

(3) 高齢死亡率の年齢パターンの都道府県と国別変異の関係

さて、前節で見た都道府県別、女性高齢者死亡の年齢パターンは、(2)節で行った国際的変の中では、どの程度のものと位置付けられるであろうか？ここでは47都道府県に3つの低死亡国（スウェーデン、フランス、米国白人）を加えて前節同様のクラスター分析を行った。

図 24 低死亡3国を加えた都道府県高齢死亡率の第1、2主成分スコア (1968-92)

	Pc1	Pc2		Pc1	Pc2		Pc1	Pc2
1 Hokkaido	0.26	-0.17	25 Shiga	0.15	0.30	Sweden	0.41	-0.32
2 Aomori	0.30	0.15	26 Kyoto	0.04	0.02	France	0.28	-0.47
3 Iwate	0.14	0.19	27 Osaka	0.72	-0.10	US(white)	0.90	-1.58
4 Miyagi	0.02	0.34	28 Hyogo	0.26	-0.07			
5 Akita	0.33	0.44	29 Nara	0.25	0.11			
6 Yamagata	0.06	0.54	30 Wakayama	0.19	0.00			
7 Fukushima	0.17	0.29	31 Tottori	-0.53	0.20			
8 Ibaraki	0.43	0.16	32 Shimane	-0.69	0.07			
9 Tochigi	0.51	0.20	33 Okayama	-0.57	0.14			
10 Gunma	0.27	0.17	34 Hiroshima	-0.30	-0.16			
11 Saitama	0.45	0.05	35 Yamaguchi	-0.25	-0.11			
12 Chiba	0.10	0.09	36 Tokushima	0.21	-0.12			
13 Tokyo	-0.09	-0.09	37 Kagawa	-0.40	0.05			
14 Kanagawa	-0.11	-0.10	38 Ehime	-0.26	-0.11			
15 Niigata	-0.12	0.54	39 Kochi	-0.16	-0.35			
16 Toyama	-0.09	0.22	40 Fukuoka	-0.05	-0.34			
17 Ishikawa	-0.03	0.35	41 Saga	-0.17	-0.07			
18 Fukui	-0.23	0.32	42 Nagasaki	0.10	-0.20			
19 Yamanashi	-0.34	0.18	43 Kumamoto	-0.44	-0.17			
20 Nagano	-0.28	0.24	44 Oita	0.03	0.02			
21 Gifu	0.32	0.16	45 Miyazaki	-0.08	-0.16			
22 Shizuoka	-0.31	0.08	46 Kagoshima	0.04	-0.29			
23 Aichi	0.45	0.03	47 Okinawa	-1.92	-0.88			
24 Mie	0.05	0.19						

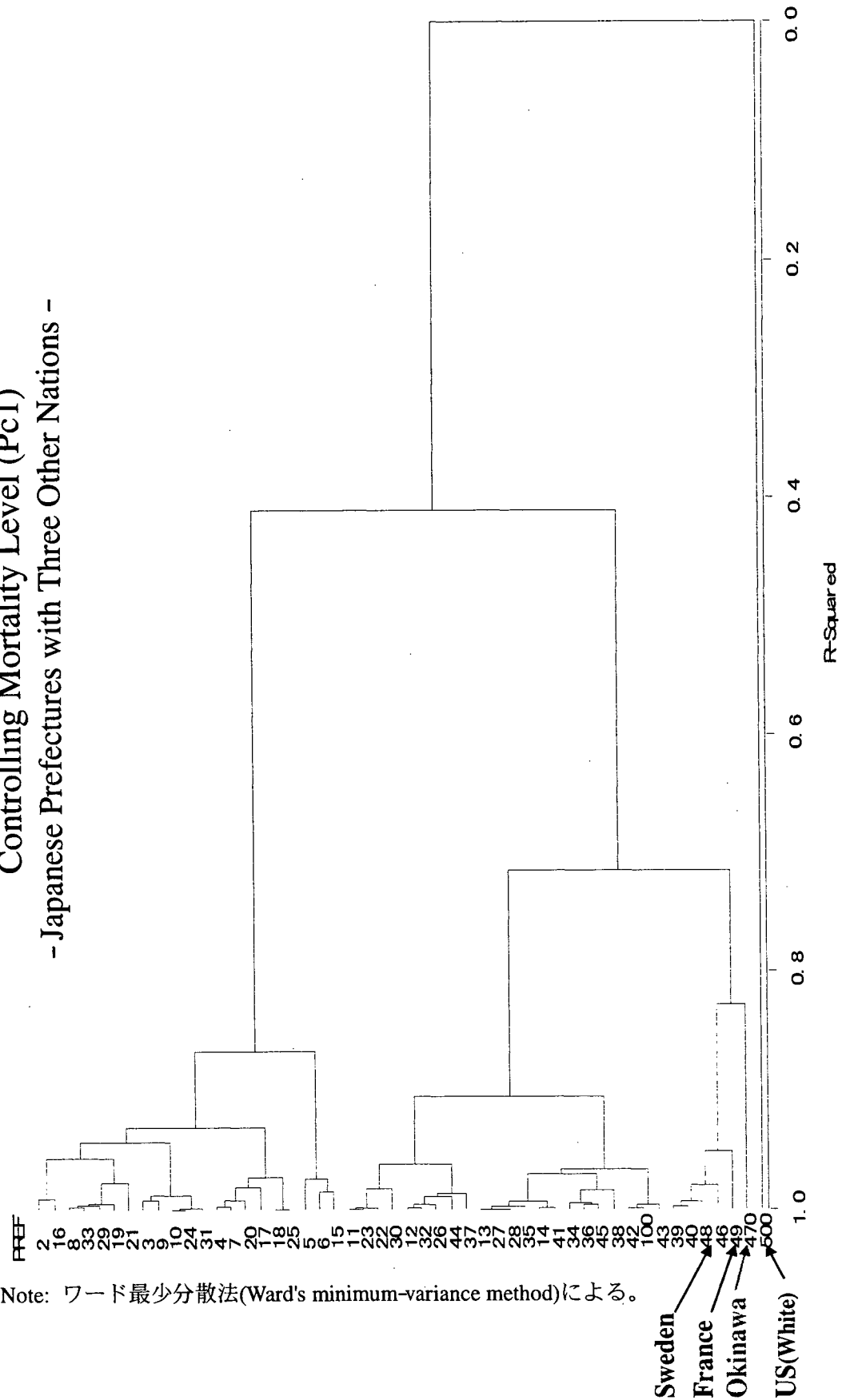
結果の第1、2主成分スコアを図24に、また、第2～5主成分によるクラスター分析の結果（デンドログラム）を図25に示した。クラスター図によれば、スウェーデン、フランスは、わが国の都道府県変異の中では、周辺に位置するが、概ねこれら変異の範囲内に納まっており、高知、福岡、鹿児島、および沖縄に近い。図24によって第2主成分スコアのみを見ても、これらの国は沖縄を除いた都道府県の中で最も低い値を示してはいるものの、沖縄よりは高い値となっている。

しかしながら、米国白人のパターンは明らかに異なっている。わが国の都道府県の中では、飛びぬけて低い値を示す沖縄よりもはるかに低い値を示している。したがって、米国白人の高齢死亡パターンについては何らかの明らかに異なる要因が作用していると考えざるを得ない。

図 25 低死亡 3 国を加えた都道府県別女性高齢死亡率
第 2~5 主成分によるクラスター図

Clustering Old Age Pattern of Mortality(Pc2-5)
Controlling Mortality Level (Pc1)

- Japanese Prefectures with Three Other Nations -



Note: ワード最少分散法(Ward's minimum-variance method)による。

考 察

本研究では、国、地域による高齢死亡率年齢パターンの変異を特定するため、主成分分析法によって年次別、年齢別死亡率（対数変換値）を年次変化（死亡レベル変化）の共通年齢パターンと前期老年期～後期老年期の死亡率の相対的高低パターン（高齢死亡率年齢パターンの相対性）に分解し、後者の変異が地域に強く依存していることを見いだした。

手法的には、死亡率の将来推計に現在広く用いられているリー＝カーター法の背景モデルとほぼ同一のモデルである主成分分析モデルによって、このように地域によって堅持される変異の存在が確認されたことの意義は大きいと思われる。すなわち、これらの変異、あるいは固有のパターンは、やはり地域に固有の何らかの環境的要因によって堅持されている可能性が高く、その変異がひとつのパラメーター（ここでは第2主成分スコア）によって表現できることから、現在先進諸国に広く見られる高齢死亡率年齢パターンの変化を、将来に投影するための有望な手法が得られたことになる。あとは、この変異を保っている要因が何かということと、これが今後どのように変化するかを知る必要がある。

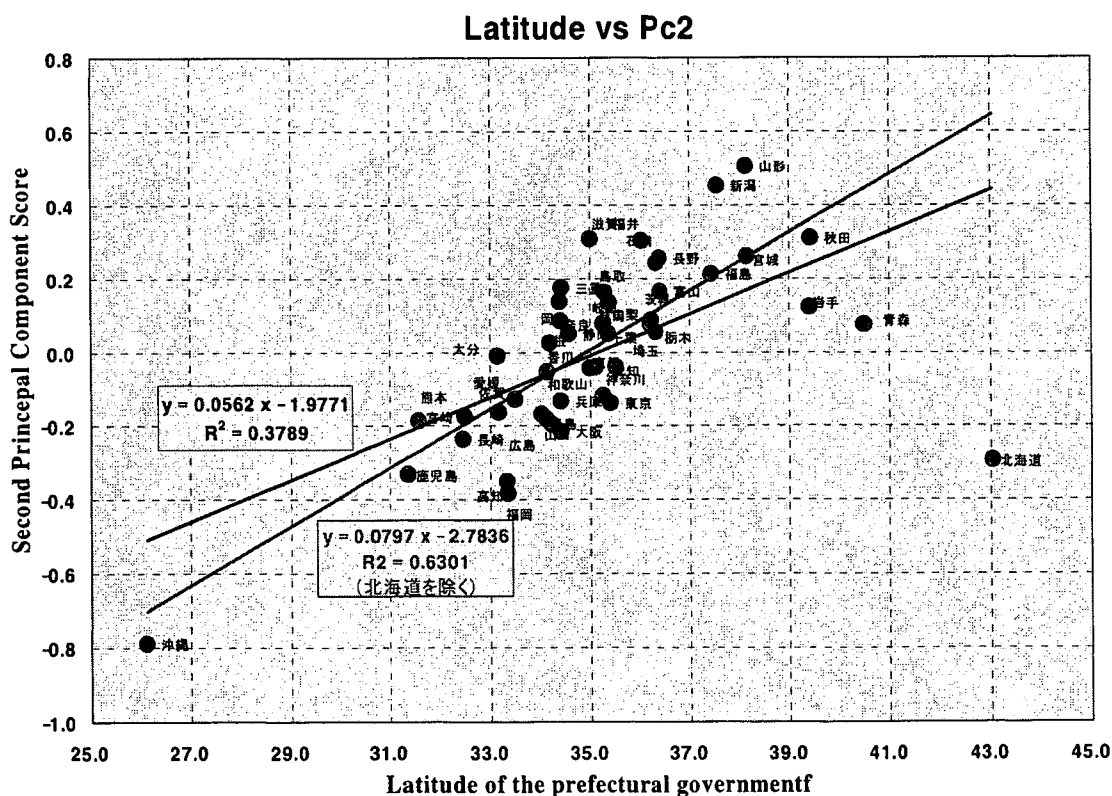
本稿で測定された高齢死亡の相対性は、上記のように地域によって安定して保有されているパターンであるが、図 11b に見られるように、それらも徐々に変化を示しており、1980年代半ば以降、国の間で収束する傾向が進んでいる。すなわち、相対性の値の極端に低い（すなわち後期老年期の死亡率が相対的に低い）米国白人、およびカナダの死亡パターンが次第に他の国の一般的なパターンに近づいている。一方、日本の相対性はやはり 1980年代半ばまでは、これら先進国中で際立って高かったが、その後急勾配で低下をみせ、1990年代至るとスウェーデンやフランスよりも低い値となっている。この趨勢が続けば、2000年を越えて10年を経過しないうちには、カナダや米国白人よりも低下し、後期高齢者に有利な死亡パターンとなりそうである。日本女性の死亡レベルが最も低いことを考え合わせれば、わが国の後期高齢者は世界でも群を抜いた低いレベルを享受することになる。このことの社会経済的影響の大きさは言うまでもなく、後期～超高齢層の人口の予想外の増大とこれにともなう年金受給期間の延長、コストの高い医療介護需要の増大など、多くの面での社会的負担の想定以上の増大を意味する。したがって、高齢死亡率の年齢パターンの変化には最大限の注意を払って、観察してゆく必要がある。

それでは、この年齢パターンを決めている要因は何であろうか？本研究では、まずそうした年齢パターンを特定する手法を確定し、パターンの存在、ならびにそれらの変化を定量的に把握することが主眼であり、その決定因を探ることは範囲外である。これを行うには、死因をはじめとする関連要因に関するデータの分析が必要であり、その詳細な研究は他に譲らざるを得ない。しかし、ここでは本分析の中から見出された手がかりについて示しておこう。

第一に、わが国死亡率の年次推移分析から得られた第2主成分の年齢パターンを見ると、50歳以上のパターンについて80歳前後を境として2分することができる（図7参照）。80歳以降のフェーズでは、年齢の進行に対してフラットなパターンを示しており、これらの

年齢層では要因は同じ働きをしているように見える。国別の分析においてはやや異なり、3つの部分に分けることができる。(1)~65歳、(2)~85歳、および(3)85歳以上である(図9参照)。(3)の最も高齢のフェーズでは、年齢変化に対してフラットなパターンを示すことは、上記のわが国のみの場合と同じであるが、国別ではこれに加えて(1)の中年期もフラットになっている。わが国の除く国々ではこれら中年の年齢グループ内でも要因は年齢に依存しない働きを示している。ところが、わが国を都道府県に分けて行った分析においては、50歳以上のほぼ全年齢層で年齢依存のパターンとなっている。すなわち、わが国の場合には、もとめる要因は地域別変異では年齢依存の働き方をしており、後期高齢期においても年齢が高くなるほど要因の働きがよくなる地域があることを示している。これは、スコアの絶対値の大きい地位であると考えられ、すなわち図21で示されるように、主として南部日本の県、および北海道である。

図 26 都道府県別高齢死亡率の第2主成分スコアの緯度との関係



Note: 各都道府県、県庁所在地の緯度と高齢死亡率第2主成分スコアとの関係を示す。
赤で示した回帰直線は北海道を除いたもの。

図 21 などには、このように高齢死亡の年齢パターンに関する地理的勾配(クライン cline)が認められる。これは都道府県(県庁所在地)の緯度と第 2 主成分スコアとの散布図を描くことによってより明瞭に示される(図 26)。緯度による回帰の決定係数は、38%でありクラインの存在を認めることができる。ただし、図では北海道が明らかなはずれ値となっており、これを除いた場合の決定係数は 63%にまで上昇する。したがって、北海道を何らかの理由によって別とすれば、高齢死亡のパターンは気候など緯度に関連する要因との関連がきわめて強いといえる。とりわけ、クラスター分析によって他の都道府県とかけ離れたパターンを示していた沖縄も、このクラインの延長線上に乗っていることがわかる。

高齢死亡の年齢パターンに関して最も特異な集団は米国白人、およびカナダ人であり、これを形成している要因が、日本国内の都道府県による相違を形成している要因と同一かどうかはわからない。カナダは気候的には寒冷であり、また米国白人は気候の点ではさまざまな地域に居住しており、単純に上記の緯度との関係を認めることはできない。しかし、わが国においても、北海道が例外となっていることは、これらの集団における特異性と関係があるかもしれない。

将来における年齢パターンの変化を特定するためには、こうした地域別パターンの分析から、その要因と形成メカニズムを知る必要があり、引き続き要因の特定への努力が必要である。

本研究における方法論の制約については以下の通りである。本研究では、分析の基礎として主成分分析を用いている。特異値分解も同様であるが、これらの手法は年齢別死亡率(の対数変換値)の特定の年齢における上下動と、その年齢間の相関から、支配的な変化パターンを抽出する手法と見られる。これは現実において死亡率が各年齢における低下していると見る場合には妥当な手法であろうと考えられる。これまでの死亡モデルにおいてはこうした見方が支配的であり、リー=カーター法もこの立場である。これに対して、近年の高齢死亡については、老化過程の遅れによる死亡の遅れをもととした死亡率の高齢へのシフトと見るのが妥当とする提案がなされており(Kannisto 1996, Bongaarts 2005)、次第に有力となりつつある。こうした死亡率の変化については、主成分分析ないし特異値分解法をそのままの形で適用では対応できない。これはリー=カーター法を含めたこれまでの標準的な手法に共通する課題である。この対処としては、死亡率データに対して年齢軸変換を行い、シフトの効果を取り除いてから主成分分析法ないし特異値分解法を適用する方法と、Bongaarts(2005)が行ったように、年齢別死亡率に対してまったく異なるパラメトリックモデル(ロジスティックモデル)を適用する方法があるであろう。寿命の将来推計を考えると、老化過程の変化などの高齢死亡変化の実際のメカニズムを死亡率モデルに反映することは必須であると考えられるので、いずれかの方法により死亡率の年齢上のシフトに対応することは必要な拡張であると考えられる。

結論

本研究では、わが国を含む低死亡国における今後の死亡率あるいは平均寿命の推移に関する理論的根拠を得るための方法として、1960～70年代以降専門家の予測に反して進行している中高年齢層における死亡率低下に注目し、その年齢パターンの時系列変化、地域変異の分析法を検討し、主成分分析法による死亡レベルとパターンの分離、定量化を行った。また、その結果により主に地域変異との関係から、パターン形成の背景を探った。これらの結果を要約すると、以下の通りである。

(1) まず手法的な面においては、中高年齢層（50歳以上）の死亡率の年齢パターンは、主成分分析または特異値分解の第1成分が死亡レベルを表すことから、これを除外した残差、またはそのほとんどを表す第2成分によって、定量的に把握することでき、中高年齢層の年齢パターンの相対性の比較の指標として用いることができることがわかった。

実際、この方法により低死亡国4国、わが国の時系列、ならびに都道府県別の中高年齢層の死亡率年齢パターンを分析した結果、以下のような地域による特異性が認められた。

(2) すなわち、米国白人およびカナダの女性中高年齢層の1968年以降の死亡率は、全般的死亡レベルをコントロールして比較した場合、後期高齢高齢（70～80歳以上）の死亡率が相対的に低い特異な年齢パターンを示している。しかしながら、1990年代以降この特異性は失われつつあり、他の低出生国がこのパターンに近づいている。

(3) 日本の死亡率は、他の低出生国に比べて後期高齢高齢（70～80歳以上）の死亡率が相対的に低い年齢パターンに急速に移行しつつあり、米国白人やカナダのパターンに近づきつつある。

(4) この高齢に有利な死亡パターンは、わが国において都道府県別にみた場合、北海道を例外として南日本に集中しており、とりわけ沖縄はわが国の中ではこのパターンが際立って強い（しかしながら、米国白人、カナダほどではない）。このパターンは、緯度と強い相関を示しており、気候など緯度と関係の深い要因がこのパターンの形成に関与していると見られる。

これら中高年齢層における死亡の年齢パターンの変化ならびに地域による変異は、現在進行している死亡ならびに寿命変化の要因とメカニズムに関する重要な手がかりを提供しており、これらの意味するところを正しく解釈することが、今後の死亡推移に関する化学的な見通しを得る上で必須のことと考えられる。今後は、死因および関連要因に関するデータを含めた分析を行い、本稿で明らかとなった年齢パターンの年次変化、地域変異の要因特定に努力すべきであろう。

引用文献

- Bongaarts, John, 2005, "Long range trends in adult mortality: Models and projection methods," *Demography*, Vol. 42(1): 23-49.
- Bourgeois-Pichat, J., 1978, Future outlook for mortality decline in the world. *Population Bulletin of the United Nations*, vol. 11, pp. 12-41.
- Fries, J. F., 1980, Aging, natural death, and the compression of morbidity, *New England Journal of Medicine*, vol. 303, pp. 130-135.
- Himes, C. L., S. H. Preston, and G. A. Condran. 1994. "A Relational Model of Mortality at Older Ages in Low Mortality Countries." *Population Studies* 48:269-292.
- Lee, R. D., and L. R. Carter, 1992, "Modeling and forecasting U.S. mortality." *Journal of the American Statistical Association*, vol. 87, pp. 659-671.
- Kannisto, V., 1996, *The Advancing Frontier of Survival, Monographs on Population Aging*, 3. Odense, DK: Odense University Press.
- Omran, A. R., 1971, The epidemiologic transition: a theory of the epidemiology of population change, *Milbank Memorial Fund Quarterly*, vol. 49, pp. 509-538.
- Wilmoth, J.R. .1990, "Variation in vital rates by age, period, and cohort." In: Clifford C. Clogg (ed.), *Sociological Methodology*, Oxford: Basil Blackwell, Vol. 20, pp. 295-335
- Wilmoth J.R., L.J. Deegan , H. Lundstrom, and S. Horiuchi , 2000, "Increase of maximum life-span in Sweden, 1861-1999," *Science*. Sep 29;289(5488):2366-8

(3) Lee-Carterモデルの改善に関する研究

石井 太

はじめに

国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口（平成14年1月推計）」では、将来死亡率推計に Lee and Carter (1992) による Lee-Carter モデルを修正したモデルが用いられた（小松 2002）。Lee-Carter モデルは簡明で有効なことから広く用いられているモデルであるが、平成14年推計の死亡率は、特に高齢部分において実績に比較してやや高めとなっている。本研究では、Lee-Carter モデルに年齢シフト要因を加味することにより、高齢部分の死亡率推定の改善が可能な死亡率モデルの開発を行うための検討を行う。

1. Lee-Carter モデル及び修正 Lee-Carter(小松) モデルについて

平成14年推計では生命表の将来推計に Lee-Carter モデルを修正したモデル（以下、本稿において小松モデルとよぶ）が用いられた（小松 2002）。ここでは、その基本的な考え方及びオリジナルの Lee-Carter モデルとの違いについて簡単にまとめる。

まず、推計の基礎となる期間における中央死亡率を対数変換した $\ln(m_{x,t})$ に対し、

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + k_t b_x + \epsilon_{x,t}$$

というモデルを仮定し、パラメータ推定を行う。推定にあたっては、 a_x を1999年と2000年（推計の基礎となる期間の最終年及びその前年）の平均値

$$a_x = \frac{\ln(m_{x,1999}) + \ln(m_{x,2000})}{2}$$

とし、 $\ln(m_x) - a_x$ に特異値分解 (SVD) を行うことによって、

$$\ln(m_{x,t}) - a_x = \sum_{k=1}^{101} u_{ik} q_k v_{jk} \quad (1)$$

との表現を得る。ただし、

$$\begin{aligned} \mathbf{U} &= (u_{ik}) && : 36 \times 101 - \text{Matrix}, && i = t - 1964 \\ \mathbf{Q} &= \text{diag}(q_k) && : 101 \times 101 - \text{Matrix} \\ \mathbf{V} &= (v_{jk}) && : 101 \times 101 - \text{Matrix}, && j = x + 1 \end{aligned}$$

である。ここで、 q_k (特異値) は大きいものから並べて、

$$q_1 \geq q_2 \geq \dots \geq q_{101}$$

としておく。次に、特異値分解の式 (1) の q_1 (第一特異値) に相当する項のみを取り出して、

$$k_t = u_{i1} q_1$$

$$b_x = v_{j1}$$

とおくことにより、 b_x と k_t が推定される。次に将来推計にあたり、まず、 b_x については移動平均による平滑化を行ってこれを固定する。 k_t については基礎となる期間について、指数関数・対数関数の2種類の関数によるカーブフィッティングを行い、両者の単純平均を将来の k_t の推計値として用いる。

平成 14 年推計の小松モデルがオリジナルの Lee-Carter モデルと異なっている主な点は、基準となる a_x を、推計の基礎となる全期間の平均値とする点、 k_t の推計に当たって、Lee-Carter モデルでは時系列モデルを用いる点である。

2. 平成 14 年推計と実績値の比較

図 1、図 2 は、平成 14 年推計による死亡率 (対数値) の、実績死亡率 (対数値) に対する比を示したものである。死亡率の対数値は符号がマイナスであることから、この比が 1 を下回ることは平成 14 年推計の死亡率が実績に比べて高めだったことを示す。これをみると、女子の 2001 年を除くと、70 歳以上の高齢部分では平成 14 年推計の死亡率は実績に比較してやや高めとなっていることが分かる。

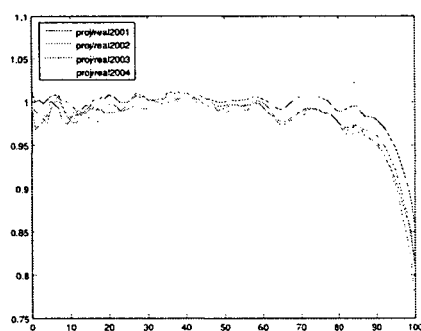


図 1 平成 14 年推計結果と実績値の比較 $\log m_x$ (男)

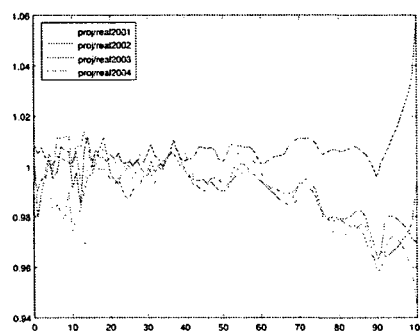


図 2 平成 14 年推計結果と実績値の比較 $\log m_x$ (女)

3. Lee-Carter モデルによる分析

前節で見た高齢部分の死亡率の実績との乖離は、わが国の死亡率の推移と推計モデルの持つ特性との関係から生じているものと考えられる。しかしながら、平成 14 年推計の小

松モデルはオリジナルの Lee-Carter モデルと異なり、基準となる a_x を推計の基礎となる期間の最終年及びその前年の平均値としているため、近年の乖離の影響評価が難しい。そこで、本研究では、推計モデルの特性評価の観点から、オリジナルの Lee-Carter モデルと同様、基準となる a_x を推計の基礎となる全期間の平均値とした場合に、この期間の中で高齢部分の死亡率の推計パフォーマンスがどうなるかを観察することとした。

図3に、 $\log m_x - a_x$ の推移（男）を示した。これは平均的な年齢別死亡率水準に対する相対的な年齢別死亡率水準の変化を示し、死亡率水準が低下してきていることから、過去から現在に時代が移行するにつれ、曲線は概ね上から下に移動する動きを示す。この曲線全体を表す行列に特異値分解を施し、第一特異値から求められる $\log m_x - a_x$ の推定値を表したものが図4、第二特異値までの項から求められる $\log m_x - a_x$ の推定値が図5である。

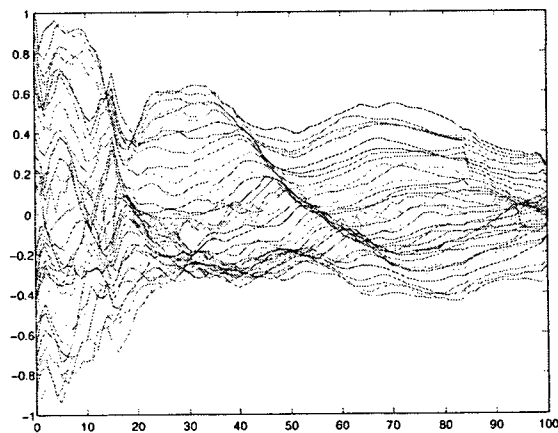


図3 $\log m_x - a_x$ の推移（男）

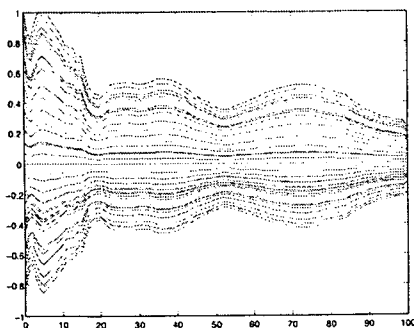


図4 $\log m_x - a_x$ の特異値分解第一項（男）

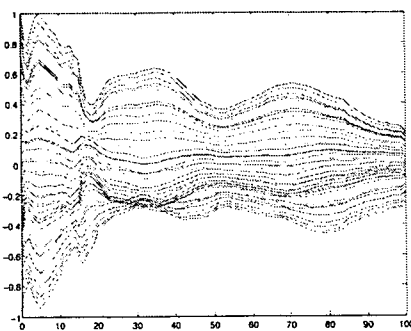


図5 $\log m_x - a_x$ の特異値分解第一項+第二項（男）

同様に女子について示したものが、図6～図8である。これをみると、第二特異値まで

含めた推定値の高齢部分において、曲線が直近に推移するにつれ、高年齢へのシフトが起きていることが観察される。

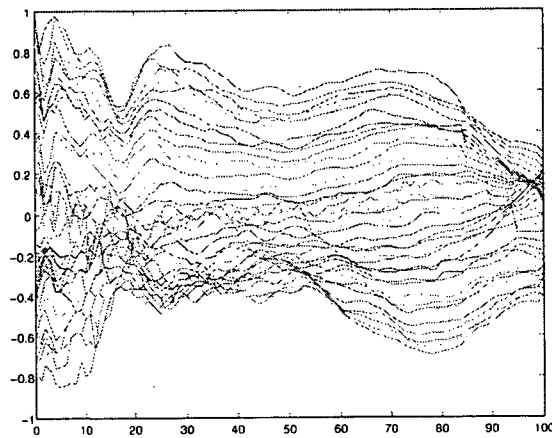


図6 $\log m_x - a_x$ の推移 (女)

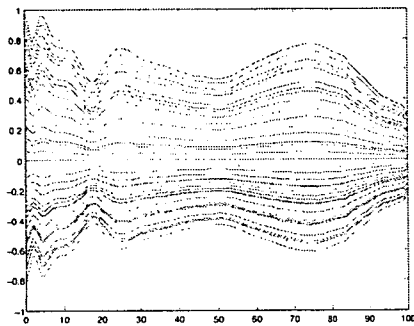


図7 $\log m_x - a_x$ の特異値分解第一項 (女)

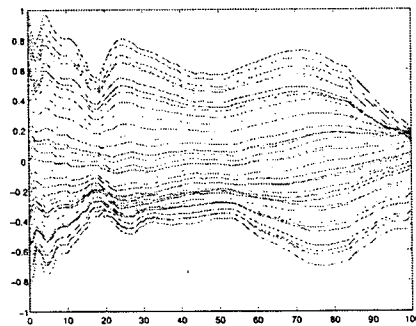


図8 $\log m_x - a_x$ の特異値分解第一項+第二項 (女)

第一特異値までの項を用いて死亡率の対数値を推計した結果を図9～図12に示す。特に、2004年では高齢部分で高めの推計結果となっていることが観察できる。

以上の観察から得られることとしては、Lee-Carterモデルの特徴である、第一特異値までを用いた死亡率推計値について、高齢死亡率での変化が必ずしも捉えられていない部分があるという可能性である。また、第二特異値までを併せた推計値の観察からは、わが国の近年の高齢死亡率において、年齢がシフトして行くような効果が現れているのではないかということが示唆された。これは、「わが国の平均寿命の動向と死亡率推計モデルの検討」において行った、平均寿命の伸長要因の要因分解などにおいて観察したのと同様の傾向がここでも観察されたことを示している。

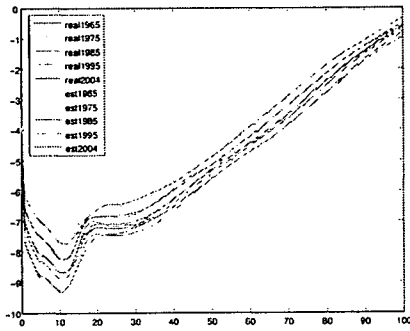


図9 $\log m_x$ 推計結果 (男)

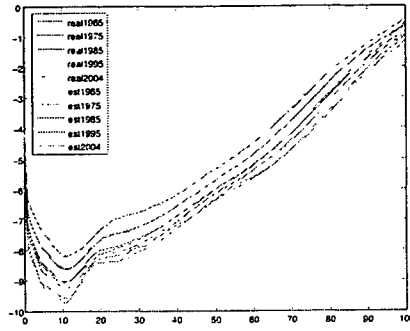


図10 $\log m_x$ 推計結果 (女)

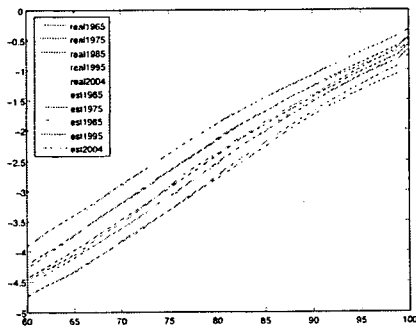


図11 $\log m_x$ 推計結果 (高齢部分・男)

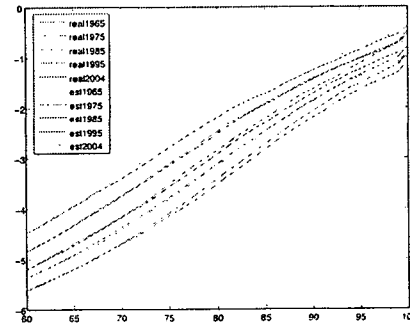


図12 $\log m_x$ 推計結果 (高齢部分・女)

4. 年齢をシフトさせたモデル

本研究では、前節の観察に基づき、高齢部での死亡率推計の改善を行うことを目的として、年齢軸をシフトさせてから特異値分解を適用するとの Lee-Carter モデルの改良に関して検討を行った。検討に用いる死亡率は 1965~2004 年のものとし、20 歳以上の部分でこの 40 年間に 8 年分の年齢シフトが起きるものとした。

これに基づく推計結果 (高齢部分) が図 13、図 14 である。これを見ると、年齢シフトを考慮しなかったモデルによる推計結果である図 11、図 12 と比較して、死亡率のあてはまりがよくなっていることが観察でき、特に女子の高齢部分での推計のあてはまりが改善されていることが分かる。

このように、前節で観察を行った、第一特異値のみによる死亡率推計が高齢死亡率の動きを必ずしも捉えられきれていないことについて、年齢シフトを考慮して特異値分解を行うことで、第一特異値だけを使用しつつ高齢死亡率推計の改善を行う可能性が得られた。Lee-Carter モデルを将来推計に利用する場合、第一特異値に対応する k_t の動きを時系列モデルやカーヴフィッティングにより延長することになるが、第二特異値に対応する k_t は、一般には単調増減でない動きをすることもあり、その場合、単純な延長が困難である

場合があるため、第一特異値のみを用いて死亡率推計を改善できることは、将来推計に用いる観点からも有用性が大きいものと考えられる。

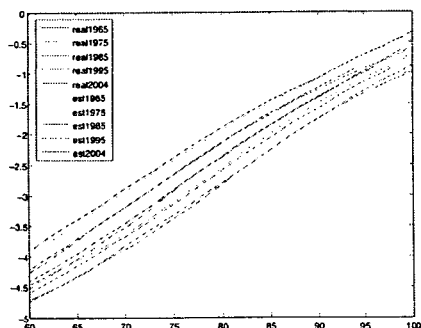


図 13 年齢シフトモデル
による $\log m_x$ 推計結果
(高齢部分・男)

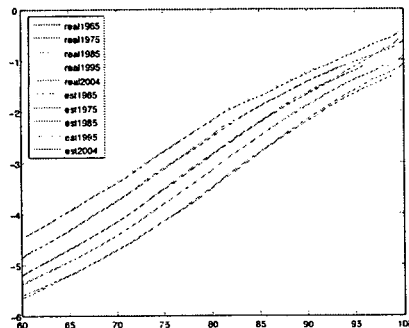


図 14 年齢シフトモデル
による $\log m_x$ 推計結果
(高齢部分・女)

5. 今後の課題

本研究では、年齢シフト要因を考慮した Lee-Carter モデルの適用により、高齢部分の死亡率推計に関する改善を検討した。本研究で行った検討により、年齢シフトを取り入れることにより、Lee-Carter モデルがもつ簡明性を保ちつつ、第一特異値のみによる死亡率推計が表現できていない、高齢への年齢シフト要因を取り込むことが可能となり、高齢死亡率推計モデルの改善に関する視点が得られた。

本研究は、高齢部分のモデルに関して特に焦点を当てて検討を行ったものであるが、若年部分の死亡率推計や超高齢域における死亡率推計モデルの検討はまだ十分に行われていない。特に、超高齢域における死亡率推計については、ロジスティックなどのパラメトリックなモデルを活用することについての検討も必要である。また、将来推計に当たっては、今後の k_t の動きについても研究を行うことが必要である。このような研究を通じて、全年齢にわたる死亡率推計モデルの検討を行い、将来推計モデルとして改善を行って行くことが今後の課題である。

参考文献

- Lee, R. and L. Carter (1992) "Modeling and Forecasting U.S. Mortality", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 419, pp. 659-675, September.
- 小松隆一 (2002) 「リレーショナル・モデルによる日本の将来生命表作成の試み」, 『人口問題研究』, 第 58 巻, 第 3 号, pp.3-14, 9 月.

(4) 年齢シフト構造を持つ Lee-Carter モデルを用いたわが国の死亡率推計

石井 太

はじめに

国立社会保障・人口問題研究所より新たに公表された「日本の将来推計人口（平成 18 年 12 月推計）」では、推計手法としてコーホート要因法が用いられている。死亡による人口の変動を推計するためには将来の生残率が必要となるため、将来人口推計を実行するためには将来の死亡率推計が必要となる。

平成 18 年 12 月推計では、現在国際的に標準的な方法とされ、平成 14 年 1 月推計でも用いたリー・カーター・モデルを採用しつつ、これに対して世界の最高水準の平均寿命を示すわが国の死亡動向の特徴に適合させるため、新たな機構を加えて死亡率の投影を行った。具体的には、過去の死亡率曲線にロジスティック曲線を当てはめて、その年齢シフト量と勾配に関するパラメータを推定し、これによる高齢死亡率の年齢シフトを考慮した上でリー・カーター・モデルを適用することによって、死亡率改善の著しいわが国の死亡状況に適合させるものである。本研究はこのモデルを用いたわが国の死亡率推計について述べる。

1. 近年の死亡動向

わが国は、近年、男女ともに世界的に見てトップクラスの平均寿命を保ちつつ推移してきているが、その死亡動向について、まず生命表を用いて見てみることにしよう。

今からおよそ 50 年前である昭和 30(1955) 年(第 10 回生命表)の平均寿命は、男性 63.60 年、女性 67.75 年であったが、平成 17(2005) 年完全生命表によれば、男性 78.56 年、女性 85.52 年であり、この間に平均寿命は男性で 14.96 年、女性で 17.77 年の伸びがあった。この伸びは近年徐々に緩やかになっているとはいえ、昭和 55(1980) 年の平均寿命が男性 73.35 年、女性 78.76 年であることから、それ以降の 25 年間だけをとっても、男性 5.21 年、女性 6.76 年と引き続き伸びを示していることがわかる(図 1)。

このように、近年のわが国の平均寿命は国際的に見てトップクラスの水準を保ちつつ、なおも改善を続けているという点が第一の特徴である。寿命がどこまで延びるのかは重要な関心事であるが、かつて人口学者の間では、寿命には一定の限界があり、平均寿命もやがてその限界に近づいていくため伸びが鈍っていくとの議論が有力であった。しかし、最長平均寿命は各国や国連などによる平均寿命の推計値を上回って延びてきており、従来、比較的現実性が高いと考えられてきた平均寿命の動向は、再度、不現実性の高い現象として捉える必要が出てきたといえよう。

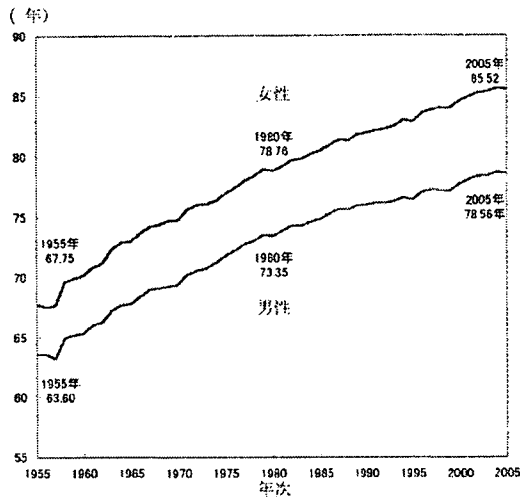


図1 平均寿命の推移

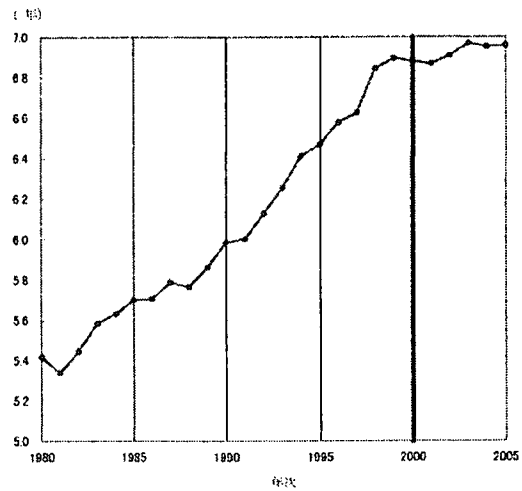


図2 平均寿命の男女差の推移

わが国の平均寿命のもう一つの特徴は男女の平均寿命の差にある。近年、多くの欧米先進諸国においては、平均寿命の男女差が縮小する傾向にあるが、一方、わが国では、昭和30(1955)年に4.15年であった男女差が、平成17(2005)年完全生命表では6.96年と拡大してきており、諸外国と異なる傾向を見せてきたところである。しかしながら、この拡大傾向には特にこの5年間程度で変化が見られる。1990年代までは男女差は比較的堅調な拡大基調であったが、直近である2000年以降については、男女差がそれほど大きく拡大しなくなるという傾向の変化が見られるようになってきている(図2)。

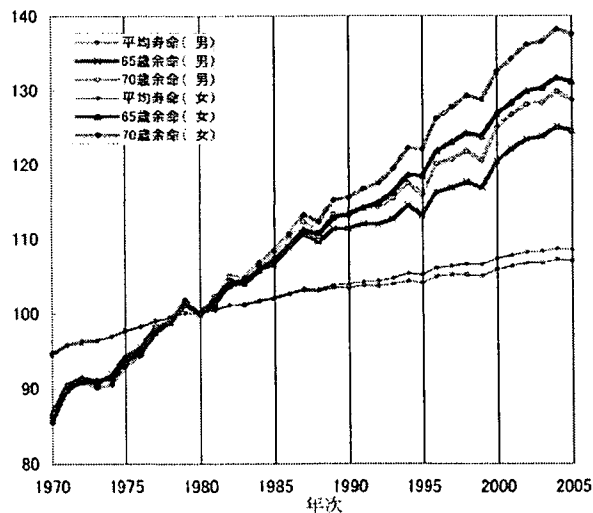


図3 平均余命の延びの推移の比較 (1980年を100とした指数)

次に、近年のわが国の死亡率改善の特徴として、男女とも特に高齢部での改善が著しいことが挙げられる。図3は、0歳・65歳・70歳時の平均余命について、昭和55(1980)年を100とした場合の指数を示したものである。これによれば、男女とも平均寿命の指数の増大に比べ、近年、65歳・70歳余命の指数の増大が大きく、近年、高齢での死亡率改善が著しいことがわかる。

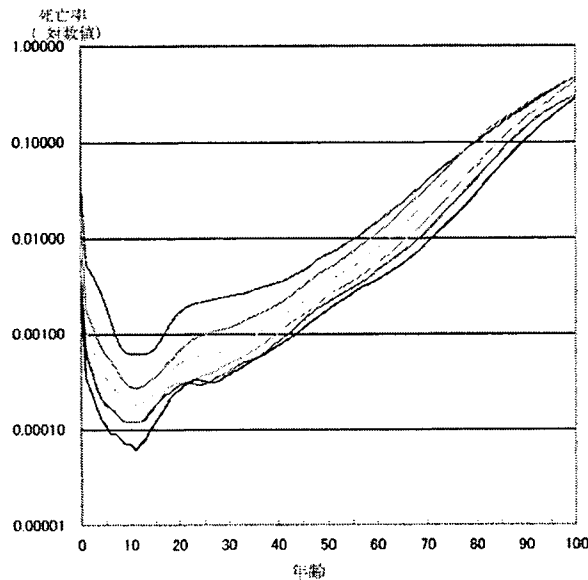


図4 年齢別死亡率(対数値・女性)

さらに、これらを年齢別死亡率のレベルで観察するため、図4に昭和30(1955)年以降10年おきの女性の年齢別死亡率(対数値)をグラフに示した。これによれば、この間の年齢別死亡率は、当初、低年齢における改善が起き、その後、高年齢における改善へと変わってきていることが分かる。特に、近年における高年齢での死亡率の変化は、死亡率曲線が高齢側にシフトしている動きと見ることもできる。このように、わが国の近年の平均寿命の延びの要因の一つである高齢死亡率改善は、死亡率曲線の年齢シフトという死亡状況の変化と捉えることが可能である。

2. 基礎データ

今回の死亡率推計モデルの基礎データとしては、1970～2005年の男女別年齢別死亡率を用いた。これは、平成14年1月推計と同様、過去36年間の死亡率データである。ただし、厚生労働省統計情報部による公式生命表は、完全生命表と簡易生命表の違いや、作成年次により作成方法が異なっている。また、簡易生命表については、過去の年次のものについて85歳以上、90歳以上などが一括で表示されているものがある。そこで、死亡率推

計モデル構築にあたり、推計用生命表をに統一的に再作成することとした。

これにあたり、将来人口推計における死亡率推計及び本研究プロジェクトにおける研究分析に使用目的を限定し、1972～2005年の人口動態調査死亡票を目的外集計することにより、死亡率推計モデル及び関連研究に使用するための基礎データを作成した*1。この基幹となるデータ構造は図5に示すものである。なお、1971年以前については同等のデータが取得できないため、人口動態調査の報告書からデータを入力し、いくつかの分類については総数のみからなる構造を持つデータを連結し、統合した*2。

	日本に在る日本人										日本に在る外国人													
	総数	性別			年齢			原因			出生			性別			年齢			出生				
	合計	男	女	0	1	2	1	2	3	1	2	3	合計	男	女	0	1	2	1	2	3	合計	男	女
死亡月計		表録1: 死因年次推計分類別																						
5年発生		表録2: 年齢区別																						
男子		表録3: 性別区別																						
年齢計		表録4: 死亡月別																						
000		表録5: 年齢区別																						
001		表録6: 年齢区別																						
002		表録7: 年齢区別																						
003		表録8: 年齢区別																						
004		表録9: 年齢区別																						
005		表録10: 年齢区別																						
...		...																						
119		表録11: 年齢区別																						
120		表録12: 年齢区別																						
999		表録13: 年齢区別																						
000		表録14: 年齢区別																						
001		表録15: 年齢区別																						
002		表録16: 年齢区別																						
003		表録17: 年齢区別																						
004		表録18: 年齢区別																						
005		表録19: 年齢区別																						
...		...																						
209		表録20: 年齢区別																						
女子		表録21: 年齢区別																						
年齢計		表録22: 年齢区別																						
1年前発生		表録23: 年齢区別																						
男子		表録24: 年齢区別																						
1月		表録25: 年齢区別																						
12月		表録26: 年齢区別																						
死亡月不詳		表録27: 年齢区別																						

図5 基礎データ

この基礎データによる死亡データに、国勢調査・推計人口（総務省統計局）及び高齢者名簿（厚生労働省老健局）の人口データ等を組み合わせ、男女別・年齢別死亡率を算定して、1970～2005年の生命表の統一的な再作成を行った。なお、図6に公式生命表との平均寿命の比較を示したが、平均寿命でみた場合、両者には大きな差が見られないことが確認できた。

*1 人口動態調査の目的外集計に関しては、厚生労働省統計情報部企画課審査解析室、情報企画室及び人口動態・保健統計課に多大な協力を頂いたことを感謝する。
 *2 データの入力に関し、増田幹人氏に多大な協力を頂いたことを感謝する。

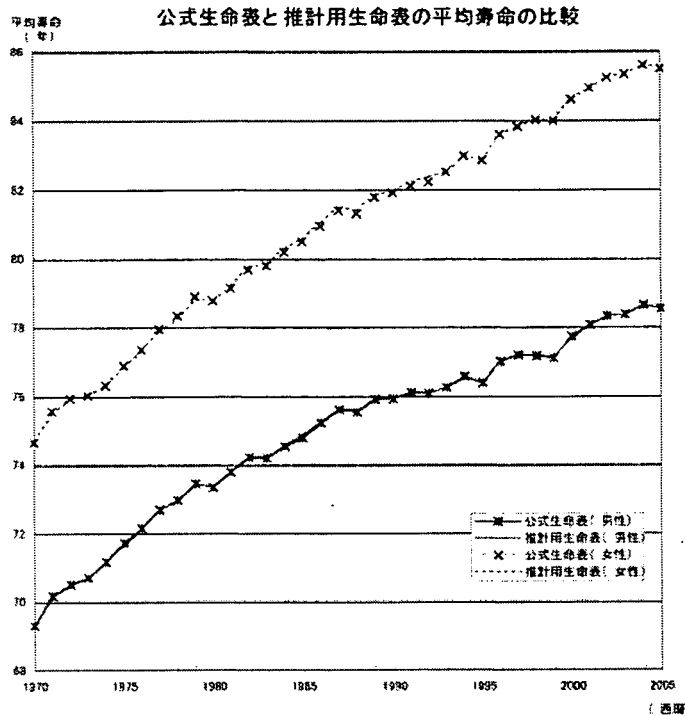


図6 平均寿命の比較

3. 死亡率推計モデルの構造

3.1 平成14年1月推計のモデルとその評価

次に死亡率モデルの構造について述べる。前回の平成14年1月推計でも用いられた Lee-Carter によるモデルは以下のように表されるモデルである (Lee and Carter 1992)。

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + k_t b_x + \epsilon_{x,t}$$

ここで $\ln(m_{x,t})$ は年齢別死亡率の対数値、 a_x は平均的な年齢別死亡率パターンとし、 $\epsilon_{x,t}$ は平均0の残差項を示す。 b_x 、 k_t の推定にあたっては、行列 $\ln(m_{x,t}) - a_x$ に特異値分解 (SVD) を行い、

$$\ln(m_{x,t}) - a_x = \sum_i u_{xi} q_i v_{ti} \quad (q_1 \geq q_2 \geq \dots)$$

との表現を得た後、第1特異値 q_1 に関連する項のみを取り出して、

$$k_t = q_1 v_{t1}$$

$$b_x = u_{x1}$$

とすることにより行う。このとき、 k_t は死亡の一般的水準（「死亡指数」と呼ばれる）、 b_x は k_t が変化するときの年齢別死亡率の変化を表すパラメータとなる。このモデルの利点は、一つのパラメータ k_t のみの変化で、年齢ごとに異なる変化率を記述することが可能な点である。平成 14(2002) 年推計においては、このようなりー・カーター・モデルの利点を踏まえつつ、わが国の死亡状況に適合するよう必要な修正を行った、(修正) リー・カーター・モデル（小松モデル）を用いて将来生命表が作成された（小松 2002）。

平成 14 年 1 月推計の小松モデルでは、 a_x として直近 2 年間の死亡率の平均値をとり、パラメータ k_t の将来推計にあたって、我が国の死亡動向の観察に基づき、指数関数・対数関数の 2 種類の関数によるカーブフィッティングを行い、両者の平均値を将来の k_t の推計値として用いた。オリジナルの Lee-Carter モデルでは基準となる a_x を推計の基礎となる全期間の平均値とし、 k_t の推計に当たっては Lee-Carter モデルでは時系列モデルを用いている。この 2 点が平成 14 年 1 月推計の小松モデルのオリジナルのモデルと異なっている主な点であるといえる。

次に、今回のモデル改善に関して前回推計以降の実績値を用いた評価を行う。最初に、平均寿命から平成 14 年推計を評価する。図 7、図 8 は平均寿命の実績値の推移と、平成 14 年 1 月推計における平均寿命の推移を比較したものである。これによれば、平成 14 年 1 月推計以降に判明した 2001 年以降の実績値は、男性・女性とも平成 14 年推計の推計値を上回って推移してきているが、男性の実績値との乖離の方が女性よりも大きく、前回推計以降、特に男性の死亡率改善が進んできたことが観察される。

図 9、図 10 は前回推計以降の実績が判明している 2001～2005 年の年齢階級別死亡数の実績値と推計とを比較したものである。これによれば、男性の年齢階級別死亡数の推計値は実績値と概ね一致しているが、特に高齢層において推計値が実績値に比べて若干高めの傾向であったことが観察できる。図 11、図 12 はこれを女性についてみたものであるが、男性同様、高齢層において推計値が実績値に比べて若干高めの傾向であったことが観察できる。

また、年齢別死亡率を比較したものが図 13～図 22 である。

3.2 モデル改善の視点と年齢シフトモデル

このように、前回推計以降の将来推計値と実績値との比較においては、特に高齢部分での死亡率改善が十分でなかったという傾向が見られた。Lee and Miller (2001) は、アメリカのデータを中心に、カナダ・スウェーデン・フランス・日本のデータも使用し、Lee-Carter モデルによる死亡率推計の評価を行い、Lee-Carter モデルを用いた死亡率推計による平均寿命は低めに推計される傾向を持ち、特に推計期間が長くなる場合その傾向が大きくなるとの結果を得ている。そして、必ずしも明らかではないとしつつも、この傾向はなんらかの形で死亡率改善の年齢パターンの変化に関連している可能性を指摘して

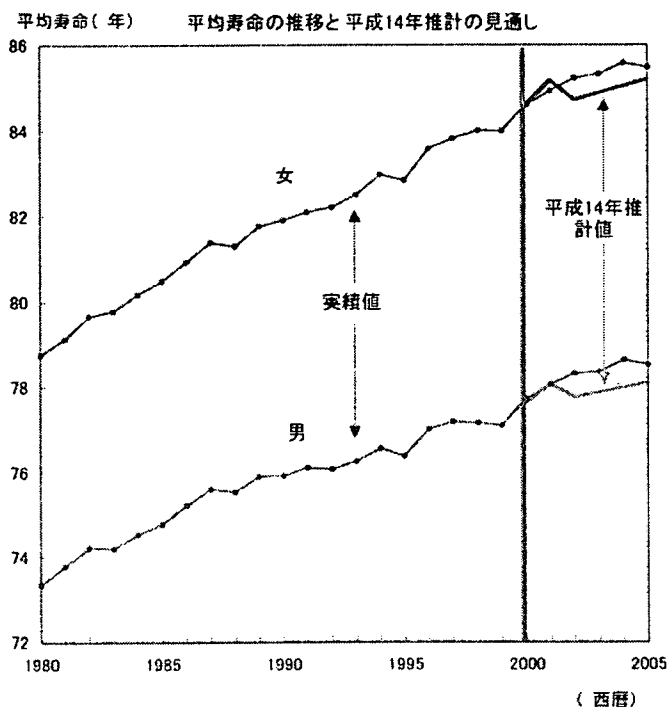


図7 平均寿命の推移と平成14年推計の見通し

	男性			女性		
	前回推計	実績値	差	前回推計	実績値	差
2000	77.64	77.72	-0.08	84.62	84.60	0.02
2001	78.08	78.07	0.01	85.18	84.93	0.25
2002	77.76	78.32	-0.56	84.73	85.23	-0.50
2003	77.88	78.36	-0.48	84.89	85.33	-0.43
2004	77.99	78.64	-0.64	85.05	85.59	-0.54
2005	78.11	78.53	-0.43	85.20	85.49	-0.28

図8 平均寿命の推移と平成14年推計の見通し

いる。

一方、我が国の死亡動向の観察からは、近年の高齢死亡率改善を、死亡率曲線が高年齢方向へシフトするという「年齢シフト」という動きとしてみる事が可能であった。昨年度の本研究プロジェクトにおいては、わが国の死亡動向の分析を踏まえ、リー・カーター・モデルを改善する方向性として、年齢シフトを考慮することにより高齢への年齢シフト要因を取り込むことが可能となるとの、高齢死亡率推計モデルの改善に関する視点が得られた(主要な結果については石井(2006)にまとめた)。

以上の考察及び昨年度の研究成果を踏まえ、今回の推計では、現在国際的に標準的な方法とされ、前回推計でも用いたリー・カーター・モデルを採用しつつ、これに対して世界