from radiation doses under 50 rad.^{6,9} Very little breast cancer was seen at any dose level among women who were aged under 10 years at the time of the bomb (ATB), but a strong dose response occurred among women aged 10-39 ATB, especially those aged 10-19 ATB. Evidence for a risk among women aged 50 or more ATB was based on only a few cases in the heavily exposed and was not conclusive, while for women aged 40-49 ATB there was a statistically significant decrease in risk with increasing dose.^{6,10} Overall, although heavily exposed women had much higher breast cancer rates than lightly exposed or nonexposed women of similar ages ATB, the pattern of risk over time since exposure did not depend on radiation dose.

Evidence of radiation-induced breast cancer has also been found in studies of women who received multiple chest fluoroscopies during pneumothorax treatment for tuberculosis¹¹⁻¹³

緒言

女性の方原爆被爆者に線量関連乳癌の危険があることが、1950-66年の期間に成人健康調査集団²中27例の乳癌発生を報告している Wanebo ら¹によって初めて示された。より大規模な寿命調査集団では、これに対応する乳癌死亡率の過剰は1950-66年の期間には認められなかったが、³ 1970年までには高線量における過剰が明らかに認められた。⁴ そこで、寿命調査集団における発生率レベルの調査でも線量反応関係の存在を決定的に明示することが残されたので、すべて利用可能な出所からの診断資料を積極的に求めて厳密な検討が行われた。McGregor ら⁵によるこの種の最初の調査では、1950-69年の期間に231例の発生を確認し、徳永ら⁶による第二回の調査では、1950-74年の期間には360例まで増加していることを確認している。これらの数は、その後の死亡率調査で得られた乳癌死亡数が1966年、1970年、1974年、及び1978年までにそれぞれ67例、104例、124例及び155例になっているのと著しい対照をなしている。^{3,4,7,8} 今回の報告は寿命調査集団の乳癌発生率に関する第三回の調査報告で、1950-80年の期間にわたるものである。本報では、乳癌例数は10例の両側乳癌を含めて564例に増加している。

以前の所見では線量反応が明白な線形を示し、また広島・長崎の資料が極めて類似していることが認められた。線量反応資料は、50 rad 未満の放射線量による乳癌の危険率の過剰に関する直接的な証拠を示した。^{6,9} 原爆時10歳未満であった女性では、いかなる線量値においても乳癌はほとんど認められなかったが、原爆時10-39歳であった女性、特に原爆時10-19歳であった者では強い線量反応が認められた。原爆時50歳又はそれ以上であった女性における危険率に関する所見は、重度被曝の僅少例のみに基づいたもので、決定的なものではなかったが、原爆時40-49歳の女性については、線量の増加とともに統計的に有意な危険率の減少が認められた。^{6,10} 総体的には、重度被曝の女性は原爆時年齢が同様である軽度被曝、又は非被曝の女性よりもはるかに高い乳癌発生率を示したが、被曝後経過時間における危険率のパターンは放射線量に依存しなかった。

放射線誘発乳癌の所見は、結核の気胸治療中に頰回の胸部透視検査を受けた女性、¹¹⁻¹³ 又は良性乳腺疾患のX線治療を受けた女性¹⁴⁻¹⁶に関する調査でも

or who were given X-ray therapy for benign breast disease.¹⁴⁻¹⁶ The available data are generally consistent, and a parallel analysis of the basic data from one tuberculosis patient series,¹³ one benign breast disease series,¹⁵ and the 1950-74 LSS sample series⁶ obtained remarkably similar regression estimates of numbers of excess cases per women-years (WY) per rad average dose to breast tissue, for women of similar ages at exposure and at observation for risk.¹⁰ Data from the two medical series included in the foregoing analysis were confined primarily to ages 10-39 at exposure. On the other hand, a study of Swedish women given X-ray therapy for benign breast disease found a substantial risk among women irradiated at ages over 40,¹⁶ a finding that on the surface contradicts the LSS sample data. Also, a recent analysis of breast cancer mortality among former patients at Canadian TB sanatoria concluded that excess risk was proportional to the square of total dose received from chest fluoroscopies given during pneumothorax therapy,¹⁷ an inference that runs counter both to other data and to conventional radiobiological theory.^{10,18,19} Thus, although the recent outpouring of new information on radiation-induced breast cancer has made it seem one of the best known of radiation-induced cancers, there is much to be learned from further study.

MATERIALS AND METHODS

As in the two earlier surveys of breast cancer incidence in the LSS extended sample,^{5,6} an attempt was made to ascertain all diagnoses of breast cancer obtainable from resources available locally in Hiroshima and Nagasaki. The most wide-ranging of these resources is the system by which death certificate diagnoses routinely are made available to RERF from death certificates filed anywhere in Japan for members of the LSS cohort. All death certificates for 1950-80 with breast cancer listed as either the underlying cause, a complication, or a contributing condition were included in the initial ascertainment. Community institutions in both cities were canvassed for breast cancer diagnoses, which were checked against the RERF Master File for LSS sample members. Material was collected from the series of indexed cases in the RERF autopsy program, the RERF collection of surgical specimens, the Tumor Registries maintained since 1959 and the Tissue Registries maintained since 1971 by the City and Prefectural Medical

認められている。入手されている資料はおおむね一貫したものであり、結核患者調査,¹³ 良性乳腺疾患調査,¹⁵ 及び1950-74年寿命調査集団調査⁶に基づく基礎資料に関する平行解析では、被曝時年齢及び観察時年齢が同様である女性の場合に、乳腺組織のrad平均線量についての女年(WY)当たりの過剰例数の回帰推定値として酷似した値が得られた。¹⁰ 前述の解析に含まれる二つの医学的調査に基づく資料では、主として被曝時10-39歳であった者に限られていた。一方、良性乳腺疾患のX線治療を受けたSweden女性に関する調査では、40歳以上で被曝した女性に有意な危険率を認めているが、¹⁶ この所見は表面上は寿命調査集団の資料と矛盾する。また、以前にCanadaの結核療養所で患者であった者における乳癌死亡率に関する最近の解析は、過剰危険率が、気胸治療の間に受けた胸部透視検査による総線量の二乗に正比例すると結論しているが、¹⁷ この推論はその他の資料、及び従来の放射線生物学的理論の双方に反するものである。^{10,18,19} このように放射線誘発乳癌に関する新しい情報が最近急増していることから、乳癌が放射線誘発癌のうちで最もよく知られたものの一つであると思われるが、更に調査を行って多くのことを究明する必要がある。

材料及び方法

寿命調査拡大集団の乳癌発生率に関する初期の二つの調査^{5,6}と同様に、広島・長崎の地元の資料源から入手可能な乳癌の診断例をすべて確認するようにした。これらの資料源のうち最も広範にわたるものは、放影研が日本のどこでも保管されている寿命調査集団対象者の死亡診断書から通常的に死亡診断を入手できる制度である。最初の確認では、1950-80年の期間の死亡診断書で原死因、合併症、又は副次的状態のいずれかで乳癌と記載されているすべてを対象とした。乳癌診断例に関して両都市の医療機関を詳細に調べ、それが寿命調査対象者か否かについて放影研の基本名簿と照合した。材料の収集は放影研剖検計画における一連の指標例、放影研の外科標本集、広島・長崎の市及び県医師会により1959年以来維持されている腫瘍登録及び1971年以来維持されている組織

Associations of Hiroshima and Nagasaki, the records of the medical schools of Hiroshima and Nagasaki Universities, and records of more than 50 other hospitals in both cities.

Clinical and pathological data, including histological sections, were sought for all cases identified in the initial ascertainment. When available, tumor size, location, metastasis, extent of the primary tumor, history of benign breast disease, malignancy of other organs, method of therapy, and marital and childbearing history were recorded for possible later analysis. Cases were reviewed on the basis of available materials and, if accepted, were assigned diagnostic certainty ratings on a 1-4 scale as follows: 1) death certificate diagnosis only, 2) clinical diagnosis only, 3) diagnosis of malignancy made by another pathologist on the basis of histological materials not available to the present investigators (probable), and 4) diagnosis of malignancy based on microscopic review by the present investigators (definite). In all, 412 cancers were coded grade 4, 70 grade 3, 54 grade 2, and 38 grade 1. Of the 10 bilateral cases, 8 were coded grade 4 and 1 was coded grade 3 for both breasts, and 1 was grade 3 for the left breast and grade 4 for the right.

The 412 breast cancers confirmed on the basis of histological review by the present investigators included 300 (two of them from a bilateral case) which had already been reviewed and classified by a binational team of pathologists from Japan and the United States, including several of the present investigators (MT, TY, MA, and ST).²⁰ A similar classification scheme was used for the 112 new cancers (from 7 bilateral and 98 unilateral cases) not reviewed by the binational team. The classification was according to the World Health Organization (WHO) Tentative Histological Classification of Breast Tumors,²¹ modified so that it could be converted to either the WHO or the Japanese Mammary Cancer Society (JMCS) format.²² Modification included the addition of three subtypes, "papillotubular," "medullary tubular," and "scirrhous type," under each of the categories "invasive ductal carcinoma" and "invasive ductal carcinoma with predominantly intraductal component." The "papillary carcinoma" of the WHO classification was deleted since these cases are included under the papillotubular subtype. In classifying tumors of mixed type, the predominant pattern was used

登録, 広島, 長崎両大学医学部の記録, 並びに両都市におけるその他の50以上の病院の記録に基づいて行った。

最初の確認で探知された全例について, 組織切片も含めて, 臨床及び病理資料を得た。腫瘍の大きさ, 位置, 転移, 腫瘍の進展, 良性乳腺疾患の既往歴, その他の臓器の悪性腫瘍, 治療方法, 並びに結婚歴及び出産歴が入手されている場合は, 解析に備えてそれらを記録した。入手した資料に基づいて症例を検討し, 乳癌の確認がなされた場合, 次の1~4の基準で診断確実度を割り当てた。1) 死亡診断書の診断のみ, 2) 臨床診断のみ, 3) 本調査の研究者では入手できない組織学的材料を基にその他の病理医が下した悪性腫瘍の診断(ほぼ確実), 及び4) 本調査の研究者が行った顕微鏡的検討に基づく悪性腫瘍の診断(確実)。全体で, 412件の癌が第4度, 70件が第3度, 54件が第2度, 38件が第1度としてそれぞれコード化された。10例の両側例のうち, 8例は左右乳房とも第4度, 1例は第3度としてコード化され, 残りの1例は左乳房第3度, 右乳房第4度としてコード化された。

本調査研究者が組織学的検討に基づいて確認した412件の乳癌には, 本調査研究者のうちの数人(MT, TY, MA, 及びST)を含む日米両国の病理学者からなる研究班によって既に検討され, 分類されていた300件(そのうち2件は1例の両側例に由来するもの)が含まれている。²⁰ この日米共同研究班が検討しなかった112件の新たな癌(7例の両側例及び98例の片側例)についても同様の分類方法を用いた。この分類は, 世界保健機関(WHO)乳腺腫瘍の暫定組織分類²¹に従って, WHO又は日本乳癌研究会(JMCS)²²のいずれの様式にも転換できるように修正した。この修正では, "浸潤性乳管癌"及び"乳管内成分優位の浸潤性乳管癌"の各範疇の下へ"乳頭腺管型", "髄様腺管型"及び"硬癌型"の三つの亜型を追加した。WHO分類の"乳頭癌"は, 乳頭腺管型に含まれているので, 削除した。混合型腫瘍を分類する際には, 病変の50%以上占める優勢な型の

if it represented more than 50% of the lesion. As in the binational review, a special category, "Cannot Subclassify Further" (CSF), was used for those cases for which there was no predominant pattern, or for which there was no consensus among the pathologists about subtype. All designated breast cancer material was reviewed without knowledge of exposure or dose.

The questions addressed by this study include the existence of a radiation dose effect on breast cancer risk, both overall and for different age ATB cohorts; the functional form of the dose-response relationship for radiation-induced breast cancer, and numerical estimates of the excess risk associated with radiation exposure, by radiation dose, age ATB, and age at observation for risk; the distribution of excess breast cancer risk over time following exposure and its relation to the distribution of breast cancer risk expected in the absence of such exposure; and, finally, the variation of pathological subtype and other findings in those cases for which detailed information was available to the present investigators, by dose, age ATB, and age at diagnosis.

Although every effort was made to obtain a complete ascertainment of breast cancer incidence from locally available information sources, it must be assumed that some diagnoses were missed, especially among women who had migrated from the two cities before their cancers were detected. The extent to which the present observations were biased by underascertainment, and particularly, the potentially serious possibility that underascertainment may have varied systematically by radiation dose, were examined by a number of methods. Numbers of cases identified from death certificate diagnosis, which should represent a virtually complete ascertainment of diagnoses from this source, were compared with numbers of cases not so identified, by dose class, age ATB, and age at diagnosis. A similar analysis was used to look for systematic variation of diagnostic certainty grade by dose and age. The AHS subsample,² which is subject to closer surveillance at RERF than the remainder of the extended LSS sample, was compared with the rest of the sample to test for breast cancer rate differences within dose and age classes. Current addresses from the most recent AHS examination cycle were analyzed with respect to migration from the Tumor and Tissue Registry reporting areas. Finally, the numbers

方を用いた。日米共同の検討におけると同様、優勢な型がなかった例、又は病理学者の間に亜型について合意が得られない例については、“これ以上細分類不可能” (CSF) という特別の範疇を用いた。選定されたすべての乳癌材料は、被爆や線量について知らずに検討された。

本調査が扱った問題は次のようなものである。すなわち、調査集団全体及び各原爆時年齢群のいずれにも、乳癌危険率に対する放射線量の影響が認められるか否か；放射線量、原爆時年齢、及び観察時年齢別にみた放射線誘発乳癌に関する線量反応関係の関数的形状、及び放射線被曝に伴う過剰危険率の推定値；被曝後の経時的な過剰乳癌危険率の分布、及びそれと非被曝の場合に期待される乳癌危険率の分布との関係；並びに、本調査担当者が詳細な資料を入手することができた例における病理学的亜型及びその他の所見の線量、原爆時年齢、及び診断時年齢別変動である。

地元で利用できる資料源から乳癌発生率を完全に確認するため、あらゆる努力を払ったが、特に癌が探知される前に両都市から転出した女性においては、幾つかの診断例が見落とされたものと想定する必要がある。過少確認によって今回の観察値に偏りが生じた程度、また特に、過少確認が放射線別にみて系統の変動を生じているかもしれないという重大な可能性を、幾つかの方法によって調べた。死亡診断書の診断によって確認された症例数（これにより、この出所から診断資料を事実上完全に確認したことが示されるはずである）と、死亡診断書では確認されなかった例数とを、線量階級、原爆時年齢、及び診断時年齢別に比較した。また、線量及び年齢別にみた診断確実度の系統の変動を求める際にも同様の解析を用いた。成人健康調査集団²は、放影研において、寿命調査拡大集団中の残りの集団よりも詳細な調査を受けるので、それらと比較して線量階級内及び年齢階級内の乳癌発生率の差を調べた。腫瘍及び組織登録の報告地域からの転出について、成人健康調査の最近の診察周期による現住所を検討した。最後に、

of cases in the present series that were included in the earlier series by McGregor et al⁵ and Tokunaga et al⁶ were compared with the total numbers with diagnosis dates in 1969 or earlier, or in 1974 or earlier, respectively, to assess the extent to which underascertainment may be a matter of the time required for a diagnosis to be reported to a Tumor or Tissue Registry or, especially if the cancer was diagnosed outside the Hiroshima and Nagasaki reporting areas and eventually resulted in death, the time from diagnosis to death.

The tentative 1965 dose (T65DR) system of individual radiation doses, as recently modified,^{8,23} has been used in dose-specific analyses in this report. The LSS sample has been grouped by total (gamma rays plus neutrons) kinetic energy released in materials (kerma) in exactly the same way as was done for the most recent LSS sample mortality survey covering the period 1950-78.⁸ Average breast tissue doses from gamma rays and neutrons were computed from the average kerma values for these groups given in Appendix Table 1 of the above report,⁸ using an algorithm developed at Oak Ridge National Laboratory:

$$\begin{aligned} D_g &= 0.80 \text{ Kg} + 0.045 \text{ Kn}, \\ D_n &= 0.55 \text{ Kn}, \end{aligned}$$

where D_g and D_n represent the gamma ray and neutron components, respectively, in rad of average breast tissue dose, and K_g and K_n are the gamma ray and neutron components of kerma, also in rad.²⁴ This dosimetry, with minor exceptions,⁸ is identical to that used in the previous two incidence surveys of breast cancer in the LSS sample.^{5,6}

Recent developments with respect to the techniques used for reconstructing the radiation doses to the Hiroshima and Nagasaki survivors suggest that the T65 dosimetry may need to be replaced by a new dosimetry,²⁵ a change that is expected within the next two years. Particularly in question is the marked qualitative difference between the two cities according to the T65 dosimetry: 15% to 30% of the estimated kerma received by Hiroshima survivors was from neutrons, compared to less than 3% for Nagasaki survivors. At the time of this writing, it appears fairly certain that the T65 dosimetry will be replaced, and that the final new dosimetry will involve a less marked difference in radiation

今回の調査の症例のうち、McGregor ら⁵ 及び徳永ら⁶ の初期の調査にも含まれている症例の数を、診断年月日が1969年又はそれ以前、あるいは1974年又はそれ以前である症例の数とそれぞれ比較して、過少確認が、診断例を腫瘍又は組織登録へ報告するまでにかかる時間の問題なのか、特に癌が広島・長崎の報告地域外で診断され死亡に至った場合、診断から死亡までの時間の問題であり得るのか、その程度を評価した。

本報の線量別解析では、最近修正された個人別放射線量の暫定1965年線量 (T65DR) を用いている。^{8,23} この寿命調査集団は、1950-78年の期間にわたる最近の寿命調査集団死亡率調査⁸ の場合と全く同じ方法により、物質へ放射された総 (ガンマ線+中性子) 運動エネルギー (kerma) 別に分類されている。米国 Oak Ridge 研究所で開発された互除法を用いて、上記調査報告書⁸ の付録表1に示した線量群の平均 kerma 値により、ガンマ線及び中性子による平均乳腺組織線量を算定した。すなわち、

この場合、 D_g 及び D_n は、それぞれが平均乳腺組織線量の rad 単位で示したガンマ線及び中性子成分であり、 K_g 及び K_n は kerma のガンマ線及び中性子成分を rad で示したものである。²⁴ わずかな例外⁸ はあるが、この線量推定法は寿命調査集団中の乳癌発生率に関する以前の二つの調査^{5,6} で用いられたものと全く同じである。

広島・長崎の被爆者が受けた放射線量の再現に最近進歩した技法が用いられ、T65線量推定法を新しい線量推定法²⁵ に変更する必要があることが示唆されている。この変更は2年以内に行われると期待される。特に問題となるのは、T65線量推定による両都市の線量における著しい質的差異である。すなわち、広島に被爆者が受けた推定 kerma の15%~30%は中性子によるものであったのに比べ、長崎被爆者の場合は3%未満であったという点である。本報記述の時点では、T65線量推定が新しい方法に代えられ、また

quality between the two cities. There should, however, be no radical reordering of dose levels within cities. Accordingly, the results of the present analyses can be expected to remain valid for questions that are relatively invariant under dosimetric changes, whereas comparisons between the two cities, or inferences about the precise functional form of the dose-response relationship, are more tentative. The latter two kinds of analysis have been included, however, for two purposes; analyses using the T65 dosimetry were performed for comparison with the previous two LSS sample series,^{5,6} and analyses using two approximate interim dosimetries were made to evaluate the probable effects of changes in the Hiroshima and Nagasaki air dose curves^{26,27} and in the shielding coefficients by which the air dose curves are converted to kerma values based on shielding histories.²⁸

Statistical tests for the existence of consistent differences with respect to radiation dose or other factors employ stratified contingency table analyses by the same variant on the Cochran-Mantel-Haenszel method²⁹⁻³¹ used in previous LSS sample mortality reports.^{3,7,8} For this report, however, the p-values for trend incorporated an Edgeworth series correction for skewness and kurtosis that was merely presented in tabular form in an earlier report.⁷ Log-linear model analyses³² were also employed for certain comparisons involving variations among risks measured in relative terms. Risk estimates were obtained from iteratively weighted linear and nonlinear regression analyses of crude and adjusted breast cancer rates on dose, as in the two previous LSS sample breast cancer series.^{5,6} In these regression analyses the variance of each rate was assumed to be equal to its expected value divided by the number of WY at observation for risk.

As in the previous breast cancer series,^{5,6} all dose-response analyses combined data from women who were not in either city (NIC) ATB with data from exposed women whose estimated exposures were to less than 0.5 rad kerma, in a zero-dose class. Parallel analyses were performed which excluded the NIC data, but the results did not differ in any important way from those presented.

最終的な新しい線量推定法によって両都市間の放射線質における著しい差が少なくなることは、かなり確実であるように思われる。しかし、都市内の線量値の極端な改訂は行われなければならないはずである。したがって本解析の結果は、線量推定法の変更のもとでも比較的变化らない問題については依然として妥当であることが期待されるが、両都市間の比較、あるいは線量反応関係の正確な関数的形状に関する推定は、より暫定的なものとなる。しかし、後者二種類の解析は次の二つの目的でここに含めた。まず、以前の二つの寿命調査集団調査^{5,6}と比較するためT65線量推定を用いて解析を行い、また、広島・長崎の空気線量曲線の変更、^{26,27}並びに空気線量曲線が遮蔽歴に基づく kerma 値に転換される遮蔽係数²⁸の変更によって起こり得る影響を評価するため、概算による暫定的な二つの線量推定を用いて解析を行った。

放射線量又はその他の因子に関する一貫した差の存在を調べる統計的検定では、以前の寿命調査死亡率報告書^{3,7,8}で用いられたのと同じ Cochran-Mantel-Haenszel 法²⁹⁻³¹の変法による層化分割表解析を用いる。しかし、本報の場合は傾向に関する p 値には、初期の報告⁷で表の形式で示されたにすぎない歪度及び尖度に関する Edgeworth 調査の訂正を併用した。相対危険率の変動に関する特定の比較については、対数-線形モデル解析³²をも行った。以前の二つの寿命調査集団乳癌調査^{5,6}の場合と同様、線量に対する乳癌の粗発生率及び訂正発生率について反復加重を行った線形及び非線形の回帰解析によって、危険率推定値を得た。これらの回帰解析では、各発生率の分散は、その期待値を危険率観察女年の数で割ったものに等しいと推定された。

以前の乳癌調査^{5,6}の場合と同様、線量反応解析においてはすべて、原爆時にいずれの都市にもいなかった女性(市内不在者群)から得た資料と、推定被曝線量が 0.5 rad kerma 未満の被曝女性の資料とを組み合わせ、0 rad 線量群とした。市内不在者群の資料を除外して平行解析を行ったが、結果は発表されたものと大きく異ならなかった。

RESULTS

Appendix Table 1 lists all cases in order of RERF Master File number, and gives city of exposure, age ATB, T65D kerma in rad (gamma ray and neutron), year of diagnosis, diagnostic certainty code, and side. Bilateral cases appear twice, once for each side. Appendix Table 2 gives numbers of cases and WY by city, age ATB, kerma interval, and calendar time. All the analyses reported in this paper can be reconstructed from these two tables and from data contained in published references.

Histological Classification

The distribution of histological types in exposure groups is presented in Table 1 for the 412 cancers reviewed histologically by the present investigators. According to contingency table analyses there was no evidence that type is related to city, age ATB, age at diagnosis, calendar time, radiation dose, or any combination of these factors. In particular, there was no tendency for one or more histological types or subtypes to characterize radiation-induced breast cancer. Thus the addition of 112 new cancers did not change the conclusions reached by the binational review panel.²⁰

Bias Analysis

An essential part of the analysis was to check for underascertainment, and for the possibility that ascertainment of breast cancer might be correlated with radiation dose. Table 2A gives an analysis of cases diagnosed through 1978 among exposed sample members, in relation to the numbers of breast cancers reported in the LSS sample mortality survey through 1978.⁸ The latter ascertainment, which included virtually all breast cancers coded as the primary cause of death on death certificates registered in Japan, was compared with numbers expected by dose interval according to the incidence data, with adjustment for age ATB and city. The summary table shows very little difference between observed and expected numbers. Table 2B shows a similar analysis with respect to those cases identified as breast cancer on death certificates, including incidental diagnoses as well as primary cause of death, through 1980. Finally, Table 2C compares cases with respect to certainty of diagnosis, by dose. None of the analyses in Table 2 suggests any association between the source of information and dose.

結 果

付表1は、全例を放影研基本名簿番号順に列記し、被爆都市、原爆時年齢、rad単位のT65D kerma (ガンマ線及び中性子)、診断年、診断確実度のコード、並びに左右を示したものである。両側例は各側に1回ずつ、計2回出てくる。付表2は、例数及び都市別女年、原爆時年齢、kerma区間、及び暦年を示したものである。本報で述べた解析はすべて、これら二つの表、並びに発表された参考文献に含まれる資料から再現できる。

組織学的分類

表1では、本調査研究者が組織学的に検討した412例の癌について、被曝群における組織型の分布を示した。分割表解析によれば、組織型が都市、原爆時年齢、診断時年齢、暦年、放射線量、又はこれらの因子の組み合わせのいずれかと関連があるという所見はなかった。特に、一つ以上の組織型又は組織亜型が、放射線誘発乳癌を特徴付ける傾向は認められなかった。したがって、112例の新しい癌例を加えても、日米両国の検討会が達した結論²⁰は変わらなかった。

偏りの解析

この解析の主要部分は、過少確認を照査し、また、乳癌の過少確認と放射線量との相関関係の可能性を照査することにある。表2Aは、被爆集団の対象者のうち、1978年までに診断された例数と、1978年までの寿命調査集団死亡率調査で報告された乳癌の例数⁸との関係の解析を示すものである。日本で登録される死亡診断書に主要死因としてコードされている事実上すべての乳癌を対象にした後者での確認数と、発生率資料に基づく線量区間別の期待数とを、原爆時年齢及び都市について訂正を行った後、比較した。この総括表では、観察例数と期待例数との差はほとんど認められない。表2Bでは、1980年までの死亡診断書に、主要死因と付随的診断を含めて乳癌として確認されている症例について行った同様の解析を示した。最後に表2Cでは、診断確実度について症例の線量別比較を行った。表2の解析で、資料源と線量との関連を示唆するものは認められない。

TABLE 1 DISTRIBUTION BY KERMA AND HISTOLOGICAL TYPE OF BREAST CANCERS
ACCEPTED ON THE BASIS OF PATHOLOGICAL REVIEW BY THE PRESENT INVESTIGATORS

表1 本調査研究者の病理学的検討に基づいて認められた乳癌の kerma 別及び組織型別分布

Histological Type	Kerma in Rad (T65DR)							Total
	NIC	0-9	10-49	50-99	100-199	200+	Unk [†]	
Noninvasive ¹	4	6	-	1	-	2	-	13
Invasive ²								
a. Ductal								
0. CSF ³	8	17	2	4	3	10	1	45
1. Papillotubular:	5	7	4	-	0	2	2	20
2. Medullary tubular	14	24	9	7	2	7	4	67
3. Scirrhus	31	91	27	4	16	14	3	186
b. Predominant ductal component								
1. Papillary tubular	5	19	9	2	2	3	-	40
2. Medullary tubular	1	1	-	-	-	-	-	2
3. Scirrhus	1	1	-	-	1	-	-	3
c. Lobular	-	1	1	1	2	-	-	5
d. Mucinous	-	7	-	-	-	2	-	9
e. Medullary	1	3	-	-	-	-	-	4
f. Tubular	-	-	0	2	-	-	-	2
g. Secretory	-	1	-	-	-	1	-	2
h. Apocrine	-	1	-	-	-	-	-	1
i. Carcinoma with metaplasia ⁴	-	-	-	-	-	1	-	1
j. Others	2	3	-	-	-	-	-	5
Total Invasive	68	176	52	20	26	40	10	392
Paget's Disease								
a. In situ only	1	1	2	-	-	-	-	4
b. With invasive carcinoma	-	0	2	-	1	-	-	3
Total Paget's Disease	1	1	4	-	1	-	-	7
Total	73	183	56	21	27	42	10	412

1 All noninvasive carcinomas were intraductal; there were no lobular carcinomas in situ.

非侵潤性癌のすべては乳管内のものであった。非侵潤性小葉性癌はなかった。

2 Subclassification: Adenoid cystic carcinoma was not observed.

細分類: 腺様嚢胞癌は認められなかった。

3 CSF: "cannot subclassify further"

CSF: "これ以上分類不可能"

4 The only cancer in this classification was a mixed type.

この分類における唯一の癌は混合型のものであった。

† Dose unknown 線量不明

TABLE 2 BIAS ANALYSIS: INCIDENCE VS DEATH CERTIFICATE

表2 偏りの解析: 発生率対死亡診断書

A. Breast cancer mortality (primary cause of death), 1950-78, as reported in the LSS sample mortality study, compared to total incident cases, 1950-78, by radiation dose and adjusted for city and age ATB. Exposed sample members only.

寿命調査集団死亡率調査で報告された1950-78年間の乳癌死亡率(原死因)と1950-78年間の総発生例数との比較; 放射線量別, 都市及び原爆時年齢訂正, 被爆群のみ。

	Total Kerma in Rad					Homogeneity (p)	Trend (p)
	0	1-9	10-99	100+	Total		
Observed deaths ¹	44	29	34	21	128	$\chi^2=1.3$	
Expected	47.4	28.2	30.6	21.8		(.73)	(0.54)
Total cases ¹	139	86	99	76	400		

1 NIC, unknown dose, and all 1979-80 cases excluded.

市内不在者, 線量不明例, 及び1979-80年の全例を除外した。

B. Breast cancer cases identified on death certificates, as compared to total incident cases, 1950-80.

死亡診断書で確認された乳癌例数と総発生例数との比較, 1950-80年

Age ATB		Total Kerma in Rad					Homogeneity (p)
		NIC	0-9	10-99	100+ & Unk ²	Total	
All ages	Observed deaths	30	87	38	33	188	$\chi^2=1.33$
	Expected	34.9	84.1	37.0	32.1		(.73)
	Total cases	101	249	114	100	564	
0-9	Observed deaths	0	4	1	0	5	$\chi^2=4.55$
	Expected	0.4	1.9	1.9	0.7		(.20)
10-19	Observed deaths	6	12	9	15	42	$\chi^2=0.93$
	Expected	6.1	14.2	8.6	13.1		(.92)
20-29	Observed deaths	9	14	8	6	37	$\chi^2=1.81$
	Expected	6.6	15.0	7.8	7.6		(.61)
30-39	Observed deaths	4	21	3	9	37	$\chi^2=5.85$
	Expected	7.5	18.5	4.7	6.3		(.12)
40-49	Observed deaths	7	18	11	2	38	$\chi^2=1.94$
	Expected	9.0	18.5	8.5	2.0		(.58)
50+	Observed deaths	4	18	6	1	29	$\chi^2=3.61$
	Expected	5.2	15.9	5.4	2.8		(.31)

2 Unknown, combined as these are generally high doses.

不明は全般的に高線量なのでここに含めた。

TABLE 2 Continued 表2 (続き)

C. Breast cancer by certainty of diagnosis and radiation dose.

乳癌例数; 診断確実度及び放射線量別

(i) Distribution of cancers by diagnostic certainty and radiation dose.

癌の分布; 診断確実度及び放射線量別

Certainty Code ³	Total Kerma in Rad				Total
	NIC	0-9	10-99	100+ & Unk ²	
1	6	19	9	4	38
2	11	20	11	12	54
3	13	32	17	8	70
4	73	183	77	79	412
Total	103	254	114	103	574

(ii) Comparisons of dose distribution by certainty code, adjusted for age ATB and city.

線量分布の比較; 確実度コード別, 原爆時年齢及び都市訂正.

Certainty Contrast ³			Test of Nonhomogeneity with Respect to Dose		
Low	vs	High	Chi-square (3df)	(p)	Trend Test (p)
1	vs	2-4	0.7	(.87)	(.38)
1-2	vs	3-4	0.6	(.89)	(.76)
1-3	vs	4	0.4	(.95)	(.57)

3 Certainty Codes: 確実度コード:

1. Death certificate only. 死亡診断書のみ

2. Clinical diagnosis only. 臨床診断のみ

3. Pathology diagnosis, but material not available to present investigators.

病理診断であるが, 資料は本調査担当者には入手できない.

4. Pathology diagnosis by present investigators.

本調査担当者による病理診断

Table 3 gives observed and expected numbers of breast cancer cases by dose class and sample component, comparing the clinical subsample with the remainder of the LSS sample, which has in turn been separated into a "proper" part consisting of persons whose family registries were local to Hiroshima or Nagasaki and a "reserve" part with more distant family registries. Mortality ascertainment for the LSS depends upon the Japanese family registry system, and the reserve part was incorporated into the sample only after it had been determined that the reporting system would function efficiently for the more distant registries.³ The AHS subsample was initially drawn from survivors with local family registries, and members are

表3では, 乳癌の観察数及び期待数を線量階級及び集団構成別に示し, 臨床副次集団と, 戸籍が広島又は長崎の地元にいる者からなる"基本"群と, より遠方にある"予備"群とに分類されている寿命調査集団の残りの副次集団との比較を行った. 寿命調査集団の死亡確認は日本の戸籍制度に依存するもので, 報告方法が遠方の戸籍に対しても有効に機能すると判明した後に, 予備群を集団へ編入した.³ 成人健康調査副次集団は, 最初, 地元で戸籍がある被爆者から抽出したもので, その対象者は定期的に, 放影研で2年ごとの通常臨床検査を受けるよう要請している. この臨床副次集団は高線量域へのかなりの

routinely solicited for regular biennial clinical examinations at RERF. The clinical subsample also is heavily weighted toward the higher dose ranges, because it includes virtually all locally registered LSS sample members who were exposed within 2,000 m from the hypocenter and who also reported acute radiation sickness or other symptoms usually associated with high radiation doses. Thus, a more complete ascertainment associated with frequent contact, or with family registry location, could bias the ascertainment for the entire LSS sample differentially with respect to dose.

偏りがみられるが、それは、ほとんど全員が地元（戸籍のある）寿命調査対象者であり、爆心地から2,000 m未満で被爆し、また、通常高い放射線量に伴う急性初期放射線症状その他が報告されている者だからである。したがって、頻繁な連絡又は戸籍の所在地と連体したより完全な確認によって、寿命調査集団全体の確認が線量に関して特異的に偏ることが考えられる。

TABLE 3 BIAS ANALYSIS: DISTRIBUTION OF CASES¹ BY CITY, AGE ATB, KERMA, AND SAMPLE COMPONENT

表3 偏りの解析：症例の分布¹；都市，原爆時年齢，kerma，及び集団構成部分別

City	Age ATB in years	Kerma Interval in Rad		Sample Component			Test of Nonhomogeneity χ ²	(p)	Clinical vs Nonclinical	
				Clinical	Nonclinical				RR ²	(p)
					Proper	Reserve				
T	T	T	Obs	152	351	61	0.2	(.90)	1.04	(.64)
			Exp	147.6	353.8	62.6				
H	T	T	Obs	108	299	52	0.2	(.90)	1.01	(.94)
			Exp	106.9	297.3	54.8				
N	T	T	Obs	44	52	9	1.2	(.55)	1.14	(.36)
			Exp	40.7	56.5	7.7				
T	0-9	T	Obs	1	21	2	1.7	(.43)	0.34	(.22)
			Exp	2.7	18.6	2.7				
T	10-19	T	Obs	55	76	19	1.1	(.58)	1.17	(.32)
			Exp	49.7	79.3	21.0				
T	20-29	T	Obs	42	77	12	2.0	(.37)	1.17	(.44)
			Exp	37.7	76.5	16.8				
T	30-39	T	Obs	28	77	11	0.1	(.95)	1.00	(.96)
			Exp	28.1	76.2	11.7				
T	40-49	T	Obs	20	63	11	2.1	(.35)	0.87	(.58)
			Exp	22.3	64.2	7.5				
T	50+	T	Obs	6	37	6	3.5	(.17)	0.83	(.70)
			Exp	7.1	39.0	3.0				
T	T	NIC	Obs	19	82	0	0.5	(.78)	0.86	(.56)
			Exp	21.5	79.4	0.1				
T	T	0	Obs	35	116	6	2.5	(.29)	1.33	(.12)
			Exp	27.8	122.0	7.2				
T	T	1-9	Obs	4	73	15	1.1	(.58)	0.72	(.52)
			Exp	5.5	68.9	17.7				

TABLE 3 (Continued) 表3 (続き)

City	Age ATB in years	Kerma Interval in Rad		Sample Component			Test of Nonhomogeneity χ^2	(p)	Clinical vs Nonclinical	
				Clinical	Nonclinical				RR ²	(p)
					Proper	Reserve				
T	T	10-49	Obs	19	51	17	0.8	(.67)	0.87	(.64)
			Exp	21.1	51.8	14.1				
T	T	50-99	Obs	8	16	3	3.0	(.22)	0.66	(.24)
			Exp	10.5	11.9	4.6				
T	T	100-199	Obs	19	9	7	0.5	(.78)	0.92	(.84)
			Exp	19.7	9.8	5.5				
T	T	200-299	Obs	16	1	4	1.7	(.43)	1.26	(.54)
			Exp	15.0	2.9	3.0				
T	T	300-399	Obs	9	1	0	2.3	(.32)	3.67	(.14)
			Exp	7.1	1.3	1.6				
T	T	400+	Obs	17	1	3	0.7	(.70)	1.55	(.50)
			Exp	15.4	1.2	4.4				
T	T	Unk.	Obs	6	1	6	4.3	(.12)	1.91	(.20)
			Exp	4.0	4.5	4.4				

1 Bilateral cases are counted once, and not twice as in Tables 1 and 2.

両側例については1回計算し、表1及び2のように2回は計算しなかった。

2 Relative risk.

相対危険率

Expected frequencies were computed under the assumption of no subsample difference within subgroups of similar ages ATB, dose, and city. Overall, for Hiroshima and Nagasaki considered separately, for separate age ATB intervals, and for separate kerma intervals, the numbers of observed breast cancers in the three sample components corresponded closely to those expected on the basis of homogeneity. There was no consistent tendency for the clinical subsample to contribute proportionally more breast cancer cases than the rest of the sample, and the analysis does not support the existence of an ascertainment bias based on sample component.

Migration rates (percentages of living sample members residing outside the contacting areas of the two cities) are given in Table 4 for female members of the AHS subsample by age ATB, city, and radiation dose.³³ It is apparent that migration has been substantial, particularly among women under 20 years of age ATB, and that it has been somewhat greater from Nagasaki than from Hiroshima. It is also apparent, however,

原爆時年齢、線量、及び都市のサブグループが同様である副次集団間には差異がないものと想定して、期待頻度の算定を行った。総体的に広島・長崎を別々に検討し、また原爆時年齢区別、kerma 区別に検討すると、三つの構成集団における観察乳癌数は、等質性に基づく期待値と緊密に対応した。この臨床副次集団に残りの副次集団よりも比較的多い乳癌例が発生する一貫した傾向はなかった。したがって本解析では、集団構成要素に基づく確認の偏りは示されなかった。

表4では、成人健康調査副次集団の女性対象者に関する転出率（両都市の連絡地域外に居住する生存中の対象者の百分率）を、原爆時年齢、都市、及び放射線量別に示した。³³ 転出は特に原爆時20歳未満であった女性に多くみられ、また、長崎の方が広島よりもやや多いということが明らかである。しかし、転出率は放射線との関連においてかなり均一である

TABLE 4 PERCENT WOMEN IN AHS SAMPLE WHO WERE LIVING OUTSIDE PATIENT CONTACTING AREAS IN 1979, BY CITY, AGE ATB, AND KERMA

表4 1979年に連絡区域外に居住していた成人健康調査集団中の女性の割合、都市、原爆時年齢、及び kerma 別

City	Kerma in Rad	Age ATB					
		0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50+
Hiroshima	Total	21.7	14.3	6.9	4.4	8.0	8.0
	NIC	26.2	16.9	6.5	5.4	11.7	5.9
	0	20.5	14.5	5.5	3.3	5.6	9.3
	1-99	17.4	14.5	7.8	4.0	6.5	9.5
	100+	22.7	7.5	6.4	5.1	9.5	5.9
	Unk	57.1	14.9	11.1	15.4	12.5	0
Nagasaki	Total	30.1	23.5	10.8	6.9	9.1	3.8
	NIC	19.8	12.8	12.8	7.2	12.3	0
	0	38.8	24.9	14.6	4.7	10.3	16.7
	1-99	32.8	19.8	8.2	5.5	6.7	0
	100+	29.9	20.8	6.5	9.9	5.8	0
	Unk	27.3	36.1	15.4	11.1	12.5	0

that the migration rates have been fairly uniform with respect to radiation dose. These data, therefore, provide no reason to suspect that the ascertainment of breast cancer cases has been different among the various dose classes. Accordingly, no correction was warranted for analyses which depend on ratio comparisons of breast cancer rates among different dose classes, so long as these comparisons were adjusted for differences with respect to city and age ATB. Adjustments were required, however, for risk estimates that involve the subtraction of one rate from another. For example, if the observed rates for two exposure groups were both too low by 10%, their difference must also be too low by 10%, but the ratio of the two observed rates must be the same as the ratio of the true rates. Thus estimates of the increase in relative risk per unit dose, and tests of the null hypothesis of no radiation effect, need not be corrected for underascertainment of risk, whereas some correction should be made for estimates of the absolute increase in risk per unit dose. Such corrections (as shown in later tables) should involve only that part of the ascertainment affected by migration, and thus should be derived from Tables 2C and 4.

ことも明らかである。したがって、これらの資料によつては乳癌例の確認が各線量階級間で異なると考える理由は得られない。したがって、都市及び原爆時年齢における差を訂正した場合には、異なる線量群間の乳癌発生率の比率の比較に基づく解析について、補正をする必要はなかった。しかし、一つの率を他から減ずることになる危険率推定値については、訂正が必要であった。例えば、もし二つの被曝群の観察率がいずれも10%程低すぎる場合は、それらの差も10%程低すぎるはずであるが、その二つの観察率の比率は真の率の比率と同じでなければならない。したがって、単位線量当たりの相対危険率の増加の推定値、並びに放射線影響がないとする帰無仮説の検定は、危険率の過少確認について補正を行う必要はないが、単位線量当たりの危険率における絶対増加の推定値については若干補正を行う必要がある。このような補正(後出の表に示した)は、転出によって影響を受けた確認部分のみについて行う必要があるので、表2C及び4に基づいて行うべきである。

Case finding for the present series was completed in December 1981, while that for the 1974 series, which covered diagnoses through September, was completed in June of the following year.³⁴ The 1969 series included cases diagnosed through December, and case finding continued until the end of the following year.³⁵ Table 5 lists numbers of cases, by year, through September 1974, comparing the present series with the subsets included in the 1969 and 1974 series, respectively. A reporting delay is suggested for the last year or so in both of the earlier series. Somewhat more striking, however, are the comparisons between the 1974 series and the present one for the periods before and after 1969. It would appear that, after two independent case ascertainment separated by five years, there were few remaining cases to be discovered by the present investigation for 1950-69. It seems unlikely, then, that any subsequent study will find very many new cases that were diagnosed before 1975. The corresponding comparison for 1970 through June 1973 (two years before the close of case finding for the 1974 series) suggests that a future investigation might increase the number of cases for 1975-79 by about 21% over the present series, while the data for July 1973 - June 1974 suggest that an additional 39% might be expected for 1980 alone.

The comparisons of Table 5 may reflect improvements over time in case-finding efficiency, such as increased participation by local hospitals and physicians in the Tumor and Tissue Registries, as well as reporting delays. Because the effects of such improvements might be expected to follow a learning curve, in which increases in efficiency tend to be greater at the beginning than later, the above discussion may exaggerate the number of cases missed by the current survey.

There was no suggestion that the cases missed in either of the two earlier series were distributed differently by dose than the cases that were included. The age distribution (both ATB and at diagnosis) of missed cases, on the other hand, tended to be younger than that of the included cases, reflecting the overall trend over time for new breast cancer cases increasingly to come from the younger age ATB cohorts as these cohorts reached ages of appreciable breast cancer risk.

本調査に関する症例探知は1981年12月に完了しているが、9月までの診断を含む1974年の調査に関するものは、翌年の6月に完了している。³⁴ 1969年の調査は12月までに診断された例を対象にしており、症例探知は翌年末まで続いた。³⁵ 表5は、1974年9月までの症例数を年別に示して、本調査と、1969年、1974年の調査対象それぞれに含まれた小集団とを比較したものである。初期の調査のいずれにおいても、最終年あたりに報告の遅延が示唆されている。しかし、それよりやや顕著なものは、1969年前後の期間についての1974年調査と本調査との比較である。5年の間隔で分けられた二つの独自の症例確認の後には、1950-69年については本調査によって発見される例はほとんど残っていないように思われる。したがって、以後のいかなる調査でも、1975年以前に診断された新しい例を多く発見することはあり得ないように思われる。それに対応する1970年から1973年6月(1974年調査の症例探知の終結2年前)に関する比較では、将来の調査により1975-79年における例数が本調査より約21%増加することが示唆されるが、1973年7月-1974年6月に関する資料は、1980年のみについても39%の追加が期待されることを示唆している。

表5の比較は、腫瘍登録及び組織登録における地元の病院及び医師の参加の増加など、症例探知の効率における経時的な向上と同時に、報告の遅延を反映すると思われる。このような向上の影響は、後期よりも初期に能率が大きい傾向のある学習曲線に従うものと期待されるので、上記の考察は本調査が見落とし例数を過大視するものかもしれない。

初期二調査のいずれかで見落とされていた例が、探知集団に含まれていた例と線量別分布が異なっていたことを示唆する所見はなかった。一方、見落とされた例の年齢分布(原爆時及び診断時の双方における)は、含められた例のそれよりも若い傾向があったが、これは原爆時年齢が若かった群がかなりの乳癌リスクを示す年齢に達するに伴って、その群の乳癌例が新たに増加する経時的な全般的傾向を反映するものである。

TABLE 5 DISTRIBUTION OF BREAST CANCER CASES BY LSS SAMPLE SERIES
AND YEAR OF DIAGNOSIS: NUMBER OF CASES, 1950-74

表5 乳癌例の分布; 寿命調査集団調査及び診断年別: 症例数, 1950-74年

Year of Diagnosis	Series		
	1950-69	1950-74	1950-80
1950	6	6	6
1951	5	6	6
1952	5	5	5
1953	5	5	6
1954	8	8	8
1955	9	9	10
1956	9	9	9
1957	11	11	11
1958	6	8	8
1959	13	13	13
1960	15	15	16
1961	25	27	28
1962	14	14	14
1963	13	14	14
1964	16	17	19
1965	14	17	19
1966	9	14	14
1967	16	28	28
1968	14	21	24
1969	6	14	14
1970	-	21	24
1971	-	17	23
1972	-	16	20
1973	-	25	29
1974 ¹	-	18	26
Total	219	358	394

1 First nine months only. 最初の9ヵ月のみ。

Radiation Dose and Age ATB

Contingency table analyses of breast cancer incidence by kerma interval, for the period 1950-80, are summarized in Table 6. Overall, the linear contrast in average (T65DR) breast tissue dose, adjusted for age ATB, calendar time, and city, departed markedly from the null hypothesis of no radiation association. The square of the normal score for linear trend (a chi-square statistic with 1 degree of freedom) was nearly as large as the chi-square statistic for nonhomogeneity of risk among kerma intervals, leaving a chi-square of only 4.4, with 6 df, for nonhomogeneity not accounted for by the linear regression on dose.

放射線量及び原爆時年齢

表6は、1950-80年の期間における乳癌発生率の分割表解析を kerma 区間別に要約したものである。全体的には原爆時年齢、暦年、及び都市について訂正を施した平均 (T65DR) 乳腺組織線量における線形対比は、放射線関連性がないとする帰無仮説から著しく逸した。線形傾向に関する正規スコアの二乗 (自由度が1である χ^2 統計量) は、kerma 区間における危険率の非等質性に関する χ^2 統計量とほとんど同じ大きさのものであって、自由度6の χ^2 がただ4.4であるので、非等質性は線量に関する線形回帰では説明されなかった。

TABLE 6 SUMMARY CONTINGENCY TABLE ANALYSES WITH RESPECT TO KERMA INTERVAL

表6 Kerma 区間に関する要約分割表解析

A. Combined cities, all ages 両都市合計, 全年齢

(i) Data 資料

	Kerma Interval in Rad								
	0 ¹	1-9	10-19	20-49	50-99	100-199	200-299	300-399	400+
Average Tissue Dose in Rad	0	2.6	12.2	23.1	54.6	110.3	188.9	264.8	403.21
Observed	258	92	48	39	27	35	21	10	21
Expected	306.3	113.6	45.8	33.6	22.5	15.4	6.6	3.3	3.9
O/E	0.84	0.81	1.05	1.16	1.20	2.27	3.38	3.03	5.37
RR	1.00	0.96	1.24	1.38	1.43	2.69	3.77	3.59	6.38

(ii) Summary of statistical tests for homogeneity and trend over exposure intervals bounded from above

上記に基づいて区分した被曝区間における等質性及び傾向に関する統計的検定の要約

Kerma Range in Rad ²	Homogeneity			Trend	
	χ^2	df	p	Z	p
0-600 ³	160	7	<.00001	12.5	<.00001
0-399	87.2	6	<.00001	9.09	<.00001
0-299	74.7	5	<.00001	8.49	<.00001
0-199	41.4	4	<.00001	6.22	<.00001
0-99	8.1	3	.0017	2.57	.0071
0-49	5.3	2	.021	2.24	.014
0-19	2.6	2	.10	1.51	.068

B. All ages, by city 全年齢; 都市別

(i) Data 資料

	Kerma Interval in Rad							
	0 ¹	1-9	10-49	50-99	100-199	200-299	300-399	400+
Hiroshima:								
Average Tissue Dose in Rad	0	2.5	16.7	53.4	104.9	183.2	258.2	390.0
Observed	228	74	74	20	19	10	5	17
Expected	265.4	84.0	63.2	16.6	9.5	3.6	2.2	2.6
O/E	0.86	0.88	1.17	1.20	2.00	2.78	2.27	6.54
RR	1.00	1.03	1.36	1.40	2.33	3.23	2.65	7.61
Nagasaki:								
Average Tissue Dose in Rad	0	2.9	17.0	56.9	117.1	194.2	273.7	421.1
Observed	30	18	13	7	16	11	5	4
Expected	40.9	29.6	16.2	5.8	5.9	3.0	1.1	1.3
O/E	0.73	0.61	0.80	1.21	2.71	3.67	4.55	3.08
RR	1.00	0.83	1.09	1.65	3.70	5.00	6.20	4.19

TABLE 6B (Continued) 表 6 B (続き)

(ii) Summary of statistical tests for homogeneity and trend
 等質性及び傾向に関する統計的検定の要約

City	Homogeneity			Trend	
	χ^2	df	p	Z	p
Hiroshima	113	7	<.00001	10.10	<.00001
Nagasaki	65.7	7	<.00001	7.17	<.00001

C. Combined cities, by age ATB 両都市合計; 原爆時年齢別

(i) Data 資料

Age ATB		Kerma Interval in Rad							
		0 ¹	1-9	10-49	50-99	100-199	200-299	300-399	400+
Average Tissue Dose in Rad		0	2.6	16.8	54.6	110.3	188.9	264.8	403.2
0-9	Observed	6	5	5	5	2	0	1	0
	Expected	13.2	5.5	3.6	0.8	0.5	0.2	0.1	0.1
	O/E	0.45	0.91	1.41	5.93	4.08	0	11.53	0
	RR	1.00	2.01	3.10	13.03	8.98	0	25.36	0
10-19	Observed	55	18	22	9	13	10	4	10
	Expected	78.6	28.4	18.2	5.7	5.4	2.5	1.2	1.1
	O/E	0.70	0.63	1.21	1.59	2.41	4.06	3.40	8.91
	RR	1.00	0.91	1.73	2.27	3.45	5.80	4.86	12.74
20-29	Observed	58	20	21	7	8	4	3	6
	Expected	69.7	26.7	17.8	5.3	3.7	1.7	0.9	1.2
	O/E	0.83	0.75	1.18	1.31	2.14	2.33	3.34	4.95
	RR	1.00	0.90	1.42	1.58	2.57	2.80	4.02	5.95
30-39	Observed	60	24	11	4	7	4	1	5
	Expected	65.0	23.9	17.6	4.7	2.6	1.0	0.5	0.7
	O/E	0.92	1.00	0.63	0.86	2.73	3.96	2.04	7.02
	RR	1.00	1.09	0.68	0.93	2.96	4.30	2.21	7.61
40-49	Observed	53	15	20	1	2	2	1	0
	Expected	52.7	18.4	14.7	4.0	2.4	0.8	0.5	0.6
	O/E	1.01	0.82	1.36	0.25	0.85	2.44	2.07	0
	RR	1.00	0.81	1.35	0.25	0.84	2.43	2.06	0
50+	Observed	26	10	8	1	3	1	0	0
	Expected	27.0	10.7	7.7	2.0	0.9	0.4	0.2	0.2
	O/E	0.96	0.93	1.04	0.50	3.40	2.66	0	0
	RR	1.00	0.97	1.08	0.52	3.53	2.77	0	0

TABLE 6C (Continued) 表6C (続き)

(ii) Summary of statistical tests for homogeneity and trend
等質性及び傾向に関する統計的検定の要約

Age ATB	Homogeneity			Trend	
	χ^2	df	p	Z	p
0-9	40.1	7	<.00001	2.72	.023
10-19	126.7	7	<.00001	10.90	<.00001
20-29	36.9	7	<.00001	5.95	<.00001
30-39	46.1	7	<.00001	5.99	<.00001
40-49	7.7	7	.26	0.03	.49
50+	7.1	7	.31	0.79	.21

1 Includes not-in-city (NIC). 市内不在者を含む

2 All analyses except that restricted to 0-19 rad kerma treat the 10-19 and 20-49 rad intervals as a combined 10-49 rad interval.
0-19 rad kerma に限定した解析以外はいずれも、10-19 rad 区間及び20-49 rad 区間を10-49合計 rad 区間として扱っている。

3 All exposure estimates greater than 600 rad kerma are customarily truncated to 600 rad under the T65DR system.

T65DR 方式では、600 rad kerma 以上の被曝推定値は慣例として600 rad で切り捨てる。

The dose distribution of the LSS sample is skewed markedly to the right. The demonstrated linearity of the dose-response relationship therefore suggests that much of the evidence for the existence of that dose response corresponds to the middle range of dose values. This suggestion was confirmed by analyses of the data remaining after the higher dose intervals had been deleted: highly significant trend tests were obtained over the kerma ranges 0-399, 0-299, and 0-199 rad, while p-values of .007 and .014 were obtained from the data corresponding to 0-99 and 0-49 rad kerma, respectively.

A further subdivision of the 10-49 rad interval into subintervals of 10-19 and 20-49 rad was made to explore the extent to which the existence of a radiation effect could be supported by lower-dose data alone. The trend statistic for the three kerma intervals corresponding to 0, 1-9, and 10-19 rad gave a p-value of .07. This value would be considered "suggestive" if these were the only data available; given the results of the tests based on the higher-dose data, it constitutes rather stronger evidence of a breast cancer effect at breast tissue doses (as opposed to kerma) under 15 rad.

The dose relationship was confirmed in both cities (Table 6B), and among women exposed at ages 0-9, 10-19, 20-29, and 30-39 ATB (Table 6C). The trend statistics for the cohorts aged

寿命調査集団の線量分布は右へ著しく歪んでいる。したがって、線量反応関係で示されたこの線形性は、その線量反応の存在に関する証拠の多くが線量値の中間域にあることを示唆する。この示唆は、高線量区間が削除された後に残った資料の解析によって確認された。すなわち、kerma 域が0-399, 0-299, 及び0-199 rad であるものについては、極めて有意な傾向が得られたが、0-99及び0-49 rad kerma に相当する資料からは、それぞれ .007 及び .014 の p 値を得た。

10-49 rad 区間を更に10-19及び20-49 rad の小区間に細分して、放射線影響の存在が低線量資料のみによって立証される程度を調べた。0, 1-9, 及び10-19 rad の三つの kerma 区間に関する傾向統計量の p 値は、.07であった。これらが入手されている唯一の資料であったとすれば、この値は「示唆的」なものであると考えられる。すなわち検定の結果が高線量資料に基づいている場合は、それは15 rad 未満の乳腺組織線量 (kerma に対して) における乳癌の影響を示すやや強力な証拠となる。

線量関係は両都市とも確認され(表6B)、また原爆時、0-9歳、10-19歳、20-29歳、及び30-39歳であった女性の間でも確認された(表6C)。原爆時40-49歳、及び50歳以上であった群に関する

40-49 and 50+ ATB were not significantly greater than zero. These data are consistent with the earlier LSS sample breast cancer series,^{5,6} except that 1) the significantly negative trend seen for the 40-49 age ATB cohort in the 1950-74 series⁶ was not apparent in the current series, and 2) for the first time, a strongly positive dose response was seen for the 0-9 age ATB cohort.

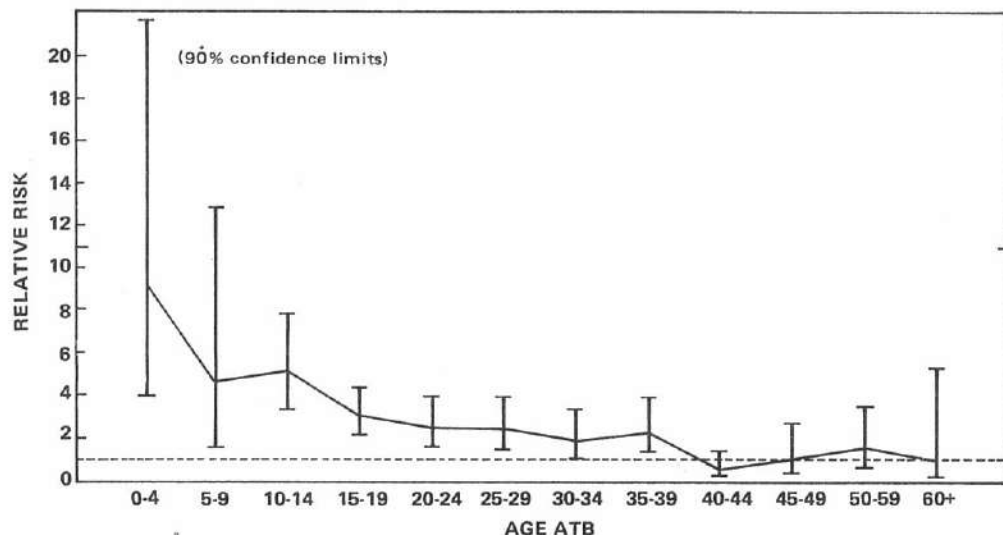
Relative risks based on the contrast 50+ vs 0-9 rad (kerma) are graphed by 5-year age ATB cohorts in Figure 1. The group with unknown (but generally high) dose was included in the high-dose group, while the low-dose group included the NIC sample members. The relative risk estimates were adjusted for city and for calendar time. The suggestion from the graph of a general downward trend in relative risk with increasing age ATB was supported by a log-linear factorial analysis comparing high-dose and low-dose rates by city and age ATB,³² both the test for nonhomogeneity of relative risks by age and a test for trend by age were highly significant statistically ($P < .001$). Moreover, when the data were trimmed by deleting the older cohorts the same pattern was seen; the 2-sided p-values for trend with age were $< .001$ for the four youngest cohorts (ages 0-39 ATB), .011 for ages 0-29, and .064 for ages 0-19.

傾向統計量は、0より有意に大きくはなかった。これらの資料は、次の点を除けば初期寿命調査集団の乳癌調査^{5,6}と一致している： 1) 1950-74年の調査⁶における原爆時40-49歳群に関して認められた有意な負の傾向は、本調査では明らかでなかった。2) 初めて原爆時0-9歳群において極めて強い線量反応が認められた。

図1では、50+rad対0-9rad(kerma)の対比に基づく相対危険率を、5歳間隔の原爆時年齢別に図示した。線量不明(ではあるが全般的に高い)群は高線量群へ含めたが、市内不在者は低線量群へ含めた。相対危険率は、都市及び暦年について訂正を行った。原爆時年齢の増加に伴う相対危険率の全体的な下降傾向に関するグラフが示唆したものは、高線量率と低線量率とを都市及び原爆時年齢別に比較した対数線形要因解析によって支持された。³² すなわち、年齢別相対危険率の非等質性に関する検定、及び年齢別傾向に関する検定のいずれも、統計的に極めて有意なものであった($p < .001$)。その上、老年群を削除して資料を調整したところ、同じパターンが認められた。すなわち、年齢に伴う傾向に関するその両側p値は、四つの最若年群(原爆時0-39歳)では $< .001$ 、0-29歳では.011、及び0-19歳では.064であった。

FIGURE 1 RELATIVE RISK OF BREAST CANCER, BASED ON THE CONTRAST 50+ RAD VS 0-9 RAD KERMA (INCLUDING NIC), BY AGE ATB. VERTICAL BARS ARE 90% CONFIDENCE LIMITS

図1 50+rad対0-9rad kerma(市内不在者を含む)の対比に基づく乳癌の原爆時年齢別相対危険率；垂直線は90%信頼限界



Temporal Patterns of Risk

The emergence of the breast cancer excess over time since 1950 is illustrated in Figure 2. Each panel compares high-dose and low-dose cumulative breast cancer rates (cases divided by WY, and adjusted for city) as functions of calendar time since 1950, within a particular age ATB cohort. The high-dose group included all women with 100 or more rad kerma, plus those with unknown dose (the unknown-dose group consists for the most part of survivors with fairly high-level exposures, but for whom kerma estimation presents special difficulties that have not yet been resolved). For the cohort aged 0-9 ATB the high-dose group was expanded to include women with 50-99 rad kerma, because of small numbers. The curves for all ages combined, which were obtained as averages of the corresponding age-specific curves, weighted by total (high-dose plus low-dose) numbers of cases, show an early high-dose excess which was not maintained, followed by an excess that slowly increased, both absolutely and relatively, after 1958. The age-specific curves suggest that the early high-dose excess was confined to the 20-29 and 40-49 age ATB cohorts, but that after 1958 there was a roughly sequential contribution of excess high-dose cases dominated more or less in turn by the 50+, 30-39, 20-29, 10-19, and 0-9 age ATB cohorts. In view of the dose-response analyses discussed above it seems doubtful that the high-dose excess observed for the 50+ age ATB cohort and, especially, the early excess for the 40-49 age ATB cohort correspond to anything but random variation. The early pattern for the cohort aged 20-29 ATB also seems somewhat out of place compared to the patterns for the remaining cohorts, but the early rates were based on relatively few cases and might be expected to be statistically unstable.

The curves in Figure 3 represent a different approach to the problem of temporal distribution of risk following exposure. Each pair of curves was chosen to contrast the temporal distribution of radiation-induced breast cancer vs other breast cancer among women of the same age ATB. The low-dose curves, corresponding to women with 0-9 rad estimated kerma or who were NIC, represent overwhelmingly nonradiogenic breast cancers, while the high-dose curves, chosen from the 100+ rad group plus women with unknown dose for the 10-19, 20-29, and 30-39 age ATB cohorts, and from the 50+ rad

危険率の経時的傾向

図2は、1950年以後の経時的な乳癌発現の過剰を図示したものである。各パネルは、特定の原爆時年齢群内における、1950年以後の暦年の関数としての高線量と低線量の累積乳癌率（女年別に区分し、都市について訂正した例）を比較したものである。高線量群はkermaが100 rad又はそれ以上である女性の全例、及び線量不明の例を含む（線量不明群は、大部分がかなり高い被曝線量を示すが、そのkerma推定が依然として未解決な特別の困難な問題を有する被爆者から構成されている）。原爆時0-9歳であった群については、例数が少ないため、高線量群を拡大して50-99 rad kermaを呈する女性も含めた。すべての年齢を組み合わせた曲線は、対応する年齢別曲線の平均に総（高線量+低線量）例数について加重して求めたが、初期には高線量群で過剰がみられ、その後認められなくなり、1958年以後は、絶対的にも相対的にも漸増する過剰が認められた。年齢別曲線は、初期における高線量群の過剰が原爆時20-29歳群及び40-49歳群に限られていたが、1958年以後になると、過剰高線量による寄与は、大体、原爆時50+、30-39、20-29、10-19、及び0-9歳の順で優勢となったことを示唆している。上記の線量反応解析からみて、原爆時50+歳群について認められた高線量過剰、及び特に原爆時40-49歳群における初期の過剰が全く確率の変動ではないということは疑わしいように思われる。原爆時20-29歳群の初期のパターンも、その他の群のパターンに比べて幾らか不適當のように思われるが、初期の率は比較的僅少例に基づいており、統計的に不安定なものと考えられる。

図3の曲線は、被曝後の危険率の経時的分布の問題に対する別のアプローチを示す。各一對の曲線は、原爆時年齢が同じである女性における放射線誘発乳癌とその他の乳癌の経時的分布を対比したものである。推定kermaが0-9 radであるか又は市内にいなかった女性を代表する低線量曲線は、圧倒的に非放射線性乳癌を示すが、100+ rad群及び線量不明の女性から選ばれた高線量曲線の原爆時年齢10-19、20-29、及び30-39歳群、並びに50+ rad群及び線量不明の女性の高線量曲線の原爆時年齢0-9歳群

FIGURE 2 CUMULATIVE BREAST CANCER RATES, HIGH-DOSE VS LOW-DOSE, BY AGE ATB AND CALENDAR YEAR, 1950-80

図2 原爆時年齢及び暦年別累積乳癌発生率，高線量対低線量；1950-80年

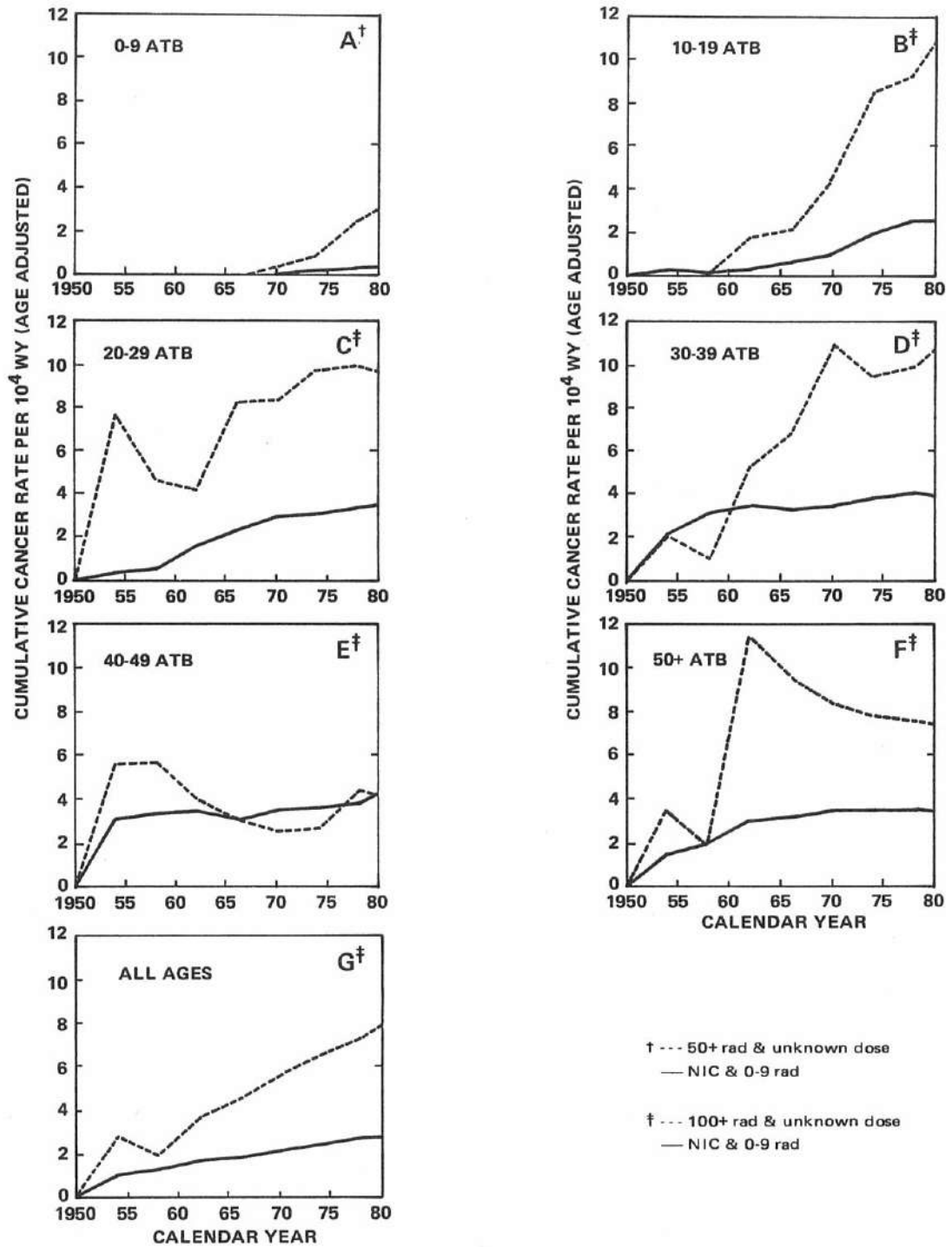
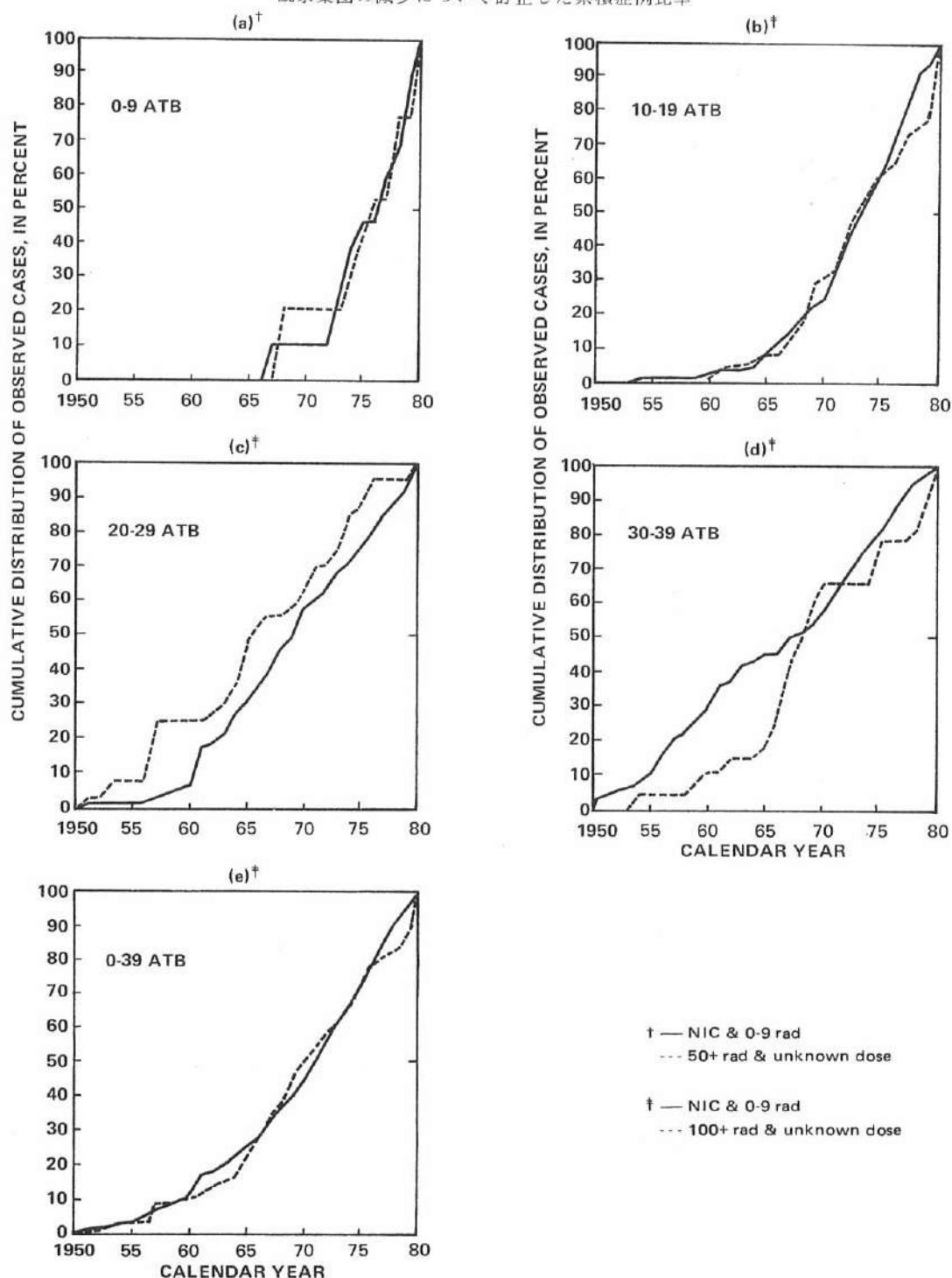


FIGURE 3 TEMPORAL DISTRIBUTION OF BREAST CANCER RISK, 1950-80, HIGH-DOSE VS LOW-DOSE, BY AGE ATB. CURVES ARE CUMULATIVE PROPORTIONS OF CASES, ADJUSTED FOR DECREMENTS IN THE POPULATION AT RISK

図3 乳癌危険率の経時的分布, 1950-80年, 低線量対高線量; 原爆時年齢別. 曲線は観察集団の減少について訂正した累積症例比率



group plus women with unknown dose for the 0-9 age ATB cohort, represent (mostly) radiogenic breast cancers. The proportion P of radiation-induced cancers in a given dose group can be estimated by the formula

$$P = 1 - 1/RR,$$

where RR is the relative risk estimate for that group. Accordingly, the high-dose curves should correspond to about 85%, 75%, 65%, and 65% radiogenic breast cancers in the 0-9, 10-19, 20-29, and 30-39 age ATB cohorts, respectively. No comparisons were made for the 40-49 and 50+ age ATB cohorts, for which the dose-response analysis provided insufficient evidence of a radiation relationship. For each age ATB interval, the curves were obtained as cumulative empirical probability functions for breast cancer diagnoses within the cohort, standardized for age ATB by individual year of age if possible but using a coarser subinterval if necessary, and adjusted for depletion of the population at risk over time. Within each subinterval, curves were computed as life table estimates of cumulative incidence, and were normalized to increase from zero at the beginning of follow-up to 1.0 by the end of 1980; the summary curves (Figure 3e) were computed as directly standardized averages over subintervals, weighted by total (high-dose plus low-dose) numbers of breast cancers.

Differences between pairs of curves in Figure 3 were small, and far from statistically significant by the Kolmogorov-Smirnov two-sample test.³⁶ The 0-9, 10-19, and 0-39 age ATB pairs, in particular, were remarkably congruent, while the 20-29 and 30-39 age ATB pairs deviated (nonsignificantly) from congruence in opposite ways that cancelled when the two cohorts were combined.

A final treatment of temporal distribution of risk is summarized in Figure 4. In previous studies^{5,6,10} and in the present one, the dependence of risk on radiation dose has seemed linear. Accordingly, date of breast cancer diagnosis was regressed on breast tissue dose within 5-year age ATB cohorts. Under the linear hypothesis this is equivalent to regressing date of diagnosis on the probability that the breast cancer was radiogenic, provided only that the distribution of follow-up times is unrelated to dose, a condition satisfied by these data. The analysis allowed cases at all dose levels to contribute to the

では、(主として)放射線性乳癌を示す。ある線量群における放射線誘発癌の比率 P は、次の公式によって推定される。

この場合、 RR はその群の相対危険率推定値である。したがって、高線量曲線は原爆時年齢がそれぞれ0-9, 10-19, 20-29, 及び30-39歳の群における約85%, 75%, 65%, 及び65%の放射線性乳癌に相当するはずである。線量反応解析で放射線との関係を示す十分な証拠が得られなかった原爆時年齢40-49歳及び50+歳群については、比較を行わなかった。これらの曲線は各原爆時年齢区分に対して、その対象群内の乳癌診断の累積経験確率関数として描いた。その際、原爆時年齢の標準化を、可能な場合は各対象者の年齢別に、必要なら少し大まかな小区間を用いて行い、また、時間の経過に伴う観察集団の減少についても訂正した。各小区間内では、曲線を累積発生率の生命表推定値として算定し、また経過観察の開始時に0であったものを、1980年末には1.0まで増加するよう正規化した。すなわち、総括曲線(図3e)は、小区間の直接標準化平均を総(高線量+低線量)乳癌数で加重したものとして計算した。

図3における2曲線間の差は小さいもので、Kolmogorov-Smirnov二標本検定³⁶では統計的な有意性からは程遠いものであった。特に原爆時年齢0-9, 10-19, 及び0-39歳の各曲線対はよく一致していたが、原爆時年齢20-29, 及び30-39歳の各対間にはそれぞれ逆の方向への不一致がみられた(有意でない)。この所見は2対象群をまとめたときには消失した。

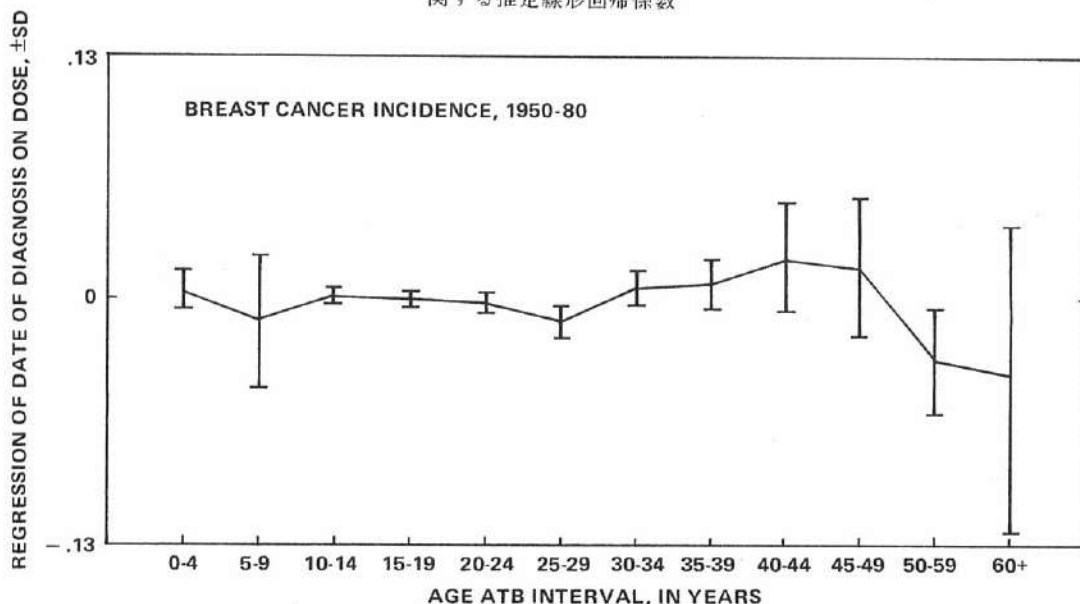
危険率の経時的分布の最後の解析について図4に要約した。以前の調査^{5,6,10}及び本調査においては、危険率の放射線量に対する依存性は線形を呈するよう思われている。したがって、5歳間隔の原爆時年齢群内の乳腺組織線量について、乳癌診断の年月日を回帰した。線形仮説では、これは、経過観察の期間の分布が線量と無関係である場合のみ(この条件はこれらの資料によって満たされている)乳癌が放射線に起因するという確率のもとで、診断年月日を回帰させたことに相当する。この解析によって、すべての線量値における症例が比較に用いることができ、

comparison, and permitted a more detailed evaluation by age ATB. As can be seen from Figure 4, there was no tendency for the regression estimates to be consistently greater or less than zero, either overall or in consecutive 5-year intervals; also, no regressions were significantly different from zero, either individually or when averaged over adjacent intervals.

原爆時年齢別のより詳細な評価が可能になった。図4から見られるように、全区間又は連続した5歳区間のいずれにおいても、回帰推定値が0より一貫して大きかったり小さかったりする傾向はなく、また、各区間別でも、又は隣接区間の平均でみた場合でも、0と有意に異なる回帰値はなかった。

FIGURE 4 ESTIMATED LINEAR REGRESSION COEFFICIENTS FOR DATE OF BREAST CANCER DIAGNOSIS AS A FUNCTION OF RADIATION DOSE, BY AGE ATB

図4 原爆時年齢別の放射線量の関数としての乳癌診断年月日に
関する推定線形回帰係数



To summarize, the present data show no tendency for radiation-induced breast cancer risk to be distributed differently over time following exposure than breast cancer risk unrelated to radiation exposure. Radiation exposure, it seems, may increase breast cancer risk but, except for a minimal latent period that must be assumed on biological grounds, risk appears to vary with age at observation in the same way as in nonexposed populations.

Dose-response Analysis: Age-standardized Rates
Average T65DR breast tissue dose estimates and rates, standardized to the age distribution of the entire (female) LSS sample, are presented in Table 7 and Figure 5 by city and kerma interval. Previous LSS sample breast cancer incidence studies found similar dose responses for the two cities with respect to total (gamma plus neutron)

要約すると、今回の資料では、放射線誘発乳癌の危険率の被曝後経過時間に伴う分布が、放射線被曝と関係のない乳癌の危険率の分布と異なる傾向は認められない。放射線被曝は乳癌危険率を増加させると考えられるが、最小潜伏期間（これは生物学的観点から推論すべきである）を除けば、危険率は非被曝集団におけると同じように、観察時年齢の増加とともに変動するように思われる。

線量反応解析：年齢標準化発生率

表7及び図5は、平均 T65 DR 乳腺組織線量の推定値及び寿命調査の全（女性）集団の年齢分布を標準化した率を、都市及び kerma 区間別に示したものである。以前の寿命調査集団の乳癌発生率調査では、総（ガンマ線＋中性子）乳腺組織線量に関して、両都市に同様の線量反応を認めている。それらの調査では、

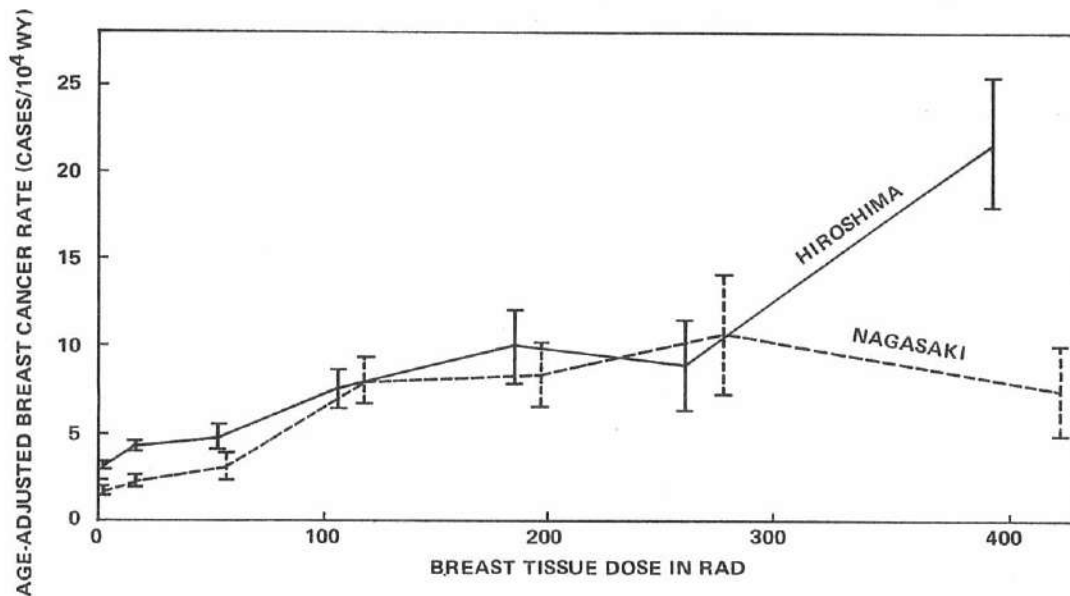
TABLE 7 AVERAGE T65DR GAMMA AND NEUTRON DOSES TO BREAST TISSUE, AND AGE-ADJUSTED BREAST CANCER RATES, BY CITY AND KERMA INTERVAL

表7 乳腺組織における T65 DR の平均ガンマ線量及び中性子線量, 並びに年齢訂正乳癌発生率; 都市及び kerma 区間別

Kerma Interval in Rad	Hiroshima			Nagasaki		
	Dg	Dn	Rate per 10^4 WY	Dg	Dn	Rate per 10^4 WY
NIC	0	0	2.87	0	0	1.66
0	0	0	3.27	0	0	2.87
1-9	2.1	0.4	3.10	2.9	0	1.74
10-49	14.2	2.5	4.23	17.0	0.0	2.20
50-99	45.9	7.5	4.66	56.6	0.3	3.04
100-199	88.1	16.8	7.45	116.1	1.0	7.95
200-299	151.7	31.5	9.92	192.1	2.1	8.28
300-399	207.4	50.8	8.86	270.4	3.3	10.61
400+	310.7	79.3	21.79	414.9	6.2	7.40

FIGURE 5 AGE-STANDARDIZED BREAST CANCER RATES, 1950-80, BY CITY AND AVERAGE T65DR BREAST TISSUE DOSE

図5 都市及び平均 T65 DR 乳腺組織線量別年齢標準化乳癌発生率, 1950-80年



breast tissue dose. In those studies the regressions of (age-adjusted) breast cancer risk on total dose were parallel, with a lower zero-dose intercept for Nagasaki than for Hiroshima, but with closely similar slopes.^{5,6} This was also the pattern seen in the present study; the zero-dose intercepts differed between the two cities ($p < .001$), while the slopes did not, either absolutely or when expressed as percentages of zero-dose risk (Table 8A).

総線量に関する(年齢調整を行った)乳癌危険率の回帰は平行的であり、長崎の0線量切片の方が広島のものより低かったが、その勾配は酷似したものであった。^{5,6} これは本調査でも認められたパターンであった。この0線量切片は両都市間で異なっていたが($p < .001$), 絶対値又は0線量危険率の百分率として表現された場合のいずれにおいても、勾配に差はなかった(表8A)。

TABLE 8 SUMMARY OF REGRESSIONS OF AGE-ADJUSTED RATES ON T65DR BREAST TISSUE DOSE

表8 T65DR 乳腺組織線量に関する年齢訂正発生率の回帰の要約

A. Linear regressions on total dose, by city

総線量に関する線形回帰, 都市別

Hiroshima:	$\alpha_0 = 3.13 \pm 0.18 \times 10^{-4}$ $\alpha_1 = 3.96 \pm 0.74 \times 10^{-6}$ $\alpha_1/\alpha_0 = 1.26 \pm 0.26 \times 10^{-2}$
Nagasaki:	$\alpha_0 = 1.92 \pm 0.25 \times 10^{-4}$ $\alpha_1 = 2.98 \pm 0.70 \times 10^{-6}$ $\alpha_1/\alpha_0 = 1.55 \pm 0.46 \times 10^{-2}$

B. Regressions on gamma and neutron dose, both cities

ガンマ及び中性子線量に関する回帰, 両都市

Model	Parameter Estimates	Goodness of Fit		
		χ^2	df	(p)
L-L Risk = α_0 (city) + α_1 Dg + β_1 Dn	α_0 (H): $3.14 \pm 0.18 \times 10^{-4}$ α_0 (N): $1.92 \pm 0.25 \times 10^{-4}$ α_1 : $2.95 \pm 0.74 \times 10^{-6}$ β_1 : $8.47 \pm 5.48 \times 10^{-6}$ RBE (β_1/α_1): 2.88 ± 2.41	11.7	14	(0.63)
LQ-L Risk = α_0 (city) + α_1 Dg + α_2 Dg ² + β_1 Dn	α_0 (H): $3.10 \pm 0.17 \times 10^{-4}$ α_0 (N): $1.87 \pm 0.26 \times 10^{-4}$ α_1 : $4.10 \pm 1.26 \times 10^{-6}$ α_2 : $-5.6 \pm 4.1 \times 10^{-9}$ β_1 : $8.4 \pm 5.5 \times 10^{-6}$	10.4	13	(0.66)
Q-L Risk = α_0 (city) + α_2 Dg ² + β_1 Dn	α_0 (H): $3.20 \pm 0.17 \times 10^{-4}$ α_0 (N): $2.23 \pm 0.25 \times 10^{-4}$ α_2 : $8.37 \pm 2.68 \times 10^{-9}$ β_1 : $15.6 \pm 4.9 \times 10^{-6}$	25.1	14	(0.03)

C. Regression estimates from low-dose data: linear regressions on total dose, both cities, with city-specific intercepts; data successively trimmed by deleting higher kerma intervals.

低線量資料による回帰推定値: 都市別切片を有する両都市の総線量に関する線形回帰; 高い kerma 区間を削除して連続的に調整した資料.

Kerma Range in Rad	Slope (α_1) per 10^6 WY-Rad
0 - 600 (all)	3.5 ± 0.5
0 - 399	3.6 ± 0.6
0 - 299	3.9 ± 0.7
0 - 199	4.1 ± 0.9
0 - 99	3.2 ± 1.3
0 - 49	5.0 ± 2.5
0 - 19	4.5 ± 4.2

According to the T65DR system there was a qualitative difference in the doses received from the Hiroshima and Nagasaki A-bombs; thus differences in dose response between cities have an interpretation in terms of the relative biological effectiveness (RBE) of the gamma ray and neutron components of dose. The regression analysis summarized in Table 8B treated the gamma ray and neutron dose separately, and the zero-dose intercepts were allowed to differ between cities. As in the previous series, the gamma ray and neutron regression coefficients did not differ significantly. The estimated neutron RBE (the ratio of the two coefficients) was 2.9 ± 2.4 . Finally, adding terms in the square of total dose, or the square of gamma dose, did not improve the fit of the regressions; in other words, the present data agreed with the earlier series in not providing evidence of a nonlinear dose response.

The contingency table analyses of Table 6Aii show that, as high-dose observations were progressively trimmed from the data, the p-value for increasing linear trend with dose remained under .05 until observations on all women with kerma estimates of 20 rad or more had been removed, and was of borderline significance even then. Table 8C presents an analogous procedure based on linear regressions of age-standardized rates on total breast tissue dose. The trimmed regression coefficients, which are estimates of average excess risk, age standardized, per million WY per rad, are significantly greater than zero except for the 0-19 rad interval (for which $p=.14$, a less extreme value than that given by the contingency table comparison). Of more interest for the present discussion, the sequence of trimmed regression estimates is remarkably uniform, showing that the absence of any strong evidence for curvilinearity of the dose response can reasonably be interpreted as meaning that risk estimates based on high-dose observations from this data set are consistent with estimates based on lower-dose observations.

Dose-response Analysis: Effects of Revisions in Dosimetry

At the time of this writing there were a number of uncertainties about the dosimetry in use for the past 15 years or so, and statements had been made to the effect that the new dosimetry under development would, when put in final form, either drastically change the risk estimates

T65DR 方式によれば、広島と長崎の原爆から受けた線量には質的な差があったので、両都市間における線量反応の差は、線量中のガンマ線及び中性子成分の生物学的効果比 (RBE) によって説明される。表 8 B に要約した回帰分析は、ガンマ線量と中性子線量を別々に扱ったもので、0 線量切片は両都市間で異なることが容認された。以前の調査におけるように、ガンマ線と中性子の回帰係数には有意な差はなかった。推定中性子 RBE (両係数の比率) は 2.9 ± 2.4 であった。最後に、総線量の二乗又はガンマ線量の二乗における各項を加えても、回帰の適合度は向上しなかった。換言すれば、今回の資料は、非線形の線量反応の所見が得られないという点においては初期の調査と一致する。

表 6 Aii の分割表解析では、高線量の観察結果をこの資料から徐々に削除したので、kerma 推定値が 20 rad 以上である女性全員に関する観察結果が削除されるまでは、線量の増加に伴う線形傾向の増加に関する p 値は、.05 未満にとどまり、削除が行われた時点ですえもごくわずかに有意であるにすぎないことが示されている。表 8 C は、総乳腺組織線量に関する年齢標準化発生率の線形回帰に基づく同様の手続きを示す。rad 当たり 100 万女年当たりの、年齢標準化を行った平均過剰危険率の推定値である調整済みの回帰係数は、0-19 rad 区間 ($p=.14$ で、分割表の比較が示すものよりも低い極値) を除けば、0 より有意に大きい。本論においてより興味ある点であるが、調整された回帰推定値の列は著しく一様であり、これは、線量反応の曲線性を示す強力な証拠がなんら認められないのは、この資料から得た高線量観察結果に基づく危険率推定値が、それより低線量域の観察結果に基づく推定値と矛盾しないことを意味するものと、無理なく説明できることを示している。

線量反応解析: 線量推定法の改訂の影響

本報の記述時には、過去約 15 年間使用された線量推定法について不明な点が幾つかあり、開発中の新しい線量測定法が最終的な形になれば、原爆被爆者に関する資料に基づく危険率推定値が徹底的に

derived from the A-bomb survivor data or hardly change them at all.³⁷⁻³⁹ This question has been addressed briefly in Table 9. The average estimated gamma ray and neutron doses to breast tissue, used above to index the exposure groupings for regression analyses, were modified to reflect certain changes that have been proposed with respect to the way individual dose estimates have been calculated, namely the relationships between distance and gamma ray and neutron kerma for a person standing in the open (air dose curves)^{26,27} and factors used to represent the attenuation of exposure caused by materials intervening between the explosions and a person protected by buildings or other objects (shielding factors).²⁸

変わるか、全く変わらないかのいずれかになるという趣旨の声明がなされている。³⁷⁻³⁹ この問題は表9で簡単に扱った。回帰解析のための被曝分類として上記で用いた乳腺の平均推定ガンマ線量及び中性子線量を修正して、個人線量推定値の算定方法について提起されている特定の変更、すなわち、戸外にいた者における爆心からの距離とガンマ線及び中性子 kerma との関係(空気線量曲線)^{26, 27}、並びに爆発点と建造物又はその他の物によって保護された者との間に介在する物質に起因する被曝の減弱を示すために用いられた因子²⁸(遮蔽因子)を反映させた。

TABLE 9 SUMMARY OF REGRESSION ANALYSES USING AVERAGE DOSE VALUES ADJUSTED FOR PROPOSED CHANGES IN AIR DOSE CURVES AND SHIELDING FACTORS

表9 空気線量曲線及び遮蔽因子における提案中の変更について訂正を行った平均線量値を用いた回帰解析の要約

A. Approximate average gamma and neutron tissue dose values, by air dose curve system and T65DR kerma interval.

ガンマ線及び中性子組織線量の近似平均値; 空気線量曲線方式及び T65 DR kerma 区間別

City	T65DR Kerma Interval in Rad	Air Dose Curve System					
		T65DR		LLNL		ORNL	
		Dg	Dn	Dg	Dn	Dg	Dn
H	0	0	0	0	0	0	0
	1-9	2.1	0.4	4.7	0.04	3.3	0.01
	10-49	14.2	2.5	21.3	0.36	16.4	0.28
	50-99	45.9	7.5	55.5	1.27	44.5	0.97
	100-199	88.1	16.8	94.1	3.19	77.2	2.39
	200-299	151.7	31.5	149.1	6.88	122.0	4.82
	300-399	207.4	50.8	200.8	12.02	166.0	8.19
	400+	310.7	79.3	328.5	20.68	303.6	18.34
N	0	0	0	0	0	0	0
	1-9	2.9	0	1.3	0	1.1	0
	10-49	17.0	0	9.0	0	8.1	0
	55-99	56.6	0.3	31.2	0.08	29.1	0.10
	100-199	116.1	1.0	72.3	0.33	69.9	0.37
	200-299	192.1	2.1	121.7	0.69	120.7	0.74
	300-399	270.4	3.3	167.2	1.11	170.5	1.18
	400+	414.9	6.2	311.9	2.98	317.2	3.07

TABLE 9 (Continued) 表9 (続き)

B. Summary of regression analyses using the above dose values and age-adjusted rates (Table 7).
上記の線量値及び年齢訂正発生率(表7)を用いた回帰解析の要約

Model	Dosimetry	Parameter Estimates			Fit		
		$\alpha_1(\times 10^6)$	$\alpha_2(\times 10^9)$	$\beta_1(\times 10^6)$	χ^2	df ¹	(p)
L-L	T65D	3.0±0.7	-	8.5±5.5	11.7	14	(0.63)
	LLNL	4.4±1.1	-	3.9±28.7	12.1	14	(0.60)
	ORNL	4.6±1.2	-	16.1±35.2	11.8	14	(0.62)
LQ-L	T65D	4.1±1.3	-5.6±4.1	8.4±5.5	10.4	13	(0.66)
	LLNL	4.9±1.3	-5.8±6.3	21.3±31.0	11.9	13	(0.53)
	ORNL	5.7±1.5	-11.1±6.4	44.2±34.8	10.1	13	(0.68)
Q-L	T65D	-	8.4±2.7	15.6±4.9	25.1	14	(0.035)
	LLNL	-	11.7±5.3	52.5±29.9	34.5	14	(0.002)
	ORNL	-	9.2±5.3	92.9±34.6	34.0	14	(0.002)
Linear (Hiroshima)	T65D	4.0±0.7	-	-	3.6	7	(0.82)
	LLNL	4.3±0.7	-	-	3.7	7	(0.87)
	ORNL	5.1±0.9	-	-	2.9	7	(0.91)
Linear (Nagasaki)	T65D	3.0±0.7	-	-	8.1	7	(0.32)
	LLNL	4.6±1.1	-	-	8.9	7	(0.26)
	ORNL	4.6±1.1	-	-	9.2	7	(0.24)

1 Within each city, nonexposed and zero-dose exposed were treated as separate exposure groups, giving 18 data points in all.

各都市内の非被爆者及び0線量被曝者は、別々の被爆群として扱い、データポイントは合計18となる。

The modified dose values are not proposed as serious alternatives to the T65DR values or to any other dosimetry system, but rather, as a way of assessing the magnitude and direction of changes that seem likely to result from the acceptance of a new dosimetry. Accordingly, there would be little point in a detailed discussion of the method by which the modified values were obtained. Briefly, the average shielded kerma values corresponding to kerma intervals⁸ were converted roughly to average unshielded values using average transmission factors given by Milton and Shohoji²³ and rough percentages of shielded and unshielded survivors obtained from the same source. The unshielded values were then converted to distance on the basis of the T65DR air dose curves²³ and then back to unshielded kerma using air dose curves developed at the Lawrence Livermore National Laboratories (LLNL)²⁶ and at Oak Ridge National Laboratories (ORNL).²⁷ Finally, the unshielded kerma values were converted to shielded values using average transmission factors proposed by Woolson et al.²⁸ Shielding factor changes, which

この修正線量値は、T65DR 値あるいはその他の線量推定法に対する真の代替法としてでなく、むしろ、新しい線量推定法が承認された結果生ずると思われる変化の大きさと方向を評価する方法として提起されている。したがって、修正値を得た方法に関して詳細な考察を行ってもほとんど意味がない。手短かに言えば Milton 及び正法地²³ が示した平均透過係数、並びに同一資料源から入手した遮蔽を受けた被爆者及び受けなかった被爆者の概算百分率を用いて、各 kerma 区間⁸ の平均遮蔽 kerma 値を大まかに平均非遮蔽値へ転換した。次いで、非遮蔽値を T65DR 空気線量曲線²³ に基づいて距離へ転換し、更に米国 Lawrence Livermore 研究所 (LLNL)、²⁶ 及び米国 Oak Ridge 研究所 (ORNL)²⁷ で開発された空気線量曲線を用いて、非遮蔽 kerma へ戻した。最後に、Woolson ら²⁸ が提案した平均透過係数を用いて、この非遮蔽 kerma 値を遮蔽値へ転換した。遮蔽因子の変更は、空気線量曲線において提案されている

have not received as much attention as the proposed changes in air dose curves, could have even more importance for risk estimates: the gamma ray transmission factors for typical Japanese-type houses, which Milton and Shohoji²³ gave as 0.90 and 0.81 for Hiroshima and Nagasaki, respectively, would be changed by Woolson et al²⁸ to about 0.55 and 0.50. Two sets of average kerma values were obtained, one for each proposed system of air dose curves. Each set was transformed to breast tissue dose using the same linear transformation as that used above for T65DR kerma values.²⁴ The method can be characterized as a system of monotone, order-preserving transformations, incorporating much of the structure of the T65DR system, and in particular the exposure groups of Table 6 and the ratios of shielding factors for special situations to those "average" factors used for typical Japanese-type houses.

The dose values are compared with the T65DR values in Table 9A, and the results of certain regressions of age-adjusted rates on dose are given in Table 9B. The greatest difference between the revised dose values and the T65DR values is that the neutron component of dose would be reduced by about 75% to 85% in Hiroshima and by 50% to 70% in Nagasaki. With the proposed new shielding factors, both new air dose curve systems would increase the average gamma ray dose at the low end of the scale relative to the upper end for Hiroshima survivors, and both would decrease the Nagasaki gamma ray dose by about 30% compared to the T65DR system. The principal difference between the two new air dose systems is that the LLNL calculations assume a somewhat higher yield for the Hiroshima bomb than the ORNL calculations.

The effects of the above dosimetry changes on the regression analyses were slight. As with the T65DR system, the estimated neutron RBE was not significantly different from unity for either revised dosimetry. The estimated regression on gamma ray dose was increased by about 50%. The difference between the single city regressions on total dose, already slight for the T65 dosimetry, was decreased further for both of the two proposed air dose systems. In short, it would appear that no remarkable changes to the conclusions reached in the present study with respect to breast cancer risk and radiation dose

変更ほど大きくは注目されていないが、危険率推定値に関して更に重要性をもつ可能性がある。Milton 及び正法地²³が広島・長崎の値をそれぞれ0.90及び0.81として示した典型的日本家屋に関するガンマ線透過係数は、Woolson ら²⁸によって約0.55及び0.50へ変えられることになる。提案されている各空気線量曲線方式に一組ずつ、二組の平均 kerma 値を得た。T65DR kerma 値に関して上記で用いたのと同じ線形変換法を用いて、各組を乳腺組織線量へ変換させた。²⁴ この方法の特徴は、T65DR 方式の構造の大部分と、特に表6の被曝区分、並びに特別の状態に関する遮蔽係数と典型的日本家屋に関して用いられた"平均"係数との比を取り入れた単調な、秩序維持型の変換方法であることである。

表9Aでは、その線量値とT65DR値との比較を行い、表9Bでは、線量に関する年齢訂正発生率の特定の回帰の結果を示した。改訂線量値とT65DR値との最大の差は、線量中の子中性子が、広島では約75%—85%、長崎では50%—70%減少するということである。提案されている新しい遮蔽係数を用いると、新しい空気線量曲線方式のいずれにおいても、広島の被爆者の場合には、線量尺度の上限に比べて下限の平均ガンマ線量が増加し、また長崎のガンマ線量はT65DR方式に比べて約30%減少する。二つの新しい空気線量方式間の主要な差は、LLNLの算定では、広島の原因による出力にORNL算定よりもやや高い値を与えていることである。

上記の線量推定における変更が回帰解析に及ぼす影響は少なかった。T65DR方式と同様、推定中性子RBEは、いずれの改訂線量推定においても1と有意に異ならなかった。ガンマ線量に関する推定回帰は、約50%増加した。総線量に関する単一都市回帰間の差は、T65線量測定では既にわずかしき認められていないが、提案された二つの空気線量方式のいずれにおいても更に減少した。つまり、乳癌の危険率及び放射線量に関して本調査で達した結論は、T65DR方式に代わる新しい線量推定法の採用によっても

can be expected from the substitution of a new dosimetry for the T65DR system.

Dose-response Analysis: Age-specific Rates

Linear regression analyses of risk on total breast tissue dose (T65DR) are summarized in Table 10 for separate age ATB cohorts. The regression estimates are given as absolute numbers of excess cancers per million WY per rad, averaged over the period 1950-80, and as percentage increases per rad as compared to the estimated zero-dose risk. In the former (absolute risk) calculations the zero-dose intercept was allowed to depend upon city, while in the latter the two cities were assumed to have identical intercepts. Thus the relative risk estimates are in terms of the average estimated zero-dose risk for the two cities combined.

The estimates in Table 10 reflect observations during early follow-up when no radiation-related excess risk was apparent, especially among the younger survivors, as well as during more recent follow-up when a strong excess risk clearly was operating. Some idea of the effect of calendar time can be obtained from the regression estimates in Table 11, which were computed separately for the periods 1950-70 and 1971-80. While the age-specific pairs of estimates are not markedly different when expressed as percentages of zero-dose risk, and the pairs of absolute risk estimates are not different for ages 20 or more ATB, there is a clear and statistically significant difference between early and late absolute risk estimates for the 0-9 and 10-19 age ATB cohorts. The reason for this difference is illustrated in Figures 2 and 3, which show that practically no breast cancer occurred in either of the two youngest cohorts until they had reached ages of about 30, and that after this age breast cancers began to accrue in both the high-dose and low-dose groups.

Adjustment for Minimal Induction Period

In Table 12 regression estimates are presented for what is assumed to be the period in which the radiation-related excess risk operated: after age 30 and 10 or more years after exposure. When expressed in relative terms, as percentages of zero-dose risk, the estimates are similar to those in Table 10, but in absolute terms the estimates in Table 12 are higher. There is a clear and statistically significant tendency for excess risk to decrease with increasing age ATB, when

著しく変化することはないように思われる。

線量反応解析: 年齢別危険率

表10は、乳腺組織の総線量(T65DR)に関する危険率の線形回帰解析を、原爆時年齢群別に要約したものである。この回帰推定値は、rad 当たり100万女年当たりの過剰癌例数の絶対値の1950-80年の期間における平均値として、また、推定0線量危険率と比べた場合の1 rad 当たりの百分率増加として示した。前者(絶対危険率)の算定では、0線量切片は都市によって異なるとしたが、後者では両都市の切片は同一であるものと想定した。したがって、相対危険率推定値は、両都市合計の平均推定0線量危険率で表す。

表10の推定値は、特に若年被爆者において放射線関連性の過剰危険率が明白に認められなかった初期経過観察、並びに高度の過剰危険率が明らかに作用していたごく最近の経過観察の結果を示している。1950-70年、及び1971-80年の期間について別々に算定された表11の回帰推定値から、暦年の影響に関するある概念が得られる。0線量危険率の百分率として表現された場合は、年齢別推定値の対に著しい差はなく、原爆時年齢20歳以上の者における絶対危険率推定値の対にも差はないが、原爆時年齢0-9歳群及び10-19歳群においては、初期と後期の絶対危険率推定値の間に明白で統計的に有意な差がある。この差の理由は、図2及び3に示したように、二つの最若年群のいずれにおいても約30歳に達するまでは乳癌はほとんど発生しておらず、この年齢以後になると、高線量群及び低線量群のいずれにおいても発生し始めるということである。

最小誘発期間の訂正

表12では、放射線関連性の過剰危険率が作用したと推測される期間に関する回帰推定値を示した。すなわち、30歳以後及び被曝後10年以上の場合である。0線量危険率の百分率のように相対項で表現する場合は、この推定値は表10のものと近似しているが、絶対項では表12の推定値の方が高い。絶対項又は相対項のいずれで表現する場合でも、過剰危険率には、原爆時年齢の上昇に伴って低下する明白かつ統計的に有意な傾向がある。この推定値によっては、

TABLE 10 AGE-SPECIFIC LINEAR REGRESSION COEFFICIENTS FOR BREAST CANCER RISK ON TOTAL T65DR BREAST TISSUE DOSE, 1950-80

表10 総 T65 DR 乳腺組織線量に基づく乳癌危険率に関する年齢別線形回帰係数; 1950-80 年

Age ATB	Absolute Risk (Excess risk per 10^6 WY rad) ¹	Relative Risk (Percent attributable risk per rad) ²
0-9	2.47±0.92	4.51±2.45
10-19	5.70±1.08	2.07±0.52
20-29	4.06±1.20	1.13±0.39
30-39	4.21±1.50	1.12±0.46
40-49	0.08±0.87	-0.05±0.21
50+	1.38±1.89	0.39±0.56

1 Slope ± SD; intercept allowed to depend on city.

勾配±標準偏差; 切片は都市に依存するものとした。

2 Slope/intercept, ±SD, in percent; intercept constrained to be the same for both cities.

勾配/切片, ±標準偏差(%); 切片は両都市で同じになるようにした。

TABLE 11 AGE-SPECIFIC LINEAR REGRESSIONS OF BREAST CANCER RISK ON TOTAL T65 BREAST TISSUE DOSE, 1950-70 VS 1971-80

表11 総 T65 乳腺組織線量に基づく乳癌危険率の年齢別線形回帰, 1950-70 年対1971-80 年

Age ATB	No. Cases		Abs. Risk ¹		Rel. Risk ²	
	1950-70	1971-80	1950-70	1971-80	1950-70	1971-80
0-9	3	21	0.5±0.4	6.0±2.6*	5.3±7.3	4.6±2.7
10-19	46	95	3.3±1.0	10.6±3.4*	2.9±1.2	1.8±0.7
20-29	69	58	2.9±1.0	6.3±3.3	1.0±0.4	1.3±0.8
30-39	73	43	4.8±1.7	2.7±3.5	1.5±0.6	0.6±0.8
40-49	57	37	-1.0±0.3	2.3±3.1	-0.3±0.1	0.4±0.5
50+	43	6	1.5±1.7	-0.1±3.4	0.4±0.5	-0.1±0.9

1 Slope ± SD, excess cases per 10^6 WY per rad; intercept allowed to depend on city.勾配±標準偏差, 1 rad 当たり 10^6 女年当たりの過剰例数; 切片は都市に依存するものとした。

2 Slope/intercept, ±SD in percent; intercept constrained to be the same for both cities.

勾配/切片, ±標準偏差(%); 切片は両都市で同じになるようにした。

* Difference statistically significant at 5% level.

5% のレベルで統計的有意差。

expressed in either absolute or relative terms. The estimates provide no evidence of a radiation effect among women exposed at ages greater than 40, but of course do not preclude the existence of such an effect. If an effect does exist, the data suggest that it is probably less than that for younger exposure ages.

The above analysis also suggests that irradiation at ages 0-9 increases breast cancer risk after age 30 in about the same amount as irradiation at ages 10-19, and that irradiation before the age of 20 or so is markedly more hazardous than irradiation between ages 20 and 40.

40歳以上で被曝した女性に放射線影響の証拠は認められないが、もちろん、そのような影響の存在も否定できない。もし影響が認められるとしても、この資料では、その影響は被曝年齢が若い者のそれよりも恐らく少ないことが示唆されている。

上記の解析は、0-9歳における放射線被曝は10-19歳における被曝とほぼ同程度に30歳以後の乳癌危険率を増加させ、また20歳以前における被曝は20-40歳における被曝よりも著しく有害であることを示唆する。

TABLE 12 AGE-SPECIFIC LINEAR REGRESSION ANALYSES, ASSUMING NO EXCESS RISK
UNTIL AGE 30 OR 1955

表12 30歳又は1955年までは過剰危険率がないと仮定した場合の年齢別線形回帰解析

A. Numbers of cases by age ATB, city, and kerma interval in rad.

症例数; 原爆時年齢, 都市, 及び kerma 区間 (rad) 別

City	Kerma Interval in Rad	Age ATB					
		0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50+
Hiroshima	0 & NIC	5	46	49	52	44	21
	1-9	4	14	15	18	12	7
	10-49	3	17	18	9	14	5
	50-99	2	7	5	4	0	1
	100-199	2	6	2	4	1	2
	200-299	0	3	2	3	1	1
	300-399	1	1	2	0	1	0
	400+	0	9	4	4	0	0
Nagasaki	0 & NIC	0	7	9	6	4	2
	1-9	1	4	4	2	1	3
	10-49	2	3	3	1	1	2
	50-99	3	2	2	0	0	0
	100-199	0	6	5	2	0	0
	200-299	0	7	2	1	1	0
	300-399	0	3	1	1	0	0
	400+	0	1	2	1	0	0

B. WY, by age ATB, city, and kerma interval in rad.¹

女年; 原爆時年齢, 都市及び kerma 区間 (rad) 別¹.

City	Kerma Interval in Rad	Age ATB					
		0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50+
Hiroshima	0 & NIC	43,600	115,000	119,700	117,500	90,700	51,800
	1-9	14,700	34,500	38,000	37,800	27,600	16,300
	10-49	9,740	24,600	27,600	28,400	23,100	12,800
	50-99	2,210	6,220	8,050	7,190	6,230	3,270
	100-199	1,210	4,500	4,350	3,950	3,550	1,240
	200-299	496	1,720	1,840	1,390	1,140	535
	300-399	201	1,340	953	714	740	219
	400+	274	1,330	1,710	923	835	203
Nagasaki	0 & NIC	11,800	35,800	24,600	16,800	11,700	5,330
	1-9	8,510	21,900	16,700	12,500	10,800	5,660
	10-49	5,350	10,200	8,650	8,220	5,880	3,070
	50-99	1,450	5,530	3,020	2,600	1,520	934
	100-199	872	7,240	3,720	1,420	1,370	563
	200-299	470	3,800	1,950	813	676	273
	300-399	212	1,020	962	385	229	130
	400+	375	1,000	901	662	401	102

¹ Numbers approximate, given to three significant digits.

有意な3桁まで示した概数

TABLE 12 (Continued) 表12 (続き)

C. Linear regression estimates.

線形回帰推定値

Age ATB	Absolute Risk ²	Relative Risk ³
0-9	7.8±2.8	5.2±2.8
10-19	7.8±1.5	2.2±0.5
20-29	4.7±1.4	1.1±0.4
30-39	4.8±1.7	1.2±0.5
40-49	0.1±1.0	-0.1±0.2
50+	1.2±2.3	0.3±0.6

2 Excess cases per 10⁶ WY per rad, ±SD; zero-dose intercept permitted to depend on city.1 rad 当たり10⁶ 女年当たりの過剰例数, ±標準偏差; 0 線量の切片は都市に依存するものとした。

3 Percent attributable risk per rad, ±SD; zero-dose intercept constrained to be the same for both cities.

1 rad 当たりの帰属危険率, ±標準偏差; 0 線量切片は両都市で同じになるようにした。

Adjustment for Migration

Finally, Table 13 summarizes recalculations of the estimates presented in Table 12, after the WY at risk were adjusted for migration from the reporting areas for the tumor registries of the two cities (Table 4). The adjustment was based on data and was therefore subject to random variation, but this additional variation was not incorporated into the standard errors of the regression estimates given in Table 13.

Migration should affect the ascertainment of only those incident cases not identified on death certificates. According to Table 2B, the percentage of cases identified on death certificates varied from 20.8% for women aged 0-9 ATB to 59.2% for women aged 50 or more ATB. Let p denote the proportion of cases identified on death certificates for a given age ATB cohort, and let m denote the proportion of the sample living outside the contacting area in that cohort, and in a given city and a given exposure class, as estimated from the AHS sample values in Table 4. The adjustment for migration consisted of multiplying the WY at risk (already adjusted for minimum induction period) by the factor $\{(1-p)(1-m) + p\}$. The adjusted WY are given in Table 13B.

The risk estimates in Table 13C were obtained by regressing the age- and dose-specific rates calculated from the numbers of cases in Table 12A and the WY in Table 13B on T65DR breast tissue dose. The adjustment resulted in an absolute risk estimate for the 0-9 age ATB cohort somewhat higher than that for the 10-19 age ATB cohort, but not significantly so even when

転出に関する訂正

最後に, 表13は両都市の腫瘍登録に関する報告区域からの転出について観察女年を訂正した後(表4), 表12に示す推定値を再算定した結果を要約したものである。この訂正は資料に基づくものであるので, 無作為の変動を受けたが, この付加的な変動は表13に示した回帰推定値の標準誤差には含めなかった。

転出は, 死亡診断書で確認されなかった発生例のみの確認に影響を及ぼすはずである。表2Bによれば, 死亡診断書で確認された例の百分率は, 原爆時年齢0-9歳であった女性の20.8%から原爆時50歳以上であった女性の59.2%まで様々であった。特定の原爆時年齢群について死亡診断書で確認された症例の比率を p で表し, また, 表4の成人健康調査集団の値から推定した特定の都市, 及び特定の被曝群のうちの連絡区域外に居住する集団の比率を m とする。転出に関する訂正では, 観察女年(最小誘発期間については既に訂正した)に係数 $\{(1-p)(1-m) + p\}$ を乗じる。調整を行った女年は表13Bに示した。

表13Cの危険率推定値は, T65DR乳腺組織線量に基づく表12Aの例数及び表13Bの女年から算定した年齢別及び線量別危険率の回帰によって得たものである。この訂正の結果, 原爆時年齢0-9歳群の絶対危険率推定値が原爆時年齢10-19歳群のそれよりもやや高くなったが, 訂正によってもたらされた

TABLE 13 AGE-SPECIFIC LINEAR REGRESSION ESTIMATES OF RISK, CORRECTED FOR MINIMUM INDUCTION PERIOD AND MIGRATION

表13 危険率の年齢別線形回帰推定値；最小誘発期間及び転出に関して訂正を行ったもの

A. Numbers of cases in Table 12A.

表12Aにおける症例数

B. WY, by age ATB, city, and kerma interval in rad¹.女年：原爆時年齢，都市，及び kerma 区間 (rad) 別¹。

City	Kerma Interval in Rad	Age ATB					
		0-9	10-19	20-29	30-39	40-49	50+
Hiroshima	0	35,900	101,800	114,300	113,900	86,400	50,000
	1-9	12,800	30,800	35,800	36,700	26,500	15,600
	10-49	8,420	21,900	26,000	27,600	22,200	12,200
	50-99	1,910	5,550	7,570	6,980	5,990	3,130
	100-199	997	4,250	4,140	3,800	3,350	1,210
	200-299	408	1,620	1,750	1,340	1,080	521
	300-399	166	1,270	907	688	698	213
	400+	226	1,260	1,750	889	788	198
Nagasaki	0	9,110	29,500	22,600	16,300	10,810	5,250
	1-9	6,190	18,800	15,800	12,200	10,320	5,660
	10-49	3,890	8,770	8,210	8,000	5,630	3,070
	50-99	1,050	4,750	2,870	2,530	1,460	934
	100-199	655	6,160	3,570	1,350	1,320	563
	200-299	353	3,230	1,870	775	651	273
	300-399	159	864	923	367	221	130
	400+	282	851	865	631	386	102

C. Linear regression estimates

線形回帰推定値

Age ATB	Absolute Risk ²	Relative Risk ³
0-9	9.7 ± 3.5	5.5 ± 2.9
10-19	8.7 ± 1.7	2.1 ± 0.5
20-29	4.9 ± 1.5	1.1 ± 0.4
30-39	5.0 ± 1.8	1.2 ± 0.5
40-49	0.1 ± 1.0	-0.1 ± 0.2
50+	1.2 ± 2.3	0.3 ± 0.5

1 Numbers approximate, given to three significant digits.

有意な3桁まで示した概数

2 Excess cases per 10⁶ WY per rad, ±SD; zero-dose intercept permitted to depend on city.1 rad 当たり10⁶ 女年当たりの過剰例数，±標準偏差；0線量切片は都市に依存するものとした。

3 Percent attributable risk per rad, ±SD; zero-dose intercept constrained to be the same for both cities.

1 rad 当たりの帰属危険率，±標準偏差；0線量切片は両都市で同じになるようにした。

the additional variation introduced by the adjustment is ignored. The relative risk estimates, as expected, remained almost unchanged from those in Tables 10 and 12. The effects of the adjustments of Tables 12 and 13 on age-specific estimates of absolute and relative risk are summarized in Figures 6 and 7.

付加的な変動を無視した場合でも，有意に高くはならなかった。相対危険率推定値は，期待どおり表10及び12のものとほとんど変わらなかった。図6及び7は，表12及び13の訂正が絶対及び相対危険率の年齢別推定値に及ぼす影響を要約したものである。

FIGURE 6 AGE-SPECIFIC LINEAR REGRESSION COEFFICIENTS FOR BREAST CANCER RISK AS A FUNCTION OF DOSE, SHOWING THE EFFECTS OF CORRECTION FOR MINIMAL INDUCTION PERIOD AND MIGRATION. ESTIMATED EXCESS NUMBER OF CASES PER 10^6 WY PER RAD

図6 線量の関数としての乳癌危険率に関する年齢別線形回帰係数。最小誘発期間及び転出に関する補正の影響を示す。1 rad 当たり 10^6 女年当たりの推定過剰例数

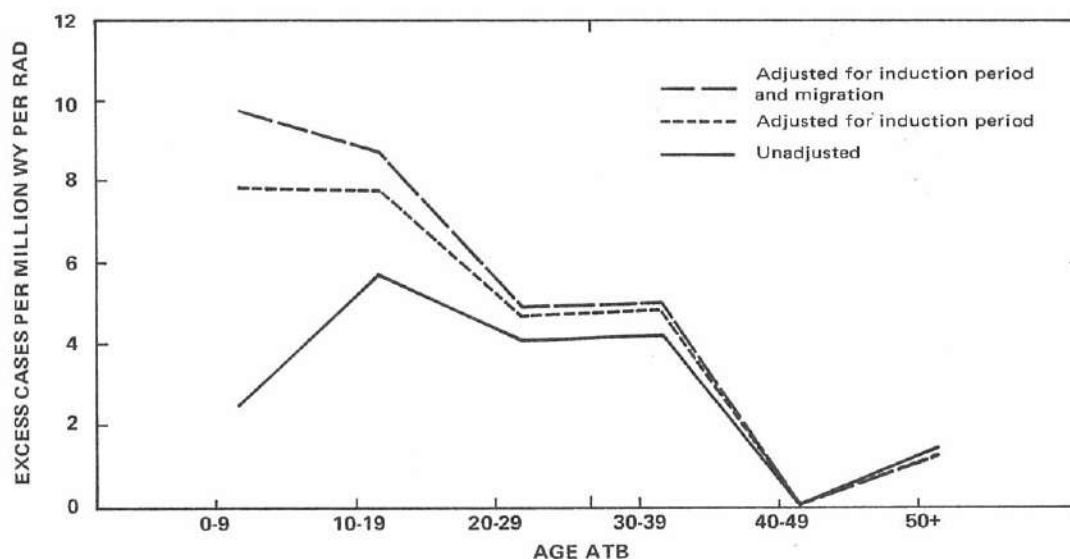
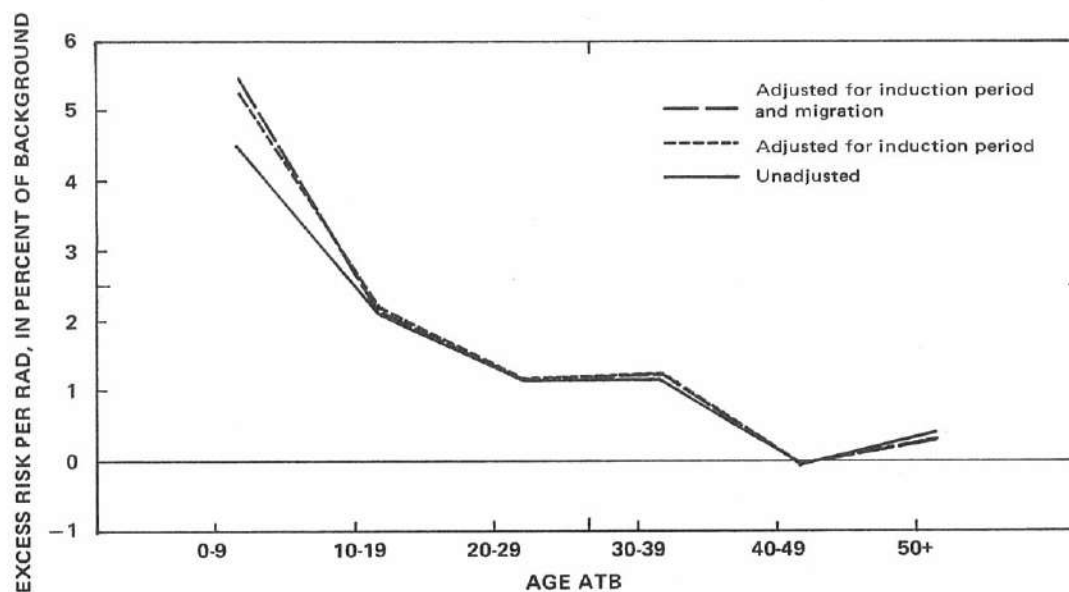


FIGURE 7 AGE-SPECIFIC LINEAR REGRESSION COEFFICIENTS FOR BREAST CANCER RISK AS A FUNCTION OF DOSE, SHOWING THE EFFECTS OF CORRECTION FOR MINIMAL INDUCTION PERIOD AND MIGRATION. ESTIMATED EXCESS NUMBER OF CASES PER RAD, EXPRESSED AS A PERCENTAGE OF BASELINE RISK

図7 線量の関数としての乳癌危険率に関する年齢別線形回帰係数。最小誘発期間及び転出に関する補正の影響を示す。基準危険率の百分率として表した1 rad 当たりの推定過剰例数



Adjustment for Reporting Delays

Although it is likely that much of the improved case finding of the 1974 series over the 1969 series for 1950-69, and of the present study over the 1974 series for 1970-74, reflects reporting delays, these differences also may depend on improvements over time in the accessibility of diagnostic information to investigators (e.g., through greater participation by hospitals and physicians in the tumor and tissue registries). It is difficult, therefore, to predict from these comparisons what may be the eventual number of cases discovered to have been diagnosed during the period covered by the present report. If we were to take a highly simplistic view of the 1974 vs 1980 series comparison, and decrease the WY for 1975-79 by 17% and those for 1980 by 31%, the absolute risk estimates in Table 13C would be increased by 13% for women aged 0-9 ATB, and 5%, 4%, and 4% for the 10-19, 20-29, and 30-39 age ATB cohorts, respectively.

Bilateral Breast Cancer

There were 10 bilateral cases in the series, of which 7 were from Hiroshima and 3 from Nagasaki. All were among women under age 35 ATB; the proportion of cases with bilateral cancer decreased with increasing age ATB (2-sided p -value = .046). There were two bilateral cases with over 300 rad kerma and one for whom no exposure estimate could be calculated; two cases were nonexposed, and the rest had estimated kerma values under 5 rad. The dose distribution of the nine cases with estimates was such that a test for increasing trend in average breast tissue dose reached statistical significance (Table 14; p = 0.044). The proportion of bilateral cases, on the other hand, did not increase with increasing dose (p = 0.71 for trend). Thus these data do not suggest that women with bilateral breast cancer represent a subgroup unusually susceptible to the carcinogenic effects of ionizing radiation.

For half of the bilateral cases, the diagnosis of breast cancer on the second side was made in the same calendar year as that on the first side. That proportion is higher than that seen in other series,^{40,41} but this might be expected given the relative recency of most of the breast cancers in the present series.

報告遅延に関する訂正

症例探知が1950-69年に関する1969年調査より1974年調査における方が向上し、更に1970-74年に関する1974年調査より今回の調査の方が向上したことは、その大部分が報告の遅延を反映していると思われるが、これらの差は研究者による診断資料入手率の経時的改善（例えば、より多くの病院及び医師が腫瘍及び組織登録に参加することによる）にも依存する。したがってこれらの比較から、本報が対象とした期間中に診断されていることが発見された最終的な症例数を予想することは困難である。1974年調査と1980年調査について極めて単純化した比較を行い、1975-79年の女年を17%、1980年の女年を31%減少させるならば、表13Cの絶対危険率推定値は、原爆時年齢0-9歳の女性では13%、10-19歳、20-29歳、及び30-39歳群ではそれぞれ5%、4%、及び4%増加するであろう。

両側性乳癌

本調査では両側例は10例あり、そのうち7例は広島、3例は長崎であった。その全例が原爆時年齢35歳未満の女性に認められた。両側乳癌例の割合は原爆時年齢の増加とともに減少した（両側 p 値 = .046）。300 rad kerma 以上の両側例は2例あり、被曝線量推定値が算定されていない者が1例あった。非被爆者が2例あり、残りは推定 kerma 値が5 rad 未満の者であった。推定値を有する9例の線量分布では平均乳腺組織線量の増加傾向の検定が統計的に有意に達した（表14; p = 0.044）程度である。一方、両側例の割合は線量の増加とともに増加することはなかった（傾向については p = 0.71）。したがってこれらの資料では、両側乳癌を有する女性たちが、電離放射線の発癌性影響を異常に受けやすい亜群であるという示唆は得られない。

両側例の半数において、第2側乳癌の診断が第1側と同じ暦年に行われている。その割合は、ほかの調査^{40,41}で認められたものよりも高いが、本調査の乳癌のほとんどが比較的最近のものとするれば、これは予想し得る。

TABLE 14 SUMMARY CONTINGENCY TABLE ANALYSES OF THE INCIDENCE OF BILATERAL BREAST CANCER, BY DOSE, ADJUSTED FOR CITY AND AGE ATB

表14 両側乳癌発生率の要約分割表解析: 線量別, 都市及び原爆時年齢訂正

	Kerma Interval in Rad							
	0 ¹	1-9	10-49	50-99	100-199	200-299	300-399	400+
Average Tissue Dose in Rad	0	2.6	16.7	54.6	110.3	188.9	264.8	403.2
A. Analysis in terms of WY at risk								
Observed	5	2	0	0	0	0	2	0
Expected	4.76	2.00	1.34	0.39	0.25	0.11	0.07	0.08
RR	1.00	0.95	0	0	0	0	26.97	0
WY (hundreds)	8778	3476	2368	6656	466	209	98	120
Trend test: p=0.044								
B. Analysis in terms of total breast cancer cases								
Observed	5	2	0	0	0	0	2	0
Expected	3.81	1.61	1.16	0.52	0.73	0.14	0.46	0.58
RR	1.00	0.95	0	0	0	0	3.32	0
Total cases	258	92	87	27	35	21	10	21
Trend test: p=0.67								

1 Including NIC. 市内不在者を含む。

DISCUSSION

The principal findings of the present study are listed below:

- 1) A dose-related excess breast cancer risk was found among women who were in their first decade of life ATB.
- 2) Dose-related excess risks were also found in women who were in their second, third, and fourth decades of life ATB, but not in women irradiated at older ages.
- 3) Contrary to the findings of the previous (1950-74) survey,⁶ no significant deficit of risk was found among women aged 40-49 ATB.
- 4) In all age ATB cohorts for which a dose-related excess risk was demonstrated, that excess appeared at least 10 years after exposure, and not before (about) age 30; subsequently, the temporal distribution of the excess risk was similar to that of the underlying, nonradiogenic risk as observed among women with less than 10 rad total kerma.

考 察

本調査の主要所見は以下のとおりである。

- 1) 原爆時10歳以下であった女性には、線量関連の過剰乳癌危険率が認められた。
- 2) 原爆時年齢が10歳代、20歳代、及び30歳代であった女性にも線量関連の過剰危険率が認められたが、それ以上の年齢で被曝した女性には認められなかった。
- 3) 以前(1950-74年)の調査⁶の所見とは対照的に、原爆時40-49歳であった女性に危険率の有意な欠如は認められなかった。
- 4) 線量関連の過剰危険率が認められた原爆時年齢群のいずれにおいても、その過剰は被曝の少なくとも10年後に現れたが、(約)30歳以前には現れなかった。その後、過剰危険率の経時的分布は、総kermaが10 rad未満である女性に認められた基本的な非放射線性危険率のそれと同様であった。

5) In keeping with the above finding, measures of absolute risk tended to increase over time following exposure, for the younger ages ATB, while relative measures of risk did not vary over time.

6) When calculated on the basis of risk 10 years or more after exposure or after age 30, the excess risk following exposure at ages 0-9 was comparable to that following exposure at ages 10-19. The latter risk was in turn greater than that following exposure in the third and fourth decades of life.

7) As in earlier series, the form of the dose response for radiation-induced breast cancer was consistent with linearity, with little variation in slope between cities.

8) Adjustment of average breast tissue dose values in keeping with proposed modifications to the dosimetry presently in use for the LSS sample produced only minor changes in risk estimates, and no change in the overall findings of linearity of response and similarity between the two cities.

9) An excess risk from breast tissue doses less than 15 rad is supported by analyses of data restricted to 0-20 rad kerma, as well as by extrapolation from higher-dose data.

10) Underascertainment of cases due to migration, reporting delays, and other factors was estimated to have biased estimates of absolute risk downward by 8%-30%, with the greatest bias at younger ages ATB; relative measures of risk were unaffected.

11) The incidence of bilateral breast cancers increased with increasing dose, but not disproportionately when compared with unilateral cancers.

Of the above findings, 1) and 6) are new, and would not have been predicted on the basis of findings from earlier studies of breast cancer risk in irradiated populations, or from current theoretical models for breast carcinogenesis. Recent theoretical models have tended to emphasize ages of hormonal stimulation and/or rapid cell turnover, and to ignore the prepubertal ages as potentially vulnerable periods for breast cancer initiation.^{42,43} That breast cancer can be induced by irradiation of stem cells, at a normally quiescent stage of development, is surely a highly significant fact, if true.

5) 上記所見と一致して、原爆時年齢の若い者では、絶対危険率は被曝後の時間の経過とともに増加する傾向があったが、相対危険率は時間の経過とともに変動することはなかった。

6) 被曝後10年以上、すなわち30歳以後における危険率を基に算定した場合は、0-9歳における被曝後の過剰危険率は、10-19歳における被曝後の過剰危険率に匹敵した。後者の危険率はまた、20歳代及び30歳代における被曝後の危険率よりも大きかった。

7) 初期の調査におけると同様、放射線誘発乳癌に関する線量反応の形状は線形であり、両都市間の勾配の差はほとんどなかった。

8) 寿命調査集団を対象に現在用いられている線量推定に対して提案されている修正法にそって平均乳腺組織線量値の訂正を行った場合、危険率推定値はわずかに変化したにすぎず、反応の線形性に関する全体の結果にも両都市間の近似性にも変化は認められなかった。

9) 15 rad 未満の乳腺組織線量による過剰危険率は、0-20 rad kerma に限定した資料の解析、並びに高線量資料に基づく補外法によって支持されている。

10) 転出、報告の遅延、及びその他の因子による症例の過少確認は、絶対危険率の推定値を8%-30%下方に偏らせ、その偏りは原爆時年齢の若い者では最大になると推定された。相対危険率は影響を受けなかった。

11) 両側乳癌の発生率は線量の増加とともに増加したが、片側性の癌と比べて不均衡には増加しなかった。

上記所見のうち1)及び6)は新しいもので、放射線被曝集団の乳癌危険率に関する初期の調査、又は乳癌発生に関する現在の理論的モデルによる所見に基づいては予測され得ないものである。最近の理論的モデルは、ホルモンによる刺激若しくは急速な細胞転換の年齢を強調し、潜在的な乳癌好発年齢としての思春期以前の時期を無視する傾向があった。^{42, 43} 乳癌が、成長過程の通常静的な段階で、幹細胞の放射線被曝によって誘発されることは、もし真実であれば、確かに極めて有意な事実である。

The present study was the first one in which a population irradiated when very young was examined for breast cancer risk at ages at which breast cancer risk normally is appreciable. The finding is not highly significant statistically ($p=.023$ for trend), and the estimated 30% underascertainment of cases (finding 10) is an added reason for caution. Since the first publication of this finding,⁴⁴ however, an excess risk has been reported in women who had been irradiated in infancy for supposedly enlarged thymus glands.⁴⁵ That excess is remarkably consistent with that found in the present study with respect to both its magnitude and its distribution by age at follow-up. Excess breast cancer risk also has been reported among both men and women who received orthovoltage chest irradiation for childhood cancer, usually in combination with chemotherapy.^{46,47} The existence of a breast cancer risk following irradiation in early childhood thus appears to be fairly well established. It is also of interest that adult cancers have been observed in fetally irradiated beagle dogs.⁴⁸

Findings 2), 4), 5), and 7) confirm and strengthen the conclusions of earlier studies, while 8) suggests that ongoing dosimetric revisions for the LSS sample are unlikely to modify previous conclusions about the linearity of the dose response, or the comparability of age-specific risk estimates based on different irradiated populations.¹⁰ The methods used in this paper to approximate the effects of dosimetric changes were crude, however, and it is still possible that greater changes will occur. Finding 9) was predictable on the basis of data from previous LSS series providing direct evidence of increased risk from breast tissue doses under 50 rad.^{6,9}

Finally, finding 3) suggests that the earlier (1950-74) statistically significant dose-related deficit in breast cancer risk in the 40-49 age ATB cohort⁶ was a statistical fluke, while the absence of an excess among women aged over 50 ATB would appear to put to rest the marginally significant excess risk for the 50+ age ATB cohort found in the 1950-69 series⁵ but not in the 1950-74 series.⁶ The 40-49 and 50+ age ATB cohorts now appear much more similar than previously with respect to breast cancer risk, and conform more closely to an overall pattern of decreasing risk with increasing age ATB. In particular, there is less reason than

今回の調査は、極めて若いときに放射線被曝した集団を対象に、乳癌リスクが通常認められる年齢における乳癌危険率を調べた最初のものであった。その所見は、統計的にはさほど有意なものではなく（傾向については、 $p=.023$ ）、症例の推定過少確認が30%であることは（所見10）更に注意を要する点である。しかし、この所見に関する最初の発表⁴⁴以来、乳児期に胸腺肥大で放射線被曝した女性の過剰危険率が報告されている。⁴⁵ この過剰は、経過観察時の年齢別の大きさと分布の両者からみて、本調査で認められたものとよく一致する。小児癌のために orthovoltage 胸部放射線療法（通常化学療法と併用される）を受けた男女にも、乳癌の過剰危険率が報告されている。^{46,47} このように幼児初期の被曝による乳癌リスクの存在は、かなり十分に確立されているように思われる。また、胎内で放射線に被曝したビーグル犬に、成熟した後に癌が認められていることも興味深いことである。⁴⁸

所見 2), 4), 5) 及び 7) は、初期調査の結論を確認し強化するものであるが、所見 8) は、寿命調査集団について進行中の線量改訂によっても、線量反応の線形性に関する以前の結論や、異なった別の被曝集団に基づく年齢別危険率推定値の比較可能性が変わる見込みはないことを示唆する。¹⁰ ただし、線量測定法の変更の影響を概算するために本報で用いた方法は大きなものであり、より大きい変更が行われる可能性は依然としてある。所見 9) は、50 rad 未満の乳腺組織線量による危険率増加の直接的証拠が得られた以前の寿命調査の資料を基に予測し得たものである。^{6,9}

最後に、所見 3) では、原爆時年齢 40-49 歳群の乳癌危険率における初期 (1950-74 年) の統計的に有意な線量関連性の欠如⁶ は、統計的な偶然であったことが示唆されるが、原爆時年齢 50 歳以上であった女性に過剰が認められないことは、1950-69 年の調査⁵ で認められたが 1950-74 年調査⁶ では認められなかった原爆時年齢 50+ 歳群における辛うじて有意な過剰危険率を否定するものと思われる。現在、原爆時年齢 40-49 歳群及び 50 歳以上群は、乳癌危険率に関しては以前よりもはるかに近似しているように思われ、原爆時年齢の増加に伴う危険率減少の全体的パターンに更によく一致する。特に、閉経期前及び

before to hypothesize a radiation-induced lowering of ovarian function, with a consequent protection against breast cancer, in pre- and peri-menopausal women to explain an otherwise anomalous depression in breast cancer risk for the 40-49 age ATB cohort.^{6,10,49,50} The foregoing hypothesis may still be required if, for example, studies of other populations irradiated at older ages (preferably not for breast disease possibly associated with breast cancer) should indicate an increased level of risk, but the A-bomb survivor data no longer seem internally inconsistent without such an explanation.

Another lesson to be learned (or relearned) from finding 3) is that statistical significance provides no guaranty that a finding will hold up after more data have been collected.

After 35 years of observation of the A-bomb survivors of Hiroshima and Nagasaki, the dose-related excess breast cancer risk among females of the LSS sample is firmly established, and the various details of this effect are beginning to form coherent patterns. One such pattern is rough linearity of dose response. Although it may never be possible to claim linearity in any exact sense, the analyses of Table 8 imply that, as a practical matter, linear extrapolation of excess breast cancer risk is reasonable down to fairly low-dose levels.

Although the present data (or rather, that part not included in previous LSS breast cancer series) must be interpreted as strengthening the case for approximate linearity of dose response for radiation-induced breast cancer, other recent developments may to some extent weaken the overall argument. That argument, made in the 1980 BEIR report⁵¹ and elsewhere,^{10,18,19,49} rests on the shapes of the observed dose-response curves in various studies, on the apparent similarity of linear-model risk estimates derived from populations with acute and highly fractionated exposures to radiation, and from the observation that, using the T65 dosimetry, estimates of neutron RBE have not been significantly different from one. Given that the dosimetric changes for the LSS sample may result in a much smaller neutron component of dose from the Hiroshima bomb, it seems unlikely that data from that source will be sufficiently informative about

閉経期前後の女性における放射線誘発性の卵巣機能低下と、その結果生ずる乳癌に対する防護を理論化して、そうでなければ異常なはずの原爆時年齢40-49歳群の乳癌危険率低下を説明する根拠は以前より少ない。^{6,10,49,50} 例えば、高齢で被曝したその他の集団に関する調査(できれば、乳癌と関連があると考えられる乳腺疾患を対象としないもの)によって、危険率の増加が認められる場合は、前述の仮説は依然として必要であるかもしれないが、このような説明がなければ、原爆被爆者の資料はもはや内部的に一致しないように思われる。

所見3)から学ぶべき(又は復習すべき)もう一つの教訓は、統計的な有意性があるからといって、ある所見が、より多くの資料が収集された後にも支持されるという保証は得られないことである。

広島・長崎の原爆被爆者について35年間にわたる観察が行われた後、寿命調査集団の女性における線量関連性の過剰乳癌危険率は十分確立され、この影響は詳細にわたって首尾一貫したパターンを呈し始めている。そのようなパターンの一つは、線量反応の大まかな線形性である。正確な意味で線形性を主張することは決して可能ではないかもしれないが、表8の解析は、実際問題として過剰乳癌危険率の線形補外がかなり低い線量値にまで妥当であることを示唆している。

今回の資料(というよりは、以前の寿命調査集団に関する乳癌調査に含まれない部分)は、放射線誘発乳癌に関する線量反応がほぼ線形を呈するという主張を強化するものとして解釈する必要があるが、その他の最近の経緯はこのような全般的見解をある程度弱めるかもしれない。1980年のBEIR報告,⁵¹ その他^{10,18,19,49} で述べられている見解は、各種の調査において観察された線量反応曲線の形状、並びに、急性の放射線分割照射を何度も受けた集団に由来する線形モデル危険率推定値の見掛けの類似性に由来し、また、T65線量測定値を用いて、中性子RBEの推定値が1と有意に異ならないという観察に基づくものである。寿命調査集団に関する線量推定の変更に よって、広島原爆による線量の中性子の占める部分がはるかに小さくなったとしても、その資料源から

neutron effects to serve as the basis for arguments based on neutron RBE, either for or against linearity. Also, a recent record linkage study¹⁷ of breast cancer mortality among some 110,000 Canadian women given multiple chest fluoroscopies during treatment at tuberculosis sanatoria in Canada, whose radiation exposures were highly fractionated and delivered over periods of years, has been interpreted as consistent with a strong, positive quadratic component of the dose-response relationship. This interpretation, which seems contradictory to the general observation from experimental radiobiology that fractionation and protraction of dose reduces nonlinear components of the dose response,⁵² appears to rest on a difference between data from Nova Scotia, where total doses tended to be high, and other Canadian provinces, where doses tended to be lower because patients usually were examined with their backs to the X-ray source.

Another pattern is that radiation-induced breast cancer does not appear until ages at which nonradiogenic breast cancer appears, and then follows the same distribution with respect to age at diagnosis. In other words, radiation exposure may cause a breast cancer to occur, but its time of appearance depends on other factors that also govern the time of appearance of non-radiogenic breast cancers. A related pattern is that the amount of excess risk in any given time interval as compared to any other following exposure at a given age is (roughly) proportional to the breast cancer risks that would have obtained in the absence of exposure. In studies of medically irradiated American populations, a similar congruence has been observed between age-specific population rates and the temporal distribution of excess breast cancer risk¹⁰; since American and Japanese population rates vary differently by age,⁵³ radiation-induced excess risk may also be distributed differently over time in the two countries. It seems more likely, however, that the apparent difference between countries in the shapes of the population rate curves as they depend upon age merely reflects a cohort effect, as breast cancer risk increases over time with changes in the Japanese life-style.^{42, 54, 55} Stevens et al⁵⁵ have argued that different birth cohorts of Japanese and American women differ very little with respect to the shape of the age-risk relationship.

でた結果から、中性子 RBE に基づく見解で線形性を支持するもの、又は反対するもののいずれに関しても、その基礎となる中性子の影響に関する知識が十分に得られるとは考えられない。また、Canada の結核療養所で治療中にしばしば胸部透視検査を受け、その際の放射線照射が細かく分割されて何年間も行われていた Canada 人女性約110,000 人中の乳癌死亡率について行われた最近の記録連繫調査¹⁷ は、線量反応関係の二次的形狀を強く支持するものとして解釈されている。線量の分割及び照射の延長が線量反応の非線形要素を減少させるという実験放射線生物学に基づく一般の観察⁵² と矛盾するように思われるこの解釈は、総線量が高い傾向のあった Nova Scotia の資料と、患者が普通 X 線装置に背を向けて検査を受けるために線量が低くなる傾向のあった同じ Canada 内の他の地方の資料との差に基づいているように思われる。

もう一つのパターンは、放射線誘発乳癌は非放射線性乳癌が発現する年齢までは発現せず、その後診断時年齢については同じ分布をたどることである。換言すれば、放射線被曝は乳癌発現の原因になるかもしれないが、その発現時期は非放射線性乳癌の発現時期をも支配するその他の因子に依存する。また、関連のあるパターンとしては、特定の時期における過剰危険率の大きさは、被曝後の特定の年齢における危険率と比較して、被曝のない場合に得られると考えられる乳癌危険率に(大体)比例することである。医用放射線を受けた米国の集団に関する調査¹⁰ では、年齢別集団の率と過剰乳癌危険率の経時的分布との間に同様の一致が認められている。米国と日本の集団危険率は年齢によって異なるので、⁵³ 放射線誘発性の過剰危険率も、両国では時間の経過に従って異なった分布を示すかもしれない。しかし、日本人の生活様式の変化とともに乳癌危険率は経時的に増加するので、年齢に依存する集団危険率曲線の形状の両国間の見掛けの差は、集団の影響を反映するにすぎないように思われる。^{42, 54, 55} Stevens ら⁵⁵ は、年齢-危険率関係に関しては、日米女性の異なる出生集団間にはほとんど差はないと論じている。

In the most widely accepted model of carcinogenesis, normal cells are transformed to neoplastic malignant cells by the two steps of initiation and promotion, a model that has been extensively investigated in experimental studies of mammary cancer. Yokoro et al⁵⁶ and Clifton and Crowley⁵⁷ demonstrated synergistic effects between radiation and transplanted prolactin-secreting pituitary tumors for mammary carcinogenesis in female rats. In another study by Shellabarger et al⁵⁸ treatment with diethylstilbestrol (DES) often induced pituitary tumors that secreted large amounts of prolactin which played a role in the pathogenesis of mammary adenocarcinomas, possibly a synergistic response to DES plus neutron radiation.

Human breast cancer is thought to be one of the better understood neoplasms in terms of carcinogenesis. Numerous epidemiologic studies have identified several risk factors including age, reproductive history, familial predisposition, and nutrition.^{59,60} The importance of reproductive history has also been supported by recent studies of serum levels of estrogen and prolactin in breast cancer cases and controls.^{61,62} Since these hormones are physiologically secreted endocrines and have no mutagenic effects, it seems likely that an antecedent initiating change in the cells of the breast epithelium is necessary for neoplastic cell proliferation.

Two recent hypotheses of breast carcinogenesis are based on observations from studies of A-bomb survivors, experimental carcinogenesis, and epidemiologic and hormonal aspects of human breast cancer. Moolgavkar et al⁴² developed a two-stage model which assumes that two discrete and irreversible events are required for cell transformation. Since each event must occur during cell division, susceptibility to carcinogenesis should be influenced by tissue growth and rapid cell turnover. The "estrogen window" hypothesis of Korenman⁴³ proposes that breast cancer risk may be related to the duration of unopposed estrogen exposure during the early postmenarchial period of puberty and during the perimenopausal period. According to this hypothesis, these two estrogen "windows" provide periods of maximum inducibility by environmental carcinogenesis. The present results are seemingly incompatible with the "second window" hypothesis, since no sensitivity to radiation was seen in the perimeno-

最も広く容認されている発癌モデルでは、正常細胞は initiation 及び promotion の二段階によって腫瘍性の悪性細胞に変化する。このモデルは乳癌に関する実験調査で広く調査されているものである。横路ら,⁵⁶ 並びに Clifton 及び Crowley⁵⁷ は、雌のラットに乳癌が発生する場合に放射線と移植したプロラクチン分泌性の下垂体腫瘍との間に協同効果があることを認めている。Shellabarger ら⁵⁸ によるもう一つの調査では、ジェチルスチルベストール(DES)による治療は、乳癌の発生に寄与する大量のプロラクチンを分泌する下垂体腫瘍をしばしば誘発したが、これは恐らく DES + 中性子線に対する協同反応であろう。

ヒト乳癌は、発癌に関して、よりよく理解されている新生物の一つであると思われる。多くの疫学的調査によって、年齢、生殖歴、家族性素因、及び栄養などの危険率因子が幾つか確認されている。^{59,60} また、乳癌例及び対照例におけるエストロゲン及びプロラクチンの血清値に関する最近の調査によって、生殖歴の重要性も立証されている。^{61,62} これらのホルモンは生理学的に分泌される内分泌物であり、突然変異効果をもたないので、腫瘍細胞の増殖には乳腺上皮細胞にあらかじめ変化が生ずる必要があると思われる。

乳癌発生に関する最近の二つの仮説は、原爆被爆者の調査、実験的発癌、並びにヒト乳癌の疫学とホルモンの面からの観察に基づいている。Moolgavkar ら⁴² は、細胞変換には不連続で不可逆性の二つの事象が必要であるとする二段階モデルを発表した。各事象は細胞分裂の間に起こるはずであるので、発癌率は組織の成長及び急速な細胞転換によって影響されるはずである。Korenman⁴³ の "estrogen window" 仮説は、乳癌の危険率は、思春期の初期の初潮後の期間及び閉経期前後における無抵抗のエストロゲン被曝の期間と関係があるかもしれないと提言するものである。この仮説によれば、これら二つの estrogen の "window" は、環境性発癌作用により最大の誘発可能期間をもたらす。閉経期前後の期間では放射線感受性は認められなかったため、本調査の結果は "second window" 仮説と矛盾するように思われる。

pausal period. According to Moolgavkar's and Korenman's models, the premenarchial period is a time of low risk for cancer induction, a prediction that also is at variance with the results of the present study.

The risk of radiogenic breast cancer appears to decrease with increasing age at exposure, and in fact there is no unequivocal evidence of an excess risk following irradiation after about age 40. It now seems fairly certain that irradiation of stem cells, well before ages at which major hormonal stimulation of breast tissue occurs, can cause breast cancer to occur later in life. Yet radiogenic breast cancer seems no different from nonradiogenic breast cancer with respect to pathological subtype or distribution by age at diagnosis, regardless of age at exposure. These observations suggest a less important role for developmental status at the time of irradiation than has generally been assumed, and a correspondingly greater role for life events subsequent to irradiation in determining when, and whether, radiation-induced breast cancer may occur.

The well-known dependence of breast cancer risk on age at menarche, age at menopause, and age at first full-term delivery⁶⁰ suggest that the influential life events are hormonal in nature, and it is tempting to hypothesize that the risk of developing breast cancer as the result of an early carcinomatous change induced by irradiation depends on the length of time following exposure during which hormonal stimulation is present. A testable implication of this hypothesis is that irradiation at age 8 should increase risk more than irradiation at age 18 because the earlier exposure should be followed by a longer period of hormonal stimulation, whereas exposure at age 2 should have the same effect as exposure at age 8 because both ages are well before menarche and the duration of subsequent hormonal stimulation should be the same. Continued observation of the LSS sample may confirm or contradict this prediction.

One of the most interesting epidemiologic facts pertaining to breast cancer risk is the difference in population rates between the United States and Europe on the one hand, and Japan on the other.^{53,54} This difference appears to be environmental, because the children of Japanese migrants to the United States tend to have breast cancer

Moolgavkar 及び Korenman の両モデルによれば、初潮期前の期間は癌誘発の危険率が低い時期であるとのことであるが、この推定も今回の調査結果と矛盾する。

放射線による乳癌の危険率は、被曝時年齢の増加に伴って減少すると思われるが、事実、約40歳以後で被曝した後の過剰危険率を示す明白な所見はない。乳腺組織の主要なホルモン刺激が起こる年齢よりかなり以前に幹細胞が放射線に被曝すると、人生の後期に乳癌が発現し得ることは、現在のところかなり確実であるように思われる。しかし、被曝時年齢を無視して、病理学的亜型あるいは診断時年齢別分布についてみれば、放射線性乳癌は非放射線性乳癌と異ならないように思われる。これらの観察によって、放射線誘発乳癌の発現の時期及び可能性を決定する際に、被曝時の発育状態が果たす役割は一般に推測されているよりも重要でなく、被曝後の事象が果たす役割の方が相対的により大きいことが示唆される。

乳癌危険率が初潮時年齢、閉経時年齢、及び最初の満期出産時年齢に依存することはよく知られているが、⁶⁰ これは誘因となる事象がホルモン性のものであることを示唆するものであり、被曝によって誘発された初期癌性変化の結果として乳癌が発現する危険率は、ホルモン性刺激が認められる被曝後の経過時間の長さに依存すると仮説するのが適当と思われる。この仮説が示唆するもの(検討可能である)は、若年時に被曝するとその後のホルモン性刺激の期間は長くなるはずであるので、8歳時の被曝では18歳時の被曝よりも危険率の増加が大きくなるはずであるが、2歳と8歳とでは、いずれも初潮よりかなり前であり、後にくるホルモン性刺激の期間は同じであるはずであるので、両年齢時の被曝は同じ影響を及ぼすはずであるということである。この推定は、寿命調査集団の継続観察によって確認又は否定されることになる。

乳癌危険率に関する最も興味深い疫学的事実の一つは、欧米と日本との間における集団発生率の差である。^{53, 54} 米国への日本人移住者の子供は、乳癌危険率が欧州系の米国人のそれに接近する傾向がある

risks approaching those of Americans of European descent.^{63,64} Not only are levels of risk different between the United States and Japan, but Japanese age-specific population rates tend to level off after age 40, while in the United States population rates increase steeply with age.⁵³ Although Stevens et al⁵⁵ have argued that the leveling off of Japanese rates reflects risking breast cancer rates in Japan and does not characterize any single birth cohort, it is possible that the relatively low rates among older Japanese, as opposed to Western women, and the absence of a marked excess risk following radiation exposure after age 40 may have a common explanation in terms of reduced hormonal stimulation after menopause. In Western women, the increase in age-specific rates after menopause may reflect greater hormonal stimulation, and it is possible that in Western populations irradiation after age 40 may be associated with increased breast cancer risk. It is also conceivable that the generation of Japanese women now in their 40s, who were children in 1945, may have higher postmenopausal breast cancer rates,⁵⁵ and that they may be more susceptible than their mothers to irradiation after age 40. Data from American and Swedish populations treated by X ray for benign breast disease correspond to a higher risk than that observed in the present study for exposures after age 40,^{15,16} although the possibility that the treated disease may have predisposed to breast cancer in some cases has not yet been fully resolved. A cautious approach to the interpretation of this and other studies with respect to the estimation of excess breast cancer risk following exposure to ionizing radiation continues to be appropriate.

ので、この差は環境的なものであるように思われる。^{63, 64} 危険率の高さが日米間で異なるばかりでなく、日本人の年齢別集団率は40歳以後には横ばい状態になる傾向があるが、米国の集団率は年齢とともに急上昇する。⁵³ Stevens ら⁵⁵ は、日本人の乳癌発生率の横ばい状態は日本における *risking* な乳癌の発生率を反映するもので、単一の出生集団ということのみで特徴付けられないと述べたが、欧米の女性と反対に、日本の高齢者の発生率が比較的低いことや、40歳以後での放射線被曝による著しい過剰危険率が認められないことに対しては、閉経後のホルモン刺激の減少という観点から、共通の説明ができるかもしれない。欧米の女性では、閉経後における年齢別発生率の増加はホルモン刺激の増大を反映すると思われ、また欧米集団の40歳以後における被曝は乳癌危険率の増加と関係している可能性がある。また、現在40歳代の日本人女性で1945年には子供であった世代は、閉経後の乳癌発生率が高いかもしれず、⁵⁵ 40歳以後の被曝に対しては彼女らの母親よりも敏感であるかもしれないと考えられる。良性乳腺疾患についてX線治療を受けた米国及びSwedenの集団に基づく資料は、40歳以後の被曝に関して本調査で認めたものより高い危険率を示すが、^{15, 16} 若干の例では治療を受けた同疾患が乳癌の誘因になった可能性は、まだ完全には解決されてはいない。電離放射線被曝後の過剰乳癌危険率の推定に関する本調査及びその他の調査の解釈に対して慎重なアプローチを行うことが、依然として必要である。

REFERENCES

参考文献

1. WANEBO CK, JOHNSON KG, SATO K, THORSLUND TW: Breast cancer after exposure to the atomic bombings of Hiroshima and Nagasaki. *N Engl J Med* 279:667-71, 1968 (ABCC TR 13-67)
2. BEEBE GW, USAGAWA M: The major ABCC samples. ABCC TR 12-68
3. BEEBE GW, KATO H, LAND CE: Studies of the mortality of A-bomb survivors. 4. Mortality and radiation dose, 1950-66. *Radiat Res* 48:613-49, 1971 (ABCC TR 11-70)
4. JABLON S, KATO H: Studies of the mortality of A-bomb survivors. 5. Radiation dose and mortality, 1950-70. *Radiat Res* 50:649-98, 1972 (ABCC TR 10-71)
5. MCGREGOR DH, LAND CE, CHOI K, TOKUOKA S, LIU PI, WAKABAYASHI T, BEEBE GW: Breast cancer incidence among atomic bomb survivors, Hiroshima and Nagasaki, 1950-69. *J Natl Cancer Inst* 59:799-811, 1977 (ABCC TR 32-71)
6. TOKUNAGA M, NORMAN JE Jr, ASANO M, TOKUOKA S, EZAKI H, NISHIMORI I, TSUJI Y: Malignant breast tumors among atomic bomb survivors, Hiroshima and Nagasaki, 1950-74. *J Natl Cancer Inst* 62:1347-59, 1979 (RERF TR 17-77)
7. BEEBE GW, KATO H, LAND CE: Studies of the mortality of A-bomb survivors. 6. Mortality and radiation dose, 1950-74. *Radiat Res* 75:138-201, 1978 (RERF TR 1-77)
8. KATO H, SCHULL WJ: Studies of the mortality of A-bomb survivors. 7. Mortality, 1950-78: Part 1. Cancer mortality. *Radiat Res* 90:395-432, 1982 (RERF TR 12-80)
9. LAND CE, MCGREGOR DH: Breast cancer incidence among atomic bomb survivors: Implications for radiobiologic risk at low doses. *J Natl Cancer Inst* 62:17-21, 1979
10. LAND CE, BOICE JD Jr, SHORE RE, NORMAN JE Jr, TOKUNAGA M: Breast cancer risk from low-dose exposures to ionizing radiation: Results of parallel analysis of three exposed populations of women. *JNCI* 65:353-76, 1980
11. MacKENZIE I: Breast cancer following multiple fluoroscopies. *Br J Cancer* 19:1-8, 1965
12. MYRDEN JA, HILTZ JE: Breast cancer following multiple fluoroscopies during artificial pneumothorax treatment of pulmonary tuberculosis. *Can Med Assoc J* 100:1032-4, 1969
13. BOICE JD Jr, MONSON RR: Breast cancer in women after repeated fluoroscopic examinations of the chest. *J Natl Cancer Inst* 59:823-32, 1977
14. METTLER FA Jr, HEMPELMANN LH, DUTTON AM, PIFER JW, TOYOOKA ET, AMES WR: Breast neoplasms in women treated with x-rays for acute postpartum mastitis. A pilot study. *J Natl Cancer Inst* 43:803-11, 1969
15. SHORE RE, HEMPELMANN LH, KOWALUK E, MANSUR PS, PASTERNAK BS, ALBERT RE, HAUGHIE GE: Breast neoplasms in women treated with x-rays for acute postpartum mastitis. *J Natl Cancer Inst* 59:813-22, 1977
16. BARAL E, LARSSON L, MATTSSON B: Breast cancer following irradiation of the breast. *Cancer* 40:2905-10, 1977
17. HOWE GR: The epidemiology of radiogenic breast cancer. In *Radiation Carcinogenesis: Epidemiology and Biological Significance*. Ed by J.D. Boice, Jr, and J.F. Fraumeni, Jr. New York, Raven Press, 1984. pp 119-29

18. BROWN JM: Linearity vs non-linearity of dose response for radiation carcinogenesis. *Health Phys* 31:231-45, 1976
19. BROWN JM: The shape of the dose-response curve for radiation carcinogenesis: Extrapolation to low doses. *Radiat Res* 71:34-50, 1977
20. TOKUOKA S, ASANO M, YAMAMOTO T, TOKUNAGA M, SAKAMOTO G, HARTMAN WH, HUTTER RVP, LAND CE, HENSON DE: Histological review of breast cancer cases in survivors of atomic bombs in Hiroshima and Nagasaki, Japan. *Cancer* 54:849-54, 1984 (RERF TR 11-82)
21. WORLD HEALTH ORGANIZATION: Tentative Histological Classification of Breast Tumors. Geneva, World Health Organization, 1984 (In Press)
22. JAPAN MAMMARY CANCER SOCIETY: General rule for clinical and histological record of mammary cancer. *Jpn J Surg* 5:118-22, 1977
23. MILTON RC, SHOHOJI T: Tentative 1965 radiation dose estimation for atomic bomb survivors, Hiroshima-Nagasaki. ABCC TR 1-68
24. KERR GD: Organ dose estimator for the Japanese atomic bomb survivors. *Health Phys* 37:487-508, 1979
25. BOND VP, THIESSEN JW (Eds): Reevaluation of dosimetric factors, Hiroshima and Nagasaki, 1982. DOE Symposium Series: 55 CONF-810928 (DE81026279). National Technical Information Service, US Department of Commerce, Springfield, Virginia 22161
26. LOEWE WE: Revised estimates of neutron and gamma-ray doses at Hiroshima and Nagasaki. In *Reevaluation of Dosimetric Factors, Hiroshima and Nagasaki, 1982*. Ed by V.P. Bond, J.W. Thiessen. DOE Symposium Series: 55 CONF-810928 (DE81026279). National Technical Information Service, US Department of Commerce, Springfield, Virginia 22161. pp 25-51
27. KERR GD: Findings of a recent Oak Ridge National Laboratory review of dosimetry for the Japanese atom-bomb survivors. In *Reevaluation of Dosimetric Factors, Hiroshima and Nagasaki, 1982*. Ed by V.P. Bond, J.W. Thiessen. DOE Symposium Series: 55 CONF-810928 (DE81026279). National Technical Information Service, US Department of Commerce, Springfield, Virginia 22161. pp 52-97
28. WOOLSON WA, MARCUM J, SCOTT WH, STAGGS VE: Building transmission factors. In *Reevaluation of Dosimetric Factors, Hiroshima and Nagasaki, 1982*. Ed by V.P. Bond, J.W. Thiessen. DOE Symposium Series: 55 CONF-810928 (DE81026279). National Technical Information Service, US Department of Commerce, Springfield, Virginia 22161. pp 179-200
29. COCHRAN WG: Some methods for strengthening the common χ -squared tests. *Biometrics* 10:417-51, 1954
30. MANTEL N, HAENSZEL W: Statistical aspects of the analysis of data from retrospective studies of disease. *J Natl Cancer Inst* 22:719-48, 1959
31. MANTEL N: Chi-square tests with one degree of freedom; extensions of the Mantel-Haenszel procedures. *J Am Stat Assoc* 58:690-700, 1963
32. BISHOP YM, FIENBERG SE, HOLLAND PW: Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice. Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 1975
33. SHIMIZU Y: Personal communication
34. TOKUNAGA M: Personal communication
35. MCGREGOR-DG: Personal Communication

36. SIEGEL S: Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences. New York, McGraw Hill, 1956
37. MARSHALL E: New A-bomb studies alter radiation estimates. *Science* 212:900-3, 1981
38. MARSHALL E: New A-bomb data shown to radiation experts. *Science* 212:1364-5, 1981
39. MARSHALL E: Japanese A-bomb data will be revised. *Science* 214:31-2, 1981
40. SAKAMOTO G, SUGANO H, KASUMI F: Bilateral breast cancer and familial aggregations. *Prev Med* 7:225-9, 1978
41. ADAMI HO, HANSEN J, JUNG B, LINDGREN A, RIMSTEN A: Bilateral carcinoma of the breast: Epidemiology and histopathology. *Acta Radiol Oncol* 20:305-9, 1981
42. MOOLGAVKAR SH, DAY NE, STEVENS RG: Two-stage model for carcinogenesis: Epidemiology of breast cancer in females. *JNCI* 65:559-69, 1980
43. KORENMAN SG: Oestrogen window hypothesis of the etiology of breast cancer. *Lancet* 1:700-1, 1980
44. TOKUNAGA M, LAND CE, YAMAMOTO T, ASANO M, TOKUOKA S, EZAKI H, NISHIMORI I: Breast cancer in Japanese A-bomb survivors. *Lancet* 2:924, 1982
45. HILDRETH NG, SHORE RE, HEMPELMANN LH: Risk of breast cancer among women receiving radiation treatment in infancy for thymic enlargement. *Lancet* 2:273, 1983
46. LI FP, CORKERY J, VAWTER G, FINE W, SALLAN SE: Breast carcinoma after cancer therapy in childhood. *Cancer* 51:521-3, 1983
47. TUCKER MA, MEADOWS AT, BOICE JD Jr, HOOVER RN, FRAUMENI JF Jr: Cancer risk following treatment of childhood cancer. In *Radiation Carcinogenesis: Epidemiology and Biological Significance*. Ed by J.D. Boice, Jr, and J.F. Fraumeni, Jr. New York, Raven Press, 1984. pp 211-24
48. BENJAMIN SA: Contribution to the discussion of Boice JD, Jr: Cancer following irradiation in childhood. In *Chemical and Radiation Hazards to Children*, ed by L. Finberg. Columbus, Ohio, Ross Laboratories, 1982. pp 86-7
49. LAND CE: Low-dose radiation - a cause of breast cancer? *Cancer* 46:868-73, 1980
50. HENDERSON BE, PIKE MC, CASAGRANDE JT: Breast cancer and the oestrogen window hypothesis. *Lancet* 2:363-4, 1981
51. NATIONAL ACADEMY OF SCIENCES ADVISORY COMMITTEE ON THE BIOLOGICAL EFFECTS OF IONIZING RADIATION: The Effects on Populations of Exposure to Low Levels of Ionizing Radiation, 1980. Washington, DC, National Academy of Sciences Press, 1980
52. NATIONAL COUNCIL ON RADIATION PROTECTION AND MEASUREMENTS: Influence of Dose and its Distribution in Time on Dose-Response Relationships for Low-LET Radiation. Report No. 64. Washington, DC, 1980
53. WATERHOUSE J, MUIR C, SHANMUGARATNAM K, POWELL J (Eds): Cancer Incidence in Five Continents Vol IV. Lyon, International Agency for Research on Cancer, 1982
54. OTAKE M: Patterns in cancer mortality in the United States and Japan. RERF TR 13-79
55. STEVENS RG, MOOLGAVKAR SH, LEE JAH: Temporal trends in breast cancer. *Am J Epidemiol* 115:759-77, 1982
56. YOKORO K, FURTH J, HARAN-GHERA N: Induction of mammotropic pituitary tumors by x-rays in rats and mice: The role of mammotropes in development of mammary tumors. *Cancer Res* 21:178-86, 1961

57. CLIFTON KH, CROWLEY JJ: Effects of radiation type and dose and the role of glucocorticoids, gonadectomy, and thyroidectomy in mammary tumor induction in mammotropin-secreting pituitary tumor-grafted rats. *Cancer Res* 38:1507-13, 1978
58. SHELLABARGER CJ, STONE JP, HOLTZMAN S: Synergism between neutron radiation and diethylstilbestrol in the production of mammary adenocarcinomas in the rat. *Cancer Res* 36:1019-22, 1976
59. MacMAHON B, COLE P, BROWN J: Etiology of human breast cancer: A review. *J Natl Cancer Inst* 50:21-42, 1973
60. PETRAKIS NL, ERNSTER VL, KING MC: Breast. In *Cancer Epidemiology and Prevention*. Ed by D. Schottenfeld and J.F. Fraumeni, Jr. Philadelphia, WB Saunders Company, 1982. pp855-70
61. COLE EN, ENGLAND PC, SELLWOOD RA: Serum prolactin concentrations throughout the menstrual cycle of normal women and patients with breast cancer. *Eur J Cancer* 13:677-84, 1977
62. SHITERI PK: Extraglandular estrogen formation and serum binding of oestradiol: Relationship to cancer. *J Endocrinol* 89 (Suppl):119-29, 1981
63. HAENSZEL W, KURIHARA M: Studies of Japanese migrants. I. Mortality from cancer and other diseases among Japanese in the United States. *J Natl Cancer Inst* 40:43-68, 1968
64. BUELL P: Changing incidence of breast cancer in Japanese-American women. *J Natl Cancer Inst* 51:1479-83, 1973

APPENDIX TABLE 1

付表 1

MF NO.	CITY	AGE ATB	YEAR DX	DX CERT	KERMA (T65DR) GAMMA NEUTRON	SIDE	MF NO.	CITY	AGE ATB	YEAR DX	DX CERT	KERMA (T65DR) GAMMA NEUTRON	SIDE
N	16	76	4		0000 0000	L	N	58	55	3		0040 0001	R
N	23	57	4		0154 0001	R	N	29	61	4		0055 0000	R
N	29	61	4		NIC	R	N	21	80	2		0277 0007	L
N	22	65	2		1675 0075	Unk	N	15	77	4		0226 0002	R
N	31	70	4		0305 0012	R	N	65	55	1		0002 0000	Unk
N	31	76	4		0305 0012	L	N	13	65	4		0019 0000	R
N	32	72	4		0000 0000	L	N	15	68	4		0000 0000	L
N	26	73	4		0140 0001	R	N	51	76	4		0000 0000	L
N	35	79	4		0018 0000	L	N	14	77	4		0000 0000	R
N	21	63	4		0498 0009	R	N	59	54	2		0167 0001	R
N	19	68	3		0116 0001	L	N	14	68	4		0216 0005	R
N	24	73	4		0069 0000	R	N	13	67	4		0798 0013	L
N	23	65	4		0001 0000	L	N	25	73	4		0000 0000	L
N	28	71	4		0106 0001	L	N	25	75	4		0000 0000	R
N	25	70	2		0303 0007	L	N	24	60	4		0010 0000	R
N	30	50	1		0015 0000	Unk	N	17	72	4		Unknown	L
N	28	66	2		NIC	Unk	N	21	68	2		NIC	L
N	17	80	4		0317 0003	L	N	31	70	4		NIC	R
N	29	57	4		0011 0000	R	N	31	62	4		NIC	R
N	29	76	4		NIC	R	N	19	73	3		NIC	R
N	29	76	4		NIC	L	N	31	56	4		NIC	L
N	26	74	4		NIC	R	N	32	72	4		NIC	R
N	19	72	4		0162 0001	R	N	07	68	3		0067 0001	R
N	20	73	1		0000 0000	Unk	N	34	67	4		0506 0008	L
N	19	67	4		0284 0003	L	N	43	76	4		0000 0000	R
N	16	54	4		NIC	L	N	51	57	3		NIC	R
N	26	66	4		0020 0000	R	H	15	80	4		0035 0007	R
N	29	65	4		0163 0001	L	H	21	64	4		0012 0005	L
N	17	77	4		0341 0004	L	H	20	68	4		NIC	L
N	14	74	4		0004 0000	R	H	24	76	4		0015 0002	L
N	35	50	1		0006 0000	R	H	25	66	4		0122 0027	L
N	19	74	4		0003 0000	L	H	28	53	1		0113 0026	Unk
N	33	57	4		0000 0000	R	H	20	64	2		0001 0000	R
N	33	57	4		0000 0000	L	H	27	65	4		0013 0005	L
N	30	79	4		0001 0000	R	H	30	62	4		0142 0034	R
N	12	78	4		0000 0000	R	H	22	77	4		0000 0000	R
N	40	74	4		0219 0002	L	H	24	64	4		NIC	L
N	14	75	4		0259 0006	L	H	21	80	3		0000 0000	L
N	45	59	4		0000 0000	R	H	22	79	4		0032 0006	R
N	15	78	4		0193 0004	R	H	23	67	4		NIC	L
N	41	52	4		0007 0000	L	H	37	77	4		0000 0000	R
N	31	75	4		0147 0003	L	H	21	80	4		0018 0003	L
N	15	77	4		0277 0007	R	H	20	80	3		0000 0000	L
N	40	67	4		0000 0000	R	H	22	70	4		0029 0005	L
N	15	74	2		0274 0007	R	H	04	75	4		0325 0068	R
N	14	61	4		0188 0002	R	H	09	74	3		0073 0016	L
N	22	80	4		0238 0001	L	H	25	67	4		NIC	L
N	14	77	4		0006 0000	R	H	20	66	4		0004 0001	R
N	16	73	4		0000 0000	R	H	23	79	4		NIC	L
N	36	61	2		0002 0000	L	H	24	79	4		0000 0000	L
N	17	76	4		0002 0000	R	H	27	62	2		0000 0000	Unk
N	27	61	3		0008 0000	L	H	49	61	4		NIC	R
N	53	60	4		0003 0000	L	H	30	63	3		0002 0000	L
N	49	78	4		0008 0000	L	H	19	72	4		0215 0067	L
N	27	67	4		0003 0000	R	H	25	62	3		0031 0006	R
N	44	64	4		0018 0000	R	H	19	80	4		0007 0003	L
N	04	74	1		0045 0000	Unk	H	23	68	4		0000 0000	R
N	54	60	4		0036 0000	L	H	16	78	4		0001 0000	R
N	02	73	2		0023 0000	R	H	13	79	4		0203 0146	L
N	02	78	4		0057 0000	L	H	13	79	4		0203 0146	R
N	13	66	4		0037 0000	L	H	53	63	4		0000 0000	L
N	51	99	3		0005 0000	L	H	33	61	3		0000 0000	R
N	25	51	1		0005 0000	L	H	43	77	4		0039 0008	L
N	14	79	4		0017 0000	L	H	15	80	4		0000 0000	L
N	35	78	4		0105 0001	R	H	06	75	4		0000 0000	R
N	12	78	4		0372 0004	R	H	60	63	4		0000 0000	L
N	12	74	2		0288 0002	L	H	31	71	4		0000 0000	L
N	11	68	3		0058 0000	L	H	17	73	4		0000 0000	L
N	06	79	4		0004 0000	L	H	44	51	1		0000 0000	Unk
N	44	69	4		0000 0000	R	H	43	56	4		0000 0000	R
N	27	61	4		NIC	R	H	12	79	4		Unknown	L
N	24	65	4		0001 0000	R	H	42	66	4		0007 0003	L
N	37	59	4		0275 0003	L	H	27	78	2		0015 0003	R
N	01	80	3		0069 0000	R	H	16	65	4		0000 0000	L
N	13	70	4		0082 0001	L	H	42	71	4		0000 0000	L
N	15	65	4		0178 0001	R	H	10	72	4		0001 0000	L
N	37	54	4		0175 0002	R	H	13	77	4		0170 0104	L
N	20	74	4		0146 0003	L	H	15	73	4		0132 0029	R

Continue 続<

APPENDIX TABLE 1 (Continued) 付表 1 (続き)

MF NO.	CITY	AGE ATB	YEAR DX	DX CERT	KERMA (T65DR) GAMMA NEUTRON	SIDE
	H	05	79	4	0000 0000	L
	H	26	70	4	0000 0000	R
	H	15	71	4	Unknown	L
	H	08	67	2	0007 0003	R
	H	41	80	4	0001 0000	L
	H	25	67	4	NIC	R
	H	13	71	2	0001 0000	L
	H	17	61	4	0076 0017	Unk
	H	18	77	4	0007 0003	L
	H	18	79	3	0019 0005	L
	H	10	71	4	0005 0002	L
	H	22	68	4	0001 0000	Unk
	H	47	54	1	0009 0003	Unk
	H	15	73	4	Unknown	L
	H	10	69	4	0077 0026	R
	H	46	50	4	0046 0010	L
	H	30	67	4	0190 0051	R
	H	18	64	3	0036 0018	L
	H	26	55	2	0040 0007	L
	H	12	75	4	0054 0010	L
	H	60	59	3	0095 0021	R
	H	34	70	4	0055 0009	R
	H	32	69	4	0042 0008	L
	H	38	79	4	0206 0047	R
	H	47	58	4	0008 0003	R
	H	18	69	4	0135 0024	L
	H	22	62	4	0079 0018	R
	H	44	76	4	0034 0006	L
	H	39	80	4	0225 0058	L
	H	45	59	3	0001 0000	R
	H	35	59	3	0000 0000	R
	H	17	74	4	0000 0000	L
	H	20	79	4	0060 0013	L
	H	46	68	4	0021 0004	L
	H	27	65	1	Unknown	L
	H	16	80	2	0395 0097	L
	H	53	57	3	0000 0000	R
	H	34	68	2	0022 0004	L
	H	04	80	4	0090 0017	R
	H	14	78	4	0003 0001	R
	H	21	80	4	0001 0000	L
	H	14	72	4	0006 0002	R
	H	39	77	4	0000 0000	R
	H	50	62	2	0005 0002	Unk
	H	03	77	4	0004 0001	L
	H	03	80	4	0004 0001	R
	H	24	75	4	0000 0000	L
	H	24	75	3	0000 0000	R
	H	55	73	4	0002 0000	L
	H	40	75	4	0276 0069	R
	H	36	69	2	0385 0109	L
	H	17	61	4	0029 0006	R
	H	38	56	4	0027 0004	R
	H	43	79	4	0005 0002	R
	H	17	61	4	0050 0008	R
	H	37	68	3	0488 0107	R
	H	16	80	4	Unknown	R
	H	45	74	4	0012 0005	L
	H	31	70	4	0003 0001	R
	H	20	64	4	Unknown	R
	H	20	67	4	Unknown	L
	H	47	64	3	NIC	L
	H	19	72	4	1053 0363	L
	H	43	54	4	0100 0020	L
	H	13	63	2	0013 0005	L
	H	25	78	2	0005 0002	L
	H	44	64	3	0010 0004	L
	H	17	80	4	0037 0007	R
	H	15	72	4	0013 0005	L
	H	12	80	4	0061 0012	L
	H	19	72	4	0117 0026	L
	H	35	68	3	0136 0024	R
	H	39	62	4	0007 0003	R
	H	49	60	4	0031 0005	R
	H	36	76	4	0000 0000	R
	H	20	64	4	0001 0000	L
	H	38	54	4	0003 0001	R
	H	19	67	4	0076 0014	R

MF NO.	CITY	AGE ATB	YEAR DX	DX CERT	KERMA (T65DR) GAMMA NEUTRON	SIDE
	H	51	59	4	0180 0045	R
	H	33	56	4	0000 0000	L
	H	18	70	3	0002 0001	L
	H	20	75	4	0488 0411	R
	H	31	69	2	0002 0001	Unk
	H	20	67	4	0066 0038	L
	H	24	74	4	0025 0004	R
	H	08	80	4	0000 0000	R
	H	22	74	4	0007 0003	R
	H	20	76	4	0539 0416	L
	H	24	76	4	0000 0000	R
	H	15	77	4	0000 0000	R
	H	38	67	4	0001 0000	L
	H	15	76	4	0000 0000	L
	H	14	73	4	0001 0000	L
	H	42	76	4	0000 0000	R
	H	40	67	4	0002 0000	L
	H	47	74	1	0014 0002	Unk
	H	47	63	4	0030 0006	R
	H	38	75	2	0001 0000	L
	H	30	55	4	0000 0000	R
	H	31	76	4	0000 0000	R
	H	51	59	1	0001 0000	Unk
	H	35	73	4	0004 0001	R
	H	38	50	1	0001 0000	Unk
	H	50	64	4	0001 0000	L
	H	15	72	3	0002 0000	L
	H	15	79	3	0002 0000	R
	H	37	52	4	0000 0000	R
	H	18	68	4	0001 0000	L
	H	46	75	4	0001 0000	R
	H	12	76	4	0015 0006	L
	H	44	60	4	0000 0000	R
	H	48	73	2	0000 0000	L
	H	41	55	4	0004 0001	R
	H	46	75	3	0009 0003	L
	H	25	64	3	0000 0000	R
	H	28	61	3	0001 0000	L
	H	46	53	1	0011 0005	Unk
	H	30	57	4	0001 0000	R
	H	12	75	4	0002 0000	L
	H	37	51	4	0003 0001	L
	H	26	80	4	0000 0000	L
	H	33	73	4	0000 0000	L
	H	41	53	3	0011 0005	L
	H	45	51	3	0000 0000	L
	H	59	73	4	0004 0001	L
	H	14	71	4	0106 0027	R
	H	40	73	1	0005 0002	L
	H	12	72	4	0000 0000	L
	H	02	73	4	0001 0000	L
	H	29	72	4	0012 0002	L
	H	01	73	4	0001 0000	L
	H	38	60	4	0002 0001	R
	H	12	61	2	0011 0004	L
	H	19	76	4	0000 0000	R
	H	32	79	4	0000 0000	L
	H	28	76	4	0011 0004	R
	H	52	64	4	0000 0000	R
	H	36	78	4	0000 0000	L
	H	14	74	4	0697 0289	L
	H	25	75	4	0000 0000	R
	H	44	65	4	0000 0000	L
	H	16	77	1	0000 0000	Unk
	H	30	71	4	0002 0000	L
	H	39	53	1	0000 0000	L
	H	50	62	1	0000 0000	Unk
	H	15	77	4	3814 4493	R
	H	37	76	4	0000 0000	R
	H	40	74	1	0000 0000	Unk
	H	28	77	4	0000 0000	L
	H	48	69	4	0000 0000	R
	H	50	52	3	0000 0000	R
	H	21	69	3	0000 0000	R
	H	49	80	4	0000 0000	L
	H	54	60	4	0000 0000	R
	H	28	78	4	0000 0000	L
	H	36	59	4	0002 0000	R

Continue 続く

APPENDIX TABLE 1 (Continued) 付表 1 (続き)

MF NO.	CITY	AGE ATB	YEAR DX	DX CERT	KERMA (T65DR) GAMMA NEUTRON	SIDE
	H	34	70	3	0003 0001	L
	H	61	68	4	0000 0000	R
	H	16	78	4	0000 0000	L
	H	22	66	4	0045 0008	Unk
	H	63	55	1	0012 0005	Unk
	H	12	67	4	0015 0006	L
	H	51	60	3	0000 0000	R
	H	16	65	2	0000 0000	L
	H	22	73	4	0000 0000	R
	H	44	64	4	0000 0000	L
	H	36	80	4	0000 0000	L
	H	66	59	2	0000 0000	R
	H	40	76	4	0000 0000	R
	H	33	77	4	0000 0000	R
	H	24	63	2	0000 0000	R
	H	39	57	4	0000 0000	R
	H	36	65	1	0001 0000	Unk
	H	64	99	4	0010 0004	L
	H	51	63	4	0032 0005	R
	H	21	72	4	0000 0000	Unk
	H	34	65	4	0001 0000	R
	H	16	66	2	0000 0000	R
	H	46	80	4	0000 0000	R
	H	14	71	4	0000 0000	L
	H	38	74	4	0001 0000	L
	H	12	67	4	0193 0049	L
	H	52	61	2	0019 0002	Unk
	H	41	61	3	0000 0000	L
	H	26	68	4	0003 0001	R
	H	43	75	4	0000 0000	R
	H	18	68	1	0007 0003	L
	H	70	53	3	0023 0004	Unk
	H	29	74	4	0039 0010	L
	H	16	66	4	0000 0000	R
	H	64	62	3	NIC	L
	H	10	77	4	0000 0000	L
	H	38	63	4	0000 0000	R
	H	38	67	4	0011 0005	L
	H	14	65	4	0047 0009	L
	H	31	75	2	0411 0336	Unk
	H	17	74	4	0085 0020	R
	H	20	61	4	0001 0000	L
	H	15	62	4	0633 0168	L
	H	41	50	3	0017 0002	L
	H	26	64	4	0004 0001	R
	H	14	80	4	0212 0209	R
	H	41	74	4	0008 0003	R
	H	13	61	4	Unknown	L
	H	44	56	4	0000 0000	Unk
	H	34	64	4	0000 0000	R
	H	13	71	4	0025 0012	L
	H	27	70	4	0000 0000	R
	H	55	64	4	0001 0000	L
	H	24	73	4	0000 0000	R
	H	25	57	4	0000 0000	R
	H	38	61	3	0000 0000	L
	H	75	53	1	0000 0000	Unk
	H	26	77	4	0000 0000	L
	H	29	66	3	0000 0000	L
	H	19	80	4	0000 0000	R
	H	49	51	2	0000 0000	L
	H	37	75	4	0000 0000	L
	H	46	52	3	0000 0000	R
	H	12	69	1	0000 0000	Unk
	H	60	63	4	0000 0000	R
	H	45	71	3	0003 0001	R
	H	30	60	3	0000 0000	L
	H	31	67	4	0001 0000	L
	H	42	76	4	0000 0000	L
	H	25	80	4	0000 0000	L
	H	34	76	4	0000 0000	L
	H	42	79	4	0000 0000	R
	H	19	71	3	0007 0003	R
	H	14	73	4	Unknown	L
	H	36	72	4	0000 0000	L
	H	60	55	1	0000 0000	Unk
	H	31	72	4	0000 0000	L
	H	19	79	4	0000 0000	R

MF NO.	CITY	AGE ATB	YEAR DX	DX CERT	KERMA (T65DR) GAMMA NEUTRON	SIDE
	H	39	61	4	0000 0000	R
	H	31	61	2	0000 0000	L
	H	30	71	4	0000 0000	L
	H	49	63	4	0000 0000	R
	H	10	79	4	0000 0000	L
	H	16	66	4	0000 0000	L
	H	47	59	3	0000 0000	R
	H	11	71	4	0000 0000	R
	H	44	70	4	0004 0001	R
	H	38	57	4	0000 0000	L
	H	25	71	4	0000 0000	R
	H	08	76	3	0150 0029	L
	H	37	79	4	0053 0012	R
	H	42	56	4	0000 0000	R
	H	27	51	3	Unknown	R
	H	26	74	2	0384 0201	R
	H	35	75	4	NIC	L
	H	27	58	2	NIC	R
	H	33	56	4	0001 0000	R
	H	34	70	4	NIC	L
	H	16	67	3	NIC	R
	H	22	61	4	NIC	L
	H	28	76	4	NIC	R
	H	19	64	4	0493 0112	L
	H	26	77	4	0003 0001	L
	H	18	78	4	0000 0000	L
	H	27	77	1	0035 0006	L
	H	20	74	1	0009 0004	R
	H	18	73	4	0000 0000	R
	H	18	73	4	0000 0000	L
	H	19	73	4	NIC	L
	H	17	78	4	NIC	L
	H	37	78	4	NIC	L
	H	25	76	4	0174 0039	L
	H	23	79	4	0002 0001	L
	H	15	71	4	0004 0001	L
	H	25	69	4	0026 0005	R
	H	19	70	4	0449 0210	R
	H	22	62	4	0286 0079	L
	H	15	75	4	0026 0005	R
	H	26	71	4	0000 0000	R
	H	29	70	4	0000 0000	R
	H	13	80	4	0243 0181	L
	H	26	61	4	0069 0019	L
	H	19	65	4	NIC	L
	H	18	67	3	NIC	L
	H	19	72	4	NIC	L
	H	16	74	4	NIC	R
	H	22	69	3	NIC	R
	H	17	67	4	NIC	R
	H	22	74	4	Unknown	R
	H	20	63	3	0001 0000	L
	H	24	61	2	NIC	L
	H	17	61	3	NIC	R
	H	17	60	4	NIC	R
	H	22	70	4	NIC	L
	H	16	77	4	0001 0000	R
	H	16	72	4	NIC	L
	H	18	78	4	NIC	L
	H	15	80	4	0018 0004	R
	H	21	69	3	0269 0072	R
	H	21	71	4	0372 0090	L
	H	33	68	4	NIC	L
	H	38	61	4	0000 0000	L
	H	34	63	3	0001 0000	L
	H	14	70	2	0000 0000	L
	H	06	79	4	0016 0002	R
	H	05	76	4	0022 0004	L
	H	32	67	2	0002 0001	R
	H	64	99	4	0000 0000	R
	H	28	68	4	0061 0012	R
	H	31	62	3	0026 0013	R
	H	55	62	4	0007 0003	R
	H	16	76	4	0021 0003	L
	H	44	99	4	0000 0000	L
	H	23	79	4	0000 0000	L
	H	52	61	2	0110 0025	Unk
	H	24	70	4	0002 0001	L

Continue 続<

APPENDIX TABLE 1 (Continued) 付表 1 (続き)

HF NO.	CITY	AGE ATB	YEAR DX	DX CERT	KERMA (T65DR) GAMMA NEUTRON	SIDE
	H	47	66	3	0017 0003	L
	H	38	55	4	0000 0000	R
	H	38	70	2	0015 0002	L
	H	45	58	3	0132 0038	R
	H	13	78	4	0007 0003	R
	H	42	75	1	0005 0002	Unk
	H	27	65	2	0183 0116	L
	H	06	78	4	0000 0000	L
	H	29	76	4	0011 0005	L
	H	18	71	4	0001 0000	L
	H	36	64	4	0039 0007	L
	H	49	70	4	0000 0000	R
	H	01	78	3	0051 0009	L
	H	38	58	4	0062 0013	L
	H	38	79	4	0009 0003	L
	H	42	54	4	0004 0001	R
	H	41	52	2	0008 0003	R
	H	34	60	2	0000 0000	L
	H	47	55	4	0001 0000	L
	H	44	60	4	NIC	L
	H	14	68	4	0000 0000	L
	H	35	54	4	NIC	L
	H	33	56	4	NIC	L
	H	42	57	4	0002 0001	R
	H	40	58	3	NIC	R
	H	37	58	4	NIC	L
	H	44	59	1	NIC	Unk
	H	32	71	3	0000 0000	R
	H	12	75	4	0000 0000	L
	H	35	60	4	0159 0039	R
	H	20	65	3	0003 0001	R
	H	30	76	4	0000 0000	L
	H	24	61	3	0000 0000	R
	H	40	75	4	0000 0000	R
	H	61	70	1	0000 0000	Unk
	H	57	73	4	0054 0011	R
	H	25	72	2	0000 0000	R
	H	14	76	4	NIC	R
	H	14	64	4	NIC	L
	H	08	67	2	NIC	Unk
	H	44	74	4	0011 0004	L
	N	15	80	4	0112 0001	L
	N	17	74	4	NIC	L
	N	14	76	4	0102 0001	L
	N	14	69	4	NIC	L
	H	52	50	1	0000 0000	Unk
	H	44	54	1	NIC	Unk
	H	73	55	1	NIC	Unk
	H	45	77	4	0231 0052	R
	H	28	60	4	0000 0000	L
	H	53	68	2	NIC	R
	H	37	59	3	NIC	L
	H	33	78	4	NIC	R

HF NO.	CITY	AGE ATB	YEAR DX	DX CERT	KERMA (T65DR) GAMMA NEUTRON	SIDE
	H	42	78	4	NIC	L
	H	34	66	4	0139 0033	R
	H	14	78	4	0000 0000	R
	H	51	61	4	0006 0002	R
	H	17	72	1	Unknown	Unk
	H	30	63	3	NIC	L
	H	15	80	2	0000 0000	L
	H	04	74	4	0003 0001	L
	H	30	65	4	0343 0109	R
	H	33	65	2	0013 0002	L
	H	20	66	4	0000 0000	R
	H	13	75	1	Unknown	Unk
	H	16	74	4	0011 0004	R
	H	39	73	4	NIC	L
	H	28	74	4	NIC	R
	H	14	75	4	NIC	L
	H	17	77	4	NIC	L
	H	40	79	4	NIC	R
	H	44	67	4	NIC	L
	H	48	58	1	NIC	R
	H	57	70	4	NIC	R
	H	48	71	4	NIC	L
	H	33	73	4	NIC	R
	H	37	74	4	NIC	L
	H	42	71	4	NIC	R
	H	28	78	4	NIC	R
	H	31	78	4	NIC	L
	H	25	59	2	NIC	R
	H	42	68	3	NIC	L
	H	44	60	2	NIC	L
	H	57	60	1	NIC	Unk
	H	48	68	4	NIC	R
	H	47	79	2	NIC	Unk
	H	42	73	4	NIC	R
	H	62	77	4	NIC	R
	H	02	77	4	NIC	L
	H	33	74	4	NIC	R
	H	42	79	4	NIC	L
	H	14	76	4	NIC	L
	H	14	77	4	NIC	R
	H	50	73	4	NIC	R
	H	19	76	4	NIC	R
	H	44	80	3	NIC	R
	H	58	68	4	NIC	R
	H	36	71	4	NIC	L
	H	46	67	4	NIC	R
	H	48	58	2	NIC	R
	H	45	70	4	NIC	L
	H	39	69	4	NIC	L
	H	36	67	2	NIC	Unk
	H	36	77	4	NIC	R
	H	20	70	4	NIC	R
	H	24	76	1	NIC	R

APPENDIX TABLE 2

附表 2

A. Breast cancer cases, by city, age ATB, calendar time, and kerma

乳癌例数; 都市, 原爆時年齢, 暦年, 及び kerma 別

CITY	AGE ATB	YEARS	NIC	0	1-9	10-19	20-49	50-99	100-	200-	300-	400+	UNK	TOTAL
HIRO	0-4	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	0-4	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	0-4	1959-62	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	0-4	1963-66	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	0-4	1967-70	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	0-4	1971-74	0	0	3	0	0	0	0	0	0	0	0	3
HIRO	0-4	1975-78	1	0	1	0	0	1	0	0	1	0	0	4
HIRO	0-4	1979-80	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1
HIRO	0-4	TOTAL	1	0	4	0	0	1	1	0	1	0	0	8
HIRO	5-9	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	5-9	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	5-9	1959-62	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	5-9	1963-66	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	5-9	1967-70	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	2
HIRO	5-9	1971-74	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
HIRO	5-9	1975-78	0	2	0	0	1	0	1	0	0	0	0	4
HIRO	5-9	1979-80	0	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	3
HIRO	5-9	TOTAL	1	4	0	2	1	1	1	0	0	0	0	10
HIRO	10-14	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	10-14	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	10-14	1959-62	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	1	2
HIRO	10-14	1963-66	1	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	3
HIRO	10-14	1967-70	0	3	0	0	1	0	1	1	0	0	0	6
HIRO	10-14	1971-74	0	3	4	0	1	0	1	0	0	1	1	11
HIRO	10-14	1975-78	3	3	2	1	1	1	0	1	0	0	1	13
HIRO	10-14	1979-80	0	1	0	0	0	1	0	0	1	2	1	6
HIRO	10-14	TOTAL	4	10	6	3	3	3	2	2	1	3	4	41
HIRO	15-19	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	15-19	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	15-19	1959-62	2	0	0	0	1	2	0	0	0	1	0	6
HIRO	15-19	1963-66	1	5	0	0	0	1	0	0	0	1	0	8
HIRO	15-19	1967-70	3	0	2	1	0	1	1	0	0	1	0	9
HIRO	15-19	1971-74	4	3	4	3	0	0	3	1	0	1	3	22
HIRO	15-19	1975-78	4	6	2	1	2	0	0	0	0	1	0	16
HIRO	15-19	1979-80	0	4	0	1	4	0	0	0	0	1	1	11
HIRO	15-19	TOTAL	14	18	8	6	7	4	4	1	0	6	4	72
HIRO	20-24	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	20-24	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	20-24	1959-62	2	1	1	0	0	1	0	0	1	0	0	6
HIRO	20-24	1963-66	1	2	5	1	0	1	0	0	0	0	1	11
HIRO	20-24	1967-70	5	2	2	0	1	0	1	0	1	0	0	12
HIRO	20-24	1971-74	0	3	0	2	1	0	0	0	0	1	1	8
HIRO	20-24	1975-78	1	3	0	1	0	0	0	0	0	2	0	7
HIRO	20-24	1979-80	1	4	2	0	2	1	0	0	0	0	0	10
HIRO	20-24	TOTAL	10	15	10	4	4	3	1	0	2	3	2	54
HIRO	25-29	1950-54	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1	2
HIRO	25-29	1955-58	1	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	3
HIRO	25-29	1959-62	1	2	1	0	1	1	0	0	0	0	0	6
HIRO	25-29	1963-66	0	1	1	1	0	0	1	1	0	0	1	6
HIRO	25-29	1967-70	2	3	1	0	1	1	0	0	0	0	0	8
HIRO	25-29	1971-74	1	3	0	1	1	0	0	0	0	1	0	7
HIRO	25-29	1975-78	2	5	2	3	1	0	0	1	0	0	0	14
HIRO	25-29	1979-80	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
HIRO	25-29	TOTAL	7	17	5	5	5	2	2	2	0	1	2	48
HIRO	30-34	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	30-34	1955-58	1	2	2	0	0	0	0	0	0	0	0	5
HIRO	30-34	1959-62	0	4	0	0	1	0	1	0	0	0	0	6
HIRO	30-34	1963-66	1	1	3	1	0	0	1	0	0	1	0	8
HIRO	30-34	1967-70	2	0	5	0	1	2	0	1	0	0	0	11
HIRO	30-34	1971-74	2	5	1	0	0	0	0	0	0	0	0	8
HIRO	30-34	1975-78	2	4	0	0	0	0	0	0	0	1	0	7
HIRO	30-34	1979-80	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
HIRO	30-34	TOTAL	8	17	11	1	2	2	2	1	0	2	0	46
HIRO	35-39	1950-54	0	2	3	0	0	0	0	0	0	0	0	5
HIRO	35-39	1955-58	2	3	0	0	1	1	0	0	0	0	0	7
HIRO	35-39	1959-62	1	4	2	1	0	0	1	0	0	0	0	9
HIRO	35-39	1963-66	0	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	3
HIRO	35-39	1967-70	2	0	1	2	0	0	1	0	0	2	0	8
HIRO	35-39	1971-74	3	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	6
HIRO	35-39	1975-78	3	6	1	0	0	0	0	0	0	0	0	10
HIRO	35-39	1979-80	0	1	0	1	0	1	0	2	0	0	0	5
HIRO	35-39	TOTAL	11	18	10	4	2	2	2	2	0	2	0	53

Continue 続<

APPENDIX TABLE 2 (Continued) 付表 2 (続き)

BREAST CANCER CASES, BY CITY, AGE ATB, CALENDAR TIME, AND KERMA														
CITY	AGE ATB	YEARS	NIC	0	1-9	10-19	20-49	50-99	100-	200-	300-	400+	UNK	TOTAL
HIRO	40-44	1950-54	1	1	1	3	0	0	1	0	0	0	0	7
HIRO	40-44	1955-58	1	3	2	0	0	0	0	0	0	0	0	6
HIRO	40-44	1959-62	3	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	5
HIRO	40-44	1963-66	0	2	0	2	0	0	0	0	0	0	0	4
HIRO	40-44	1967-70	2	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	5
HIRO	40-44	1971-74	2	2	1	2	0	0	0	0	0	0	0	7
HIRO	40-44	1975-78	1	5	1	0	2	0	0	0	1	0	0	10
HIRO	40-44	1979-80	3	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	6
HIRO	40-44	TOTAL	13	17	9	7	2	0	1	0	1	0	0	50
HIRO	45-49	1950-54	0	3	0	2	0	1	0	0	0	0	0	6
HIRO	45-49	1955-58	2	0	1	1	0	0	1	0	0	0	0	5
HIRO	45-49	1959-62	1	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	4
HIRO	45-49	1963-66	1	1	0	0	2	0	0	0	0	0	0	4
HIRO	45-49	1967-70	3	2	0	0	1	0	0	0	0	0	0	6
HIRO	45-49	1971-74	1	1	1	2	0	0	0	0	0	0	0	5
HIRO	45-49	1975-78	0	0	1	1	0	0	0	1	0	0	0	3
HIRO	45-49	1979-80	1	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	3
HIRO	45-49	TOTAL	9	10	4	6	4	1	1	1	0	0	0	36
HIRO	50-59	1950-54	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
HIRO	50-59	1955-58	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
HIRO	50-59	1959-62	1	3	2	1	1	0	1	1	0	0	0	10
HIRO	50-59	1963-66	0	2	2	0	1	0	0	0	0	0	0	5
HIRO	50-59	1967-70	3	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	4
HIRO	50-59	1971-74	1	0	2	0	0	1	0	0	0	0	0	4
HIRO	50-59	1975-78	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	50-59	1979-80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	50-59	TOTAL	5	8	7	1	2	1	1	1	0	0	0	26
HIRO	60+	1950-54	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	0	2
HIRO	60+	1955-58	1	1	0	1	0	0	0	0	0	0	0	3
HIRO	60+	1959-62	1	2	0	0	0	0	1	0	0	0	0	4
HIRO	60+	1963-66	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
HIRO	60+	1967-70	0	2	0	1	0	0	0	0	0	0	0	3
HIRO	60+	1971-74	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	60+	1975-78	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
HIRO	60+	1979-80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
HIRO	60+	TOTAL	3	8	0	2	1	0	1	0	0	0	0	15
NAGA	0-4	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	0-4	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	0-4	1959-62	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	0-4	1963-66	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	0-4	1967-70	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	0-4	1971-74	0	0	0	0	2	0	0	0	0	0	0	2
NAGA	0-4	1975-78	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
NAGA	0-4	1979-80	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
NAGA	0-4	TOTAL	0	0	0	0	2	2	0	0	0	0	0	4
NAGA	5-9	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	5-9	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	5-9	1959-62	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	5-9	1963-66	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	5-9	1967-70	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	0	1
NAGA	5-9	1971-74	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	5-9	1975-78	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	5-9	1979-80	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	5-9	TOTAL	0	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	2
NAGA	10-14	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	10-14	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	10-14	1959-62	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1
NAGA	10-14	1963-66	0	0	0	1	1	0	0	0	0	0	0	2
NAGA	10-14	1967-70	1	0	0	0	0	2	0	1	0	1	0	5
NAGA	10-14	1971-74	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	2
NAGA	10-14	1975-78	0	2	1	0	0	0	1	1	1	0	0	6
NAGA	10-14	1979-80	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	10-14	TOTAL	1	2	2	2	1	2	2	3	1	1	0	17
NAGA	15-19	1950-54	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	15-19	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	15-19	1959-62	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	15-19	1963-66	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1
NAGA	15-19	1967-70	0	1	0	0	0	0	1	1	0	0	0	3
NAGA	15-19	1971-74	2	1	1	0	0	0	1	1	0	0	1	7
NAGA	15-19	1975-78	0	1	1	0	0	0	1	2	1	0	0	6
NAGA	15-19	1979-80	0	0	0	0	0	0	1	0	1	0	0	2
NAGA	15-19	TOTAL	3	3	2	0	0	0	5	4	2	0	1	20

Continue 続<

APPENDIX TABLE 2 (Continued) 付表2 (続き)

BREAST CANCER CASES, BY CITY, AGE ATB, CALENDAR TIME, AND KERMA														TOTAL
CITY	AGE ATB	YEARS	NIC	0	1-9	10-19	20-49	50-99	100-	200-	300-	400+	UNK	
NAGA	20-24	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	20-24	1955-58	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1
NAGA	20-24	1959-62	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	20-24	1963-66	0	0	2	0	0	0	0	0	0	2	0	4
NAGA	20-24	1967-70	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	20-24	1971-74	0	1	0	0	0	1	1	0	0	0	0	3
NAGA	20-24	1975-78	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	20-24	1979-80	0	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0	2
NAGA	20-24	TOTAL	1	1	2	1	0	1	2	2	0	2	0	12
NAGA	25-29	1950-54	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	25-29	1955-58	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	25-29	1959-62	2	0	1	0	0	1	0	0	0	0	0	4
NAGA	25-29	1963-66	1	0	0	0	1	0	1	0	0	0	0	3
NAGA	25-29	1967-70	0	0	1	0	0	0	0	0	1	0	0	2
NAGA	25-29	1971-74	1	1	0	0	0	0	2	0	0	0	0	4
NAGA	25-29	1975-78	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
NAGA	25-29	1979-80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	25-29	TOTAL	5	2	3	1	1	1	3	0	1	0	0	17
NAGA	30-34	1950-54	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	30-34	1955-58	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
NAGA	30-34	1959-62	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	30-34	1963-66	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	30-34	1967-70	1	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	3
NAGA	30-34	1971-74	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
NAGA	30-34	1975-78	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1
NAGA	30-34	1979-80	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	30-34	TOTAL	4	2	1	1	0	0	1	0	1	1	0	11
NAGA	35-39	1950-54	0	0	1	0	0	0	1	0	0	0	0	2
NAGA	35-39	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	35-39	1959-62	0	0	1	0	0	0	0	1	0	0	0	2
NAGA	35-39	1963-66	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	35-39	1967-70	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	35-39	1971-74	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	35-39	1975-78	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1
NAGA	35-39	1979-80	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	35-39	TOTAL	0	0	2	1	0	0	2	1	0	0	0	6
NAGA	40-44	1950-54	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	40-44	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	40-44	1959-62	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	40-44	1963-66	0	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	40-44	1967-70	0	2	0	0	0	0	0	0	0	0	0	2
NAGA	40-44	1971-74	0	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	1
NAGA	40-44	1975-78	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	40-44	1979-80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	40-44	TOTAL	0	3	1	1	0	0	0	1	0	0	0	6
NAGA	45-49	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	45-49	1955-58	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	45-49	1959-62	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	45-49	1963-66	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	45-49	1967-70	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	45-49	1971-74	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	45-49	1975-78	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	45-49	1979-80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	45-49	TOTAL	0	1	1	0	0	0	0	0	0	0	0	2
NAGA	50-59	1950-54	0	0	0	0	0	0	1	0	0	0	0	1
NAGA	50-59	1955-58	1	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	3
NAGA	50-59	1959-62	0	0	1	0	1	0	0	0	0	0	0	2
NAGA	50-59	1963-66	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	50-59	1967-70	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	50-59	1971-74	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	50-59	1975-78	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	50-59	1979-80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	50-59	TOTAL	1	1	2	0	2	0	1	0	0	0	0	7
NAGA	60+	1950-54	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	60+	1955-58	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
NAGA	60+	1959-62	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	60+	1963-66	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	60+	1967-70	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	60+	1971-74	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	60+	1975-78	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	60+	1979-80	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
NAGA	60+	TOTAL	0	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1

Continue 続 <

APPENDIX TABLE 2 (Continued) 付表2 (続き)

B. Woman-years at risk, by city, age ATB, calendar time, and kerma
 観察年; 都市, 原爆時年齢, 暦年, 及び kerma 別

CITY	AGE ATB	YEARS	NIC	0	1-9	10-19	20-49	50-99	100-	200-	300-	400+	UNK	TOTAL
HIRO	0-4	1950-54	3206	6742	4036	1501	1263	604	300	128	68	77	136	18061
HIRO	0-4	1955-58	4652	6340	3795	1405	1185	568	280	120	64	72	128	18609
HIRO	0-4	1959-62	4639	6336	3792	1399	1184	565	280	120	64	72	128	18579
HIRO	0-4	1963-66	4618	6323	3792	1396	1184	564	280	120	64	72	128	18541
HIRO	0-4	1967-70	4608	6302	3785	1395	1184	562	280	120	64	72	128	18500
HIRO	0-4	1971-74	4600	6282	3764	1391	1183	559	280	116	64	72	128	18439
HIRO	0-4	1975-78	4588	6265	3737	1380	1176	555	280	115	61	72	128	18357
HIRO	0-4	1979-80	2286	3124	1865	687	588	274	138	56	30	36	64	9148
HIRO	0-4	TOTAL	33197	47714	28566	10554	8947	4251	2118	895	479	545	968	138234
HIRO	5-9	1950-54	2251	4379	2423	876	663	361	231	89	26	47	68	11414
HIRO	5-9	1955-58	2756	4108	2270	824	619	340	216	84	24	44	64	11349
HIRO	5-9	1959-62	2747	4087	2254	822	613	340	216	84	24	44	64	11295
HIRO	5-9	1963-66	2733	4071	2246	820	612	340	212	84	24	42	64	11248
HIRO	5-9	1967-70	2721	4065	2244	817	612	340	207	84	24	40	64	11218
HIRO	5-9	1971-74	2711	4049	2237	816	612	340	203	84	24	40	64	11180
HIRO	5-9	1975-78	2701	4030	2230	811	607	336	197	80	24	40	64	11120
HIRO	5-9	1979-80	1344	2004	1112	402	300	167	98	40	12	20	32	5531
HIRO	5-9	TOTAL	19964	30793	17016	6188	4638	2564	1580	629	182	317	484	84355
HIRO	10-14	1950-54	2334	5041	2556	1061	874	479	395	153	202	81	417	13593
HIRO	10-14	1955-58	3581	4692	2398	993	816	445	372	144	188	76	389	14094
HIRO	10-14	1959-62	3562	4655	2383	987	813	440	365	144	188	76	382	13995
HIRO	10-14	1963-66	3551	4619	2365	979	808	435	358	144	188	76	380	13903
HIRO	10-14	1967-70	3540	4581	2354	965	803	429	347	141	187	73	380	13800
HIRO	10-14	1971-74	3517	4545	2339	957	788	428	341	140	181	68	378	13682
HIRO	10-14	1975-78	3494	4505	2323	943	771	424	337	138	178	63	368	13544
HIRO	10-14	1979-80	1740	2237	1153	468	384	211	166	68	86	29	182	6724
HIRO	10-14	TOTAL	25319	34875	17871	7353	6057	3291	2681	1072	1398	542	2876	103335
HIRO	15-19	1950-54	3249	7716	4189	1736	1230	761	527	200	94	187	1017	20906
HIRO	15-19	1955-58	5688	7182	3925	1624	1144	715	494	181	87	176	944	22160
HIRO	15-19	1959-62	5660	7112	3898	1610	1126	707	487	180	84	175	944	21983
HIRO	15-19	1963-66	5627	7072	3873	1601	1106	690	483	179	84	170	936	21821
HIRO	15-19	1967-70	5567	7025	3851	1581	1092	682	479	176	84	168	936	21641
HIRO	15-19	1971-74	5515	6980	3814	1559	1087	675	464	172	84	159	925	21434
HIRO	15-19	1975-78	5449	6903	3770	1531	1074	670	449	165	81	148	917	21157
HIRO	15-19	1979-80	2703	3425	1866	756	534	332	222	80	40	72	454	10484
HIRO	15-19	TOTAL	39458	53415	29186	11998	8393	5232	3605	1333	638	1255	7073	161586
HIRO	20-24	1950-54	3032	6164	3577	1378	1102	796	442	183	115	206	545	17540
HIRO	20-24	1955-58	4630	5736	3335	1282	1023	743	415	171	106	188	508	18137
HIRO	20-24	1959-62	4592	5682	3316	1268	1014	732	412	168	104	183	506	17977
HIRO	20-24	1963-66	4550	5623	3270	1255	1003	722	412	167	100	178	502	17782
HIRO	20-24	1967-70	4512	5569	3228	1234	992	712	403	159	98	173	499	17579
HIRO	20-24	1971-74	4440	5496	3200	1218	972	708	396	152	96	164	495	17337
HIRO	20-24	1975-78	4383	5405	3153	1198	961	690	396	140	95	153	478	17052
HIRO	20-24	1979-80	2166	2663	1552	593	470	337	195	67	45	74	238	8400
HIRO	20-24	TOTAL	32305	42338	24631	9426	7537	5440	3071	1207	759	1319	3771	131804
HIRO	25-29	1950-54	2566	5215	2923	1289	973	596	309	149	60	102	274	14456
HIRO	25-29	1955-58	3794	4860	2707	1199	902	558	283	138	56	96	254	14847
HIRO	25-29	1959-62	3748	4814	2684	1192	883	546	276	135	54	96	248	14676
HIRO	25-29	1963-66	3712	4767	2650	1187	870	534	269	129	49	96	235	14498
HIRO	25-29	1967-70	3669	4707	2608	1172	865	521	264	124	48	92	227	14297
HIRO	25-29	1971-74	3605	4612	2568	1141	843	507	256	121	42	89	224	14008
HIRO	25-29	1975-78	3546	4479	2520	1111	811	493	249	113	40	84	222	13668
HIRO	25-29	1979-80	1744	2187	1235	548	398	242	122	54	20	42	108	6700
HIRO	25-29	TOTAL	26384	35641	19895	8839	6545	3997	2028	963	369	697	1792	107150
HIRO	30-34	1950-54	2357	5552	3333	1206	1041	633	320	82	77	98	154	14853
HIRO	30-34	1955-58	4050	5161	3088	1124	970	588	296	76	72	91	136	15652
HIRO	30-34	1959-62	3989	5077	3044	1112	950	586	294	76	72	85	133	15418
HIRO	30-34	1963-66	3972	4971	2966	1093	929	578	284	71	71	83	132	15150
HIRO	30-34	1967-70	3838	4925	2907	1065	903	562	280	64	67	77	129	14817
HIRO	30-34	1971-74	3743	4833	2819	1033	878	536	271	60	64	76	123	14436
HIRO	30-34	1975-78	3613	4669	2737	998	861	506	259	60	59	65	113	13940
HIRO	30-34	1979-80	1757	2255	1331	488	424	243	126	28	26	30	56	6764
HIRO	30-34	TOTAL	27319	37443	22225	8119	6956	4232	2130	517	508	605	976	111030
HIRO	35-39	1950-54	2086	6125	3377	1524	1302	668	392	180	61	81	193	15989
HIRO	35-39	1955-58	4519	5641	3130	1410	1207	616	359	163	55	75	163	17338
HIRO	35-39	1959-62	4443	5515	3075	1373	1183	600	349	158	50	72	157	16975
HIRO	35-39	1963-66	4343	5376	3019	1323	1149	583	341	156	47	72	152	16561
HIRO	35-39	1967-70	4193	5185	2939	1277	1126	556	333	155	40	64	152	16020
HIRO	35-39	1971-74	3991	4944	2843	1229	1089	521	314	144	39	56	149	15319
HIRO	35-39	1975-78	3757	4683	2657	1143	1034	485	298	123	36	54	145	14415
HIRO	35-39	1979-80	1798	2211	1238	539	501	226	144	53	16	23	69	6818
HIRO	35-39	TOTAL	29130	39680	22278	9818	8591	4255	2530	1132	344	497	1180	119435

Continue続<

APPENDIX TABLE 2 (Continued) 付表 2 (続き)

WOMAN-YEARS AT RISK, BY CITY, AGE ATB, CALENDAR TIME, AND KERMA														
CITY	AGE ATB	YEARS	NIC	0	1-9	10-19	20-49	50-99	100-	200-	300-	400+	UNK	TOTAL
HIRO	40-44	1950-54	1750	5676	2980	1373	1116	732	428	122	86	87	111	14461
HIRO	40-44	1955-58	4038	5161	2709	1235	1016	673	394	112	76	80	96	15590
HIRO	40-44	1959-62	3918	4959	2604	1195	982	637	384	112	76	74	92	15033
HIRO	40-44	1963-66	3755	4779	2503	1160	943	598	358	108	69	68	84	14425
HIRO	40-44	1967-70	3539	4545	2353	1100	871	581	342	99	66	67	80	13643
HIRO	40-44	1971-74	3288	4198	2190	1014	793	543	307	89	63	61	73	12619
HIRO	40-44	1975-78	2941	3754	1979	909	707	488	279	72	52	50	66	11297
HIRO	40-44	1979-80	1338	1701	905	412	314	212	125	34	22	22	32	5117
HIRO	40-44	TOTAL	24567	34773	18223	8398	6742	4464	2617	748	510	509	634	102185
HIRO	45-49	1950-54	1208	5068	2585	1231	1006	535	297	115	64	94	118	12321
HIRO	45-49	1955-58	2715	4571	2344	1119	898	480	273	105	60	88	101	12754
HIRO	45-49	1959-62	2609	4367	2218	1055	849	458	254	93	60	84	100	12147
HIRO	45-49	1963-66	2465	4147	2079	991	812	435	245	88	57	78	96	11493
HIRO	45-49	1967-70	2214	3871	1902	918	731	389	217	80	54	64	88	10528
HIRO	45-49	1971-74	1927	3435	1724	831	630	333	180	73	41	47	73	9294
HIRO	45-49	1975-78	1658	2863	1451	666	502	287	138	57	30	36	61	7749
HIRO	45-49	1979-80	716	1189	611	269	203	120	54	22	14	16	28	3242
HIRO	45-49	TOTAL	15512	29511	14914	7080	5631	3037	1658	633	380	507	665	79528
HIRO	50-59	1950-54	1510	6390	3297	1414	1216	750	308	124	60	51	155	15275
HIRO	50-59	1955-58	3444	5596	2899	1253	1068	652	261	103	48	38	108	15470
HIRO	50-59	1959-62	3096	5057	2610	1126	972	581	230	91	44	36	90	13933
HIRO	50-59	1963-66	2710	4415	2186	942	820	444	184	87	36	34	73	11931
HIRO	50-59	1967-70	2220	3579	1777	737	680	339	137	65	24	18	61	9637
HIRO	50-59	1971-74	1645	2603	1337	559	507	248	102	48	14	15	53	7131
HIRO	50-59	1975-78	1080	1641	891	383	323	175	63	28	11	12	37	4644
HIRO	50-59	1979-80	383	533	316	120	110	64	28	7	2	3	14	1580
HIRO	50-59	TOTAL	16088	29814	15313	6534	5696	3253	1313	553	239	207	591	79601
HIRO	60+	1950-54	1418	4177	2353	874	758	434	145	56	25	35	97	10372
HIRO	60+	1955-58	2407	3045	1674	629	574	297	98	40	17	20	49	8850
HIRO	60+	1959-62	1622	2098	1157	445	415	215	59	33	13	14	37	6108
HIRO	60+	1963-66	989	1311	752	305	267	116	41	23	7	8	34	3853
HIRO	60+	1967-70	586	790	424	171	130	72	19	9	3	4	20	2228
HIRO	60+	1971-74	284	372	204	91	50	43	11	1	0	1	0	1057
HIRO	60+	1975-78	119	124	81	46	23	20	6	0	0	0	0	419
HIRO	60+	1979-80	28	31	21	13	2	1	0	0	0	0	0	96
HIRO	60+	TOTAL	7453	11948	6666	2574	2219	1198	379	162	65	82	237	32983
NAGA	0-4	1950-54	1386	807	1811	806	370	281	187	111	30	79	183	6051
NAGA	0-4	1955-58	1304	760	1701	756	341	264	176	104	28	65	172	5671
NAGA	0-4	1959-62	1304	757	1694	753	340	264	176	104	28	64	172	5656
NAGA	0-4	1963-66	1293	756	1691	752	340	264	176	102	28	64	172	5638
NAGA	0-4	1967-70	1284	754	1684	752	340	264	176	100	28	64	172	5618
NAGA	0-4	1971-74	1280	752	1677	749	333	264	176	100	28	64	170	5593
NAGA	0-4	1975-78	1278	750	1676	748	322	264	176	100	28	64	168	5574
NAGA	0-4	1979-80	638	372	834	373	158	129	88	50	14	32	84	2772
NAGA	0-4	TOTAL	9767	5708	12768	5689	2544	1994	1331	771	212	496	1293	42573
NAGA	5-9	1950-54	1578	1030	1729	684	396	323	174	94	51	87	238	6384
NAGA	5-9	1955-58	1484	955	1610	643	372	294	164	88	48	76	224	5958
NAGA	5-9	1959-62	1478	952	1604	640	372	288	164	84	48	76	224	5930
NAGA	5-9	1963-66	1472	947	1604	636	370	288	163	84	48	76	224	5912
NAGA	5-9	1967-70	1456	938	1599	628	365	286	160	84	48	76	222	5862
NAGA	5-9	1971-74	1446	929	1594	628	360	284	160	84	48	76	220	5829
NAGA	5-9	1975-78	1436	927	1584	625	360	284	160	83	48	76	220	5803
NAGA	5-9	1979-80	718	460	789	312	180	142	80	40	24	38	110	2893
NAGA	5-9	TOTAL	11068	7138	12113	4796	2775	2189	1225	641	363	581	1682	44571
NAGA	10-14	1950-54	1741	1203	2142	778	457	383	530	264	67	85	239	7889
NAGA	10-14	1955-58	1621	1119	1982	726	425	360	492	247	60	80	223	7335
NAGA	10-14	1959-62	1620	1109	1967	724	422	360	484	244	60	80	220	7290
NAGA	10-14	1963-66	1620	1103	1955	719	417	360	476	244	60	80	220	7254
NAGA	10-14	1967-70	1618	1096	1941	713	412	352	474	236	60	76	220	7198
NAGA	10-14	1971-74	1615	1091	1918	710	410	344	470	232	60	76	220	7146
NAGA	10-14	1975-78	1605	1083	1895	703	404	341	465	225	60	76	217	7074
NAGA	10-14	1979-80	796	538	941	347	200	170	229	112	28	38	108	3507
NAGA	10-14	TOTAL	12236	8342	14741	5420	3147	2670	3620	1804	455	591	1667	54693
NAGA	15-19	1950-54	2452	1718	2328	501	410	685	907	497	132	117	459	10206
NAGA	15-19	1955-58	2284	1601	2173	460	381	638	851	461	124	108	421	9502
NAGA	15-19	1959-62	2257	1583	2151	460	376	636	844	454	124	108	420	9413
NAGA	15-19	1963-66	2240	1571	2140	460	373	636	834	445	124	108	420	9351
NAGA	15-19	1967-70	2225	1553	2124	460	372	636	821	437	124	104	420	9276
NAGA	15-19	1971-74	2207	1537	2098	458	371	633	811	435	121	104	414	9189
NAGA	15-19	1975-78	2191	1518	2073	452	368	629	796	427	111	103	412	9080
NAGA	15-19	1979-80	1094	753	1030	223	183	313	386	209	52	48	206	4497
NAGA	15-19	TOTAL	16950	11834	16117	3474	2834	4806	6250	3365	912	800	3172	70514

Continue 続

APPENDIX TABLE 2 (Continued) 付表 2 (続き)

WOMAN-YEARS AT RISK, BY CITY, AGE ATB, CALENDAR TIME, AND KERMA														
CITY	AGE ATB	YEARS	NIC	0	1-9	10-19	20-49	50-99	100-	200-	300-	400+	UNK	TOTAL
NAGA	20-24	1950-54	1695	908	1651	492	315	315	451	241	102	120	221	6511
NAGA	20-24	1955-58	1579	845	1537	460	285	296	423	224	96	106	208	6059
NAGA	20-24	1959-62	1566	835	1523	457	278	296	419	224	96	104	206	6004
NAGA	20-24	1963-66	1561	829	1494	453	272	293	412	220	96	96	200	5926
NAGA	20-24	1967-70	1548	824	1478	447	272	283	402	220	96	89	196	5855
NAGA	20-24	1971-74	1529	806	1451	443	272	276	388	219	96	88	192	5760
NAGA	20-24	1975-78	1513	789	1419	438	272	272	384	213	96	88	190	5674
NAGA	20-24	1979-80	749	390	698	213	136	136	192	101	48	42	94	2799
NAGA	20-24	TOTAL	11740	6226	11251	3403	2102	2167	3071	1662	726	733	1507	44588
NAGA	25-29	1950-54	1033	597	1237	398	276	221	188	92	63	51	72	4228
NAGA	25-29	1955-58	958	554	1146	370	259	206	176	84	56	46	64	3919
NAGA	25-29	1959-62	942	546	1128	365	256	197	176	84	56	44	64	3858
NAGA	25-29	1963-66	921	538	1105	362	255	185	175	83	56	44	64	3788
NAGA	25-29	1967-70	896	525	1082	356	252	176	172	80	53	44	64	3700
NAGA	25-29	1971-74	877	513	1068	348	249	169	166	80	48	44	64	3626
NAGA	25-29	1975-78	850	494	1047	342	247	160	155	77	47	44	64	3527
NAGA	25-29	1979-80	417	246	516	169	118	78	76	36	22	22	32	1732
NAGA	25-29	TOTAL	6894	4013	8329	2710	1912	1392	1284	616	401	339	488	28378
NAGA	30-34	1950-54	1012	579	1137	469	284	263	128	59	21	60	102	4114
NAGA	30-34	1955-58	936	537	1043	425	260	241	116	52	20	52	96	3778
NAGA	30-34	1959-62	923	525	1023	419	249	240	115	52	20	48	96	3710
NAGA	30-34	1963-66	900	512	1001	411	246	236	112	52	20	48	91	3629
NAGA	30-34	1967-70	877	489	983	390	242	236	112	52	20	44	88	3533
NAGA	30-34	1971-74	856	465	961	376	233	234	112	52	16	44	83	3432
NAGA	30-34	1975-78	824	439	921	370	229	219	109	52	16	44	76	3299
NAGA	30-34	1979-80	397	210	446	181	110	102	54	26	8	22	38	1594
NAGA	30-34	TOTAL	6725	3756	7515	3041	1853	1771	858	397	141	362	670	27089
NAGA	35-39	1950-54	918	550	1157	475	284	191	132	91	51	64	72	3985
NAGA	35-39	1955-58	842	504	1057	440	263	180	120	84	47	60	61	3658
NAGA	35-39	1959-62	807	495	1016	431	254	176	116	80	44	60	56	3535
NAGA	35-39	1963-66	780	479	969	402	252	175	109	76	44	60	53	3399
NAGA	35-39	1967-70	742	464	920	381	245	168	104	72	44	59	48	3247
NAGA	35-39	1971-74	706	451	891	359	226	160	100	71	37	49	40	3090
NAGA	35-39	1975-78	664	428	845	338	221	152	98	62	35	48	36	2927
NAGA	35-39	1979-80	309	202	402	158	104	76	44	30	14	24	16	1379
NAGA	35-39	TOTAL	5768	3573	7257	2984	1849	1278	823	566	316	424	382	25220
NAGA	40-44	1950-54	778	514	1115	383	251	189	129	77	26	34	96	3592
NAGA	40-44	1955-58	715	470	1014	343	226	171	111	70	24	31	85	3260
NAGA	40-44	1959-62	692	456	966	328	210	165	108	64	24	28	84	3125
NAGA	40-44	1963-66	647	442	912	319	202	160	106	60	24	28	77	2977
NAGA	40-44	1967-70	599	410	838	299	189	147	104	57	23	28	73	2767
NAGA	40-44	1971-74	558	375	765	281	176	128	103	53	20	24	67	2550
NAGA	40-44	1975-78	504	333	663	257	162	120	87	45	20	24	63	2278
NAGA	40-44	1979-80	222	158	293	116	70	50	38	19	8	12	29	1015
NAGA	40-44	TOTAL	4715	3158	6566	2326	1486	1130	786	445	169	209	574	21564
NAGA	45-49	1950-54	666	417	1175	416	202	121	159	64	21	49	60	3350
NAGA	45-49	1955-58	609	371	1049	369	179	112	138	60	20	41	56	3004
NAGA	45-49	1959-62	572	355	967	339	167	111	131	57	16	40	48	2803
NAGA	45-49	1963-66	531	338	898	310	162	104	122	52	12	40	42	2611
NAGA	45-49	1967-70	481	319	835	271	145	102	113	48	12	40	37	2403
NAGA	45-49	1971-74	403	295	739	232	127	77	100	41	12	35	36	2097
NAGA	45-49	1975-78	329	234	590	190	100	55	80	36	10	24	34	1682
NAGA	45-49	1979-80	132	100	244	67	40	17	30	14	4	6	16	670
NAGA	45-49	TOTAL	3723	2429	6497	2194	1122	699	873	372	107	275	329	18620
NAGA	50-59	1950-54	792	468	1317	519	225	183	154	55	34	30	71	3848
NAGA	50-59	1955-58	678	382	1125	445	185	162	127	48	29	26	55	3262
NAGA	50-59	1959-62	592	336	1004	393	163	154	107	44	26	19	44	2882
NAGA	50-59	1963-66	492	293	862	332	112	141	93	41	21	16	36	2439
NAGA	50-59	1967-70	373	249	693	266	78	122	70	30	16	14	32	1943
NAGA	50-59	1971-74	243	181	484	186	48	92	50	23	10	8	31	1356
NAGA	50-59	1975-78	163	94	312	114	26	45	37	11	8	8	25	843
NAGA	50-59	1979-80	52	26	108	29	5	17	12	2	2	3	8	264
NAGA	50-59	TOTAL	3385	2029	5905	2284	842	916	650	254	146	124	302	16837
NAGA	60+	1950-54	516	300	722	308	152	136	63	45	5	11	63	2321
NAGA	60+	1955-58	343	181	485	225	87	95	37	32	4	5	41	1535
NAGA	60+	1959-62	201	113	297	154	47	64	21	22	4	3	32	958
NAGA	60+	1963-66	111	61	153	98	24	32	9	12	4	0	19	523
NAGA	60+	1967-70	64	35	76	36	9	10	0	7	4	0	9	250
NAGA	60+	1971-74	32	17	40	9	1	0	0	1	2	0	1	103
NAGA	60+	1975-78	10	4	15	1	0	0	0	0	0	0	0	30
NAGA	60+	1979-80	2	2	3	0	0	0	0	0	0	0	0	7
NAGA	60+	TOTAL	1279	713	1791	831	320	337	130	119	23	19	165	5727