

日米の平均寿命と死因構造の分析

高橋重郷

I はじめに

わが国の平均寿命は、1970年代後半に世界的にみて最も高い水準に到達した。しかも、それが最長寿命国の水準に達した後もいぜん高い改善率を維持している。しかしながら、他の先進諸国の平均寿命は1970年代を通じ、わが国ほどの改善はみられず、どちらかといえば停滞気味であった¹⁾。このような状況が生れてきた背景として、欧米諸国とわが国の死因構造の違いを考えることができ、わが国特有の死因構造が平均寿命の改善に有利に働いていたのではないかと推測される²⁾。

欧米先進諸国とわが国の死因構造の違いは、たとえば1977年の日本と米国白人の死因別死亡割合にみるができる。まず女子についてみると、全死因の死亡率に占める「脳血管疾患」による死亡の割合は、日本が26.2%、米国白人のそれが12.3%である。それに対し、「心臓疾患」の場合は日本が15.9%、米国が35.0%であった。しかも両国の女子平均寿命の差は0.63年（日本女子が77.47年、米国白人女子が76.84年³⁾）にすぎず、ほぼ等しい平均寿命のもとで死因構造はきわだった相違をみせていたことがわかる。一方男子の死因別死亡割合は、全死因の死亡率に対して「脳血管疾患」死亡の割合は、日本が23.3%、米国白人のそれが7.3%であるのに対し、「心臓疾患」は日本が14.3%、米国が36.0%であった。このように男子の死因構造は、女子の場合と比較してなお一層大きな差異がみられ、男子の平均寿命は日米間に2.65年（日本男子が72.58年、米国白人が69.93年）の格差を生じている。

このように、日米の平均寿命の水準がたとえ同じであったとしてもその死因構造は異なり、また平均寿命に格差がある場合には、死因構造はより大きな違いをみせている。このような死因構造の顕著な差異が、わが国と欧米諸国との間に平均寿命改善のテンポの違いを生じさせていると考えられる。それでは、このような平均寿命に差異をもたらす日本の死因構造は、欧米諸国のそれと比較しどのようなものであったのであろうか。また、そのような死因構造の違いによって平均寿命はどの程度の影響を受けるのであろうか。まず、わが国と欧米の平均寿命の水準と死因構造の比較を行い、その特徴を概観する。そして、このような平均寿命と死因構造の関係を解明する糸口として、1977年の日本と米国白人の死因別年齢別死亡データをもとに、異なる2つの人口の平均寿命格差がどのような死因構

1) 西ヨーロッパ諸国の1970年代における平均寿命の年平均改善年数は、女子が0.5年、男子が0.2年であったのに対して、日本のそれは女子が0.5年、男子が0.5年であった。諸外国の平均寿命の趨勢については、次の文献に詳しい。河野稠果・高橋重郷、「20世紀の死亡率と平均寿命」、南 亮三郎・岡崎陽一編、「20世紀の世界人口」、千倉書房、1983年、pp. 15-48。

2) たとえば、第45回日本民族衛生学会における、加納らの報告（「国際比較による平均寿命とその背景についての疫学的考察」）などがある。

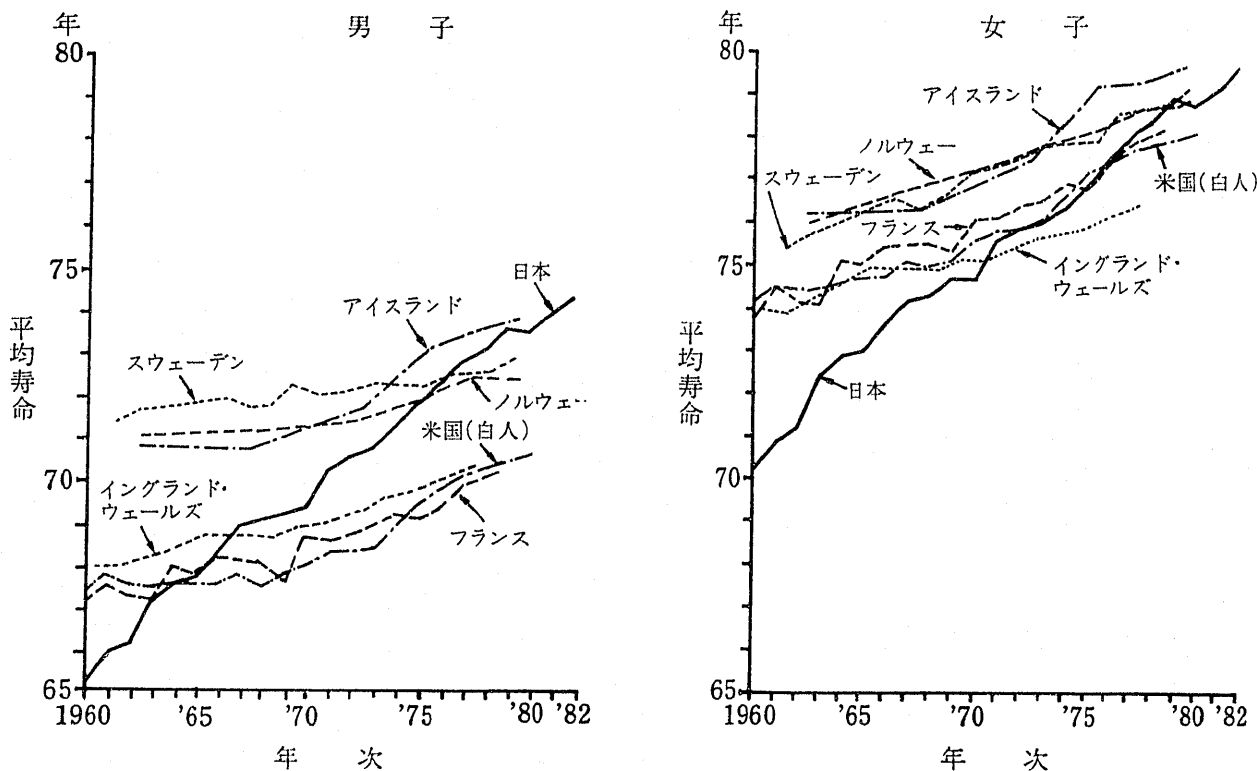
3) ここに示した平均寿命の値は、日米両国の動態統計と推計人口に基づき筆者が計算したものである。公表された平均寿命の値は、1977年の日本の女子が77.75年、男子が72.70年、米国の白人女子が76.99年、男子が70.01年ある。厚生省人口問題研究所、『第31回簡速静止人口表(生命表)』、1981年10月。および、National Center for Health Statistics, United States, *Vital Statistics Reports*, Vol. 21, No. 3, 1979。

造のもとであらわれているのかを、生命表関数の性質を利用した分析手法を用いて検討することにした⁴⁾。

II わが国と欧米主要国の平均寿命と死因構造の比較

男女別の平均寿命の水準とその変化を図1に、また、普通死亡率、および普通死亡率に占める主要死因別死亡率の割合を表1にそれぞれ示した。これらの図と表から、わが国と欧米諸国の近年における平均寿命の改善と、わが国と欧米の死因構造の違いをみることにしよう。

図1 世界各国の平均寿命の年次推移(男・女)



資料) 厚生統計協会、『国民衛生の動向——特集号——』, 第30巻, 第9号, 昭和58年8月, p. 90.

この図からみられる通り、わが国の平均寿命は戦後急速な勢いで改善し、1970年代後半に男女とも世界の最長寿国の仲間入りをした。わが国の平均寿命は最長寿国の水準と肩を並べたあとも、いぜんとして好調な改善を維持している。1975年から1981年における平均寿命の年平均改善年数は、わが国の男子が0.34年、女子が0.36年であった。一方、わが国以外の最長寿国のうちスウェーデンのそれが、男子0.13年、女子0.29年、デンマークが男子0.02年、女子0.10年、また米国白人の男子が0.25年、女子が0.23年であった。このように、わが国の平均寿命は近年、長寿国のなかでも例外的なテンポで改善して来たことがわかる。

ところで、平均寿命と死因構造の関係を人口学的に考えると、平均寿命は年齢別死亡率から導かれる。また、年齢別死亡率は死因別年齢別死亡率の合計であるから、平均寿命の変化は死因別死亡率の

4) 1977年データを用いたのは、アメリカ合衆国の動態統計が、執筆時点において1977年までしか公表されていないことによる。

変化から起きていると考えられる。しかも、通常死亡率の低下は特定の疾病に対する医療・医薬の進歩や公衆衛生水準の発展を通して起きるから、時代的にみた場合、特定の死因が全体の死亡率や平均寿命の水準を低下させることに貢献する。したがって、仮に現在低下しつつある特定の死因が相対的に死因別死亡のなかで高い頻度をもっていれば、全体の死亡率や平均寿命の水準を著しく低下させることになる。それゆえ、わが国と欧米のように平均寿命がほぼ等しい水準にありながら、しかし平均寿命改善のテンポが違う場合、そこには死因構造の差異が存在しているといえる。

それでは、欧米諸国とわが国の死因構造にはどのような違いがあるのでしょうか。ヨーロッパ主要国と米国、および日本について、普通死亡率に対する主要死因別死亡率の割合を表1に示した。この表によって死因構造の違いをみることにしよう。

表1 わが国と欧米主要国の普通死亡率（人口10万対）および死因別死亡率割合（%）

国名	データ年次	普通死亡率 (人口10万対)	肺結核	インフルエンザ・肺炎・気管支炎	腸炎および下痢症	悪性新生物	心臓疾患	高血圧症	脳血管疾患	肝硬変	外因性	その他の残りの死因
日本	1978	607.6	1.1	5.9	0.3	21.6	15.4	2.7	24.1	2.3	6.4	20.2
東ヨーロッパ												
チェコスロバキア	1978	1155.5	0.3	8.8	0.0	19.8	26.3	0.6	16.9	1.6	7.3	18.4
ハンガリー	1978	1311.4	0.6	5.1	0.1	19.2	25.7	4.8	14.3	1.8	8.7	19.7
ポーランド	1978	928.6	1.1	6.0	0.1	17.1	22.7	2.0	7.0	1.3	8.0	34.7
西ヨーロッパ												
オーストリア	1978	1260.1	0.4	5.1	0.0	20.0	30.2	1.9	15.4	2.5	7.6	16.9
フランス	1978	1026.6	0.3	3.5	0.2	22.2	19.0	1.4	12.6	3.0	8.8	29.0
西ドイツ	1978	1179.6	0.3	5.5	0.1	21.4	28.4	1.8	14.1	2.3	6.3	19.8
オランダ	1978	821.0	0.0	6.5	0.0	26.0	30.7	0.8	10.8	0.6	5.6	19.0
スイス	1978	910.8	0.3	5.3	0.1	23.9	31.0	2.6	11.8	1.4	7.9	15.7
南ヨーロッパ												
イタリア	1976	980.2	0.4	6.5	0.1	20.2	27.8	2.8	14.0	3.5	5.3	19.4
ポルトガル	1975	1036.5	0.8	7.4	0.4	12.5	13.5	1.7	22.1	3.3	7.1	31.2
北ヨーロッパ												
デンマーク	1978	1035.7	0.1	6.3	0.1	24.6	34.7	0.7	9.3	0.9	6.3	16.8
ノルウェー	1978	1002.3	0.0	8.3	0.1	20.7	31.5	1.4	13.7	0.5	6.0	17.8
スウェーデン	1978	1083.5	0.1	5.1	0.0	22.3	39.0	0.4	10.5	1.1	6.9	14.6
イングランド・ウェールズ	1978	1192.9	0.1	13.2	0.1	21.6	32.6	1.2	12.5	0.3	3.7	14.7
アメリカ合衆国	1978	883.4	0.1	4.2	0.1	20.6	37.3	0.8	9.1	1.6	8.2	18.0

資料) United Nations, *Demographic Yearbook*, Vol. 30 and 31.

欧米の死因順位についてみると、フランスとポルトガルを除き、この表に掲げたいずれの国も、「心臓疾患」(22.7~39.0%)が第一位を占めている。第二位は「悪性新生物」(17.1~26.0%)が占め、そして、第三位が、「脳血管疾患」(7.0~16.9%)という順序である。わが国の死因順位は先にみたとおり、第一位が「脳血管疾患」(24.1%)、第二位が「悪性新生物」(21.6%)、第三位が「心臓疾患」(15.4%)という順序になっており、欧米と比較すると第一位と第三位の死因が入れ替わった順位となっている。わが国の「脳血管疾患」の割合は、欧米より7.2~17.1%高く、逆に「心臓疾患」は7.3~23.6%低い。「悪性新生物」のわが国と欧米の差は4.5~-4.4%と小さい。

このように、全死因に占める「脳血管疾患」と「心臓疾患」割合の違いからみて、これら二つの死

因別死亡率が、わが国と欧米の死因構造の違いをもたらしているといえる。しかも、「悪性新生物」を含むこれら三大主要死因は全死因の46.8%（ポーランド）から71.8%（スウェーデン）を占めており、死因構造が異なるフランス、ポルトガル、およびポーランドを除けば、その占める割合は59.2%から71.8%となる。このように全死因の死亡率に占める三大主要死因のウエートは、わが国(61.1%)との間にそれ程の違いはない。他の死因の死亡率水準が小さいことを考慮すると、三大主要死因の日・欧米の違いが死因構造の違いを特徴付けているといえる。

この死因構造の差異は、わが国と平均寿命の水準がほぼ等しい北ヨーロッパ諸国と比較すれば、より顕著である。つまり、全死因の死亡率に占める「脳血管疾患」の割合は10.4~14.8%ほどわが国が大きく、また「心臓疾患」の割合は16.1~23.6%ほど北ヨーロッパ諸国の方が大きい。

以上みて来たように、わが国と欧米の死因構造は明らかに異なる。両者の平均寿命改善のテンポの違いは、おそらくこの死因構造の違いに起因していると考えられる。別の研究によれば、わが国の近年の平均寿命の改善の多くの部分が「脳血管疾患」死亡率の低下によってもたらされたことがわかっている⁵⁾。それゆえ、もともとこの死因による死亡率が高いわが国とそれほど高くない欧米とを比べると、「脳血管疾患」に対する公衆衛生学的知識の普及や医療技術の進歩がみられる近年の状況では、わが国の平均寿命の改善が目立って表れたと考えられるのである。

Ⅲ 死因構造の差異が平均寿命へ及ぼす影響——日・米の比較

欧米とわが国の死因構造の違いは、「脳血管疾患」と「心臓疾患」死亡率にみられる。それでは、具体的にその違いがそれぞれの平均寿命にどのような影響を及ぼしているのであろうか。つまり、わが国の「脳血管疾患」による死亡率は欧米より明らかに高く、そのことによってわが国の平均寿命はいくぶん低くなっているとみられる。したがって、欧米との間に「脳血管疾患」死亡率に差がなかった場合に期待される平均寿命と現実の平均寿命の間に差を生じていると考えることができる。それゆえ、そのような仮定に基づく平均寿命と実際の平均寿命の差は、わが国の「脳血管疾患」死亡率が欧米より高いことによって被っているディスアドバンテージとみなすことができよう。そこでまず、ある特定死因の年齢別死亡率が、二つの人口の間で差がない場合の「期待平均寿命」を考え、それを実際に計測する人口学的方法について検討したい。そして、欧米型の死因構造を持つアメリカ合衆国の白人の死因別年齢別死亡データとわが国のデータを用いて、各種の死因別死亡率が平均寿命の水準に及ぼす影響を計量的に検討することにしよう。

1 分析方法

平均寿命について死因構造の視点から分析する方法としては、特定死因の死亡率が数パーセント低下する場合に生じる平均寿命の伸びを計測する Keyfitz の方法や、それを拡張した南条の方法がある⁶⁾。また一般的な方法としては、死因別複合生命表に基づいて、特定死因を除去した場合の平均寿

5) 高橋重郷、「戦後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10月、pp. 15-36.

6) Nathan Keyfitz, "What difference would it make if cancer were eradicated? An examination of the Tacuber paradox". *Demography*, Vol. 14, Number 4, Nov. 1977, pp. 411-418. および, Zenji Nanjo, "A simple method of measuring the increase of life expectancy when a fixed percent of deaths from certain causes are eliminated" *IIASA Collaborative paper*, 1980, pp. 80-115.

命を求める方法などがある⁷⁾。ここで用いる方法は、後者の「特定死因を除去した場合の平均寿命を求める方法」に一部修正を加え、二つの異なる平均寿命の分析に使えるようにしたものである⁸⁾。

特定死因を除去して平均寿命をもとめる方法はつぎのとおりである⁹⁾。いま平均寿命を e_0 とすると生命表関数の定義から、

$$e_0 = \int_0^{\omega} p(a) da,$$

である。ただし、添字 ω は年齢の上限を示す。ところで、 $p(a)$ は生まれたばかりの人口が年齢 0 歳から a 歳時に到達する生存確率であるから、年齢 a 歳から $a+n$ 歳の生存確率 (${}_n p_a$) は、 ${}_n p_a = p(a+n)/p(a)$ 、となる。また定義から ${}_n p_a$ は、

$${}_n p_a = e^{-\int_a^{a+n} \mu(t) dt}, \dots\dots\dots(1)$$

である。ただし、 $\mu(t)$ はある瞬間の死亡率 (死力, force of mortality) を示す。

いま、ある死因 i にもとづく瞬間の死亡率を $\mu^i(t)$ と表わし、それ以外の死因に基づくそれを $\mu^{(-i)}(t)$ と表わせば、 $\mu(t) = \mu^i(t) + \mu^{(-i)}(t)$ 、の関係にある。それゆえ式(1)は、

$$\begin{aligned} {}_n p_a &= e^{-\int_a^{a+n} \{\mu(t)^i + \mu^{(-i)}(t)\} dt} \\ &= e^{-\int_a^{a+n} \mu(t)^i dt} \cdot e^{-\int_a^{a+n} \mu^{(-i)}(t) dt} \\ &= {}_n p_a^i \cdot {}_n p_a^{(-i)}, \end{aligned}$$

となる。ただし、 ${}_n p_a^i$ は生命表において死因 i によって死亡する者のうち年齢 a 歳から $a+n$ 歳時に到達する生存確率を表わし、 ${}_n p_a^{(-i)}$ は同様に死因 i 以外のそれを表わす。いま生命表上の ${}_n p_a^{(-i)}$ のみを用いて、特定死因を除去した生命表の年齢 a 歳から $a+n$ 歳時に到達する生存確率 (${}_n p_a^{(-i)'}$) を表わすと、

$${}_n p_a^{(-i)' } = e^{-\int_a^{a+n} \mu^{(-i)}(t) dt},$$

である。

ここで、年齢 a 歳から $a+n$ 歳の間の $\mu(t)$ と $\mu^{(-i)}(t)$ の間に比例的関係があると仮定すると $\mu^{(-i)}(t)$ は、

$$\mu^{(-i)}(t) = k \cdot \mu(t),$$

となる¹⁰⁾。したがって、ある特定の死因を除去した年齢 a 歳から $a+n$ 歳の生存確率 (${}_n p_a^{(-i)'}$) は次の式で表わすことができる。つまり、

$$\begin{aligned} {}_n p_a^{(-i)' } &= e^{-\int_a^{a+n} k \cdot \mu(t) dt} \\ &= \left[e^{-\int_a^{a+n} \mu(t) dt} \right]^k, \dots\dots\dots(2) \end{aligned}$$

7) この方法については、たとえば次のものがある。水島治夫、『生命表の研究』、生命保険文化研究所、1963年、pp. 202-215。および、Samuel H. Preston, Nathan Keyfitz and Robert Schoen, "Causes of Death: Life Tables for National Populations", Seminar Press, New York, 1972, pp. 9-24。

8) この方法についての説明はないが、筆者の論文、「死亡の男女格差の人口学的分析」、『人口問題研究』、第165号、1983年1月、pp. 48-53、において同様の方法を用いて分析を行った。

9) 前掲(注6)の Preston, Keyfitz, および Schoen の文献の第二章において論じられている方法に準拠する。

10) これについては、Chiang, C. L. *Introduction to Stochastic Process in Biostatistics*, New York, Wiley, 1968, や、Benjamin, B. and H. W. Haycocks, *The Analysis of Mortality and Other Actuarial Statistics*, London, Cambridge Univ. Press, 1970, および、Nathan Keyfitz, *Applied Mathematical Demography*, Wiley and Sons, 1977. に詳しい。

ところで、式(1) から 式(2) は、

$${}_n p_a^{(-i)'} = {}_n p_a^k, \dots\dots\dots(3)$$

となる。

ところで、動態統計に基づいて実際に得られる年齢別死亡率 (${}_n M_a$) は、

$${}_n M_a = \int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu(t) dt / \int_a^{a+n} N(t) dt,$$

である。ただし、 $N(t)$ は t 時点の生存者数を表わす。

したがって、 ${}_n M_a^{(-i)'} / {}_n M_a$ は、

$$\begin{aligned} {}_n M_a^{(-i)'} / {}_n M_a &= \frac{\int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu^{(-i)'}(t) dt / \int_a^{a+n} N(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu(t) dt / \int_a^{a+n} N(t) dt} \\ &= \int_a^{a+n} N(t) \cdot k \cdot \mu(t) dt / \int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu(t) dt \\ &= k \cdot \int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu(t) dt / \int_a^{a+n} N(t) \cdot \mu(t) dt \\ &= k, \end{aligned}$$

となる。したがってある人口の特定死因 i の年齢別死亡率を除去した年齢 a 歳から $a+n$ 歳の生存確率 (${}_n p_a^{(-i)'}$) は、死因別年齢別死亡率と全死因の年齢別死亡率の比 (${}_n M_a^{(-i)'}/{}_n M_a$) と全死因の年齢別死亡率 (${}_n p_a$) を用い、(3)式によって得られる。

次に、二つの異なる人口のある瞬間における死因別年齢別死亡率 (仮に「人口A」のそれを ${}^A \mu^i(t)$ とし、「人口B」のそれを ${}^B \mu^i(t)$ と表わす) についてみると、その差 ($\Delta \mu^i(t)$) は、

$$\Delta \mu^i(t) = {}^A \mu^i(t) - {}^B \mu^i(t),$$

で表わせる。ここで「人口A」と「人口B」の死因 i による年齢別死亡率の差分だけ除去した「人口A」に関する年齢別死亡率 (${}_n p_a^{(-i)''}$) を考えると、 ${}_n p_a^{(-i)''}$ は、

$${}_n p_a^{(-i)''} = e^{-\int_a^{a+n} \{ {}^A \mu^{(-i)}(t) + {}^B \mu^i(t) \} dt},$$

の式で示すことができる。

ところで、年齢 a 歳から $a+n$ 歳の間で「人口A」と「人口B」の $\mu^i(t)$ に比例的関係があるとすれば、 ${}^B \mu^{(-i)}(t) = \alpha \cdot {}^A \mu^i(t)$ である。また最初の仮定 ${}^A \mu^{(-i)}(t) = k \cdot {}^A \mu(t)$ から、 ${}^A \mu^i(t) = (1-k) \cdot {}^A \mu(t)$ が成り立つ。したがって ${}_n p_a^{(-i)''}$ は、

$$\begin{aligned} {}_n p_a^{(-i)''} &= e^{-\int_a^{a+n} \{ {}^A \mu^{(-i)}(t) + {}^B \mu^i(t) \} dt} \\ &= e^{-\int_a^{a+n} \{ k \cdot {}^A \mu(t) + \alpha \cdot (1-k) \cdot {}^A \mu(t) \} dt} \\ &= \left[e^{-\int_a^{a+n} {}^A \mu(t) dt} \right]^{[k + \alpha \cdot (1-k)]} \\ &= {}_n p_a^{[k + \alpha \cdot (1-k)]}, \dots\dots\dots(4) \end{aligned}$$

である。

したがって、 $[k + \alpha \cdot (1-k)]$ が実際に観察されるデータから得られれば、上述の仮定に基づく死亡率を計算することが可能となる。

ところで、実際に観察される「人口A」の年齢別死亡率 (${}^A M_a$) と、死因 i について「人口A」と「人口B」の年齢別死亡率の差分を除去した年齢別死亡率 (${}^A M_a^{(-i)} + {}^B M_a^i$) の比は、

$$\frac{({}_n^A M_a^{(-i)} + {}_n^B M_a^i)}{{}_n^A M_a} = \frac{\int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu^{(-i)}(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) dt} \cdot \frac{\int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^B \mu^i(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) dt}$$

$$= \frac{k \cdot \int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) dt} \cdot \frac{\alpha \cdot (1-k) \int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt},$$

の式で表わすことができる。

ここで、年齢 a 歳から $a+n$ 歳間について、 t 時点の生存数 $(N(t))$ が「人口A」と「人口B」の間で比例的関係にあると仮定すれば、 ${}^B N(t) = \beta \cdot {}^A N(t)$ 、である。したがって、上記の式は、

$$\frac{({}_n^A M_a^{(-i)} + {}_n^B M_a^i)}{{}_n^A M_a} = \frac{\alpha \cdot \beta \cdot (1-k) \cdot \int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt}{\beta \cdot \int_a^{a+n} N(t) dt}$$

$$= \frac{\int_a^{a+n} N(t) \cdot {}^A \mu(t) dt}{\int_a^{a+n} N(t) dt}$$

$$= k + \alpha \cdot (1-k), \dots\dots\dots(5)$$

となる。したがって(4)式の右辺の指数部 $\{k + \alpha \cdot (1-k)\}$ は「人口A」の年齢別死亡率 $({}_n^A M_a)$ と、死因 i について「人口A」と「人口B」の年齢別死亡率の差分を除去した年齢別死亡率 $({}_n^A M_a^{(-i)} + {}_n^B M_a^i)$ の比によって得られる。

この(4)式と(5)式を用いて得られる ${}_n p_a^{(-i)}$ から、通常生命表の計算方法にしたがって、順次、他の生命表関数を求めることができる。そのようにして、最終的に計算される平均寿命は、「人口A」と「人口B」の間のある特定死因 i について、年齢別死亡率の差を除去した場合に期待される、「人口A」の期待平均寿命 $[E(\dot{e}_0^{(-i)})]$ である。それゆえ、「人口A」の平均寿命 (\dot{e}_0^A) とこの計算によって得た $E(\dot{e}_0^{(-i)})$ との差は「人口A」と「人口B」の平均寿命の差の内、死因 i の年齢別死亡率の差異によって生じた部分となる。

このようにして、二つの異なる人口の平均寿命の差を生み出す死因構造の違いを計量的に分析することが可能となる。

2 日米の死因構造の違い

上述の方法によって分析を行う前に、既存の統計に基づいて、わが国と米国白人の死因構造の違いをみることにしよう。表2に、1977年の動態統計による両国の死因別死亡数とその割合を示した¹¹⁾。

表2 日本および米国白人の性別死因別死亡数、および死亡割合(%)、1977年

死 因*	男 子		女 子	
	日 本	米国白人	日 本	米国白人
全 死 因	372,172 (100.0)	912,670 (100.0)	317,899 (100.0)	751,430 (100.0)
呼吸器系の結核	6,103 (1.6)	1,105 (0.1)	2,316 (0.7)	478 (0.1)
その他の伝染病・ 寄生虫病	2,880 (0.8)	5,813 (0.6)	2,957 (0.9)	5,451 (0.7)
インフルエンザ・ 肺炎・気管支炎	22,305 (6.0)	38,749 (4.2)	16,965 (5.3)	26,964 (3.6)
悪 性 新 生 物	83,088 (22.3)	185,152 (20.3)	62,684 (19.7)	157,854 (21.0)
心 臓 疾 患	58,079 (14.3)	328,931 (36.0)	50,485 (15.9)	263,142 (35.0)
高 血 圧 疾 患	8,255 (2.2)	5,589 (0.6)	11,078 (3.5)	7,248 (1.0)
脳 血 管 疾 患	86,807 (23.3)	66,962 (7.3)	83,222 (26.2)	92,576 (12.3)
その他の循環器系 疾患	3,516 (0.9)	51,518 (5.6)	3,242 (1.0)	47,097 (6.3)
内 臓 器 の 疾 患	22,688 (6.1)	34,955 (3.8)	14,472 (4.6)	29,550 (3.9)
その他の内因性疾 患	32,828 (8.8)	89,438 (9.8)	31,997 (10.0)	73,145 (9.7)
診断名不明確な状 態	13,986 (3.8)	13,660 (1.5)	21,559 (6.8)	9,775 (1.3)
自 動 車 事 故	9,226 (2.5)	31,141 (3.4)	2,869 (0.9)	12,218 (1.6)
そ の 他 の 事 故	13,181 (3.5)	29,863 (3.3)	5,076 (1.6)	15,021 (2.0)
自 殺	12,298 (3.3)	19,531 (2.1)	7,970 (2.5)	7,048 (0.9)
その他の外因性死 因	1,932 (0.5)	10,263 (1.1)	1,007 (0.3)	3,863 (0.5)

注) * 死因の定義については、本文の脚注11)を参照されたい。

** 日本の資料は、厚生省大臣官房統計情報部「人口動態統計」昭和52年版により、米国の資料は、United States National Center for Health Statistics, *Vital Statistics of the United States*, 1977, Vol. 11, Washington D. C., 1979.

日本と米国白人の死因構造の違いをみることにしよう。表2に、1977年の動態統計による両国の死因別死亡数とその割合を示した¹¹⁾。

日本の死因順位は、第一位が「脳血管疾患」(男子23.3%、女子26.2%)、第二位が「悪性新生物」(男子22.3%、女子19.7%)、そして第三位が「心臓疾患」(男子14.3%、女子15.9%)の順となっており、男女ともそれら三大主要死因が全体の死亡数の約60%を占めている。一方、米国白人のそれは、第一位が「心臓疾患」(男子36.0%、女子35.0%)、第二位が「悪性新生物」(男子20.3%、女子21.0%)、第三位が「脳血管疾患」(男子7.3%、女子12.3%)の順になっている。米国の場合、三大主要死因が全体の約65%を占め、日本の場合よりこれら三大死因への集中度が若干高い。死因別死亡割合でみた日米間の最も顕著な違いは、日・欧米の比較でみたと同様に、日米で第一位と第三位の死因が入れ替わっていることであろう。「心臓疾患」の場合米国の方が男子で21.7%、女子で19.1%も多く、逆に「脳血管疾患」は日本の方が男子で16.0%、女子で13.9%多い。しかし、第二位の死因(「悪性新生物」)は日米両国ともに全体の約20%とほぼ等しく、差はない。第四位以下の死因順位で、日米間に5%以上の差があるものは、「その他の循環器系疾患」(男子4.7%、女子5.3%)のみである。

このように、日本と米国白人の死因構造の違いは主として、「心臓疾患」や「脳血管疾患」を始めとする「循環器系の疾患」に属する死因による死亡の差異に関連していることがわかる。また、米国白人の死因構造が典型的な欧米型の死因構造であることを示している。

- 11) この分析で用いた15死因を、WHOの「国際疾病、傷害及び死因統計分類」の第8版のB分類にしたがって示せば次のとおりである。1) 呼吸器系の結核(B5)、2) その他の伝染病・寄生虫病(B5を除く、B1—B18)、3) インフルエンザ・肺炎・気管支炎(B31—33)、4) 悪性新生物(B19)、5) 心臓疾患(B26、B28、B29)、6) 高血圧疾患(B27)、7) 脳血管疾患(B30)、8) その他の循環器系疾患(B25、B46.c)、9) 内臓器の疾患(B21、B34、B37、B38)、10) 診断名不明確な状態(B45)、11) その他の内因性疾患(B19—B46のうち、3)—10)項を除く残り)、12) 自動車事故(BE47)、13) その他の事故(BE48)、14) 自殺(BE49)、15) その他の外因性死因(BE50)の以上15死因。

さて、日米の平均寿命の格差との関連からいえば、それらの日米間に差のある死因がどのような年齢別死亡率パターンを持っているかがもっとも重要であろう。なぜなら、死因別死亡率の年齢カーブがどのような型を示すかによって、平均寿命への影響の程度が異なるからである。

図2 a 年齢別死亡率カーブ、日本および米国白人男子、1977年。

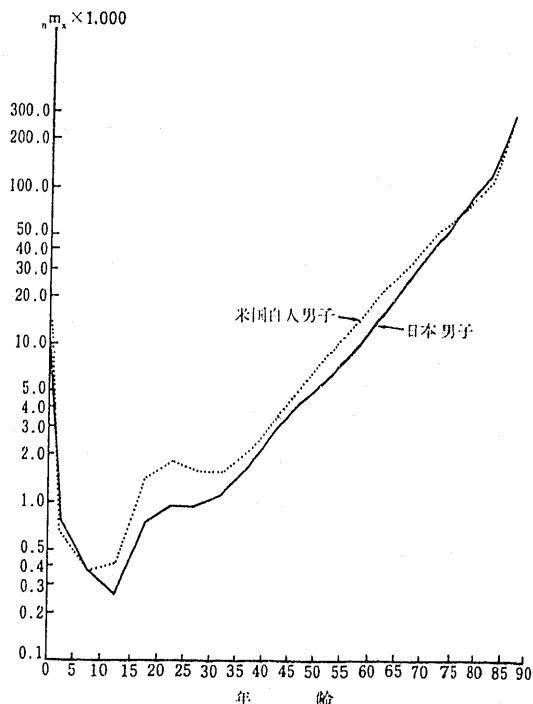
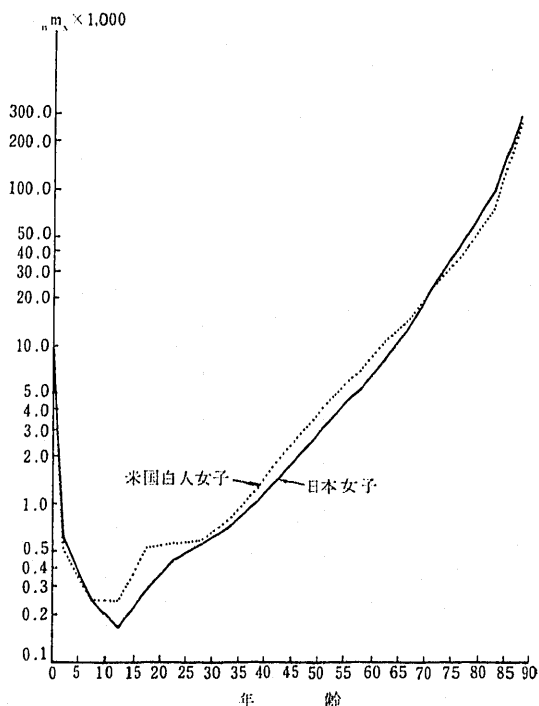


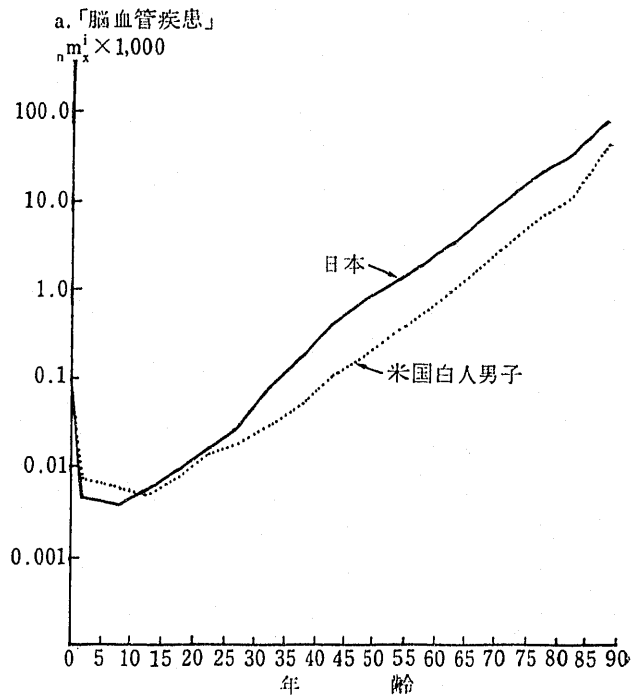
図2 b 年齢別死亡率カーブ、日本および米国白人女子、1977年。

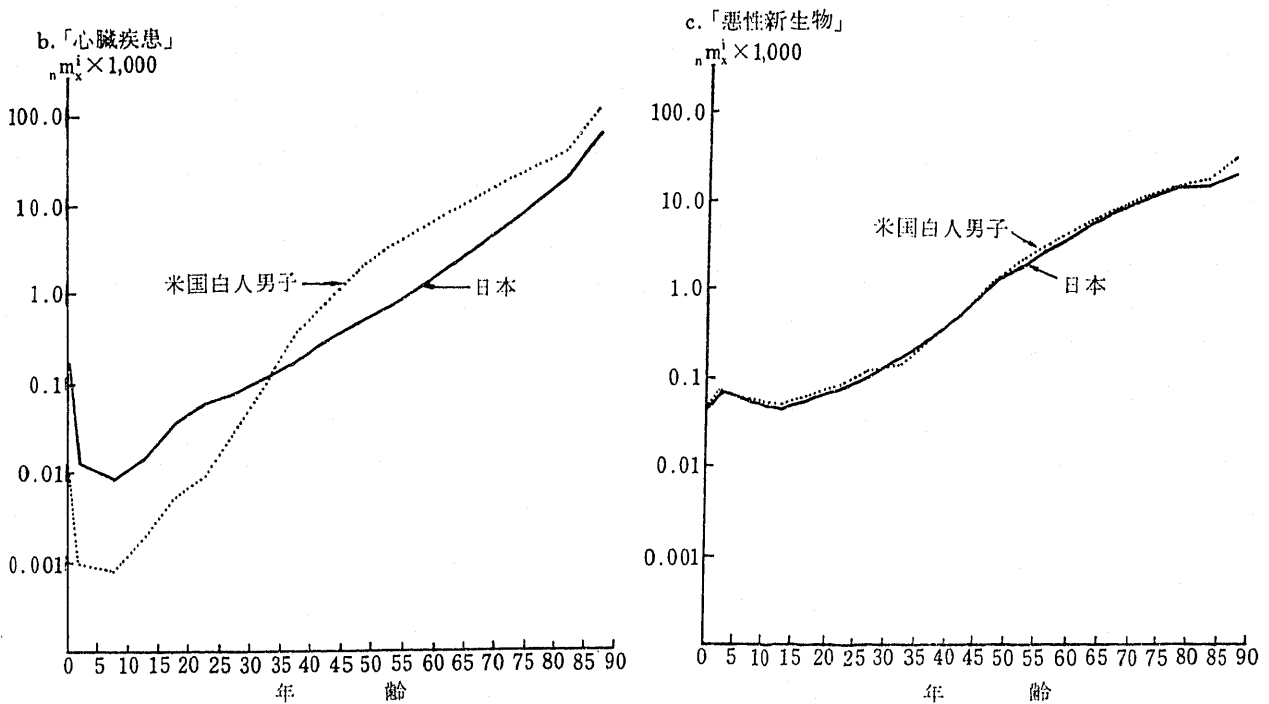


日本と米国白人の女子について、全死因の年齢別死亡率カーブを図2に示した（縦軸の死亡率は対数目盛りで表わされている）。既に述べたように、1977年の日・米白人女子の平均寿命はほぼ等しかった。しかしながら年齢別死亡率でみると、年齢10—69歳では米国白人女子の死亡率の方が高く、逆に年齢5—9歳以下と70歳以上では日本の女子の死亡率が高いことがわかる。このことは、平均寿命が同一水準であったとしても死亡率の年齢カーブが異なるパターンを持つ場合がありうることを示している。日本の場合、米国に比較し年齢別死亡率パターンは中年の死亡率が低く、高年齢においてウェートが高い。

男子の場合には、平均寿命の水準が異なっている分だけ年齢別死亡率カーブにより明白な違いがみられる。つまり、年齢10歳位から70歳位まで日本の死亡率が米国白人よりコンスタントに低く、それ以外の年齢ではほぼ米国と同じカーブを示している。

図3 三大主要死因の年齢別死亡率カーブ、日本および米国白人男子





次に死因別年齢別死亡率パターンを、男子の場合についてみよう(図3)。まず、「脳血管疾患」死亡率についてみると、日・米の年齢カーブは年齢30歳未満までほぼ等しいパターンを示している。しかし年齢30歳以上では、日本の年齢別死亡率が米国より比例的に高くなっている。とくにこのグラフは対数目盛りで示しているから、高年齢の日・米差ほど大きい。「心臓疾患」死亡率の年齢カーブをみると、日本の死亡率の方が年齢35歳未満において高い。しかし、率の水準が非常に小さいので、平均寿命に対する影響は少ないであろう。米国の「心臓疾患」死亡率は年齢35歳以上において、「脳血管疾患」死亡率とはまったく逆の傾向を示し、わが国の水準より非常に高い。一方「悪性新生物」死亡率はどの年齢をみてもほとんど等しい水準で、この死因の年齢別死亡率パターンは日・米間に差がみられない。

以上のように、日・米の死因構造は死因別の年齢別死亡率パターンでみると、それぞれ異なる特徴をみせていることがわかる。とくに、日・米の差は、年齢別死亡率それ自体の水準が圧倒的に大きい年齢40歳以上において、顕著にみられる。したがって、この年齢層の日・米差が平均寿命格差に大きく影響していると考えられる。また、それらの死因は「心臓疾患」と「脳血管疾患」を始めとする成人病であった。したがって、日・米の平均寿命格差がそれらの死因に関連していることが推察される。それでは、個々の死因が具体的にどの程度、日・米の平均寿命格差に影響を及ぼしているのだろうか。それを前述の方法を用いた分析結果に基づいて検討することにしたい。

3 分析結果

日・米の平均寿命格差のうち、先に示した方法によって得た15死因の平均寿命に対する影響の程度(寄与年数)についてみることにしよう(表3および4)。

男子の場合、日本の平均寿命は米国よりも2.23年長い¹²⁾。個々の死因別にみると、ある死因は日米の平均寿命格差を拡大させる働きを示し、また他の死因はそれを縮小させる働きをしている(表中の数値にマイナスの符号がついたものが日・米の平均寿命格差を縮小させる働き、いいかえれば日本の

表3 死因別年齢別, 日米平均寿命格差の分析表, 男子, 1977年

単位: 年

死 因*	年 齢				
	合 計	0—14歳	15—49歳	50—69歳	70歳以上
全 死 因	2.230	0.281	0.769	1.365	-0.186
呼 吸 器 系 の 結 核	-0.156	-0.000	-0.014	-0.089	-0.053
その他の伝染病・寄生虫病	0.016	0.019	-0.001	-0.000	-0.002
インフルエンザ・肺炎・気管支炎	-0.108	-0.030	0.002	0.033	-0.114
悪 性 新 生 物	0.199	-0.001	-0.005	0.142	0.063
心 臓 疾 患	2.438	-0.020	0.008	1.566	0.812
高 血 圧 疾 患	-0.130	0.000	-0.003	-0.028	-0.099
脳 血 管 疾 患	-1.623	-0.000	-0.093	-0.722	-0.808
その他の循環器系疾患	0.530	0.025	0.050	0.247	0.208
内 臓 器 の 疾 患	-0.117	-0.001	-0.018	-0.035	-0.062
その他の内因性疾患	0.482	0.179	0.039	0.179	0.085
診断名不明確な状態	-0.062	0.104	0.013	0.030	-0.210
自 動 車 事 故	0.427	0.032	0.380	0.015	0.000
そ の 他 の 事 故	0.160	-0.021	0.172	0.007	0.003
自 殺	-0.016	0.001	0.005	-0.012	-0.010
その他の外因性死因	0.191	-0.006	0.162	0.032	0.002

注) * 死因の定義については, 本文の脚注 11) を参照されたい。

表4 死因別年齢別, 日米平均寿命格差の分析表, 女子, 1977年

単位: 年

死 因*	年 齢				
	合 計	0—14歳	15—49歳	50—69歳	70歳以上
全 死 因	0.335	0.202	0.262	0.675	-1.803
呼 吸 器 系 の 結 核	-0.066	0.000	-0.011	-0.032	-0.022
その他の伝染病・寄生虫病	0.004	0.013	0.001	0.002	-0.012
インフルエンザ・肺炎・気管支炎	-0.159	-0.028	-0.001	0.003	-0.133
悪 性 新 生 物	0.418	-0.007	-0.003	0.359	0.073
心 臓 疾 患	1.179	-0.019	-0.013	0.499	0.713
高 血 圧 疾 患	-0.194	0.000	-0.001	-0.023	-0.169
脳 血 管 疾 患	-1.343	-0.001	-0.015	-0.434	-0.893
その他の循環器系疾患	0.394	0.020	0.032	0.128	0.214
内 臓 器 の 疾 患	0.007	0.000	0.020	0.032	-0.044
その他の内因性疾患	0.219	0.141	0.006	0.109	-0.037
診断名不明確な状態	-0.363	0.072	0.020	0.011	-0.467
自 動 車 事 故	0.230	0.036	0.174	0.020	0.000
そ の 他 の 事 故	0.076	-0.016	0.051	0.031	0.010
自 殺	-0.128	-0.001	-0.052	-0.038	-0.037
その他の外因性死因	0.061	-0.008	0.054	0.014	0.001

注) * 死因の定義については, 本文の脚注 11) を参照されたい。

死因別死亡率が米国より高いことによって相対的に日本の平均寿命が低くなっていることを示し、プラスの符号はその逆、つまり格差を拡大する働きを示す)。

日本の死因別年齢別死亡率が米国より低く、結果的に日・米の平均寿命格差を拡大させる働きを示した死因は、「その他の伝染病・寄生虫病」、「悪性新生物」、「心臓疾患」、「その他の循環器系疾患」、「その他の内因性疾患」、「自動車事故」、「その他の外因性死因」で、これらの死因によって平均寿命に4.44年の日・米間格差を生じさせている。中でも「心臓疾患」が格差拡大に最も強く貢献しており、それのみによって日・米間に2.44年の格差をもたらしている。それ以外の死因はいずれも0.5年以下であるが、「自殺」を除く外因性の死因をまとめてみると平均寿命格差拡大に0.78年の貢献をしていることがわかる。

一方、日・米の平均寿命格差を縮小させた死因は、「呼吸器系の結核」、「インフルエンザ・肺炎・気管支炎」、「高血圧疾患」、「脳血管疾患」、「内臓器の疾患」、「その他の内因性疾患」、および「自殺」である。これらの死因の年齢別死亡率は米国より日本の方が高く、それによって日本と米国の平均寿命格差が小さくされた部分である。これらの死因によって日米平均寿命格差は2.21年縮小していることがわかる。そのうち、格差縮小に最も貢献している死因は「脳血管疾患」で、1.62年ほど日本の平均寿命を低くしている。その他の死因についてみると、日米平均寿命格差に-0.16年から-0.02年の影響を及ぼしている。しかし、「脳血管疾患」に比較しその影響は非常に小さいといえる。

次にこのような影響が年齢別にみてどのような年齢階級から生じているのかをみることにしよう。年齢0歳から14歳では全体として日米平均寿命格差を0.28年拡大する働きを示した。このような格差拡大への貢献は、表からみる限り「その他の内因性疾患」(0.18年)と「診断名不明確な状態」(0.1⁰年)の2死因から生じている。「その他の内因性疾患」には「先天異常」や「周産期に固有な疾患」が含まれており、主としてこれらの死因の日・米間格差によって生じたものと考えられる。「診断名不明確な状態」の値が若干高く現れたのは死亡診断書記載時における日米の判断規準の差異によるものであるのかも知れない。しかし、この死因の影響は非常に小さい。

年齢15—49歳において生じた日米平均寿命格差の部分は、0.77年である。そのうち、内因性の死因はその格差にほとんど貢献していない。つまり、15—49歳に関しては外因性死因(「自動車事故」(0.38)、「その他の事故」(0.17)、および「その他の外因性死因」(0.16))からそのほとんどが生じているといえる。

次に50—69歳についてみれば、日米平均寿命格差全体の約60% (1.37年)がこの年齢階級から生じている。死因別にみれば、日米平均寿命格差を拡大する要因となっている死因と、それを縮小する要因となっている死因、そして日米平均寿命格差にほとんど影響を及ぼさない死因の3つのタイプに分けることができる。米国の死因別年齢別死亡率が日本より高く、したがって平均寿命の格差を拡大させる働きを示しているのは「心臓疾患」で、この年齢階級において日米平均寿命格差を1.57年ほど拡大するのに貢献している。他の死因では「その他の循環器系疾患」(0.25年)、「悪性新生物」(0.14年)の順で高い寄与年数を示したが、「心臓疾患」に比較しその影響は少ない。

12) 1977年の日米の平均寿命の差は、男子2.643年(日本72.576, 米国白人69.933), 女子0.638年(日本77.473, 米国白人76.835)であったが、この方法によって推定された個々の死因別の期待値の総和(表中の全死因欄)は若干低い値(男子2.230, 女子0.335)となった。この理由として考えられることは、全死因の年齢別死亡率と死因別年齢別死亡率の比率によって、期待年齢別死亡率を求めていること、また生命表の関数の一つである naa (年齢 a 歳から $a+n$ 歳の間に死亡する人口の平均生存延べ年数) を期待年齢別確率が求められた後も、変化しないものと仮定しているためと考えられる。しかし、この分析の目的が、特定死因の格差を二つの人口の間から取り除いたとき、それが平均寿命にどのような効果かを及ぼすのかを検討することにあるので、大きな問題はないと考えられる。

この年齢階級では、逆に、日本の死因別年齢別死亡率が米国より高いことによって、日米平均寿命格差を縮小させる働きを示した「脳血管疾患」(-0.72年)がある。それ以外にも「呼吸器の結核」(-0.09年)、「高血圧疾患」(-0.03)が縮小させる働きを示したが、これら3つの死因の貢献度は極めて小さいものであった。したがって、年齢50-69歳においては「心臓疾患」、「その他の循環器系疾患」等の平均寿命格差拡大をもたらす要因と「脳血管疾患」等のそれを打ち消す要因の作用によって、1.37年の日米平均寿命格差を生じたものといえる。

年齢70歳以上の死因別年齢別死亡率が日米平均寿命格差拡大に及ぼした影響は、他の年齢階級でみられた傾向と異なり、0.19年の縮小に寄与している。死因別にみれば「脳血管疾患」(-0.81年)、「診断名不明確な状態」(-0.21年)、および「インフルエンザ・肺炎・気管支炎」(-0.14年)が日米平均寿命格差を縮小する要因となっている。なお、「診断名不明確な状態」に含まれる死因の大部分は「精神病の記載のない老衰」である。一方、日米平均寿命格差を拡大する方向に影響した死因は「心臓疾患」(0.81年)、「その他の循環器系疾患」(0.21年)等である。年齢50-69歳と比較して、70歳以上では「心臓疾患」による影響がかなり小さく、そのため70歳以上では日米平均寿命格差に対する寄与年数がマイナスの符号を示したと考えられる。

以上のように、男子の日・米の平均寿命に格差が生じた主たる要因は、その影響の大きさからみて「心臓疾患」と「脳血管疾患」の両死因の年齢別死亡率差である。つまり「心臓疾患」は米国の死因別年齢別死亡率が日本より高いことにより、日米平均寿命格差を2.44年拡大させる働きを示し、逆に「脳血管疾患」は日本の死因別年齢別死亡率が米国より高いことにより、日米平均寿命格差を1.62年縮小させている。この両死因を中心としながら、いくつかの死因がその影響を打ち消し合って全死因における2.23年の日米平均寿命格差を生じさせていることが明らかとなった。

なお、女子については紙面の都合で詳細に説明することができないが、基本的にほぼ男子と同じ死因に相反する作用(格差拡大へ2.59年、格差縮小へ2.25年)がみられる。そして、結果的にはそれらの影響が打ち消し合って、ほぼ日米間に平均寿命の格差がない状態を生じている。

IV ま と め

平均寿命は死因別年齢別死亡率を総合化した単一指標である。異なる人口の同一時点における平均寿命は、たとえそれが似たような水準にあっても、死因構造に大きな違いがある場合があり得る。わが国の平均寿命は1970年代後半に世界の最長寿国の水準に到達したが、そうした他の先進諸国の水準に追いつき追いこした平均寿命の改善には、日本の死因構造の特質が有利に働いたと考えられる。また、日本の平均寿命が世界で最も高い水準にあったとしても、特定の死因についてみればいぜんとして、他の先進諸国よりかなり高い死因別年齢別死亡率を保持しているものもある。本論では日本の平均寿命が米国白人のそれと比較して死因構造上どこに有利な点があるのか、またそれが具体的にどの程度、日米平均寿命格差に貢献しているのかを検討した。

日本の平均寿命は男子の場合には2.23年、女子では0.34年ほど米国より長い。日本の死因別年齢別死亡率は米国白人のそれと比較して、「心臓疾患」、「自動車事故」を始めとする外因性死因の死亡率が低く、これらの死因を中心として日本の平均寿命は米国の平均寿命より相当高い水準に到達する条件を持っている。しかしながら、「脳血管疾患」を始めとして、いくつかの死因で年齢別死亡率が米国より高い死因がある。それらが日本の平均寿命の伸びをおさえる効果をもっていることがわかる。

日本の死因構造は「心臓疾患」による死亡が米国と比較し少ないという特徴をもっており、このこ

とが日本の平均寿命を高くするもっとも大きな要因となっている。さらに、日本の平均寿命を低くする働きを示した死因は、比較的高い年齢階級でウエートの大きい死因が多い。またそれらの死因の一部は、感染性死因を始めとして比較的現代の医療技術によってある程度の死亡率低下が可能な死因である。このことは、今後のわが国の平均寿命の改善に有利な条件を示すものである。

日本の男子の死因別年齢別死亡率のうち、「脳血管疾患」による死亡率が米国白人のそれと同じであるとすれば、1977年の日本の男子平均寿命は72.58年から74.20年へと上昇し、女子の場合も同様に77.47年から78.82年へと上昇する。今後とも、日本の平均寿命が一層順調な改善を達成していくためには、このような日本の平均寿命を潜在的に押し止めている死因をまず低下させることが必要であろう。とくに、個々の死因別にみて諸外国の死亡率が既に日本より低い水準に達している死因については、わが国の死亡率を欧米の水準にまで引き下げることが可能であろう。この分析では、日本と米国白人についてのみ検討を行ったが、さらに他の先進諸国との検討を行い、日本の平均寿命改善の可能性を探っていききたい。

A Comparative Study for the Level of Life Expectancy and the Cause Structure of Mortality between the Japanese and the U. S. White American

Shigesato TAKAHASHI

Japanese life expectations for both male and female reached the highest level in the world around late 1970s. According to the 1983 life table, life expectancy at birth was 74.2 years for male and 79.8 years for female. It is regarded that annual gain in life expectancy for the Japanese remained relatively high compared with the European and American one.

The reason why Japanese life expectancy is still improving with relatively high annual gain can be found in the difference in the cause structure of mortality between Japan and other developed countries, like Sweden, Norway and the U. S. The author examined the characteristics of Japanese cause structure of mortality while comparing with European one. Life table analysis has been used here for the comparative study between the Japanese and the U. S. White American data.

Main findings are as follows:

- 1) According to the vital statistics data in 1977, it was found that there were two main differences in the causes of death between the Japanese and the U. S. White American. These were death from cerebro-vascular disease and heart disease.
- 2) The percent of the death rate from cerebro-vascular disease among the overall death rate was 36.2% for female, 23.3% for male in Japanese and 13.3% for female, 7.3% for male in White American.
- 3) As the result of life table analysis, Japanese life expectancy for male was prolonged 2.438 years due to the lower rates of cause-age specific mortality from heart disease than that for the White American. It is clear that the most of difference in life expectancy between two populations comes from death rate from heart disease.
- 4) However, Japanese life expectancy for male was reduced 1.623 years because of the higher rates of cause-age specific mortality from cerebro-vascular disease than that for the White American. It should be noted that Japanese expected life expectancy at birth will increase from 72.59 years to 74.20 years for male and from 74.47 years to 78.82 years for female, if we assume that age-specific death rates from cerebro-vascular disease decrease to the level of the White American.