

平均余命曲線の型について¹⁾ (2)

館 稔

4. 最大平均余命年齢近似値の計算方法

平均余命, $e(x)$ の曲線は単峯曲線であつて, そのピークの所在する年齢, ——これを仮りに最大平均余命年齢, \hat{x}_e , と名付けよう. ——は, $e(x)$ の定義によつて, 男女全年齢にわたる死亡率 [『死亡秩序』] の変動の中における乳幼児死亡率変動の意義を集約して表現したものとみることができる. それゆゑに, 近代化が進んで, 死亡率の中でも特に乳幼児の死亡率が改善されてくると, 最大平均余命年齢は次第に小さくなつて, 0歳に向つて移動する. したがつて, 最大平均余命年齢は, 死亡秩序の特徴を単一の数字に凝らして表現するものとみることができる. 従来, 死亡秩序の特徴は, 最も包括的なものとして, しばしば, 出生時の平均余命で表わされてきたが, 最大平均余命年齢で表わす方が, その性質上, やや理論的であると考えられる.

生命表の基礎関数は, 特定の日齢と月齢とを除いて, すべて整数年齢について表章されている. そこで, 前回の拙稿²⁾ においては, 生命表の $e(x)$ の数値そのままをとつて, 最大平均余命整数年齢の歴史的推移を概観し, 近代化にともなつて, 最大平均余命整数年齢が, 5歳から1歳に向つて, 規則正しく移行してきたことを明らかにした. また, 空間的に, 現在, 地域の近代化の程度に応じて, 大略最大平均余命整数年齢が, 5歳から1歳の間に分布していることを明らかにした.

しかし, 最大平均余命年齢が整数年齢であることは, いうまでもなく粗雑である. 今少し精密にこれを求めて比較考察することが必要である.

平均余命曲線の関数形を数理的に確定してその極値の x 座標をとればよいこというまでもないが, 実際の計算上, それが困難であるところから, 生命表の他の基礎関数との関係においてこれを捕えようとし, 前回の拙稿において, 平均余命逆数曲線と死力曲線との交点, あるいは, 平均余命曲線と生存力曲線³⁾ との交点の x 座標が最大平均余命年齢であることを誘導した.

吉原友吉教授は, 前回拙稿の微分をさらに簡単にし, $e(x)$ の定義式,

$$e(x) = \int_x^{\infty} l(x) dx / l(x)$$

の両辺の対数をとつて,

1) この稿の大要については, 昭和31年9月29日開催の日本人口学会第5回研究発表会において, これを報告した. しかるところ, 東京水産大学吉原友吉教授は, 興味深い関係であるとして, 教授自ら計算作図して種種の貴重な助言を与えられた. 記して深く教授の厚意に感謝の意を表する次第である.

また, この稿についての計算と作図は主として本研究所高安弘氏を煩わしたものである.

2) 館 稔: 『平均余命曲線の型について(1)』——人口問題研究, 第64号, 昭和31年5月.

3) $1/\mu(x)$ は x 歳の生存力 [Lebenskraft, force de vie ou vitalité] といわれる.

e. g.

Michel Huber: Cours de démographie et de statistique sanitaire, tome VI, Tables de mortalité, mouvement général d'une population, Actualités Scientifiques et Industrielles, 890, 1941, p. 34.

$${}_n\overset{\circ}{e}(x) = {}_n\int_x^w l(x)dx - {}_n l(x)$$

とし、 x について微分して、

$$\frac{1}{\overset{\circ}{e}(x)} \cdot \frac{d\overset{\circ}{e}(x)}{dx} = -\frac{l(x)}{\int_x^w l(x)dx} - \frac{1}{l(x)} \cdot \frac{dl(x)}{dx} = -\frac{1}{\overset{\circ}{e}(x)} + \mu(x)$$

したがって、

$$\frac{d}{dx} \overset{\circ}{e}(x) = \overset{\circ}{e}(x)\mu(x) - 1 \quad (1)$$

を誘導して示された。⁴⁾

式1によれば、 \hat{x}_e は、

$$\overset{\circ}{e}(x)\mu(x) = 1$$

の x 座標であつて、 $\overset{\circ}{e}(x)\mu(x)$ の曲線が $y=1$ と交わる点の x 座標である [→図9]。この方法は、図上において、 \hat{x}_e を求めるのに簡単にして比較的正確な方法である。ただし、 $\mu(x)$ の材料が限られていることと $\mu(x)$ 曲線の補整について注意を怠つてはならない。

一般に、 $\mu(x)$ の値は、完全生命表だけがこれを計算表章しているのであつて、簡速生命表からは直接この材料を得ることが困難である。また、統計年鑑類には $\mu(x)$ の集録を省略するのが一般である。例えば、国連の Demographic Yearbook もこれを集録していない。なおまた、一般に、完全生命表においても、 $\mu(x)$ の近似値計算は1歳以下と2歳以上とではその方法を異にする。したがつて、相異なる方法による $\mu(x)$ 曲線の接続は、接続点附近において補整はされているものの、ときとしてやや不規則な形を残していることもある。こうした場合には、これを利用する場合、再補整を必要とする。

わたくしは、それ程精密であるとはいえないが、差当り、生命表の $\overset{\circ}{e}(x)$ の曲線を補間して直接簡単に \hat{x}_e を求める次のような方法を試みた。すなわち、生命表によつて、最大平均余命整数年齢の前後の $\overset{\circ}{e}(x)$ の値をとつて、 $\overset{\circ}{e}(x-1)$ 、 $\overset{\circ}{e}(x)$ 、 $\overset{\circ}{e}(x+1)$ の3つの値に2次の放物線を当てはめ、そのピークの年齢を求めて \hat{x}_e の近似値とした [→図7, 8]。

5. 最大平均余命年齢近似値の簡略計算結果

以上の方法によつて、わが国内閣統計局第1回生命表[明治24~31年]以来、最近の厚生省人口問題研究所第9回簡速生命表[昭和30~31年]に至るまで、各生命表年次について女子最大平均余命年齢を求めて表示したものが表5であり、若干の年次についてこれを図示したものが図7である。なお、水島治夫教授作成の生命表および旧台湾総督府作成の生命表によつて、戦前における在外邦人の女子最大平均余命年齢を年次および地域別に計算して表6として掲げておいた。

また、外国については、前回よりも多くの国[または地域、以下同様]をとつて、54カ国について可及的に19世紀末から20世紀中央の最近にいたるまで女子最大平均余命年齢を求め、これを表7として掲げた。これ等の結果は、前回において、最大平均余命整数年齢について見出したところを一そう精密に示しているのであつて、前回の結果と矛盾するところはほとんどない。今、その概要を列記すれば以下のごとくである。

4) 後に、吉原友吉教授は、次の文献に同様の式が掲載されていることを見出し、これを知らせて下さつた。
東京工業大学統計工学会編：統計工学ハンドブック，昭和28年，p. 1116. 式25.

図 7. 2次放物線補間法によるわが国
最大平均余命年齢の推移

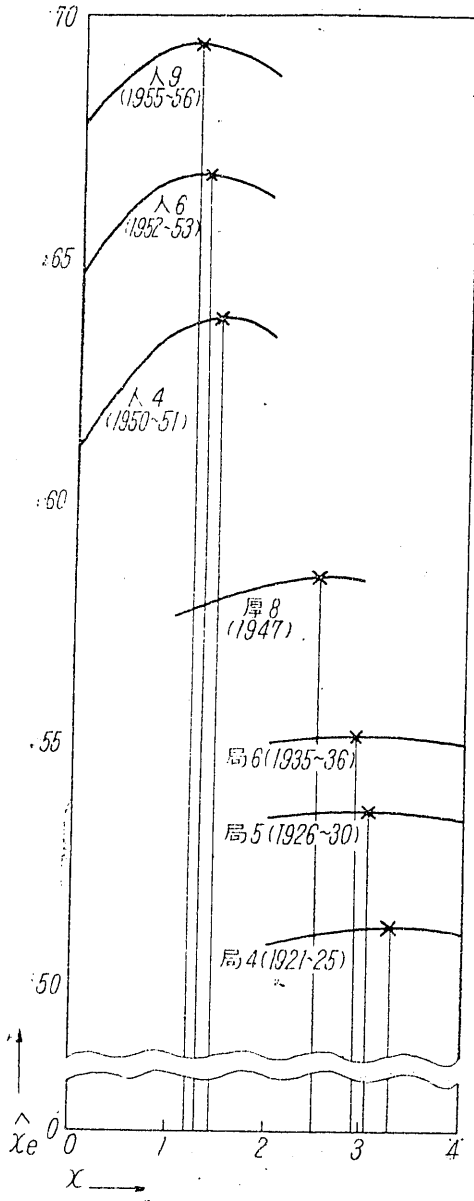
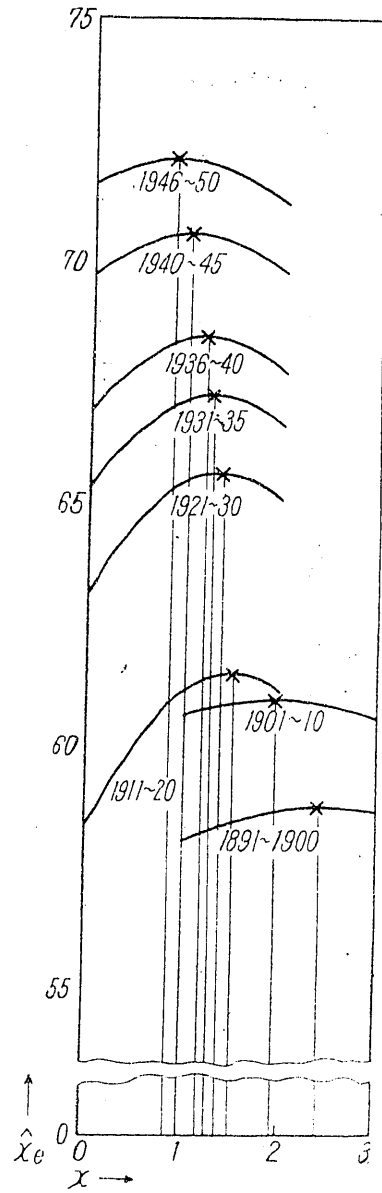


図 8. 2次放物線補間法によるスウェーデン
最大平均余命年齢の推移



(1) 最大平均余命年齢は、近代文明の発達による死亡秩序の改善にともなつて、規則正しく0歳の方向に移行している。表7でみると、ニュー・ジラランド〔白人〕、スウェーデン、ノルウェイ、オランダおよびイングランド＝ウェイルスの5つの国では、最近、最大平均余命年齢は、最早、1歳を割り、出生時の平均余命は70年を越えている。合州国、オーストラリアおよびスコットランドの最近は正に1歳を割ろうとしているかにみられる。表7中、最大平均余命年齢の最大は、1939～40年の定着蒙古人の11.55歳であるが、この極端な値を除けば、1891～1901年のインドの5.67歳である。

表 5. 日本人の最大平均余命年齢の遷移 女

生 命 表			\hat{x}_e	${}^{\circ}e(o)$
名 称	年 号	西 曆		
局 1	明治24—31	1891—98	3.75歳	44.3 年
局 2	明治32—36	1899—03	3.33	44.85
局 3	明治41—大正2	1909—13	3.06	44.73
局 4	大正10—14	1921—25	3.28	43.20
局 5	大正15—昭和5	1926—30	3.08	46.54
局 6	昭和10—11	1935—36	2.81	49.63
厚 8	昭和22	1947	2.75	53.96
人 1	昭和22—23	1947—48	2.40	55.32
人 2	昭和23—24	1948—49	1.77	59.33
人 3	昭和24—25	1949—50	1.78	59.61
人 4	昭和25—26	1950—51	1.46	61.09
人 5	昭和26—27	1951—52	1.41	63.23
人 6	昭和27—28	1952—53	1.33	64.67
人 7	昭和28—29	1953—54	1.31	65.66
人 8	昭和29—30	1954—55	1.26	66.79
人 9	昭和30—31	1955—56	1.22	67.76

局は内閣統計局，数字は回数を示す。

厚は厚生省，数字は同上。

人は厚生省人口問題研究所簡速生命表，数字は同上。

表 6. 戦前在外邦人の最大平均余命年齢 女

生 命 表			\hat{x}_e	${}^{\circ}e(o)$
名 称	年 号	西 曆		
(1) 在 朝 鮮				
水 島 1	大正15—昭和5	1926—30	3.43歳	45.03年
水 島 2	昭和 6—10	1931—35	3.21	47.68
(2) 在 台 湾				
総 1	大正15—昭和5	1926—30	1.87	52.14
(3) 在 滿 州 (旧関東局管内)				
水 島 1	昭和 6—10	1931—35	3.37	50.65

在朝鮮水島1および2は水島治夫：朝鮮住民ノ生命表，昭和12年，によつて計算。

総1は台湾総督官房調査課：台湾住民ノ生命表，第1回によつて計算。

在満州水島1は水島治夫，細上恒雄：『満州(関東局管内)住民ノ生命表，第1回』

——朝鮮医学会雑誌，第30巻第4号，昭和15年4月，によつて計算。

表 7. おもな国の最大平均余命年齢の変遷 女

ニュージーランド(白人)			スウェーデン			ノルウェイ		
年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1901-05	1.43	60.55	1891-00*	2.40	53.63	1891-00*	2.21	54.2
1906-10	1.41	61.76	1901-10	1.96	56.98	1901-11	1.61	57.70
1911-15	1.31	63.48	1911-20	1.50	58.38	1911-21	1.44	58.71
1921-22	1.23	65.43	1921-30	1.37	63.16	1921-31	1.32	63.84
1925-27	1.18	66.57	1931-35	1.27	65.33	1931-41	1.23	67.6
1931	1.00	67.88	1936-40	1.18	66.92	1945-48	1.08	71.7
1934-38	1.09	68.45	1941-45	1.02	69.71	1946-50	0.91	72.65
1950-52	0.86	72.43	1946-50	0.86	71.58			
オランダ ¹⁾			イングランドおよびウェイルス			USA		
年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1890-99*	2.50	49.0	1891-00*	2.79	47.77	1893-97 ³⁾	2.66	46.61
1900-09	2.42	53.4	1910-12	2.34	55.35	1900-02 ⁴⁾	2.36	50.70
1910-20	2.20	57.1	1920-22	1.99	59.58	1909-11 ⁴⁾	2.15	53.24
1921-30	1.46	63.5	1930-32	1.46	62.88	1919-20 ⁴⁾	1.42	57.40
1931-40 ²⁾	1.20	67.2	1950	1.03	71.2	1929-31 ⁴⁾	1.36	60.99
1947-49	1.06	71.5	1953	0.97	72.44	1939-41 ⁴⁾	1.24	65.89
1950-52	0.93	72.9				1949-51	1.01	70.96
オーストラリア ⁵⁾			スコットランド			カナダ ⁶⁾		
年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1899-02*	2.07	53.0	1920-22	2.26	56.35	1930-32	1.43	62.10
1901-10	1.59	58.84	1930-32	1.93	59.5	1940-42	1.31	66.30
1920-22	1.44	63.31	1950	1.12	68.3	1950-52	1.16	70.83
1932-34	1.24	67.14	1954	1.02	70.53			
1946-48	1.01	70.63						
デンマーク			南ア連邦(欧州人)			イスラエル(ユダヤ人)		
年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1901-05 ⁷⁾	1.79	56.2	1920-22	1.93	59.18	1950	1.30	69.5
1911-15 ⁷⁾	1.48	59.2	1925-27	1.79	61.48	1953	1.18	70.5
1916-20 ⁷⁾	1.50	58.1	1935-37	1.47	63.06			
1921-25	1.43	61.9	1945-47	1.17	68.31			
1926-30	1.40	62.6						
1931-35	1.37	63.8						
1936-40	1.32	65.8						
1941-45	1.24	67.70						
1946-50	1.17	70.1						

特に出所を掲げないものは、原則として UN: Demographic Yearbook による。

* は内閣統計局〔矢野恒太〕：日本人ノ生命=関スル研究，明治45年，による。

- 1) Elten および Tüddern を除く。
- 2) 戦争減損を含む。
- 3) Massachusetts.
- 4) 死亡登録地域。
- 5) 純血の原住民を除く。その数，1944年において47,000と推計。
- 6) Yukon, Northwest および New Foundland を除く。
- 7) South Jutland を除く。

ス イ ス			フ ラ ン ス			ア イ ス ラ ン ド		
年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1881—88*	2.39歳	45.7年	1898—03	2.49歳	48.69年	1901—10	2.19歳	53.1年
1910—11	1.76	53.89	1908—13	2.19	52.41	1911—20	1.47	58.0
1920—21	1.47	57.50	1920—23	1.76	56.09	1921—30	1.41	61.0
1929—32	1.28	63.05	1928—33	1.49	59.02			
			1933—38	1.44	61.64	1931—40	1.26	65.6
1939—44	1.22	66.96	1946—49	1.33	67.4			
			1950—51	1.26	69.3			
ド イ ツ			フ ィ ン ラ ン ド			ベ ル ギ ー		
年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1891—00*	3.04歳	43.97年	1881—00*	4.83歳	44.2年	1891—00	2.90歳	48.84年
1910—11	2.24	50.68	1901—10 ¹⁰⁾	2.96	48.10			
			1911—20 ¹⁰⁾	2.98	49.12	1928—32	1.51	59.79
1924—26	1.49	58.82	1921—30	2.03	55.14			
1932—34 ⁸⁾	1.39	62.81	1931—40 ¹¹⁾	1.46	59.55			
			1941—45 ¹¹⁾	1.42	61.14	1946—49	1.30	67.3
1949—51 ⁹⁾	1.28	68.5	1946—50	1.28	65.87			
オーストリア			ルクセンブルグ			アイルランド		
年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1901—05	3.47歳	41.06年		歳	年	1925—27 ¹²⁾	1.96	56.11
1930—33	1.46	58.5				1925—27	1.75	57.93
			1946—48	1.33	65.75	1935—37	1.45	59.62
1949—51	1.32	67.0				1940—42	1.38	61.02
						1945—47	1.36	62.4
マルタおよびゴゾ [英]			英領ギアナ ¹³⁾			トリニダードおよびトバゴ [英]		
年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1948	1.43歳	57.72年	1945—47	1.43歳	52.05年	1930—32	2.11歳	46.95年
						1945—47	1.47	56.03
						1950—52	1.44	58.45
キプロス [英]			ロデシアおよびヌヤサランド [英]			ニュー・ジージーランド [マオリ]		
年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1931—46	2.14歳	59.3年		歳	年	1950—52	1.48	55.88
1948—50	1.45	68.8	1950—52 ¹⁴⁾	1.45	62.57			
ポーランド			アルゼンティン			ハンガリー		
年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年 次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1931—32	2.28歳	51.4年		歳	年	1900—01*	4.25歳	37.6年
1948	1.50	62.5	1947	1.50	61.4	1941	1.50	58.22

8) 1937年の境域。 9) 西ドイツ。 10) Grand-Duchy of Finland の境域。

11) 戦争減損を除く。 12) 北部アイルランド。 13) 原住民を除く。 14) 欧州人。

チェッコスロヴァキア			ジャマイカ [英]			南ア連邦 (アジア人)		
年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1899—02 ¹⁵⁾ 1929—32 ¹⁶⁾	3.09歳 1.74	41.71年 55.18	1945—47 1950—52	歳 2.92 2.02	年 54.58 58.89	1945—47	歳 2.05	年 49.75
バルバドス [英]			英領ホンデユラス			イタリヤ		
年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1945—47	歳 2.12	年 52.94	1944—48	歳 2.24	年 48.97	1899—02* 1901—11 1921—22 1930—32 1935—37	3.89歳 3.50 3.00 2.40 2.31	43.17年 44.83 50.75 56.00 57.49
ブラジル			ポルトガル			コスタリカ		
年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1920 ¹⁷⁾ 1949—51	3.34歳 2.36	37.43年 55.96	1939—42 1949—52	歳 3.05 2.42	年 52.8 60.50	1949—51	歳 2.42	年 55.72
モーリシアス [英] 18)			スペイン			エクアドル		
年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1942—46 1952	歳 3.01 2.46	年 33.83 52.29	1930—31 1940	2.96歳 2.83	51.94年 53.2	1949—51	歳 2.85	年 53.70
チリ			パナマ			ギリシヤ		
年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1930 1940	歳 3.17 3.20	年 37.7 39.8	1937—38	歳 3.21	年 43.30	1920 1926—30 ¹⁹⁾	3.77歳 3.44	46.49年 50.89
ブルガリア			満州 (旧関東局管内) 20)			朝鮮		
年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1925—28	3.47歳	46.64年	1931—35	歳 3.56	年 42.68	1926—30 ²¹⁾ 1931—35 ²¹⁾ 1938	4.48歳 4.46 3.61	35.07年 38.53 50.59
台湾省			セイロン			ソ連		
年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$	年次	\hat{x}_e	$\hat{e}(o)$
1926—30 ²²⁾ 1935—40	3.80歳 3.75	43.13年 45.73	1945—47	歳 4.00	年 44.72	1926—27	4.13歳	46.79年

15) Bohemia および Moravia-Silesia. 16) 1947年, USSRに譲渡した地域を含み, ハンガリーの接収した地域を除く. 17) 男女総合. 18) 附属島嶼を除く. 19) Dodecaneseを除く. 20) 水島治夫, 細上恒雄:『満州(関東局管内)住民ノ生命表, 第1回』—朝鮮医学

グアテマラ			インド			定着蒙古人 ²⁴⁾		
年次	\hat{x}_e	$e(0)$	年次	\hat{x}_e	$e(0)$	年次	\hat{x}_e	$e(0)$
	歳	年	1891—01 ²³⁾ 1921—31 ²³⁾	5.67歳 4.16	23.96年 26.56		歳	年
1939—41	4.50	37.09	1941—50	4.65	31.66	1939—40	11.55	19.6

会雑誌，第30巻第4号，昭和15年2月，による満州人。 21) 水島治夫：朝鮮住民ノ生命表，昭和12年，による朝鮮人。 22) 台湾総督官房調査課：台湾住民ノ生命表(第1回)，による本島人。 23) ビルマを含む。 24) 男女平均。三浦運一，篠塚房次：『在滿蒙古人の人口生態』——日本人口学会記要，第1号，昭和27年，pp.32—33，による。

表7中の各地域について，時間の経過による最大平均余命年齢の推移をみると，0歳に向つて規則正しく移行しているが，若干の例外がある。ニュー・ジーランドでは1931年の1.00歳が1934—38年において1.09歳となり，デンマークでは1911—15年の1.48歳が，1916—20年に1.50歳とわずかに高まっている。また，フィンランドでは1901—10年の2.96歳が，1911—20年に2.98歳とわずかに高まり，チリでは1930年の3.17歳が1940年に3.20歳となつている。インドでは，1921—31年の4.16歳が1941—50年に4.65歳とやや著しく上昇をみせている。まず，形式的には，生命表作成の材料と技術の変化を明らかにし，実体的には，社会状態の推移変遷を詳細に調べた上でなければその理由原因を明らかにすることはできない。ニュー・ジーランドについては，生命表作成技術の変化が推定されるし，デンマークとフィンランドについては，第1次戦後のインフルエンザの流行による死亡秩序の不規則な変化の影響を推測することができる。さらに，フィンランドの1911—20年の数字には戦争減損が含まれている。チリについては，今のところ手がかりが得られないから何とも推定できない。インドについては，社会状態の変化[飢饉，疫病等を含めて]によるところと生命表作成技術の変化との両者を推測することができるが，速断はゆるされない。いずれにしても，インド以外，数値の差は僅少であり，その背後の事情も推測される限り，例外的なものであつて，以上の事実は，最大平均余命年齢が0歳に向つて推移しつつある傾向を否定するものとはみられない。

また，その性質上，表8の人口1当り国民所得の分布表ははなはだ不備であるが，これと表7の諸国の最近の最大平均余命年齢を比較考察すると，近代化が進んで，所得水準の高いような国では最

表 8. おもな国の人口1当り平均国民所得

所得水準	国
900ドル以上	USA
600—900	カナダ，デンマーク，スウェーデン，スイス，イギリス，オーストラリア，ニュー・ジーランド。
450—600	ベルギー，フランス，オランダ，ノルウェイ等。
300—450	アルゼンチン，チエコスロヴァキア，フィンランド，西ドイツ，アイルランド，ポーランド等。
200—300	オーストリア，ハンガリー，イタリア，南ア連邦等。
100—200	ブラジル，チリ，日本等。
100ドル未満	セイロン，インド，タイ，エクアドル等。

左は，
黒田俊夫：日本人口に関する基礎資料，毎日新聞社人口問題調査会，資料第50号，昭和31年，による。
国連統計局推計による1949年各国人口1当り国民所得をドルに換算したもの。

大平均余命年齢が小さく、反対に、低開発地域で所得水準が低いような地域では最大平均余命年齢が大きい傾きがあることを大略推定することができる。

なおまた、人口発展段階説からみても、ある地域の普通出生率は人口学上の諸条件を包含して、その地域の近代化を示す最も包括的な人口学的指標の1であるとみられる。そして普通出生率ならば、表8の国民所得よりもさらに広範囲にわたって材料を得ることができる。そこで、後に掲げる表11の国の中、近代化指標の1として、出生率を求め得る限りのものを取り、最大平均余命年齢の小さいものから大きいものへの順序に従って配列したものが表9である。出生率の年次は1930—34年をとったが、それは世界恐慌下に文明国の出生率が低下して比較的安定した時期であり、それ以後文明国の出生率は第2次大戦に向うにつれて漸次不規則な変動をみせ、戦後に至つては非常に不安定な状態になつたからである。もつとも、そのために、第2次大戦後急速に近代型人口現象を現わすに至つた後進文明国や低開発地域の近代化の後進性は、やや過大に表現せられていることを注意しなければなるまい。また、出生登録の完全性や正確性が国によつて相当異つている⁵⁾ことは避け難いし、これを考慮することも必要である。表9によつて、国の数が少いから、表10のような関係表を作つてみると、最大平均余命年齢が1.3歳未満の16の国の出生率の平均は20%で非常に低く、最大平均余命年齢1.3—2.0歳の11の国のそれは26.4%でやや高くなつている。最大平均余命年齢の2:

表 9. おもな国の1930—34年普通出生率

国	出生率	国	出生率
ニュー・ジーランド	17.5%	アイルランド	20.2%
スウェーデン	14.4	マルタおよびゴゾ	* 33.0
ノルウェイ	15.7	英領ギアナ	32.3
オランダ	21.7	トリニダッドおよびトバゴ	30.3
イングランド=ウェイルス	15.8	キプロス	29.7
U S A	17.6	ニュー・ジーランド(マオリ)	38.5
オーストラリア	17.6	ポーランド	28.9
スコットランド	18.6	アルゼンチン	26.8
カナダ	22.2	ジャマイカ	34.1
デンマーク	17.9	バルバドス	32.8
南ア連邦(欧州人)	24.5	英領ホンデュラス	35.0
イスラエル	30.6	ブラジル	* 43.0
日本	31.8	ポルトガル	29.3
フランス	17.2	コスタ・リカ	44.6
ドイツ	16.3	モーリシアス(英)	30.9
フィンランド	20.0	エクアドル	* 46.0
ベルギー	17.6	セイロン	37.8
オーストリア	15.1	インド	34.0
ルクセンブルグ	18.1		

国連人口年鑑による。 * 推定。

5) e. g.

UN, Dept. of Social Affairs: World population Trends, 1920—1947, Dec., 1949.

表 10. 最大平均余命年齢と出生率との関係

最大平均余命年齢	国の数	出生率の平均	出生率	国の数	最大平均余命年齢の平均
0.86—1.30歳	16	20.0%	20%未満	13	1.10歳
1.30—2.00	11	26.4	20—25	5	1.18
2.00—3.00	8	37.0	25—30	4	1.72
3.00以上	2	30.9	30—35	9	1.99
			35以上	6	2.56

表9による。

歳型の8つの国の出生率の平均は37%で非常に高い。4歳型の2つの国の出生率の平均は約31%で例外的に3歳型のそれよりも低くなっているが、この出生率は決して低いものではない。また、次に、出生率が20%未満で非常に低い13の国の最大平均余命年齢の平均は1.10歳でこれまた非常に低い。出生率が20—25%の5つの国のそれは1.18歳とやや高まっている。出生率が25—30%の4つの国の最大平均余命年齢の平均は1.72歳とかなり高くなり、出生率が30—35%という高い9つの国のそれは約2歳、出生率が35%以上で非常に高い6つの国のそれは約2.6歳に高まっている。⁶⁾

こうして地域的にみても、十分正確ではないにしても、地域の近代化の程度が最大平均余命年齢を0歳に向って推進していることを推定することができる。

(2) 1945—56年を20世紀中央とし、表7中、この期間について数字のある国を選び、19世紀末または20世紀初頭と20世紀中央とにおける最大平均余命年齢を比較表示したものが表11である。

これで見ると、現在の文明国の最大平均余命年齢は0.86歳から1/2歳という比較的短い年齢区間に集中している。すなわち、今日の文明国はほとんど総て0歳型と1歳型の前半に属している。以上の意味で、現在の文明国における死亡秩序の差異はむしろ僅少であるとみられる。その後の1歳型と2歳型に属する国は、今日なお近代化の遅れているヨーロッパの二三の国と、植民地とラテン・アメリカの若干の国である。表11の最近に3歳型が全く現われていないことと、アジアの2国が4歳型にとどまって、戦後の著しい死亡率の改善にもかかわらず、依然として著しい後進性を示していることが注目をひく。

すなわち、先進文明国の最大平均余命年齢はことごとく0歳に接近して相互の懸隔を縮小し、3歳型というがごとき中間型が少なくなつて、低開発地域のそれとの距離を拡大したかにみられる。

今日の文明国は19世紀末においては概ね2歳型で、現在のイペリア半島やラテン・アメリカの若干の国とほぼ同様の水準にあつた。遅れて近代化した後進文明国は19世紀末においては3歳型ないし4歳型に属していた。ドイツ、オーストリア、フィンランド、日本等がそれである。しかるに、今日では、これ等の国々の最大平均余命年齢は、先進文明国のそれとそれほど大きな差異はない。

かつて、Prof. F. W. Notestein 等⁷⁾は、1870年以降、25年以上の期間にわたつて生命表をもつヨーロッパ諸国とオーストラリアとニュー・ジージーランドの死亡率、 $q(x)$ 、を観察して、死亡率の高さと

6) 最大平均余命年齢と出生率との間に直線相関係数を求め、

$$r = +0.91$$

を得た。

7) Frank W. Notestein, Irene B. Taeuber, Dudley Kirk, Ansley J. Coale and Louise K. Kiser: The Future Population of Europe and the Soviet Union, Population Projections 1940—1970, League of Nations, 1944, p. 22.

表 11. おもな国の19世紀末と20世紀中央における最大平均余命年齢

国・地域	20世紀中央		19世紀末, 20世紀初頭	
	年次	\hat{x}_e	年次	\hat{x}_e
ニュー・ジーランド(白人)	1950—52	0.86歳	1901—05	1.43歳
スウェーデン	1946—50	0.86	1891—00	2.40
ノルウェー	1946—50	0.91	1891—00	2.21
オランダ	1950—52	0.93	1890—99	2.50
イングランドおよびウェールズ	1953	0.97	1891—00	2.79
U S A	1949—51	1.01	1893—91	2.66
オーストラリア	1946—48	1.01	1899—02	2.07
スコットランド	1954	1.02	—	—
カナダ	1950—52	1.16	—	—
デンマーク	1946—50	1.17	1901—05	1.79
南ア連邦(欧州人)	1945—47	1.17	—	—
イスラエル(ユダヤ人)	1953	1.18	—	—
日本	1955—56	1.22	1891—98	3.75
フランス	1950—51	1.26	1898—03	2.49
ドイツ	1949—51	1.28	1891—00	3.04
フィンランド	1946—50	1.28	1881—00	4.83
ベルギー	1946—49	1.30	1891—00	2.90
オーストリア	1949—51	1.32	1901—05	3.47
ルクセンブルグ	1946—48	1.33	—	—
アイルランド	1945—47	1.36	—	—
マルタおよびゴゾ [英]	1948	1.43	—	—
英領ギアナ	1945—47	1.43	—	—
トリニダードおよびトバゴ [英]	1950—52	1.44	—	—
キプロス [英]	1948—50	1.45	—	—
ロデシアおよびヌヤサランド [英]	1950—52	1.45	—	—
ニュー・ジーランド(マオリ)	1950—52	1.48	—	—
ポーランド	1948	1.50	—	—
アルゼンティン	1947	1.50	—	—
ジャマイカ [英]	1950—52	2.02	—	—
南ア連邦(アジア人)	1945—47	2.05	—	—
バルバドス [英]	1945—47	2.12	—	—
英領ホンデュラス	1944—48	2.24	—	—
ブラジル	1949—51	2.36	—	—
ポルトガル	1949—52	2.42	—	—
コスタ・リカ	1949—51	2.42	—	—
モーリシアス [英]	1952	2.46	—	—
エクアドル	1949—51	2.85	—	—
セイロン	1945—47	4.00	—	—
インド	1941—50	4.65	1891—01	5.67

表7による。

その低下傾向の勾配との関係について規則性を見出した——これを『死亡率の高さと勾配 [“high-slope relations”] の法則』と呼んでおこう。すなわち、観察の時期と国のいかに問わず、死亡率が高い場合にはその低下傾向の勾配は大きく、死亡率が低い場合にはその低下傾向の勾配は小さいというのがその骨子である。以上の事実、形式的に、この法則に対応するものとみられる。また、最近 Prof. G. Mackenroth⁸⁾ は、産業革命以降、人口様式[*die Bevölkerungsweise*]——わたくしの用語に移せば人口自己再生産様式——が、死亡率の低下による人口増加率の上昇局面と、死亡

率低下の停滞と出生率の著しい減退とによる人口増加率の低下局面との2つの対照的な局面に分れるとし、遅れて近代化した国は早くから近代化した国に比べてますます急速にこれ等の局面を経過する事実を指摘し、これを『局面経過の加速度の法則 [das Gesetz von der Akzeleration des Phasendurchlaufs]』と呼んだ。以上の事実はこの法則に対応するものとみられる。

(3) 表5によつて、日本人の最大平均余命年齢の変遷をみると、局1表から局3表まで、すなわち、明治24年から大正2年に至る期間については、最大平均余命年齢は着実に低下を示している。——局3表の出生時の平均余命は局2表に対してやや短縮しているにもかかわらず。

局3表と局4表との間には明らかな断層がある。局4表の出生時の平均余命は局1表以来の最短である。最大平均余命年齢も局3表の3.06歳に比べて3.28歳と高まつている。しかし、それは局1表の3.75歳、局2表の3.33歳に比べて明らかに低い。この断層は、局4表が関東大震災による死亡を包含していることで説明されることがある⁹⁾。この点については余程詳細な検討を必要とする。がんらい、関東大震災による死亡が極地的であり、局4表のおおう期間が5カ年にわたつていることからみても、この断層が関東大震災による死亡だけで説明され得るとは考えられない。すでに局4表自体、震災に因る死亡の影響を評価している。わが国死亡率史上重要であると思われるから、煩をいとわずこれを引用すれば次のごとくである。

『元來生命表ハ斯ノ如キ偶然的影響ヲ除外スルヲ原則トスルモ新生命表作成ニ当リテハ確實ナル資料ヲ欠キテ除外スルコト不可能ニシテ且又其ノ影響ハ次ニ説明スル如ク総人口ノ死亡率ヲ約1,000分ノ9高率トスルニ過キサルモノナルカ故ニ之ヲ除外セシテ作成セリ。大震災ニ因ル死亡ハ其ノ届出ニ特ニ其ノ旨ノ表示ナク之ヲ明ニスルヲ得サレトモ大部分死因統計中ノ外因死亡中ニ含マルヘシ。而シテ大正十二年ノ外因死亡数ハ83,284人ニシテ其ノ前後各2年ニ付テノ2箇年平均数37,149人ヲ超ユルコト約46,000人ナリ、又大正十二年ノ死亡ニシテ其ノ年届洩トナリタルモノノ中既ニ届出アリタル数ハ例年ノ数ヲ超ユルコト12,000人ナリ。尙大正十二年ノ死亡ニシテ其ノ年届洩トナリタルモノノ将来届出数ニ付テハ今日ヨリ之ヲ特ニ多数ナリト見ル難タル理由ナキモノトシテ之ヲ他ノ年ノ届洩推計ト同様ノ計算方法ヲ用キテ推算シ、例年ニ比シ殆ト相異ナキ数ヲ得タリ。即チ届洩ニ於ケル12,000ト前記46,000トノ合計58,000人ハ大正十二年死亡統計中ニ現ハレタ特異ナル数字ニシテ之ヲ以テ調査資料中ニ含マレタル大震災ニ因ル死亡数ナリトイフコトヲ得ヘシ。而シテ死亡率ニ及ホス影響ハ大部分死亡統計ニ因ルモノナルヲ以テ、此ノ大震災ニ因ル死亡ノ影響ハ結局死亡率ヲ高ムルコト約1,000分ノ9ニ過キサルモノト認メラル。』¹⁰⁾

局3表以前と局4表以後とにおいて生命表作成の材料たる人口統計の種類が違つていることに注意しなければならない。すなわち、局1表から局3表までは、国勢調査以前で、本籍人口を基礎とする人口統計を用い、内地人総数についてこれを計算したものである¹¹⁾。しかるに、局4表以後は国勢調査人口を用い、内地にある内地人人口についてこれを計算したものである。局1—3表の内地人総数と局4表以後の在内地内地人人口の範囲は一致するものではないが、在外内地人の非常に少い

8) Gerhard Mackenroth : Bevölkerungslehre, Theorie, Soziologie und Statistik der Bevölkerung, 1953, SS. 110, 128, 335.

明解な紹介；——

南 亮三郎：人口論，昭和29年，pp. 205—207.

9) 例えば，

一色嗣武：最新の保険医学，昭和31年，p. 46.

10) 内閣統計局：第4回生命表，昭和5年，p. 51.

11) 矢野恒太：日本人ノ生命ニ関スル研究，一名日本国民新死亡表，内閣統計局，明治45年，pp. 66fg. 内閣統計局編纂：日本帝国第38統計年鑑，大正9年，pp. 56—57n.

ちなみに、第3回生命表は単行印刷物としては発表されず、帝国統計年鑑によつて発表された。

わが国では、この相異はそれほど重要視するには当らないであろう¹²⁾。しかし、本籍人口の推計法からみても、正確性からみても、大正9年に始まる国勢調査による内地現在内地人人口と比較推定しても、局1—3表の基礎人口はやや過大に現われ、そのため死亡に関する基礎関数はやや過少に、したがって、生存に関する関数はやや過大に現われている傾きがある。しかし、ほぼ同質の材料に基く局1—3表は時間的比較が不可能ではなく、最大平均余命年齢の低下傾向は、傾向としてこれを認めて差支えあるまい。

局4表以後については、最大平均余命年齢は明確な低下傾向をみせている。ただ、人口問題研究所簡速第2表による最大平均余命年齢が1.77歳で、同第3表のそれが1.78歳と極めてわずかに高まっているかにみられるのが唯一の例外であるが、数値の差は僅少で問題にならない。局5表による大正15—昭和5年の最大平均余命年齢は3歳前後〔→表5, 14〕であつて、西ヨーロッパ先進文明国の19世紀末の水準よりもなお高い状態であつた〔→表5, 11比較〕。昭和10—11年の局6表で明確に2歳型に移行し、漸く先進文明国19世紀末の水準に達した〔→表5, 11比較〕。しかし、局4表から局6表に至る戦前における最大平均余命年齢の低下傾向は必ずしも緩徐たるものではなかつた。しかるに、厚生省8表による戦後の昭和22年のそれは、2.75歳で局6表のそれに比べてそれほど下つてはいない。戦争をさしはさむこの期間において、死亡秩序の改善は、こうして1つの期間としてみて、停滞的であつた。しかるに、戦後、昭和23—24年の事実に基く人口問題研究所簡速第2表による最大平均余命年齢は2歳を割つて1歳型に移行し、その後、比較的急速な低下傾向を現わしている。ことに、昭和25年以降においてはその低下傾向が著しく、最近の同研究所第9表によると1.2²歳となつて、昭和25—26年のフランスを凌ぐに至つた〔→表5, 11〕。

(4) なお、主として、水島治夫教授の材料によつて戦前における在外邦人の最大平均余命年齢を求めてこれを表示したものが表6である。朝鮮在住日本人は、表5の日本人に比べて、出生時の平均余命もやや短かく、最大平均余命年齢は高い。満州、旧関東局管内在住日本人は、表5の日本人と比べて、出生時の平均余命はやや長い、最大平均余命年齢は朝鮮在住日本人と同様に高い。これに反して、台湾在住日本人は、表5に比べて、出生時の平均余命においてはるかに長く、最大平均余命年齢は2歳を割つて1.87歳とすでに1歳型を示している。戦前の在外邦人人口については、一般に、北方在住人口は日本本土よりも死亡率が高く、南方在住人口は低いという傾向がみられた〔→表12〕が、ここにもその1端が現われているとみられる。在住地域によつて、在外邦人人口の職業別構造が著しく異つているという一事からみても、居住様式の地域による差異は相当大きいとみなければならないから、これ等の事実から、日本人の海外移住に関する南北適性比較論を断定することはできないが、この問題に関連する重要な研究課題の1であることに疑はない。

(5) 本稿項4で一言した平均余命曲線の微係数を使つて最大平均余命年齢を求める方法をも試みた。上述のごとくこの方法は材料に制限があるので、差当り、局4, 5, 6および厚生省8表について、表13のように、 $e(x)\mu(x)$ を求め、作図してX軸に x を、Y軸に $e(x)\mu(x)$ をとり、視察によつて $e(x)\mu(x)$ の曲線を描き、この曲線が $e(x)\mu(x)=1$ を切る点を求め、その x 座標を読み、図上において最大平均余命年齢を求めた〔→図9〕。こうして求めた結果と2次放物線補間で求めた結果とを比較表示したものが表14である。これで見ると最大開差0.2歳で、両方法による開差は必ずしも小さいとはいえない。ここでみる限り、一般に、2次放物線補間の場合の方がやや大きく表われている。ここで試みた方法は視察により図上で求める方法であつて、必ずしも十分正確とはいえない。

12) 内閣統計局：第4回生命表，p. 13.

(6) 表5-7によつてみても、時間的にも地域的にも、出生時の平均余命は大きくなつていのに最大平均余命年齢はかえつて高いとか、個個の場合を比較すると出生時の平均余命と最大平均余命年齢とは必ずしも一定の関係をもつていとはみられない場合が少くない。しかし、多数の場合を集めてみて、出生時の平均余命と最大平均余命年齢とがどの程度の関係をもつていのかについて

表 12. 戦前における在外邦人普通および標準化動態率

地 域, 年 次	標 準 化			普 通			
	出 生 率	死 亡 率	自然増加率	出 生 率	死 亡 率	自然増加率	
日 本 ¹⁾ (本土)	大正 9	35.96%	25.49%	10.47%	36.19%	25.41%	10.78%
	14	34.92	20.27	14.65	34.92	20.27	14.65
	昭和 5	33.29	18.13	15.16	32.35	18.17	14.19
	10	33.70	17.02	16.68	31.63	16.78	14.85
樺 太 ¹⁾	大正 9	29.77	41.45	-11.68	35.33	34.36	0.98
	14	28.27	23.32	4.95	32.18	19.26	12.92
	昭和 5	31.99	23.71	8.28	37.38	20.33	17.05
	10	34.97	18.04	16.93	37.40	15.65	21.74
関 東 州	大正 9 ²⁾	21.92	27.28	- 5.56	31.91	20.15	11.76
	14	25.75	22.17	3.58	35.42	14.89	20.53
	昭和 5	28.87	24.02	4.85	35.83	19.28	16.55
	10	20.14	13.41	6.73	23.01	10.62	12.39
台 湾	大正 9	36.54	24.22	12.32	32.76	19.10	13.66
	14	49.12	13.34	35.78	34.59	11.33	23.26
	昭和 5	39.64	14.35	25.29	29.86	11.84	18.02
	10	38.28	13.12	25.16	29.56	10.91	18.65
南 洋 群 島	大正 9	—	—	—	—	—	—
	14	35.13	16.25	18.88	51.95	12.52	39.43
	昭和 5 ³⁾	36.00	15.92	20.08	52.38	13.41	38.97
	10	36.64	15.77	20.87	49.59	13.32	36.27
中 国	昭11-12	20.46	15.88	4.58	23.37	12.33	11.04
マ レ イ	昭11-12	22.17	10.73	11.44	20.05	7.67	12.38
フィリッピン	昭11-12	39.29	10.31	28.98	43.19	8.11	35.08
インドネシア	昭11-12	27.50	12.03	15.47	29.89	8.70	21.19

1) 日本本土および樺太は総人口、他は日本人のみ。

2) 大正9年は南満州鉄道附属地を含む。

3) 少数の朝鮮人および台湾人を含む。

旧外地については主管官庁の人口動態統計と国勢調査による人口構造による。

中国、マレイ、フィリッピンおよびインドネシアにおける出生と死亡とは東亜研究所調べにより、人口構造は在外邦人についての国勢調査による。

標準化率は任意標準人口標準化法により、その標準人口は大正14年日本本土。

表 13. $\overset{\circ}{e}(x) \mu(x)$ 計 算 表 女

x	局 4 表			局 5 表		
	$\overset{\circ}{e}(x)$	$\mu(x)$	$\overset{\circ}{e}(x)\mu(x)$	$\overset{\circ}{e}(x)$	$\mu(x)$	$\overset{\circ}{e}(x)\mu(x)$
0	43.20	1.82464	78.82445	46.54	1.68740	78.53160
1/12	45.76	0.30219	13.82821	48.85	0.25949	12.67609
2/12	46.55	0.19043	8.86452	49.56	0.16252	8.05449
3/12	47.07	0.14036	6.60675	50.02	0.11982	5.99340
6/12	47.99	0.09236	4.43236	50.84	0.07924	4.02856
1	49.42	0.02723	1.34571	52.10	0.06052	3.15309
2	50.86	0.02833	1.44086	53.37	0.02525	1.34759
3	51.22	0.02068	1.05923	53.59	0.01798	0.96355
4	51.12	0.01409	0.72028	53.43	0.01287	0.68764

x	局 6 表			局 8 表		
	$\overset{\circ}{e}(x)$	$\mu(x)$	$\overset{\circ}{e}(x)\mu(x)$	$\overset{\circ}{e}(x)$	$\mu(x)$	$\overset{\circ}{e}(x)\mu(x)$
0	49.63	1.45630	72.27617	53.96	1.02346	55.22590
1/12	51.62	0.20581	10.62391	55.51	0.17004	9.43892
2/12	52.18	0.12492	6.51833	55.94	0.09198	5.14536
3/12	52.54	0.09278	4.87466	56.19	0.06557	3.68438
6/12	53.15	0.06103	3.24374	56.58	0.04557	2.57835
1	54.07	0.04750	2.56833	57.40	0.04205	2.41367
2	55.02	0.02235	1.22970	58.30	0.02258	1.31641
3	55.13	0.01595	0.87932	58.42	0.01423	0.83132
4	54.89	0.01122	0.61587	58.06	0.00838	0.48654

て一言しておこう。

まず、表 7 の 54 カ国について各国最近の出生時の平均余命と最大平均余命年齢とをとり、これに表 5 の日本の最近のそれをあわせ、55 カ国について、最大平均余命年齢の順位と、出生時の平均余命の順位との間に Spearman の順位相関係数 ρ を求め、次の結果を得た。

$$\rho = -0.95$$

そこで、順位相異の程度は、

$$1 - |\rho| = 0.05$$

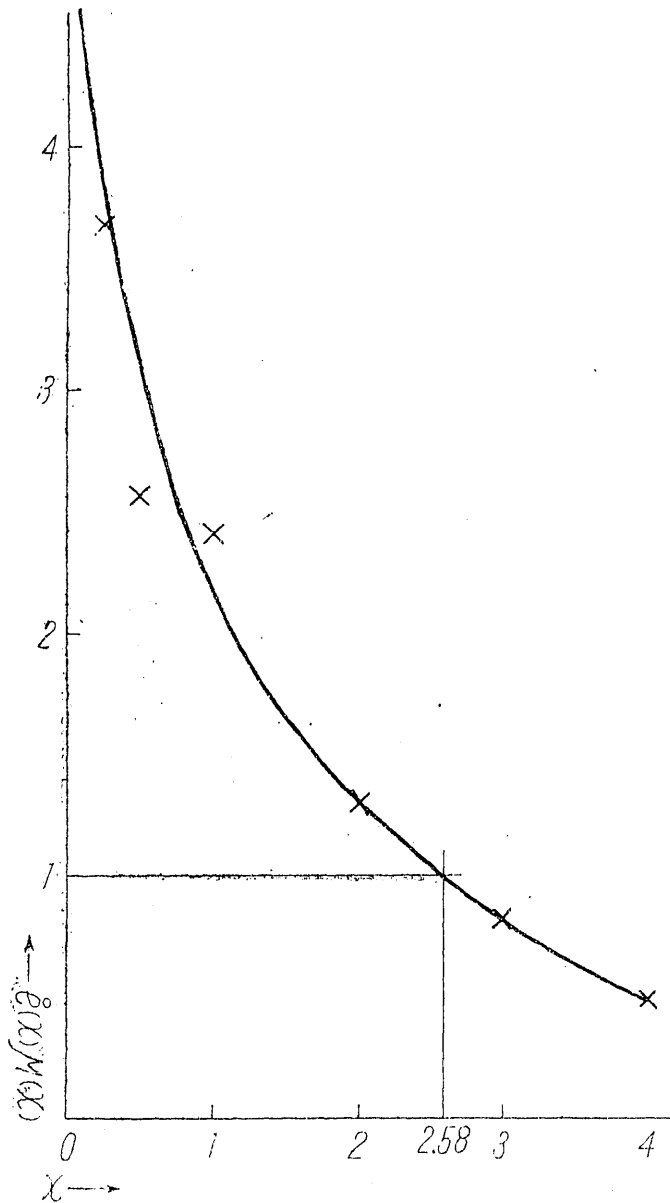
で非常に小さな値となる。すなわち、順位において、出生時の平均余命が大きくなればなるほど、最大平均余命年齢は低くなるという強度の順位逆相関が認められる。

次に、表 7 所掲の各時間、表 5 の局 4 以後および表 6 の各国各時間について出生時の平均余命と最大平均余命年齢との相関表を作ったのが表 15 である。ただし、表 7 中あまりに極端な値を示す定着

表 14. 微係数による場合と 2 次放物線補間法による場合との \hat{x}_e 比較 女

生 命 表	2 次放物線補間の場合 (1)	微係数によつた場合 (2)	(1)-(2) (3)
局 4	3.28 歳	3.29 歳	-0.01 歳
局 5	3.08	2.88	+0.20
局 6	2.81	2.60	+0.21
局 8	2.75	2.58	+0.17

図 9. $e(x)\mu(x)$ による \hat{x}_e 計算図
厚 8 表 女



蒙古人はこれを除外した。この相関表から直線相関係数を求めると、

$$r = -0.92$$

となつて、高度の逆相関を認めることができる。

しかし、この両者の関係は、出生時の平均余命が延長すれば、最大平均余命年齢は限りなく 0 に漸近すると思われ、反対に、出生時の平均余命が短くなれば——これには特定の限度があるとみられるが——、最大平均余命年齢はある特定の上限に漸近するものと考えられる。また、最大平均余命年齢の増加率は出生時の平均余命が短い時ほど大きいとみられる。こう考えると、出生時の平均余命と最大平均余命年齢との関係は、直線ではなくて、一応、logistic 曲線が推定される。そこで、出生時の平均余命、32年、52年および72年に対して、最大平均余命年齢はそれぞれ 4.6 歳、2.6 歳および 0.9 歳 [出生時の平均余命に対する最大平均余命年齢の平均] として Yule の 3 点法によつて logistic 曲線を求めて次の結果を得た。

$$\hat{x}_e = \frac{5.97}{1 + e^{\frac{1.17740 + e(0)}{0.68078}}}$$

この曲線を描いて、その上に表 5 の尉 4 表以後、表 6 および表 7 の総ての数値を描点したものが図 10 である。こう

してみると、出生時の平均余命と最大平均余命年齢との関係は裏返えつた logistic でありそうにみられる。

すると、上述のごとく、両者の間に直線相関係数を求めることよりも相関比を求める方が理論的である。そこで両者の間に相関比を求めて次のような結果を得た。

すなわち、最大平均余命年齢に対する出生時の平均余命の平均についての相関比 η_v は、

$$\eta_v = 0.97,$$

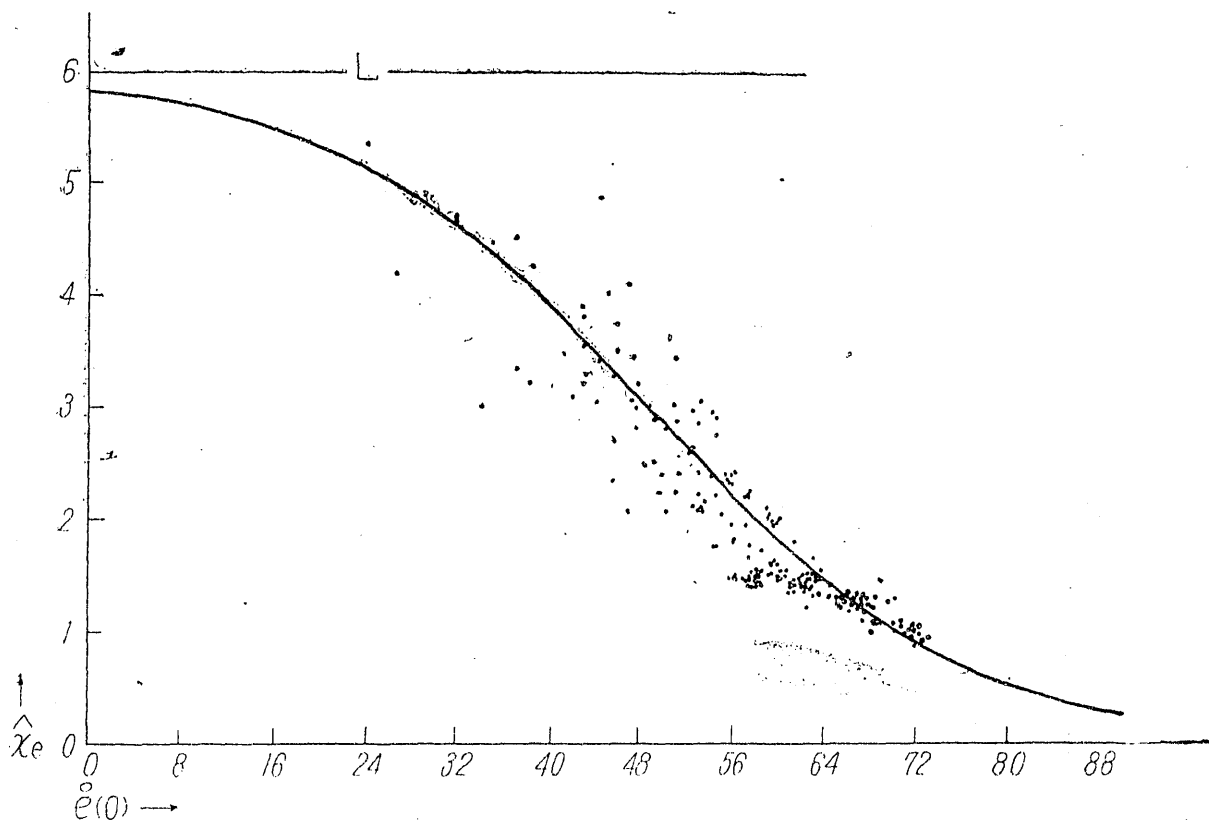
出生時の平均余命に対する最大平均余命年齢の平均についての相関比 η_x は、

$$\eta_x = 0.91$$

表 15. 最大平均余命年齢と出生時の平均余命との相関表 女

\hat{x}_e $\hat{e}(0)$	0.8—1.3 歳	1.3—1.8 歳	1.8—2.3 歳	2.3—2.8 歳	2.8—3.3 歳	3.3—3.8 歳	3.8—4.3 歳	4.3—4.8 歳	4.8—5.3 歳	5.3—5.8 歳	Σ
20—25 年										1	1
25—30							1				1
30—35					1			1			2
35—40					2	1		3			6
40—45					5	5	3		1		14
45—50			3	5	6	3	1				18
50—55		2	8	4	6	3					23
55—60		22	8	7							37
60—65	1	25	3	1							30
65—70	20	13									33
70—75	15	1									16
Σ	36	63	22	17	20	12	5	4	1	1	181

図 10. \hat{x}_e と $\hat{e}(0)$ との logistic 相関



を得た。 η_v の値は直線相関係数の絶対値より相当大であり、その離直線度 ζ_v は、

$$\begin{aligned} \zeta_v &= \eta_v^2 - r^2 \\ &= 0.09 \end{aligned}$$

となる。 η_v は直線相関係数の絶対値とほとんど相等しい。