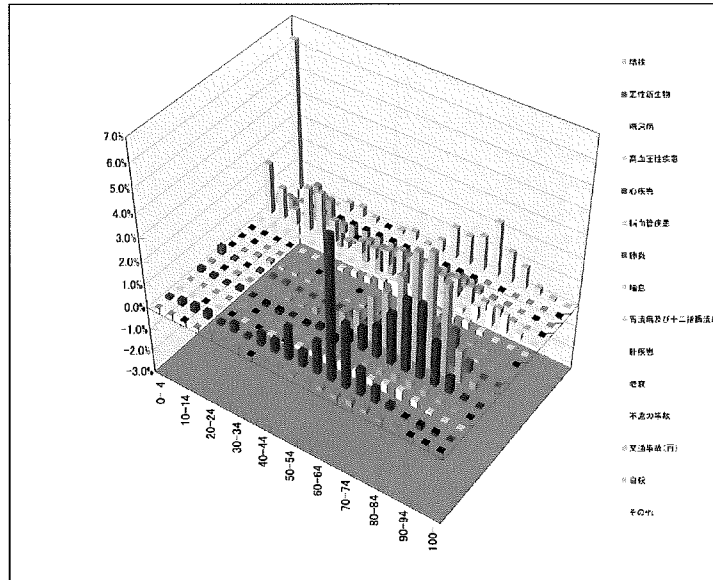


(男・1995～2000年)



(男・2000～2004年)

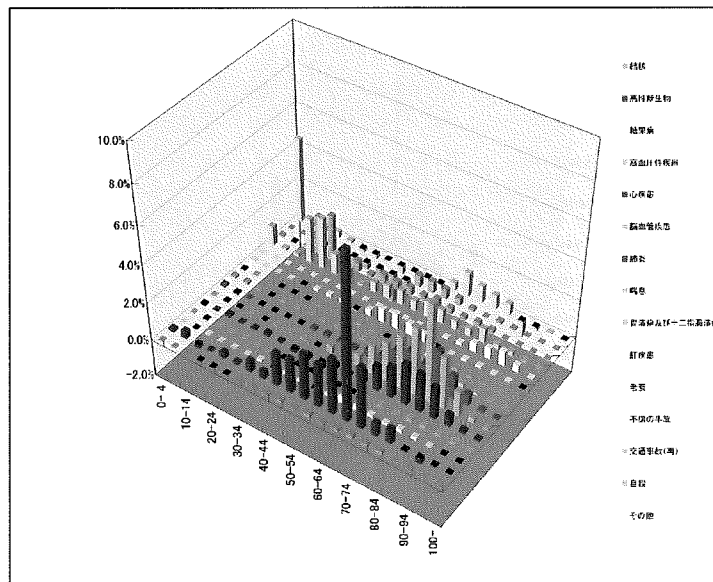
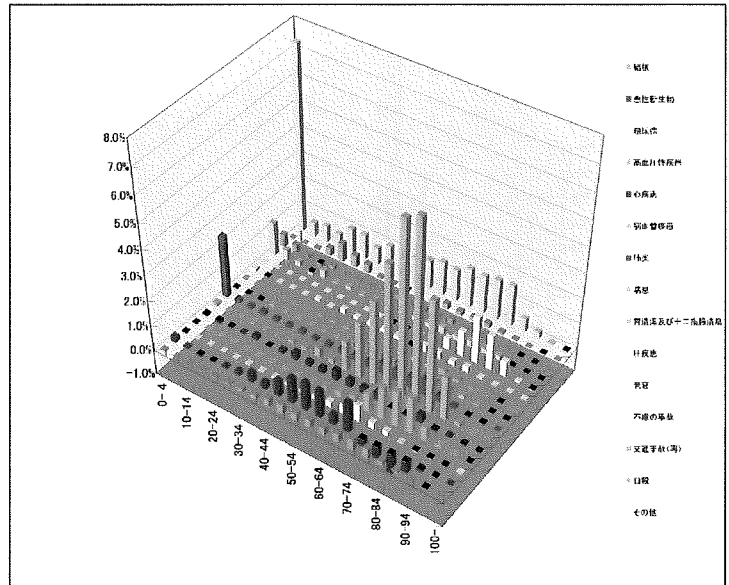


図 20 平均寿命の延びの死因・年齢別要因 (1995～2004年) 男

(女・1975～1980年)



(女・1980～1985年)

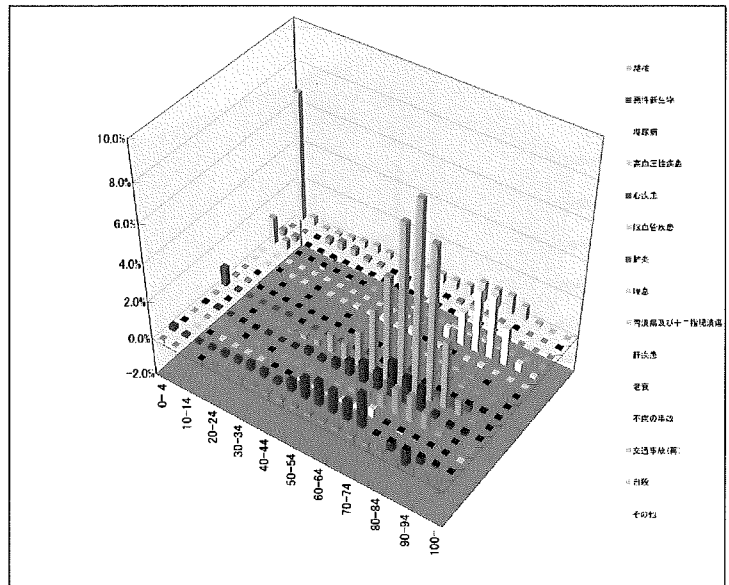
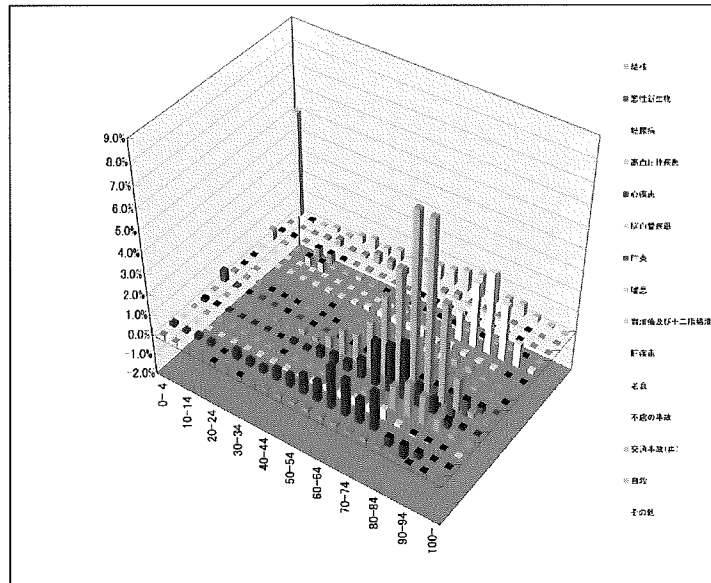


図 21 平均寿命の延びの死因・年齢別要因 (1975～1985年) 女

(女・1985～1990年)



(女・1990～1995年)

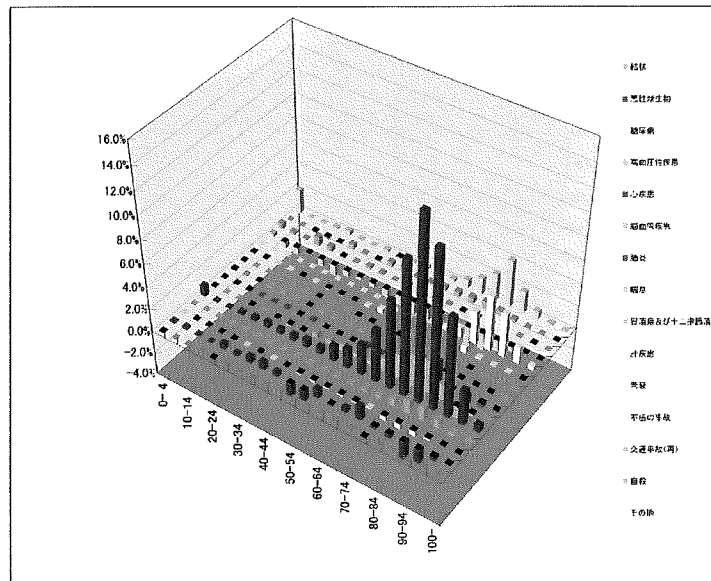
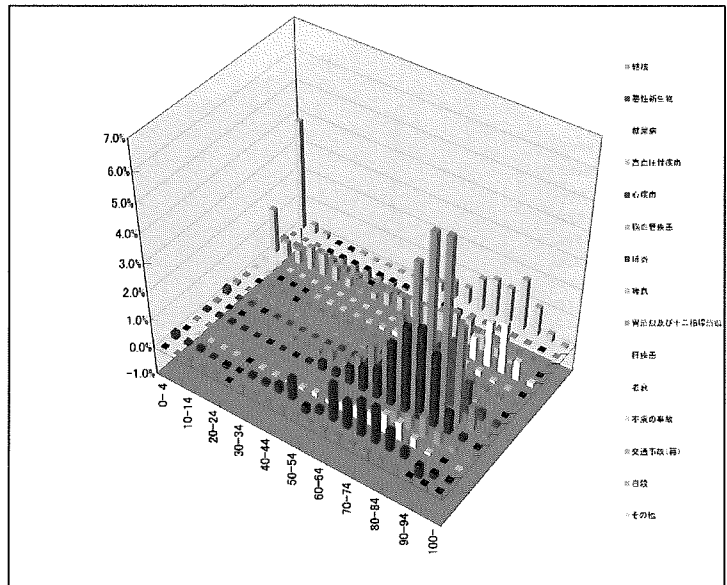


図 22 平均寿命の延びの死因・年齢別要因 (1985～1995年) 女

(女・1995～2000年)



(女・1995～2004年)

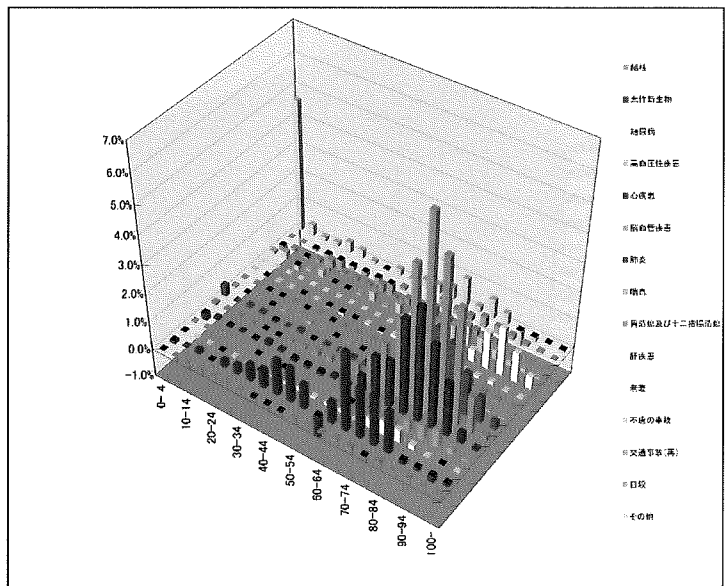


図 23 平均寿命の延びの死因・年齢別要因 (1995～2004年) 女

## 6 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。

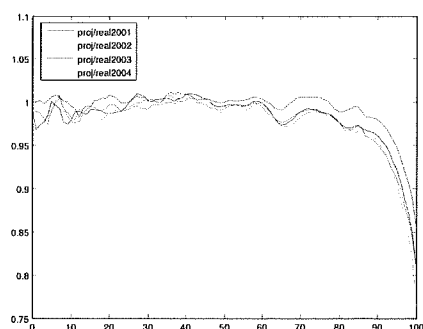


図 1 平成 14 年推計結果と実績値の比較  $\log m_x$  (男)

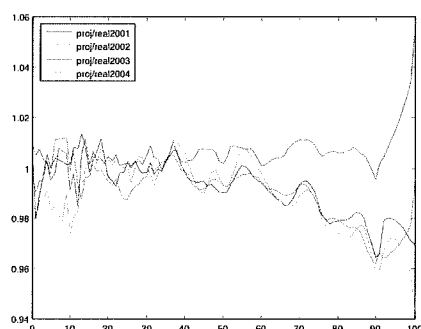


図 2 平成 14 年推計結果と実績値の比較  $\log m_x$  (女)

## 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。

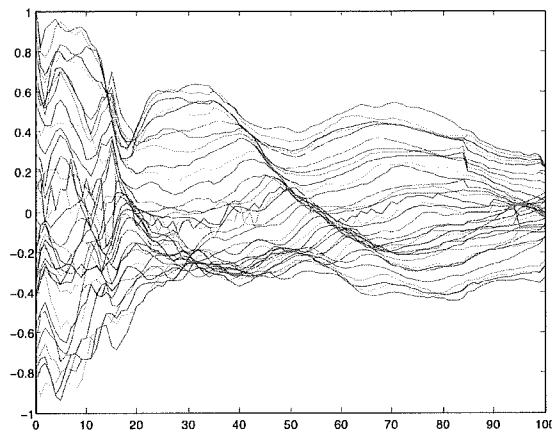


図3  $\log m_x - a_x$  の推移（男）

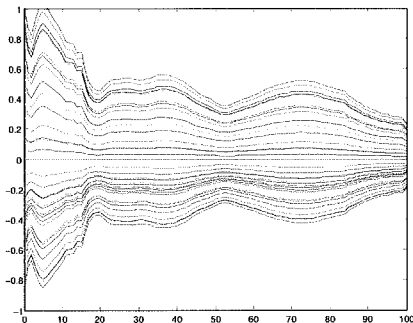


図4  $\log m_x - a_x$  の特異値分解第一項（男）

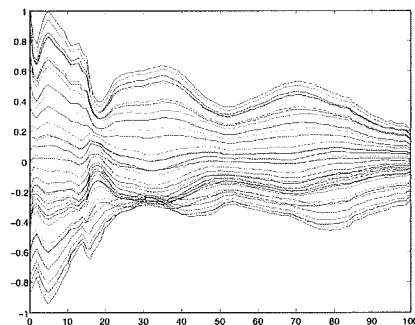


図5  $\log m_x - a_x$  の特異値分解第一項+第二項（男）

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。

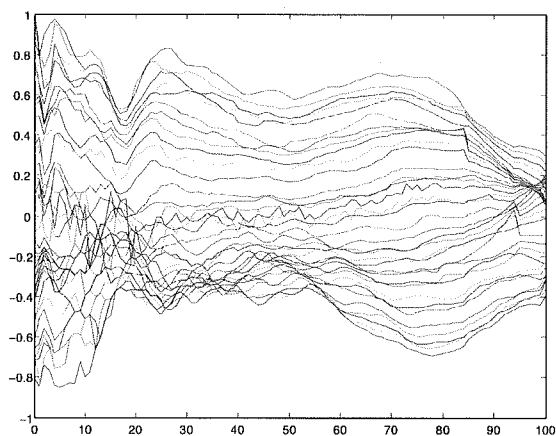


図6  $\log m_x - a_x$  の推移 (女)

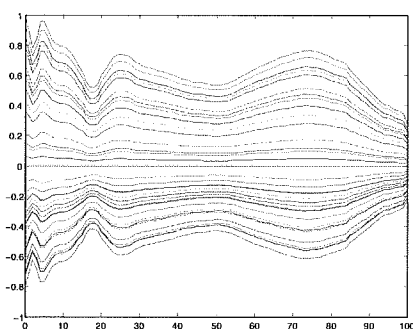


図7  $\log m_x - a_x$  の特異値分解第一項 (女)

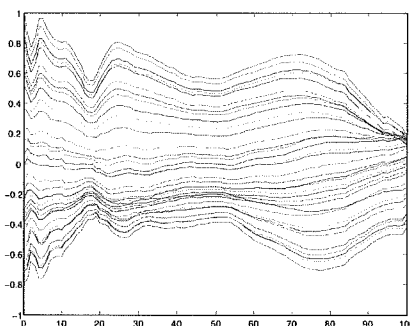


図8  $\log m_x - a_x$  の特異値分解第一項+第二項 (女)

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。



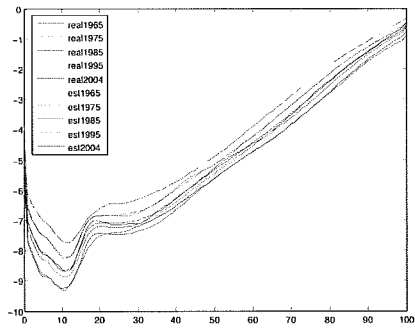


図9  $\log m_x$  推計結果 (男)

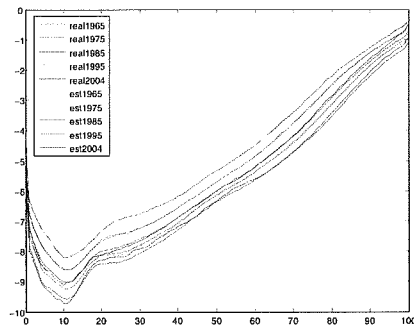


図10  $\log m_x$  推計結果 (女)

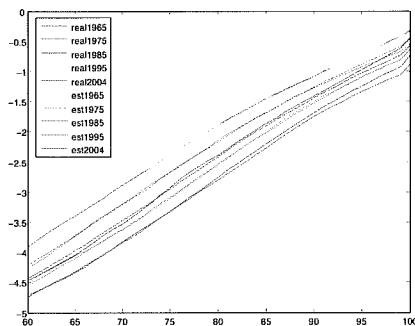


図11  $\log m_x$  推計結果 (高齢部分・男)

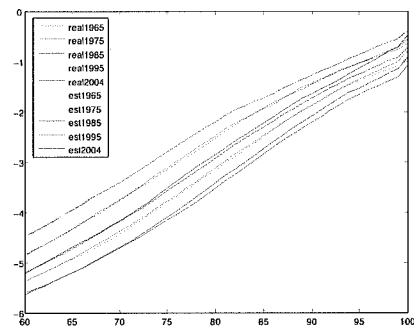


図12  $\log m_x$  推計結果 (高齢部分・女)

#### 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。

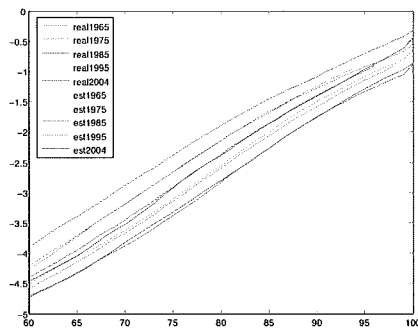


図 13 年齢シフトモデルによる  $\log m_x$  推計結果 (高齢部分・男)

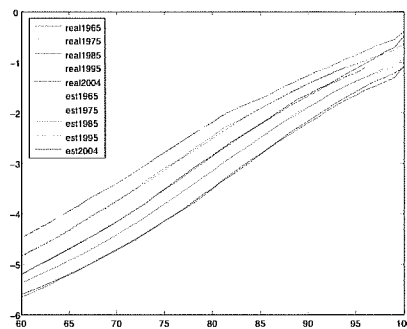


図 14 年齢シフトモデルによる  $\log m_x$  推計結果 (高齢部分・女)

## 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.

## 7 高齢死亡の年齢パターン変化の分析と将来推計への応用の可能性

金子 隆一

### 1. はじめに

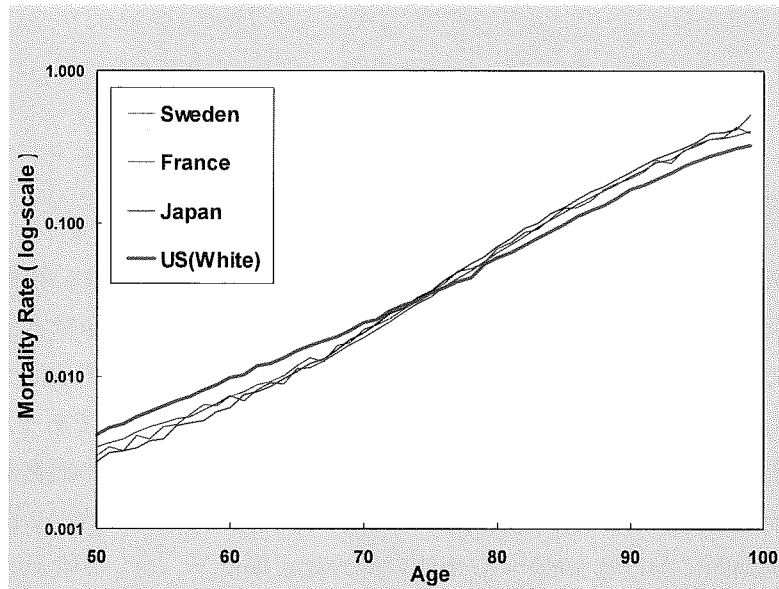
長い間、死亡率（あるいは平均寿命）は、将来の見通しの得やすい指標であると考えられてきた。実際、年次的に安定的な推移が観察されてきたし、寿命は本質的には生物学的に規定されると考えられることから、将来的にはその限界に接近するにつれて平均寿命の伸びは頭打ちになり、やがては一定値に収束するとの考えが支配的であった<sup>1</sup>。したがって、将来人口推計においても、死亡の推移は所与として、変動の大きい出生あるいは人口移動についてのシナリオ策定に主要な努力がなされてきたとあってよい。しかしながら、わが国をはじめ先進国における 1960～70 年代以降の死亡率低下、言い換えれば平均寿命の伸長は、その大部分がこれまで大きな改善が望めないとされてきた高齢死亡の低下によるものであり、これは従来の予測を覆すものであった。それはまた、平均寿命にも生物学的に決められた固定的な上限が存在するわけではなく、社会経済の発展にともなって上限自身も変化している可能性を示したことになる。実際、ウィルモスらはスウェーデンの 1861 年以降の最高死亡年齢を調べ、それは人口規模等の影響を取り除いても確実に上昇してきており、しかも 1970 年代以降は上昇が加速していたことを見出した (Wilmoth et al. 2000)。こうしたことから、人の最大寿命や平均寿命について、環境と独立した上限を想定することは適切ではないと考えられるようになった。したがって、今後の長期的な寿命推移を見通すためには、上述の 20 世紀後半以降に見られる高齢死亡低下の原因を究明し、そのメカニズムについて理解することが必須であると考えられるのである。

それでは、これまでに観察された高齢死亡の変化パターンからは、死亡低下のメカニズムについて何か手がかりが得られるであろうか。図 1 は、国際的に最も低い水準の死亡率を示すいくつかの国の高齢死亡率（女性 50～99 歳、対数尺度）について、1980 年ならびに 1990 年時点における比較を行ったものである。ただし、米国については白人についてのみに示されており、1990 年の図にはほぼ世界で最善と考えられる沖縄県の死亡率を加えている。

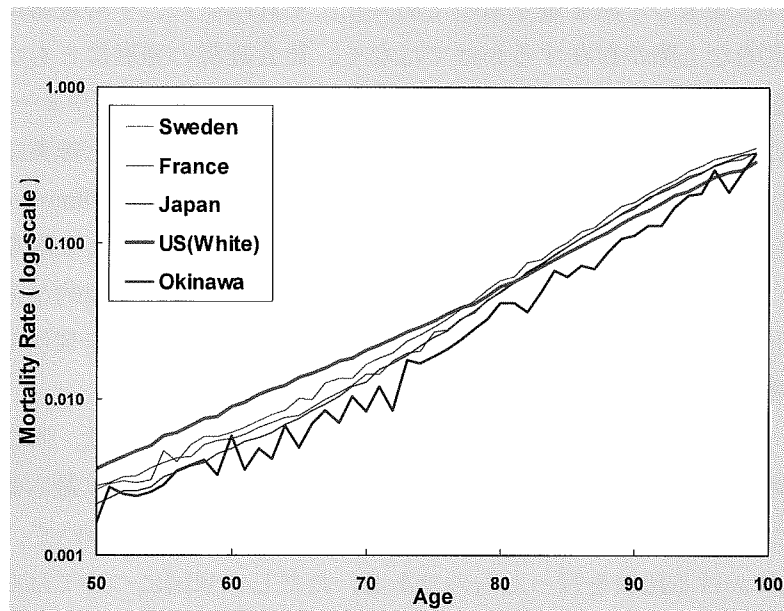
---

<sup>1</sup> 先進諸国において 1960 年頃までの死亡低下は、主に乳幼児～若年層の感染症死亡率の低下によるもので、老年死亡率には顕著な変化が見られなかった。当時はこの若年死亡率が下げ止まった状態が疫学転換 (epidemiologic transition) の最終段階と考えられた (Omran 1971)。また主だった寿命研究者の間でも、平均寿命がその後大きく伸びるのは困難であると考えられていた (Bourgeois-Pichat 1978, Fries 1980)。

図1 低死亡国における女性の高齢死亡率の比較  
a. 1980年



b. 1990年（沖縄を含む）



ここで明らかなのは、米国白人女性の高齢死亡率パターンが他の国々と異なっており、中高年では高いが、後期高齢期になるほど相対的に見て低くなっている点である。また、詳しく見ると沖縄女性も似たパターンを示している。こうした国、地域による死亡パターンの相違には、高齢死亡の構造ならびにその変化メカニズムに関する重要な情報が含まれていると考えられるので、それらを解読することは寿命推移の将来見通しを得る上で重要なことと思われるのである。

ただし、図に示したそれぞれの社会は、いずれも低死亡国のものであるものの、死亡レベルは異なっており、年齢パターンの精密な比較分析を行う際にはそのままでは不十分である。すなわち、死亡レベル等の要素をコントロールするなどの分析上の処置が必要となる。本研究では、わが国といくつかの低死亡国、さらにはわが国の都道府県別の50歳以上の年齢別死亡率について、その年齢パターンの共通性と相違を捉えることを目的に、主成分分析法を用いて共通成分、年次変異成分、ならびに地域変異成分を分離し、成分構造の解析を行なう。また、成分分解により死亡レベル等をコントロールした上で、死亡パターンを比較し、クラスター化など通して、国際的、あるいは国内の地域的な共通性、特異性を特定した。これらを行うことによって、現在進行する高齢死亡低下のメカニズム解明に資することを目的とする。以上の結果から高齢死亡低下の要因ならびにメカニズムについての考察を行い、得られた知見ならびに手法の将来見通しの策定への応用の可能性について検討を行った。

## 2. 方法と分析対象データについて

### (1) 方法

年次別、年齢別死亡率の変異性を分析する方法として、ウィルモスは特異値分解法 singular value decomposition (SVD) を用いた成分への分解によって、共通年齢パターン、年齢変化の年齢パターン、ならびに残差としてのコーホート変異を特定する試みを行った (Wilmoth, 1990)。その後リーとカーターはこの SVD を用いた成分分解に時系列分析法を組み合わせることによって年齢別死亡率の将来推計手法を開発し (Lee and Carter 1992)、この方法は現在リー=カーター法 Lee-Carter method として広く用いられるようになっている。SVD はデータ行列を正規直行行列に分解して直行する成分を抽出する方法であるが、これは主成分分析 principal component analysis (PCA) によって同等の分解を行うことができる<sup>2</sup>。本研究では、統計的分析法としてより広く用いられている主成分分析を用いて、高年齢層の年次別、年齢別死亡率の成分分析を行うこととする<sup>3</sup>。

年齢  $x$ 、年次  $t$  における死亡率を  $M_{x,t}$ 、その自然対数変換を  $Y_{x,t}$  (すなわち  $Y_{x,t} = \ln M_{x,t}$ ) とする。PCA を用いて年齢ならびに年次方向の成分によって死亡率を分解すると、一般には以下のように示される。

$$Y_{x,t} = a_x + b_x^{(1)} P_t^{(1)} + b_x^{(2)} P_t^{(2)} \dots + b_x^{(n)} P_t^{(n)} \quad (1)$$

<sup>2</sup> 主成分分析は、数学的にはデータの共分散行列ないし相関行列の固有値問題を解くことであるが、特異値分解、固有値問題より一般的に、 $n \times p$  ( $n \geq p$ ) の多変量データ行列の特異値分解をすることができる。

<sup>3</sup> ハイムらは、死亡率のロジット変換を用いた多重回帰式によりリレーショナルモデルを構成して高年齢の死亡年齢パターンについて調べている (Himes, Preston, and Condran 1994)。

ここで  $n$  は主成分の数 ( $n \leq$  年齢階級の数)、 $a_x$  は  $Y_{x,t}$  の  $t$  に関する平均値、 $b_x^{(i)}$  ならびに  $P_i^{(i)}$  ( $i=1,2,\dots,n$ ) は第  $i$  主成分とその結合係数である。ここで第 1 主成分のみを用いたものが、リー＝カーター法における基本モデル式である。すなわち、

$$Y_{x,t} = a_x + b_x k_t + \varepsilon_{x,t} \quad (2)$$

ここで  $b_x$  は第 1 主成分に相当し、死亡変化の平均年齢パターンを表している。 $k_t$  はその結合係数 (式(1)では  $P_1^{(1)}$ ) を置き換えたもので、年次変化のレベルを表すパラメーターと解釈される。また、 $\varepsilon_{x,t}$  はモデルにおける誤差を示す。本研究では、高齢における死亡年齢パターンをより詳細に分析するため、分析モデルを第 2 主成分の項を取り入れた。すなわち、

$$Y_{x,t} = a_x + b_x k_t + c_x h_t + \varepsilon_{x,t} \quad (3)$$

とした。ここで  $c_x$  は、後に示すように死亡率の年齢による相対的な高低パターン (死亡年齢パターンの**相対性**と呼ぶことにする) を示し、 $h_t$  はその年次変化のレベルを表すパラメーター (**相対性のレベル**と呼ぶ) である。また、本研究においては、観察対象を高齢死亡に限定し、年齢 50~99 歳 ( $x=50,51,\dots,99$ ) の各歳の死亡率とした。さらに、モデルの適合性を検証するために第 3 主成分の項  $d_x g_t$  を加えたモデル、

$$Y_{x,t} = a_x + b_x k_t + c_x h_t + d_x g_t + \varepsilon_{x,t} \quad (4)$$

を用いた分析も行った。ただし、後に示すようにモデル(4)によって得られる精度の向上はわずかであり、本研究では、一般化されたパターンを求める目的から、モデル(3)を用いた分析を中心に行った。

## (2) データ

わが国 (全国) の高齢死亡分析には、人口動態統計による 1950~2000 年、年齢 50~99 歳 ( $x=50,51,\dots,99$ ) の各歳の死亡数ならびに、推計人口 (総務省統計局) から年次別、年齢別死亡率を算出して用いた。死亡率算出の分母としては、推計人口より年間平均人口を推計して用いた。都道府県別分析については、47 都道府県に対し 1973~2000 年について全国と同様の方法により死亡率を算出した。

国際比較のための分析においては、上記日本のデータに加え、スウェーデン、フランス、米国白人を分析対象とした。これらのデータは、カリフォルニア大学バークレー校においてウェブに開設されている死亡データベース The Human Mortality Database から入手して用いた。

なお、本研究においては、女性のみを分析の対象とした。将来の死亡率を推計する目的からは、男性についての分析も必要であることは言うまでもないが、最初の分析であることからデータの信頼性が高く、規則性も明瞭であることが期待できる女性の高齢死亡のみを対象を限定することによって、方法論等の確率にも配慮しつつ、詳細な分析を行うことにした。男性についても、まったく同様の分析を行うことができる。

### 3. 分析結果

#### (1) わが国（全国）高齢死亡率の年次変化に関する分析

以下では、わが国の 1950 年以降の高齢死亡率を主成分分析 PCA によって成分を分離した結果について、視覚的に記述することを試みる。

図2 わが国女性の高齢死亡率の変化：1950～2000年

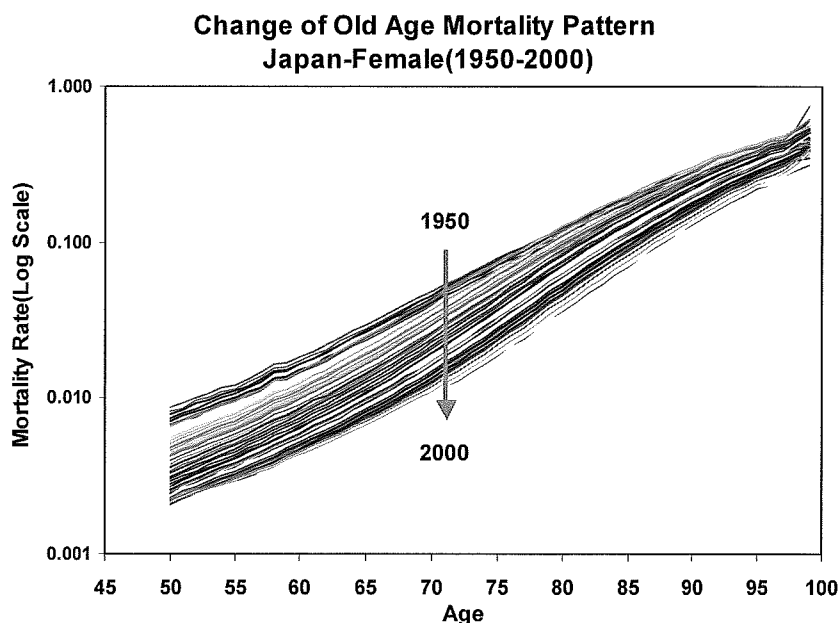


図2は、1950～2000年に高齢死亡について、算出された死亡率（対数変換）の変化が図示されている。このグラフ上では、どの年についても、死亡率は年齢とともにほぼ直線的に上昇していることがわかる。これはゴンパーツ法則が示すように、この年齢層の死亡率の年齢変化が指数関数として近似できることを示している。ただし、詳しく見ると完全な直線ではなく、わずかなカーブが観察できる。この平均的なパターンを観察するため、各年齢において、全年次について平均値を算出して描いたグラフが図3である。これが平均の年齢パターンであるが、たしかにわずかに波打ちながら、ほぼ直線的に上昇を示している。実は、この平均パターンこそ PCA のモデル式(1)～(3)における  $a_x$  に相当している。

図3 わが国女性高齢死亡率の平均年齢パターン：1950～2000年

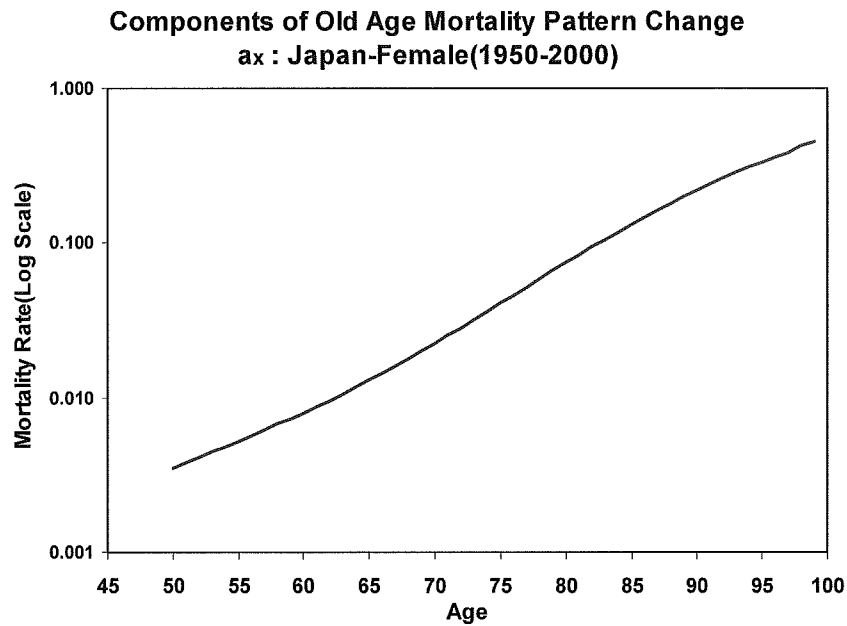
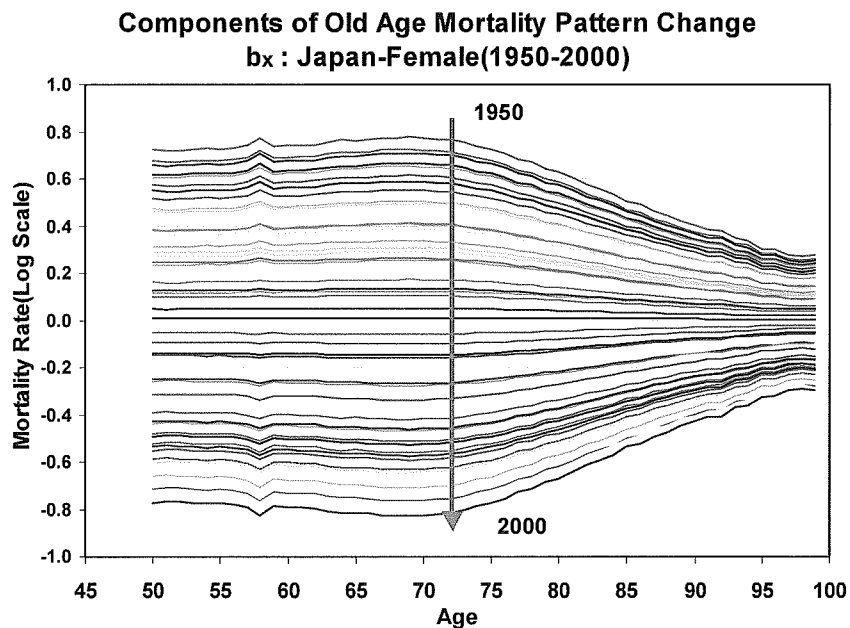


図4 わが国女性高齢死亡率変化のモデルパターン ( $b_x k_t$ )：1950～2000年

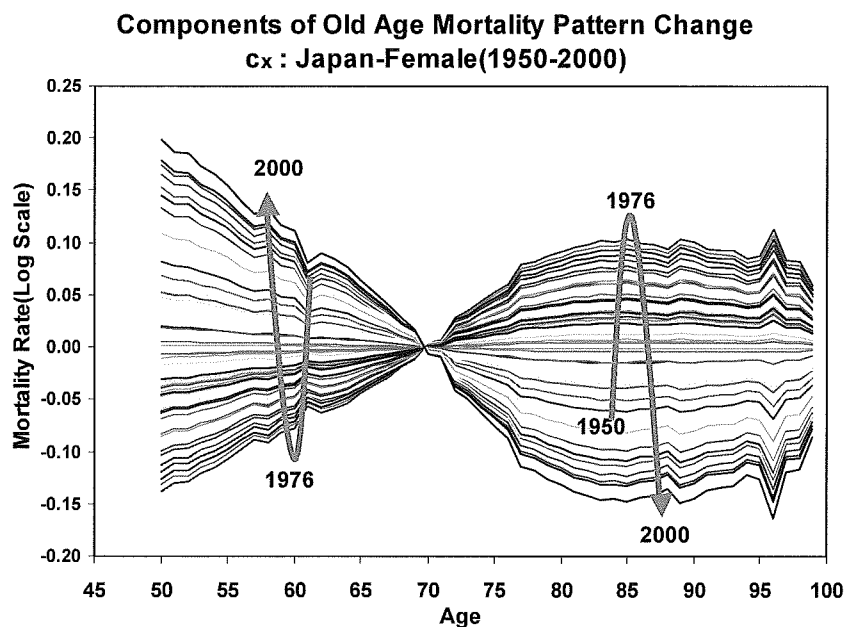


さて、図2にもどって年次変化に注目すると、各年次の死亡率グラフはしだいに下方に向かって平行移動している様が観察される。これをより詳しく見るために、これらの各年



次のグラフから図3において観察した平均年齢パターン $a_x$ を差し引いて、死亡率の変化の年齢パターンについて調べて行こう。ここからは死亡率変化の構造をわかりやすく観察するために、PCAによって分解された成分を観察してゆくことにする。図4には、モデル式(3)における $b_x k_t$ の項を示した。これらは分析対象期間における死亡率変化の平均的な年齢パターンに従ったモデル的变化を示したものである。この図によれば、死亡率の低下は決して全年齢でまったく一様に起きてきたのではないことがわかる。すなわち、50~70歳代前半までは、年齢によらずほぼ同様であるが、それ以降の年齢では、年齢が高まるほど変化(低下)の幅は小さくなっている。ここに示した変化は、わが国における1950年以降の死亡レベルの低下にともなって生じた死亡率年齢パターンの変化の仕方を表しているものと見ることが出来る。

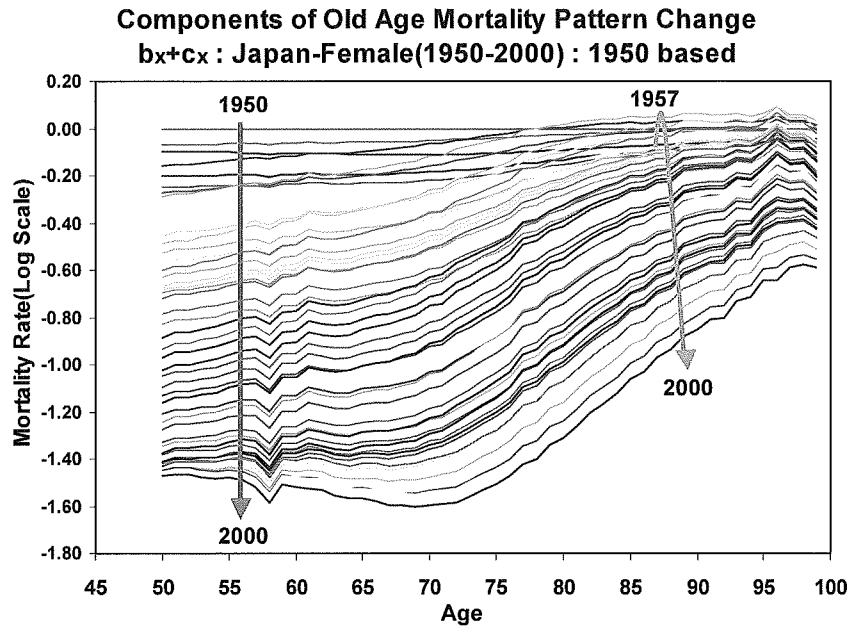
図5 わが国女性高齢死亡率変化のモデルパターン ( $c_x h_t$ ) : 1950~2000年



つぎに、モデル式(3)における第3項 $c_x h_t$ の項を視覚的に表したものを図5に示した。これは、年齢別死亡率変化の第2主成分すなわち第1主成分で表現できなかった残差の中で最も大きな分散を示す成分に相当する。図によれば、70歳付近を境としてプラスマイナスが逆転するパターンを描いており、前期高齢と後期高齢における死亡率変化の仕方には体系的な違いが存在することを示している<sup>4</sup>。詳しく見ると、前期高齢層では年齢による直線的な違いがあるが、これに対し後期高齢層では80歳代中頃を最大幅とした増減が見られる。

<sup>4</sup> 通常わが国では、前期高齢は65~74歳、後期高齢は75歳以上とされているが、本稿では、記述の便宜上これらの用語を必ずしも厳密に用いず、70歳前後を境とする前後の高齢層を指すものとする。

図6 わが国女性高齢死亡率変化のモデルパターン( $b_x k_t + c_x h_t$ ) : 1950~2000年



いずれにしる第2主成分に基づくこれらのパターンは規則性が高いことから、偶然変動によるものとは考えられず、何らかの実体的意味を持った変化パターンであると見られる。

最後に、第1および第2主成分による高齢死亡の変化パターンを合わせた ( $b_x k_t + c_x h_t$ ) ものを示そう (図6)。ただし、この図においては、そのまま図示すると煩雑となり変化がパターンが観察しにくいことから、1950年の年齢別死亡率を基準とし、そこからの相対的变化を示した。先ほど、図4で見た死亡率変化の平均的年齢パターン (第1主成分) を、図5によって観察した変化パターン (第2主成分) がかく乱する形となっている。すなわちこの図は、わが国において、死亡レベル変化にともなって、全年齢においてほぼ一定比率の低下が生じているものの、その比率は完全に一定ではないということを示している。

以上、戦後わが国の女性の高齢死亡率変化を成分に分解して見てきたが、改めて各成分の年齢パターンを比較してみよう。図7に、 $b_x$ ならびに $c_x$ を示した。 $b_x$ は、死亡変化の平均的年齢パターンを示している。すでに見たように、 $b_x$ は70歳代前半まで一定で、それ以降下降するパターンを描いている。一方、 $c_x$ は $b_x$ を現実近づけるための一次補正部分とすることができる。こちらは70歳付近で正負が変わり、80歳前後以降一定化し80歳代後半からはやや下降するパターンを示す。本稿では、 $c_x$ を高齡死亡における相対年齢パターンと呼ぶことにする。

ただし、ここで対象とした年次別、年齢別死亡率 (の自然対数値) の分散に対するそれぞれの寄与を算出すると、 $b_x$ の項すなわち第1主成分によって担われている分散は97.4%

であり、 $c_x$ の項すなわち第2主成分の寄与は、2.0%であった。これはすでに述べたように第1主成分による変化が死亡レベルにともなう主要な年齢変化パターンを表していることから、死亡率パターンの変化の大部分はこのレベルにともなう規則性の高い部分であり、それ以外はわずかであることを示している。これは、第1主成分のみを用いた死亡率推計（モデル式(2)）を採用しているリー=カーター法を正当化する結果である。ただし、長期の将来推計においては、その残差部分（わが国高齢女性の死亡では2.6%）が拡大されることになるので、けして無視できない。ここでは、残差の大部分を占める第2主成分（2.0%）を取り入れることにより、長期推計において精度を向上させる可能性が指摘できる。ただし、後に示すように第2主成分の結合係数 $h_t$ の年次変化は必然的に曲線を描くことになるので、その将来値をどのように延長すべきはまったく別の困難な課題である。

図7 わが国女性高齢死亡率変化の第1～3主成分パターン：1950～2000年

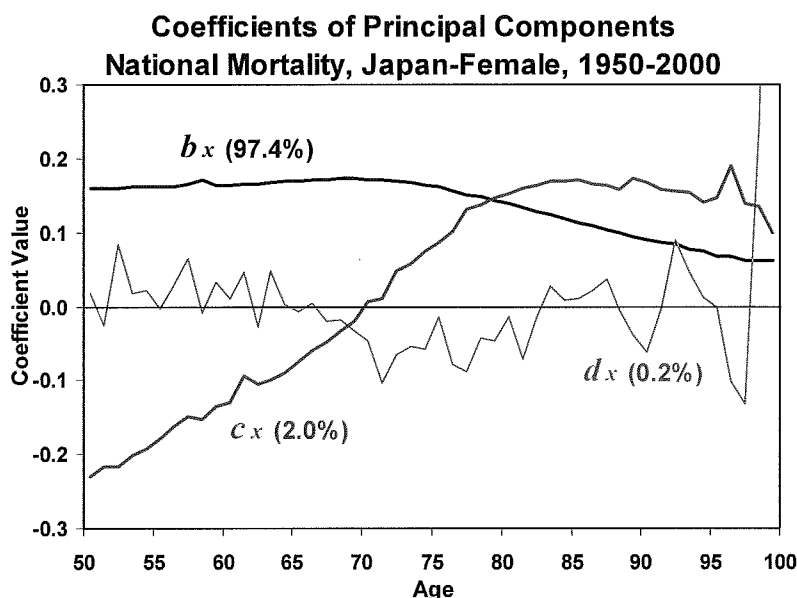
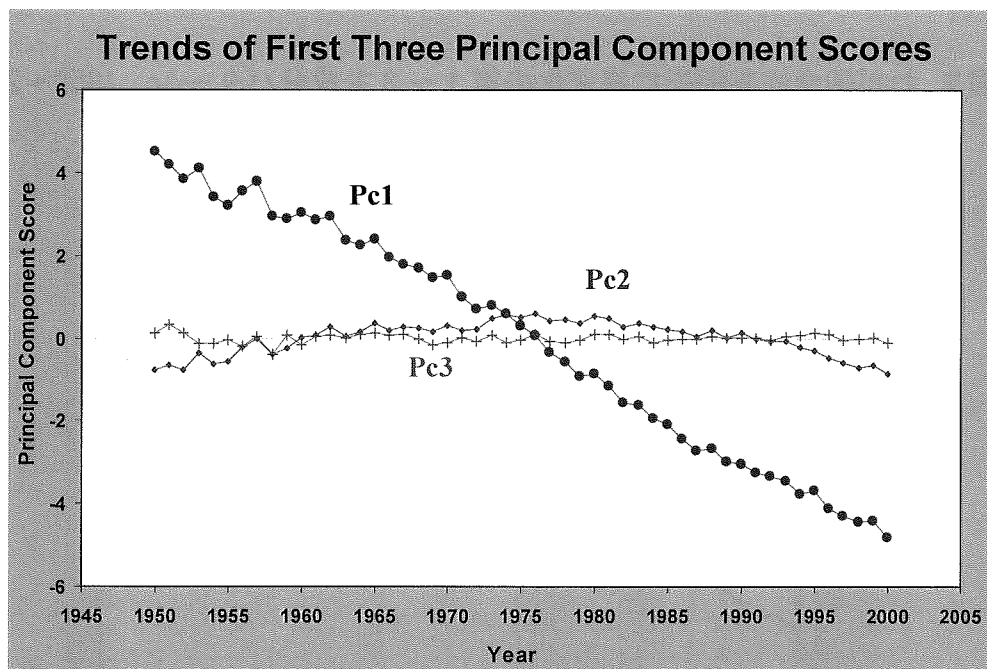


図7には、さらにモデル式(4)による第3主成分に相当する $d_x$ も同時に示した。これは、 $b_x$ をさらに補正する成分であるが、70歳代でやや低いという傾向が認められるものの、体系的なパターンがほとんど認められない。また、その死亡率変化の全分散に対する寄与を算出してみると、それはわずか0.2%に過ぎない。したがって、モデルに第3主成分以降の成分を導入することは、モデルの複雑化に比べて得られる精密化の程度は小さいと判断される。次に、上記に見た主成分の主成分スコアに当たる指標の年次推移を図8aに示した。Pc1～Pc3と表示したものが、それぞれ第1～3主成分のスコア、すなわち、モデル式(4)におけ

る  $k_t$ 、 $h_t$ 、ならびに  $g_t$  にあたる。 $k_t$  は、高齢そうにおける全体的な死亡レベルを表していると見ることができる。これは、1950 年以降、観察期間全体にわたってほぼ直線的な低下を示している、この期間高齢死亡は順調に低下していたことを表している。ただ、詳しく見ると、1972~3 年以前と以降では低下のペース（傾き）が異なり、以降において中後年における死亡レベルの低下ペースがやや加速したことが捉えられている。すなわちわが国では 1970 年代前半に、中高年死亡ペースの転換点があったと見られる。ただ、この加速は 1987 年頃まで続き、その後 2000 年までやや緩和しているように見える。

図 8 a わが国女性高齢死亡率の主成分スコアの年次推移：1950~2000 年  
 $Pc1(k_t)$ 、 $Pc2(h_t)$ 、および  $Pc3(g_t)$



第 2 主成分のスコア  $h_t$  の年次推移については、1970 年代後半にピークのある放物線状の推移を描いており（推移を拡大したグラフを図 8 b に示した）、1960 年代~1980 年代の間に正の値となっている。 $h_t$  は、相対年齢パターンの大きさを表し、負値は前期高齢（およそ 70 歳以前）での低下が大きく、正值では後期高齢（70 歳以降）での低下が大きい。したがって、図のような年次推移の存在は、時期によって前期高齢と後期高齢で、死亡率低下のペースに違いがあったことを示している。