

死亡の男女格差の人口学的分析¹⁾

高橋 重郷

1. はじめに

多くの生命表の分析から、いかなる人口においてもほぼ普遍的に女子の平均寿命が男子のそれを上回っている事実が明らかにされている²⁾。わが国の場合もその例外ではない。しかも戦後に限ってみただけでも、平均寿命の男女格差は1950年の3.22年（男子57.91年，女子61.13年）から1980年の5.47年（男子73.46年，女子78.93年）まで、平均寿命の水準上昇にともなって一段と拡大してきている。

ところで、平均寿命 (e_0) は年齢別死亡率 (${}_nM_x$) から導かれた生命表関数の1つである生存確率 ($P(a)$: probability of surviving from birth to exact age a) の積分値 ($e_0 = \int_0^{\infty} p(a) da$)

である。また ${}_nM_x$ は各種の死因別死亡率 (${}_nM_x^i$) によって構成されている (${}_nM_x = \sum_{i=1}^k {}_nM_x^i$, ただし k は死因の総個数)。それゆえ、平均寿命の男女格差は第一義的に男女の年齢別死亡パターンの相違と死因構造の違いによって発生しているといえる。

本稿の目的は、1950年から1980年のわが国の死亡データにもとづき、平均寿命の男女格差が年齢階級別死亡のうち主としてどの部分によってもたらされたのか、また男女の死因構造の違いとの関係でその格差がどの死因によってあらわれてきたのかを人口学的方法によって解明するところにある。

2. 平均寿命の男女格差

まず表1と図1によって1950年から1980年の平均寿命の男女格差とその推移を概観しておこう。

表1 男女の平均寿命およびその格差, 1950~80年

	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980
女子	61.134	67.763	78.150	73.302	75.004	76.983	78.935
男子	57.906	63.630	65.333	68.085	69.758	71.754	73.464
格差	3.228	4.133	4.817	5.217	5.246	5.229	5.471
格差の変化	0.905		0.684		-0.017		0.242

資料：厚生省人口問題研究所『簡速静止人口表（生命表）』，各年版

平均寿命の男女格差は1950年の3.228年から1955年の4.133年へと0.905年拡大し、その後格差の拡大自体は男女の平均寿命の伸びの縮小にともなって年次とともに小さくなった。しかし、1950年から1980年の間に男女格差は1950年の1.7倍、5.471年に拡大した。

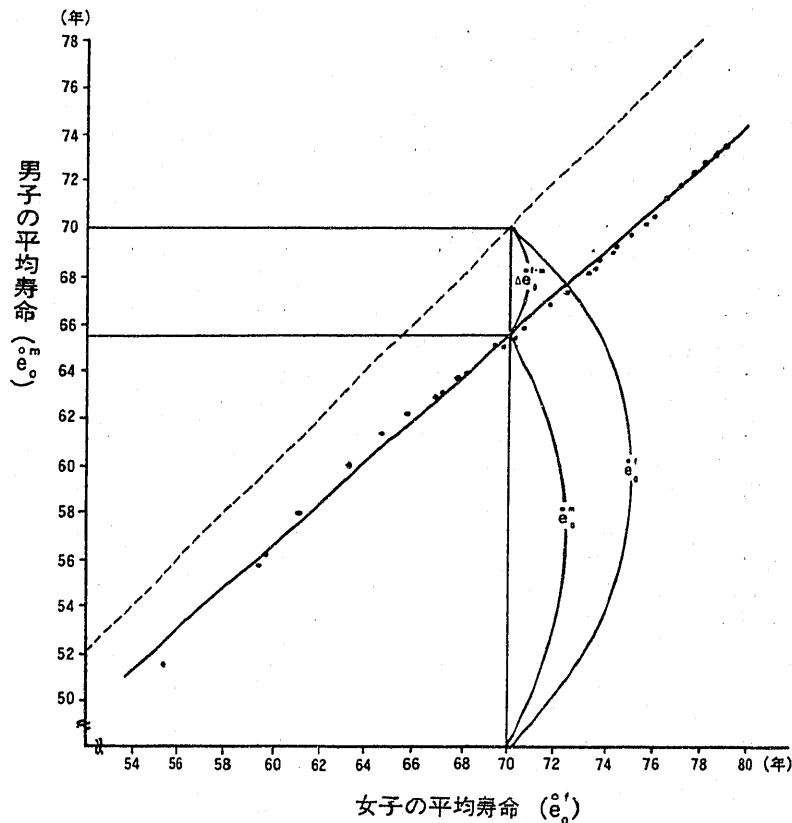
- 1) この種の代表的な研究として次のものがある。Samuel H. Preston and J. A. Weed, "Causes of Death Responsible for International and Intertemporal Variation in Sex Mortality Differentials", *World Health Statistics Reports*, Vol. 30, No. 4, WHO, 1976, pp. 144-188.
- 2) 例外がないわけではない。たとえばインドやバングラディッシュの平均寿命は男子の方が女子より高い値を示している。United Nations, *Demographic Yearbook 1980*, Vol. 32, New York, 1980.

1947年から1980年の平均寿命データに回帰式をあてはめてみると、男女の平均寿命の対応関係は次のとおりである（図1の実線）。

$$\dot{e}_0^m = 3.27268 + 0.88796 \cdot \dot{e}_0^f, R^2 = 0.9921$$

この式と図1が示すように、男女の平均寿命は女子の平均寿命に対して規則的な変化をしている。つまり男子の平均寿命の変化（ $\Delta \dot{e}_0^m$ ）は女子の平均寿命の変化（ $\Delta \dot{e}_0^f$ ）に対して、 $\Delta \dot{e}_0^m = 0.88796 \cdot \Delta \dot{e}_0^f$ の関係にあり、女子の平均寿命が10年伸びるとすれば男子の平均寿命は約8.88年伸びることになる。また平均寿命の男女格差は女子の平均寿命が5年伸びるにしたがい、0.56年ずつ拡大してきていることを示している。

図1 男女の平均寿命格差の関係、1947～1980年



3. 男女の死亡率の年齢パターンと平均寿命格差

2つの平均寿命の差を、それぞれの生命表関数である年齢別生存確率（ nPx : probability of surviving from age x to $x+n$ ）の差によって生じた部分に分け、年齢別死亡の差が平均寿命の格差にどの程度の影響を及ぼしたのかを分析する方法がある³⁾。ここでは小林の方法によって平均寿命の男女格差に影響した年齢別生存確率の寄与度を計測した（表2）⁴⁾。その分析結果を要約すると次の通りである。

3) この方法については、高橋重郷、「戦後のわが国の死亡水準の低下とその人口学的要因」、『人口問題研究』、第114号、1982年、pp. 19-36。を参照されたい。

4) 小林和正、「平均寿命延長の意義、1950年および1960年の日本人男子生命表の分析より」、『人類学雑誌』、第70巻、第3、4号、1963年。

(1) 平均寿命の男女格差に主として影響を及ぼしているのは50歳以上の生存確率（いいかえれば年齢別死亡率）の違いである。とりわけ65歳以上の寄与度が高いことが特徴である。平均寿命の男女格差のうち50歳以上の年齢階級別死亡の男女差に起因する部分は、1950年が65.6%，1955年66.0%，1960年65.3%，1965年65.6%，1970年68.3%，1975年71.8%，1980年75.9%と、近年になるほど大きくなっている。

表2 男女の平均寿命格差に影響を及ぼした年齢別死亡の寄与率

	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980
女子	61.134	67.763	70.150	73.302	75.004	76.983	78.935
男子	57.906	63.630	65.333	68.085	69.758	71.754	73.464
年齢合計	3.228 (100.0)	4.133 (100.0)	4.817 (100.0)	5.217 (100.0)	5.246 (100.0)	5.229 (100.0)	5.471 (100.0)
0	0.412 (12.8)	0.374 (9.0)	0.424 (8.8)	0.385 (7.4)	0.232 (4.4)	0.173 (3.3)	0.118 (2.1)
1 — 4	0.011 (0.3)	0.120 (2.9)	0.100 (2.1)	0.089 (1.7)	0.075 (1.4)	0.058 (1.1)	0.047 (0.9)
5 — 9	0.044 (1.4)	0.042 (1.0)	0.079 (1.6)	0.089 (1.7)	0.063 (1.2)	0.052 (1.0)	0.045 (0.8)
10 — 14	0.001 (0.0)	0.037 (0.9)	0.048 (1.0)	0.048 (0.9)	0.043 (0.8)	0.032 (0.6)	0.027 (0.5)
15 — 19	0.013 (0.4)	0.091 (2.2)	0.117 (2.4)	0.120 (2.3)	0.167 (3.2)	0.145 (2.8)	0.128 (2.3)
20 — 24	0.093 (2.9)	0.149 (3.6)	0.161 (3.4)	0.155 (3.0)	0.175 (3.3)	0.156 (3.0)	0.143 (2.6)
25 — 29	0.101 (3.1)	0.128 (3.1)	0.142 (3.0)	0.149 (2.9)	0.130 (2.5)	0.108 (2.1)	0.104 (1.9)
30 — 34	0.065 (2.0)	0.082 (2.0)	0.110 (2.3)	0.149 (2.8)	0.139 (2.6)	0.103 (2.0)	0.095 (1.7)
35 — 39	0.078 (2.4)	0.072 (1.7)	0.125 (2.6)	0.169 (3.2)	0.178 (3.4)	0.151 (2.9)	0.125 (2.3)
40 — 44	0.114 (3.5)	0.119 (2.9)	0.157 (3.3)	0.195 (3.7)	0.215 (4.1)	0.224 (4.3)	0.193 (3.5)
45 — 49	0.179 (5.5)	0.192 (4.6)	0.210 (4.4)	0.240 (4.6)	0.246 (4.7)	0.277 (5.3)	0.289 (5.3)
50 — 54	0.226 (7.0)	0.291 (7.0)	0.312 (6.5)	0.331 (6.3)	0.313 (6.0)	0.321 (6.1)	0.368 (6.7)
55 — 59	0.330 (10.2)	0.393 (9.5)	0.456 (9.5)	0.476 (9.1)	0.437 (8.3)	0.409 (7.8)	0.436 (8.0)
60 — 64	0.406 (12.6)	0.440 (10.6)	0.563 (11.7)	0.605 (11.6)	0.592 (11.3)	0.544 (10.4)	0.531 (9.7)
65 — 69	0.451 (14.0)	0.453 (11.0)	0.592 (12.3)	0.623 (11.9)	0.682 (13.0)	0.657 (12.6)	0.668 (12.2)
70 — 74	0.341 (10.5)	0.421 (10.2)	0.535 (11.1)	0.568 (10.9)	0.660 (12.6)	0.668 (12.8)	0.728 (13.3)
75 — 79	0.215 (6.7)	0.339 (8.2)	0.395 (8.2)	0.439 (8.4)	0.515 (9.8)	0.564 (10.8)	0.659 (12.0)
80 — 84	0.104 (3.2)	0.251 (6.1)	0.213 (4.4)	0.263 (5.0)	0.289 (5.5)	0.374 (7.2)	0.470 (8.6)
85歳以上	0.046 (1.4)	0.140 (3.4)	0.078 (1.6)	0.126 (2.4)	0.095 (1.8)	0.213 (4.1)	0.298 (5.4)

注) 本表の計算方法については、高橋重郷、「戦後のわが国の死亡水準の低下とその人口学的要因」、『人口問題研究』第164号、1982年、pp. 19-36. を参照されたい。

本表の計算に用いたデータは、厚生省人口問題研究所、『簡速静止人口表（生命表）』、各年次にもとづく。

(2) 1950~80年の男女格差の拡大(2.243年)についてみると、そのほとんどが年齢50歳以上の男女の死亡率差の広がりによって発生している。具体的には平均寿命の男女格差の拡大の約91%(2.039年)がこの年齢から発生している。

(8) 50歳以上の年齢別死亡のなかでも、65歳以上の男女差が平均寿命の格差に大きな影響を与えた。1950年の男女格差の35.8%は65歳以上で発生しており、1980年では実に51.5%がこの年齢階級から発生している。また、1950~80年の平均寿命格差の広がり(2.243年)の約74%が65歳以上の年齢別死亡率の男女差によっていることがわかる。

(4) それとは逆に、0~14歳の乳幼児と子供の死亡が平均寿命の男女格差に与える影響は非常に小さい。0~14歳の平均寿命の男女格差への寄与年数は1950年の0.643年から0.125年へいったん上昇したもののその後は1980年の0.278年まで低下した。

(6) 15歳から49歳の年齢別死亡格差が平均寿命の男女格差に与えた影響は1950年の0.643年から1.125年へと上昇したが、1980年には1.077年まで低下した。1950~80年を通してみると寄与年数は1.7倍となった。しかし、平均寿命の男女格差の拡大に対しては約19%の寄与率にすぎなかった。

以上のように、1950年以降の平均寿命の男女格差は主として高年齢の死亡率の男女差によって拡大してきていることが明らかである。また一方では乳幼児と子供の死亡率も平均寿命の男女格差をわずかではあるが縮小させてきたと云うことがわかる。

4. 男女の死因構造の違いと平均寿命の男女格差

平均寿命の男女格差は特定の年齢別死亡率の差の広がりによって拡大した。死因別死亡がそれぞれ固有の年齢パターンを持っていることを考えると、平均寿命の男女格差の拡大は実は死因構造の変動と不可分の関係にあると推測される。

死因別死亡率の差異によって平均寿命の格差を分析する方法としては、Keyfitzの方法や、さらにそれを発展させた南条の方法がある⁵⁾。この分析では基本的に両者の方法に準拠し、死因別死亡率が平均寿命の男女格差に及ぼした影響を計測した⁶⁾。分析に用いた死因は以下のとおりである。個々の死因は「国際疾病、傷害及び死因統計分類」の第6版と第7版のB分類にしたがっている⁷⁾。それら

5) Nathan Keyfitz, "What Difference Would it Make if Cancer Were Eradicated? An Examination of the Taeuber Paradox", *Demography*, No. 14, 1977, pp. 411-418.

Zenji Nanjo, "A Simple Method of Measuring when a Fixed Percent of Deaths from Certain Causes Are Eliminated", IIASA Collaborative Paper, CP-80-35, 1980.

6) この分析で用いた方法は次のとおりである。いま死因*i*に着目し、男子の死因*i*の死亡率(${}^mM_x^i$)が女子の死因*i*の死亡率(${}^fM_x^i$)の水準に変化したと仮定する。そのときの年齢*x*歳から*x+n*歳への期待生存確率(${}^n P_x^{i'}$)は、

$${}^n P_x^{i'} = {}^n P_x \left[\frac{\{({}^fM_x^i - {}^mM_x^i) + {}^mM_x^{-i}\}}{{}^mM_x} \right]$$

によって求められる。したがって、 ${}^n P_x^{i'}$ より通常生命表関数を導き、死因*i*が男女間で等しい場合の男子の期待平均寿命($e_0^{i'}$)がもたらされる。この値と男子の平均寿命の差が死因*i*の男女差によって生じた平均寿命の男女格差の部分となる。なお方法論の詳細については紙幅の関係で省略し、別の機会に示す。

7) 各版の死因の統一は、Robert Schoen and Marion Collins, *Mortality by Cause-Life Tables for California, 1950-1970*, 1973. および S. H. Preston, N. Keyfitz, and R. Schoen, *Causes of Death: Life Tables for National Populations*, New York, Seminar Press, 1972. を参照した。

は、(1)肺結核 (B1), (2)その他の感染性死因 (B2~17), (3)インフルエンザ・肺炎・気管支炎 (B30, 31, 32), (4)胃腸炎 (B36), (5)新生物 (B18, 19), (6)心疾患 (B25, 26, 27), (7)その他の循環器系疾患 (B22, 24, 28, 29, 46 a), (8)消化性潰瘍・肝硬変・腎炎およびネフローゼ (B20, 33, 37, 38), (9)妊産婦死亡 (B40), (10)乳幼児固有の疾患 (B42, 43 c, 44), (11)老衰 (B45 a), (12)自動車事故 (B47), (13)自殺 (B49), (14)その他の事故 (B48, 50), および(15)その他の残りの死因, の 15 死因である。

表3 男女の平均寿命格差に影響を及ぼした死因の寄与率

死 因	1950	1955	1960	1965	1970	1975	1980
全 死 因 の 男 女 差	3.228 (.....)	4.133 (.....)	4.817 (.....)	5.217 (.....)	5.246 (.....)	5.229 (.....)	5.471 (.....)
全 死 因 の 男 女 差 (推 定 値)	2.855 (100.0)	3.598 (100.0)	4.162 (100.0)	4.543 (100.0)	4.567 (100.0)	4.518 (100.0)	4.681 (100.0)
肺 結 核	0.593 (20.8)	0.348 (9.7)	0.310 (7.4)	0.266 (5.8)	0.192 (4.2)	0.139 (3.1)	0.088 (1.9)
そ の 他 の 感 染 性 死 因	-0.045 (-1.6)	0.049 (1.4)	0.049 (1.2)	0.040 (0.9)	0.034 (0.7)	0.020 (0.4)	0.026 (0.6)
イ ン フ ル エ ン ザ ・ 肺 炎 ・ 気 管 支 炎	0.131 (4.6)	0.131 (3.6)	0.207 (5.0)	0.188 (4.1)	0.180 (3.9)	0.204 (4.5)	0.262 (5.6)
胃 腸 炎	0.016 (0.6)	0.013 (0.4)	0.028 (0.7)	0.035 (0.8)	0.014 (0.3)	0.006 (0.1)	0.004 (0.1)
新 生 物	0.070 (2.4)	0.267 (7.4)	0.399 (9.6)	0.527 (11.6)	0.653 (14.3)	0.858 (19.8)	1.155 (24.7)
心 疾 患	0.057 (2.0)	0.159 (4.4)	0.263 (6.3)	0.351 (7.7)	0.461 (18.1)	0.545 (12.1)	0.696 (14.9)
そ の 他 の 循 環 器 系 疾 患	0.306 (10.7)	0.570 (15.8)	0.805 (19.3)	1.028 (22.6)	1.052 (23.0)	0.933 (20.7)	0.754 (16.1)
消 化 性 潰 瘍 ・ 肝 硬 変 ・ 腎 炎 お よ び ネ フ ロ ー ゼ	0.339 (11.9)	0.318 (8.8)	0.305 (7.3)	0.323 (7.1)	0.351 (7.7)	0.390 (8.6)	0.379 (8.1)
妊 産 婦 死 亡	-0.193 (-6.8)	-0.152 (-4.2)	-0.099 (-2.4)	-0.072 (-1.6)	-0.045 (-1.0)	-0.023 (-0.5)	-0.015 (-0.3)
乳 幼 児 固 有 の 疾 患	0.186 (6.5)	-0.006 (-0.2)	0.193 (4.6)	0.069 (1.5)	0.145 (3.2)	0.102 (2.3)	0.073 (1.6)
老 衰	0.044 (1.5)	0.081 (2.3)	0.032 (0.8)	-0.144 (-3.2)	-0.013 (-0.3)	-0.007 (-0.2)	-0.008 (-0.2)
自 動 車 事 故	0.069 (2.4)	0.168 (4.7)	0.385 (9.3)	0.457 (10.1)	0.537 (11.8)	0.366 (8.1)	0.292 (6.2)
自 殺	0.173 (6.0)	0.272 (7.6)	0.152 (3.6)	0.123 (2.7)	0.104 (2.3)	0.196 (4.3)	0.249 (5.3)
そ の 他 の 事 故	0.649 (22.7)	0.711 (19.7)	0.685 (16.5)	0.612 (13.5)	0.560 (12.3)	0.444 (9.8)	0.375 (8.0)
そ の 他 の 残 り の 死 因	0.460 (16.1)	0.669 (18.6)	0.451 (10.8)	0.741 (16.3)	0.341 (7.5)	0.345 (7.6)	0.351 (7.5)

表3は、上述の方法によって計測した、平均寿命の男女格差に対する各死因別の影響の程度を、寄与率のかたちで示したものである。この結果を要約すると以下のとおりである。

(1) 平均寿命の男女格差に影響を及ぼした死因は年次とともに大きく変化した。つまり、1950年の男女格差の31.2%は外因性の死因である「自動車事故」、「自殺」、「その他の事故」から発生し、27.0%が内因性の死因のうち「新生物」、「心疾患」、「その他の循環器系死因」、「消化性潰瘍・肝硬変・腎炎およびネフローゼ」から、また24.3%が微生物系死因である「肺結核」、「インフルエンザ・肺炎・

気管支炎」,「胃腸炎」,「その他の感染性死因」の死因から発生している。しかし、1955年には死因別の寄与率が大きく変化し、平均寿命の男女格差の36.5%が「新生物」などの内因性死因から、32.0%が外因性死因から、15.0%が微生物系死因から発生した。1980年には、平均寿命の男女格差の67.7%が「新生物」などの内因性死因から、19.6%が外因性死因から発生した。

(2) 平均寿命の男女格差に対する死因別寄与年数の変化をみると、1950年から1980年では、微生物系死因は0.695年から0.380年とおよそ半減し、逆に「新生物」などの内因性死因は0.772年から2.984年へと約4倍に達した。他の死因は「その他の残りの死因」の0.465年から0.351年への低下を除き、0.02年前後のわずかな変化であった。

以上の分析結果は平均寿命の男女格差の拡大が主として「新生物」や「心疾患」などの内因性死因の死亡率の男女差によって起こったことを示している。

5. 要 約

平均寿命の男女格差は1950年以降、一段と拡大してきた。その格差は女子の平均寿命が5年伸びるにしたがい、約0.56年ほど男女格差を広げるものであった。

このようなわが国の平均寿命の男女格差とその拡大化傾向は、年齢別死亡という点からみれば主として65歳以上の高年齢の死亡率の男女差から発生している。また1950年から1980年の平均寿命の男女格差拡大(2.243年)もその多くの部分(74%)が65歳以上の年齢別死亡率の男女差によってもたらされた。

死因構造の一大変化は1950年から1980年の特徴の一つである。平均寿命の男女格差とその拡大も、そうした死因構造の変化に強く影響されている。つまり微生物系死因の死亡率低下は、それらが平均寿命の男女格差に及ぼしていた影響を大きく後退させた。またそれとは逆に年齢別死亡率の低下が小さく、また男女格差の大きかった「新生物」,「心疾患」,「その他の循環器系疾患」などの内因性死因が平均寿命の男女格差を一層拡大させてきたといえる。

以上のことは、死亡の年齢と死因における構造的特徴、および1950年代以降のその構造的変化によってあらわれてきたことを示している。死亡の年齢と死因における構造的特徴は(1)年齢別死亡率がU字型の年齢パターンをしていること、(2)死因別に死亡率の年齢パターンが異なり、微生物系死因は若い年齢で内因性死因より年齢別死亡率が大きく、また高い年齢ではその逆であること、(3)内因性死因の死亡率性比が微生物系のそれと比較して小さい、つまり男女差が大きいことにある。したがって、1950年代以降の死亡率低下の構造的特徴であった微生物系死因を中心とした死亡率低下によって、男女の年齢別死亡率差は非微生物系内因性死因の年齢別死亡率の特徴を強くあらわすようになった。それゆえに、平均寿命の男女格差は年齢別にみた場合65歳以上の死亡率の男女差によって一層拡大し、また死因別にみた場合には内因性死因の死亡率が男女格差とその拡大に強く影響したものと見える。