
研究ノート

わが国の平均寿命の動向と死亡率推計モデルの検討

石 井 太

1. 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）」においては、人口推計のための手法としてコーホート要因法が用いられている。死亡によるコーホート変動の推計には将来の生残率を用いるため、将来人口推計には将来の死亡率の推計が必要である。将来死亡率推計には死亡率推計モデルが用いられているが、適切な死亡率推計モデルの選択に際しては、平均寿命・死亡率の動向や利用可能なデータなどの観点を含め、総合的に判断する必要がある。実際、公式将来人口推計においても、平成9年推計では死因を考慮したモデルが採用されていたが、わが国の死亡率への適合性、人口動態統計の改定に伴う死因統計の接続性などを考慮しつつ、平成14年推計では Lee and Carter (1992) による Lee-Carter モデルを修正したモデルが採用されたところである（小松 2002）。本研究は、このような問題意識に基づき、わが国の平均寿命の動向およびその要因についての考察を行うとともに、死亡率推計モデルに関する検討を行うものである。

2. 平均寿命伸長の年齢要因

わが国の平均寿命伸長の要因を年齢・死因構造などの観点から人口学的分析を行った先行研究としては、重松・南條（1981）、高橋（1982）、石井（2005）、吉永・畝（2006）など多数のものを挙げることができるが、本研究では、特に直近2004年までの状況が必要となるため、わが国の戦後の平均寿命伸長の年齢要因について、石井（2005）の分析を直近2004年まで延長することによりまとめることとする。

第9回生命表（1950～52年）の平均寿命は、男59.57年、女62.97年であったが、2004年には男78.64年、女85.59年と、男で19.07年、女で22.62年の伸長があった。この平均寿命伸長の要因を、年齢階級別死亡率の寄与に分解したものが、図1、図2である。ここでは、第9回生命表以降の各回の完全生命表及び2004年簡易生命表の間の平均寿命の伸びについて、15歳階級ごとの死亡率の寄与に分解したものを示した¹⁾。要因分解には Arriaga の

1) 第9回生命表は作成基礎期間が1950～52年であることから便宜上1951年と表示している。第10回生命表以降の作成基礎期間は1955年から5年毎の単年である。

図1 平均寿命の延びの要因分解 男

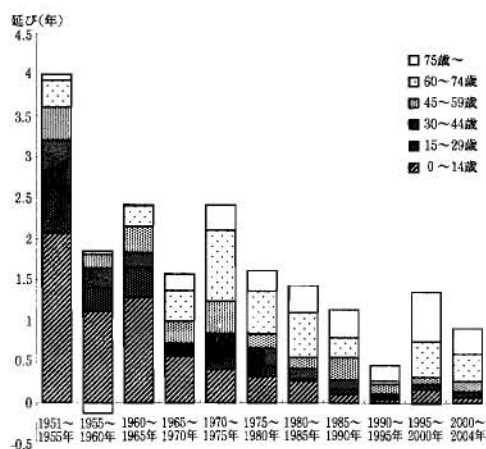
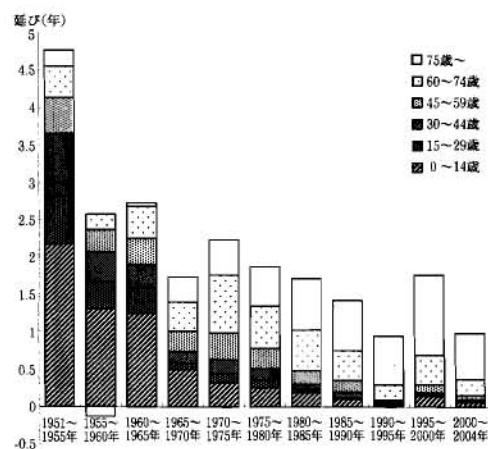


図2 平均寿命の延びの要因分解 女



方法 (Preston et al. (2001), Section3.10) の方法を用いた。その基本的な考え方は、異なる生命表間のある年齢の死亡率改善の平均寿命の延びへの寄与を求めるに当たり、当該年齢より低い年齢には改善前、高い年齢には改善後の生命表の死亡率を仮定し、当該年齢の死亡率について改善前後の死亡率を用いた2種類の生命表を作成し、両者の平均寿命の差をもってその年齢の死亡率の寄与とするものである。

この要因分解に基づいてこの間の平均寿命の伸長要因を年齢階級別に見てみると、男女とも1960年代前半までは、30歳未満の年齢階級の死亡率改善によるところが大きい、それ以降では高齢期における死亡率改善の影響が大きくなり、近年では平均寿命の伸長のかなりの部分が高齢期の死亡率改善の寄与によっていることが見て取れる。また、特に近年の女子の高齢期の死亡率改善の平均寿命の延びへの寄与は大きく、これが男女の平均寿命格差の拡大をもたらしていることがわかる。

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3、図4に第9回生命表から一つおき(概ね10年おき)の完全生命表及び2004年簡易生命表の男女それぞれの年齢別

図3 年齢別死亡率(対数値)の推移 男

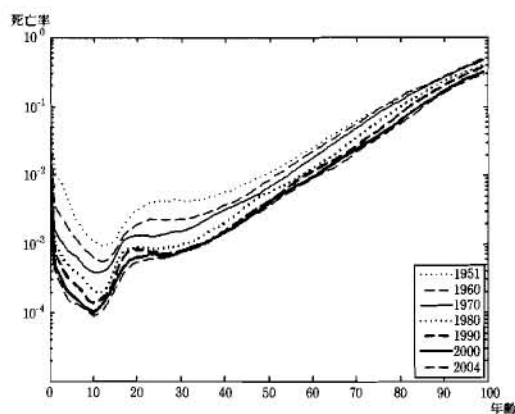
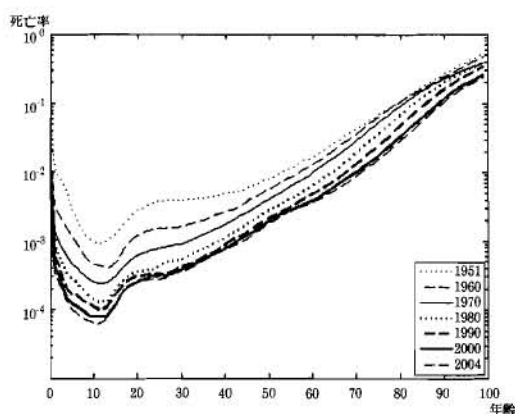


図4 年齢別死亡率(対数値)の推移 女



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、男女とも、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。

ところで、この近年における高年齢での死亡率の変化は、見方を変えると、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。すなわち、わが国の近年の高齢死亡率改善を年齢シフトという死亡状況の変化と捉えることができる可能性を示唆しているといえる。

3. 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、行列 $\ln(m_x) - a_x$ 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、

$$\mathbf{U} = (u_{ik}) \quad : 36 \times 101 - \text{Matrix}, \quad i = t - 1964$$

$$\mathbf{Q} = \text{diag}(q_k) \quad : 101 \times 101 - \text{Matrix}$$

$$\mathbf{V} = (v_{jk}) \quad : 101 \times 101 - \text{Matrix}, \quad j = x + 1$$

である。ここで、 q_k （特異値）は大きいものから並べて、

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

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、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する点、 k_t の推計に当たって時系列モデルを用いる点である。

4. Lee-Carterモデルによる分析

図5、図6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。これを見ると、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5 平成14年推計死亡率の実績に対する比 男

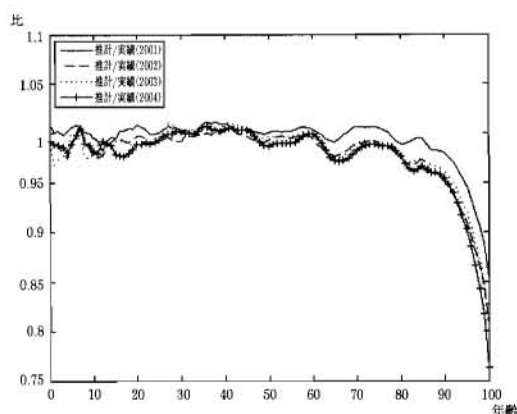
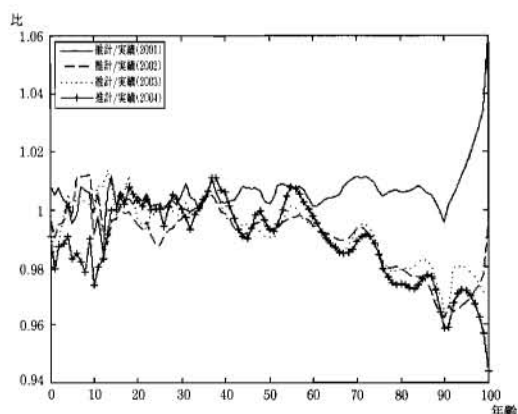


図6 平成14年推計死亡率の実績に対する比 女



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っている。これによれば、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されている。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が指摘されている。

このように、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7に $\ln(m_x) - a_x$ 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 $\ln(m_x) - a_x$ の推定値を表したものが図8、第二特異値までの項から求められる $\ln(m_x) - a_x$ の推定値を表したものが図9である。

図7 $\ln(m_x) - a_x$ の推移 男

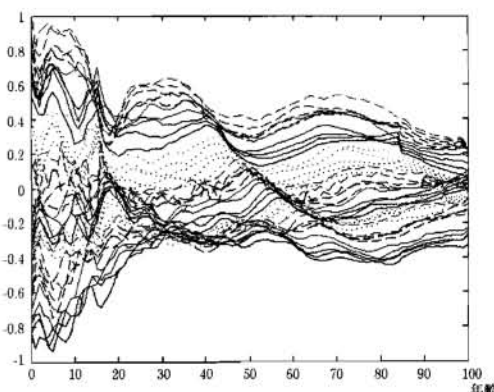


図8 $\ln(m_x) - a_x$ の推定値(第一特異値のみによるもの) 男

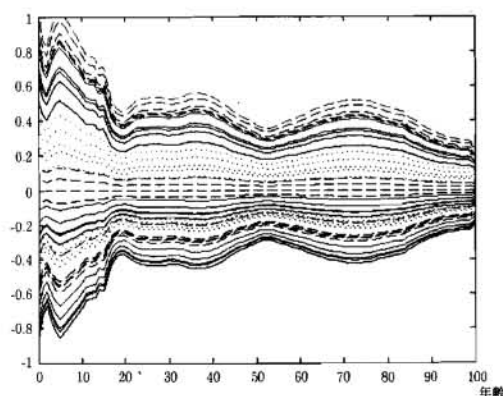
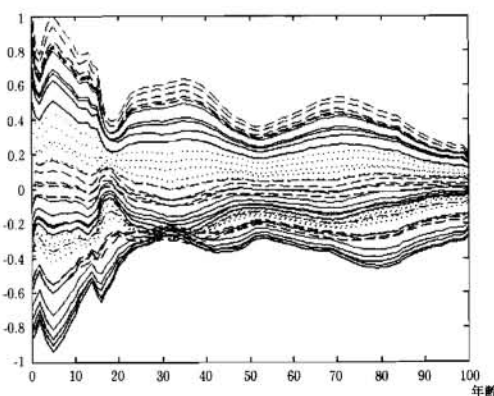


図9 $\ln(m_x) - a_x$ の推定値(第一、二特異値によるもの) 男



同様に女子について示したものが、図10～図12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。

第一特異値までの項を用いて高齢部分の死亡率（対数値）を推計した結果を図13、図14に示す。特に、2004年では高齢部分で高めの推定結果となっていることが観察できる。

図10 $\ln(m_x)-a_x$ の推移 女

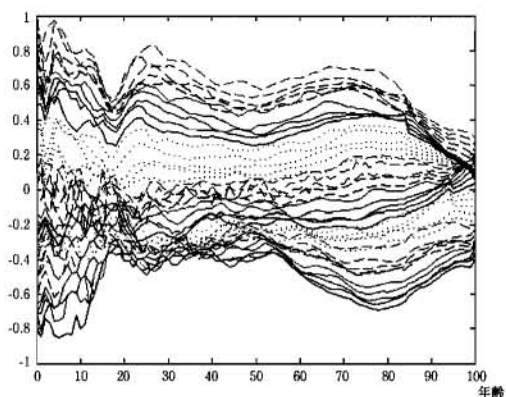


図11 $\ln(m_x)-a_x$ の推計値(第一特異値のみによるもの) 女

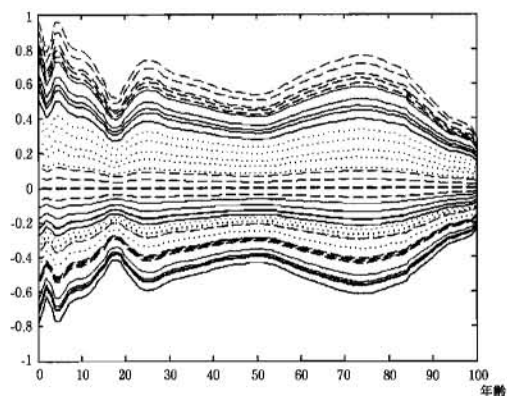


図12 $\ln(m_x)-a_x$ の推計値(第一、二特異値によるもの) 女

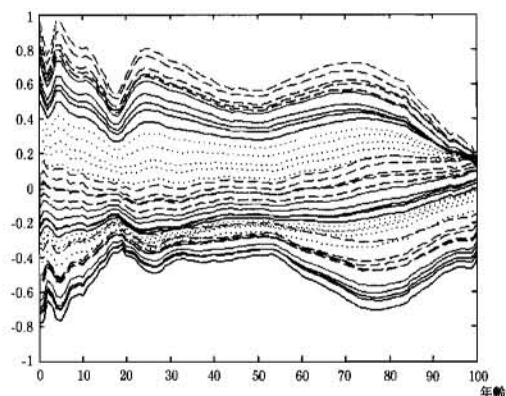


図13 $\ln(m_x)$ 推計結果 男

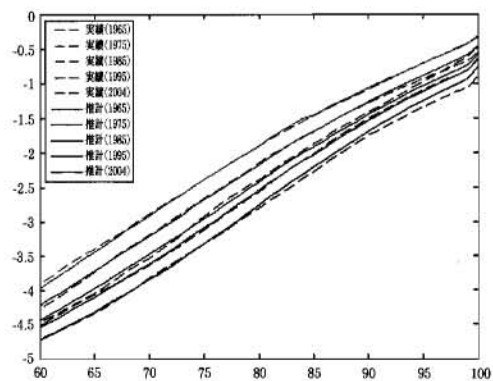
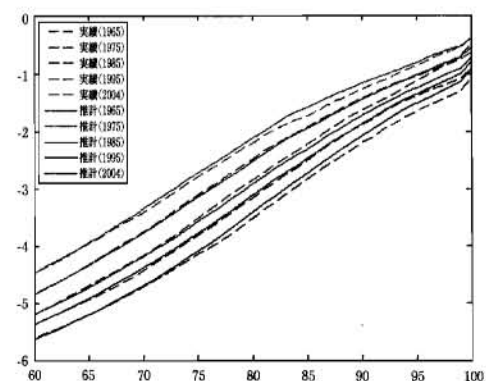


図14 $\ln(m_x)$ 推計結果 女



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、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。

5. 年齢シフト量の検討

これまでの分析を通じて、わが国の平均寿命は伸長を続けてきたものの、近年では高齢期の死亡率改善の寄与が高まり、この死亡率改善を年齢シフトという死亡状況の変化と捉えることができる可能性が示唆された。

このことは、死亡率推計モデルの検討にあたり、年齢シフト要因を取り入れることでモデルを改善できる可能性を示唆している。ところが、死亡率推計モデルに年齢シフト要因を取り入れるためには、シフト量を定量的に把握する必要がある。先の人口学的分析で見たと通り、平均寿命の改善における死亡率の寄与は、年次推移上や年齢構成上、一様に起きていなかったため、シフト量は各年次の各年齢において異なっていると考えることもでき、これらを定量的に把握する方法の確立が別途必要となる。

そこで、本研究では、シフト量の定量的な把握のための一つの方法として、Bongaarts (2005) による Shifting Logistic Model を用いた検討を行った。これは、

$$\mu(x,t) = \frac{\alpha(t)e^{\beta x}}{1+\alpha(t)e^{\beta x}} + \gamma(t)$$

で表されるモデルであるが、

$$S(t) = -\frac{\ln(\alpha(t)/\alpha(t_0))}{\beta}$$

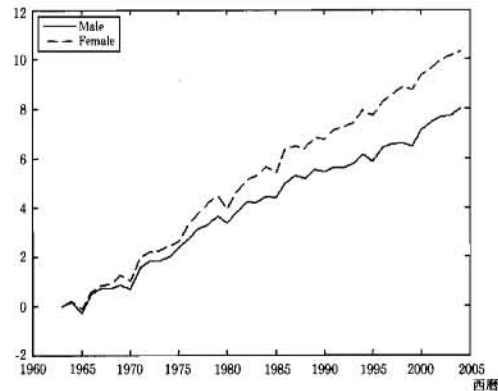
と置くことにより、

$$\mu(x,t) = \frac{\alpha(t_0)e^{\beta(x-S(t))}}{1+\alpha(t_0)e^{\beta(x-S(t))}} + \gamma(t)$$

と表され、 $S(t)$ を年齢シフト量として捉えることができる。

今回、 $\mu(x)$ の近似として $m(x)$ を用いて、Shifting Logistic Model へのあてはめを行い、パラメータ推定を行って $S(t)$ を推定した。図15がその結果を示したものである。これによれば、1963年～2004年の間に $S(t)$ は

図15 $S(t)$ 推計結果



男で約8年、女で約10年程度の増加を示している。

6. 年齢シフトを考慮したモデル

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した場合の、Lee-Carter モデルの改良に関する検討を行った。

具体的には、検討に用いる死亡率を1965～2004年のものとし、この期間内で、 x_0 (=20) 歳以上において、死亡率の対数値を平行移動することを考える。平行移動量が時間経過に対して線形であることを仮定すると、 t 年における平行移動量は、直近年を基準として $t' = t - 2004$ と置けば ct' ($c > 0, t' \leq 0$) となる。そこで、 $\hat{m}_{y,t'}$ を

$$\hat{m}_{y,t'} = \begin{cases} m_{y+ct',t'} & (x_0 - ct' \leq y) \\ m_{x_0,t'} & (x_0 \leq y \leq x_0 - ct') \\ m_{y,t'} & (y \leq x_0) \end{cases}$$

と置き、行列 $\ln(\hat{m}_{y,t'})$ に対して特異値分解を適用することとした。

前節での Shifting Logistic Model の観察によれば、1963年～2004年の間に $S(t)$ は男で約8年、女で約10年程度の増加を示していたが、 $S(t)$ のグラフの傾きは一定ではなく、近年減少する傾向が見られた。直近10年における1年あたりの増加を見ると、男では0.18年、女では0.23年となり、これらは1965～2004年では男で約7年、女で約9年の増加に相当することとなる。本来はこのような男女差や各年次における傾きの変化を考慮して年齢シフト量を決定するのが望ましいが、本研究では年齢シフトの考慮自体が特異値分解に与える影響を単純に考察する観点から、Shifting Logistic Model を用いた観察とそこでの直近の $S(t)$ の増加量逓減を勘案しつつ、男女とも1965～2004年の間に8年の年齢シフトが起きることを仮定した。

これに基づく推計結果（高齢部分）が図16、図17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13、図14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、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_1 の動きを時系列モデルやカーブ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_2 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16 年齢シフトモデルによる $\ln(m_x)$ 推計結果 男

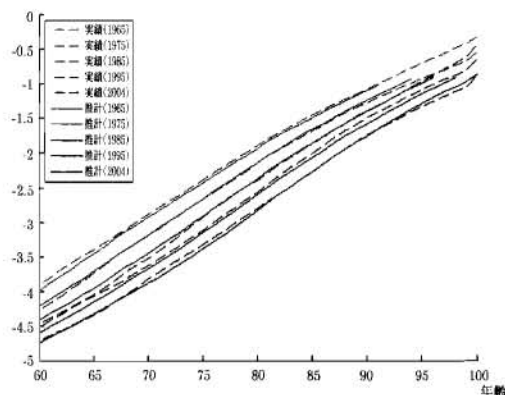
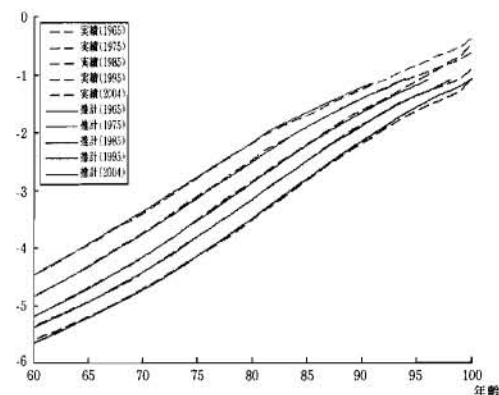


図17 年齢シフトモデルによる $\ln(m_x)$ 推計結果 女



7. おわりに

本研究では、わが国の平均寿命の伸長に関する年齢要因の分析を行うとともに、死亡率曲線の観察を通じて、近年の死亡率改善を年齢シフトという死亡状況の変化と捉える可能性に着目し、さらに、これを確認するため、Lee-Carter モデルによる分析を行い、こちらからも一定の年齢シフト効果を認めることができるとの観察結果を得た。

また、死亡率モデルに年齢シフト要因を取り入れるにあたっては、そのシフト量を定量的に把握する必要があるため、Shifting Logistic Model によるシフト量測定に関する検討を行った。

本研究で行った検討により、年齢シフトを考慮することにより、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。

今後の課題として、死亡率変化の人口学的な意味付けを深めて行く観点から、平均寿命の伸長要因に関してさらに分析を行うことが必要であるとともに、年齢シフトを考慮した死亡率推計モデルのさらなる検討が必要である。

謝辞

生命表推計に関して貴重なコメントを頂いた頂いた高橋重郷副所長、将来人口推計プロジェクトにおいて数々の貴重なコメントを頂いた金子隆一人口動向研究部長をはじめとするプロジェクトメンバー各位、前回推計に関してご教示頂いた小松隆一氏に心より感謝を申し上げたい。また、有益なコメントを頂いた査読者にも感謝する。なお、あるべき誤謬などは全て著者の責任である。

参考文献

- Bongaarts, J. (2005) "Long-range Trends in Adult Mortality: Models and Projection Methods", *Demography*, Vol.42 No.1, pp.23-49.
- 石井太 (2005) 「死亡率低下と人口減少」『統計』第56巻第6号, pp.9-14.
- 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.
- 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.
- Lee, R. and T. Miller (2001) "Evaluating the Performance of the Lee-Carter Method for Forecasting Mortality", *Demography*, Vol.38 No.4, pp.537-549, November.
- Preston, S. H., P. Heuveline, and M. Guillot (2001) *Demography*: Blackwell Publishers Inc.
- 重松峻夫, 南條善治 (1981) 「主要死因の平均寿命に及ぼす影響」『民族衛生』第47巻第4号, pp.160-174.
- 高橋重郷 (1982) 「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, pp.19-36.
- 吉永一彦, 畝博 (2006) 「日本における死因構造の推移 (1950~2000) - 平均寿命の性差への寄与 - 」, 『厚生指標』第53巻第4号, pp.26-31.