

特集：全国将来人口推計に関連した研究 その1

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

小 松 隆 一

人口の将来推計を行うためにコーホート要因法を用いると、将来の出生率と出生性比、生残率、そして移動率についての仮定を置くが必要になるが、生残率は将来死亡率を推定して将来生命表を作成することで仮定する。本研究では、将来死亡率の仮定値を推定するために、リレーショナル・モデルの一つであるリー・カーター・モデルを改良し日本のデータに応用することで、日本の将来生命表の作成を試みた。出生時の平均余命（平均寿命）が延びつづけると考える研究者の発言が近年では世界的には目立つが、最近日本で実施された人口分野の専門家調査では、日本人の平均寿命の伸びは緩やかになり、前回推計での平均寿命の仮定値程度にとどまると考える専門家も多かったため、双方の立場に基づく平均値を統計的に期待される値として使用した。その結果、平成12（2000）年に男子77.64年、女子84.62年であった平均寿命は、平成62（2050）年には男子80.95年、女子89.22年に到達する。また、このモデルで推計の開始年を1990年、1995年と変えても、将来の平均寿命の推定値は比較的安定していた。さらに、国連などの諸機関による将来平均寿命と今回推計の平均寿命を簡単に比較しても、今回作成したモデルでは、2050年に日本の平均寿命だけが突出することにはならない。今後も科学技術の進展や社会の変化、あるいは猛威を奮う新たな疾病の出現に伴い、死亡をめぐる状況は変化するであろう。そのような変化に合わせて引き続きモデルを改善し、定期的にアップデートしていくことが肝要である。

I. 生残率仮定設定の方法

人口の将来推計を行うためにコーホート要因法を用いると、将来の出生率と出生性比、生残率、そして移動率についての仮定を置くが必要になってくる。生残率は、将来死亡率を推定して将来生命表を作成することで仮定する。将来死亡率の仮定値を推定するためには、大きく分けて、おもに経験的方法、数学的方法、そしてリレーショナル・モデルの3種類の方法が考えられる。

経験的方法では、既存の人口によってすでに経験されている死亡率スケジュールを用いる。死亡データの精度の低い発展途上国での平均余命の推定や将来推計のために、精度が比較的高い現実の生命表をパターンごとに分類して作成されたモデル生命表方式が一例である。モデル生命表は、現在でも人口統計の整備が遅れている国や地域での生命表を推定する際などに用いられる。

現代の日本のように、出生時の平均余命（以下、平均寿命）が世界一の人口の場合、経験的な値として参考とする人口に限られるのが経験的方法の難点である。克服するための一つの考え方として、複数の人口において年齢別に到達されている最良の死亡率を組み合わせ一つの死亡率スケジュールとする最良生命表がある。この最良生命表でもすでに実現されている年齢別死亡率を用いるので、将来生命表は到達可能な目標であり、きわめて現実的である。最良生命表方式を日本全国の将来生命表の作成に応用するためには、都道府県別で見て最善の年齢別死亡率を組み合わせる方法や、世界各国の生命表から年齢別に最低の死亡率を組み合わせるなどの工夫を凝らす必要がある。例えば、平成7（1995）年の都道府県別生命表を用いて最良生命表を作成すると男子の平均寿命が79.27年、女子86.19年となる。いずれの生命表にしても、経験的方法では将来のいつの時点で特定の死亡スケジュールを持つ生命表が達成されるかを設定する必要がある。

数学的方法では、既存の死亡率統計の傾向を数学関数によって当てはめ、外挿することで将来の死亡率を推定する。関数を当てはめるデータとして何を用いるかによって様々なバリエーションが考えられる。単純に将来の平均寿命だけを考えれば、平均寿命の変化そのものに数学関数を当てはめていくことも考えられようが、平均寿命からは人口の将来推計に必要な生残率を作成することはできない。将来死亡率を推定するためのその他の例としては、以下に説明するように年齢別死亡率補外方式、年齢別死因別死亡率補外方式、標準化死因別死亡率補外方式などがあり、日本の将来推計に応用されてきている。

年齢別死亡率補外方式では、年齢のカテゴリ数に応じて複数の傾向線を当てはめる必要がある。年齢別死亡率補外方式は昭和56（1981）年の日本の将来人口推計で採用された¹⁾。この年齢別死亡率補外方式をより精緻化したのが年齢別死因別死亡率補外方式である。これは死因ごとに年齢別死亡率に傾向線を当てはめる方法であって、死因によって異なる時系列傾向がはっきり斟酌される利点がある。例えば、脳血管障害による死亡率は近年の日本では著しい減少傾向にある一方で、人口あたりの悪性新生物（がん）による死亡率は全体として増加傾向にある（しかし、がんの中でも例えば胃がんによる死亡は減少している）。死因別に傾向線を当てはめるこの方法ではこうした特異なトレンドを反映することができる。しかし、作業上の問題点として、死因や年齢を大まかに区分しても、例えば性（2区分）×年齢（5歳階級で18区分）×死因（13～15区分）で500ほどの傾向線の当てはめが必要になり、補外作業がきわめて煩雑になることがある。また、死亡数が少数の死因は安定性や規則性にかけるために、関数の当てはめが困難になる。そこで、日本の将来人口の昭和61（1986）年、平成4（1992）年推計では、年齢別死因別死亡率補外方式を簡略化した標準化死因別死亡率補外方式が用いられた。手続きとしては、死因別に全年齢標準化死亡率の将来パラメータを推定したうえで、そのパラメータを一律に年齢別死因別死亡率に適用している。さらに平成9（1997）年推計では、年齢を4区分（0～14歳、15～39歳、40～64歳、65歳以上）して標準化死亡率の将来パラメータを推定することで精緻化が試み

1) 以下、過去の日本の将来推計での死亡率仮定については、国立社会保障・人口問題研究所（1997）を参照。

られた。

それでもなお、死因別推計にはいくつかの課題もある。まず、死因統計分類²⁾が改定されることにより、死因の診断の連続性にたびたび問題が生じ、それを補正する手続きが必要となる。最近では平成7(1995)年から第10回修正死因統計分類(ICD-10)が施行され、死因の診断の仕方が変更された。旧厚生省は、平成6(1994)年の死亡統計を第10回死因简单分類130項目と第9回简单分類117項目に再分類して第10回死因简单分類と第9回简单分類との比較表を作成しているが³⁾、各年齢で有効か、過去に遡って妥当かなどの評価が必要である。死亡診断書の記述時に、社会通念や医師の考え方の影響により、特定の死因が忌避されたり、逆に好んで利用されたりといった事態が十分考えられ、そのような社会通念などの変化によって死亡診断書に記述される死因が変わることがありうる(須山、塚本、1995)。また、社会的な要因だけでなく、診断技術の向上によっても以前は老衰や心不全などと診断されていた死因がより明確に特定されるようになったことも多いだろう。今回推計の課題として高齢者の年齢別の推計精度をより向上する必要があるが、年齢区分を細かくすることが考えられるが、年齢区分を細かくするほど死因別死亡数は減少しデータの安定性が低下するので、これらの死因別推計独特の影響が大きくなることが予想される。さらに、一定の条件のもとでは、死因別の将来推計は全死因にもとづく将来推計に比べて過小推計する可能性が一部で論じられている(Wilmoth, 1995)。また、死因の独立性を前提とした場合、特定死因による死亡が減少した分が他の死因に与える影響を考慮しない問題は推計期間が長くなるほど大きくなりうる。

経験的方法と数学的方法に対して、リレーショナル・モデル法はそれらを折衷した方式と言え、それを将来生命表の作成に応用することができる。リレーショナル・モデルでは、いくつかの経験的な生命表の関係を少数のパラメータで記述し、そのパラメータを数学的に記述することによって将来の推計をする。リレーショナル・モデルとしては、プラスにより複数の生命表の関係を記述した2パラメータのモデルが開発され(Brass, 1971)、その後、高齢部分のモデルの当てはまりを改善するための試みなどが行なわれてきている(Zaba, 1979; Ewbank, Gomez de Leon and Stoto, 1983; Himes, Preston and Condran, 1994)。プラスのリレーショナル・モデルでは、死亡率をロジット変換 $\text{logit}(lx) = \frac{1}{2} \log\left(\frac{1-lx}{lx}\right)$ することによって、すべての lx は「標準」生命表の lxs と直線的な関係があるとして、理論的に生命表同士の関係式を $\text{logit}(lx) = \alpha + \beta \text{logit}(lxs)$ と導き出されている。ここでは、ロジット変換された死亡率と基準の死亡率スケジュール

2) The Bertillon Classification または International List of Causes of Death として1893年にはじまり、現在「修正国際疾病傷害死因分類(International Statistical Classification of Diseases and Related Health Problems ICD)」と呼ばれる。死因分類表には「死因基本分類表」、「死因简单分類表」など目的に合わせていくつかあるが、詳細に関しては厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」などを参照されたい。また、分類はこれまで10年ごとに修整されてきたが、今後は、一部改正(update)方式も導入される。この点など、最近の展開については、齋藤(2002)を参照。

3) 厚生省大臣官房統計情報部人口動態統計課「第10回修正死因統計分類(ICD-10)と第9回修正死因統計分類(ICD-9)の比較」。

との関係を高さ (α) と傾き (β) の 2 種類のパラメータで記述している。ここで高さ (α) とは全体としての死亡率の水準であり、傾き β は死亡発生の散布度をあらわす。 α が低いほど基準と比較して死亡率水準が低く、 β が高いほど基準よりも集中した年齢区間で多数の死亡が発生していることになる。しかし、このモデルでは低年齢と高年齢での当てはまりが必ずしも良くないという問題が残った。

これに対して Zaba (1979) は高齢と低年齢での当てはまりをよくするために 4 パラメータモデルを提唱した。このモデルでは、擬似的な 3 次と 4 次の微分関数を使って湾曲 (curve: Ψ) とひねり (twist: χ) の概念を導入することでプラス・モデルで生じるずれを補正している。つまり、標準の生存曲線を $l_s(x)$ としたとき、年齢 x 歳での標準からの偏差を $k(x)$ と $t(x)$ とし、定数 Ψ と χ を $l_N(x) + \phi k(x) + \chi t(x)$ となるように決定することで「新標準」 $l_N(x)$ を決定する。そのうえで $\text{logit}[l(x)] = \alpha + \beta \text{logit}[l_N(x)]$ となるような α と β を選択する。また、Ewbankら (1983) は死亡率が 0.5 以上の部分 (κ) と 0.5 より低い部分 (λ) とに場合わけしたパラメータを用いて、 α , β , κ , λ の 4 パラメータモデルを構成した。一方、より理論的な立場から、人間が本来的に持つ死力と、環境要因に由来する攪乱作用による死力とを概念的に分けた 3 パラメータモデルも日本で作成されている (金子, 1987)。しかしながら、プラスの方法では死亡率水準の変化を年齢ごとに変えて表現できず、一方、プラス・モデルを含め複数パラメータを使う方法ではその分だけ推定パラメータが増えてしまい、それぞれを推定しなければならなくなるという課題があった。

年齢ごとの死亡率変化の当てはまりを改善しつつ、パラメータ数を一つに抑えたモデルがリー・カーターにより発表され (Lee and Carter, 1991)、各種の応用研究が行われ始めている。リー・カーター・モデルは、年齢を x 、時間を t としたとき、

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

と表される。ただし、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、 k_t は死亡の一般的水準 (死亡指数)、 b_x は「 k_t が変化するときの」年齢別死亡率の変化を表し⁴⁾、 $e_{x,t}$ は平均 0 の残差項を示す。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。彼らは、0 歳、1～4 歳、5～9 歳、…、80～84 歳、85 歳以上の年齢階級でアメリカの死亡率を用いて各変数とパラメータを算出したうえで、時系列分析を用いて死亡指数 k_t の 1990 年から 2065 年までの将来値を求めた。この際、自己回帰和分移動平均モデル (ARIMA モデル) のうち (1,1,0) モデルが「ややすぐれていた (marginally superior)」が、「節約性 (parsimony)」の観点から (0,1,0) モデルを採用した。こうして、 k_t の将来値を求めたのち、逆に死亡率を求めていった。ただし最高の年齢階級は 85 歳以上なので、最終的に 75

4) 左辺が死亡率の対数値なので、正確には右辺の指数をとってはじめて年齢別死亡率となるが、ここでは説明の便宜上このように示した。

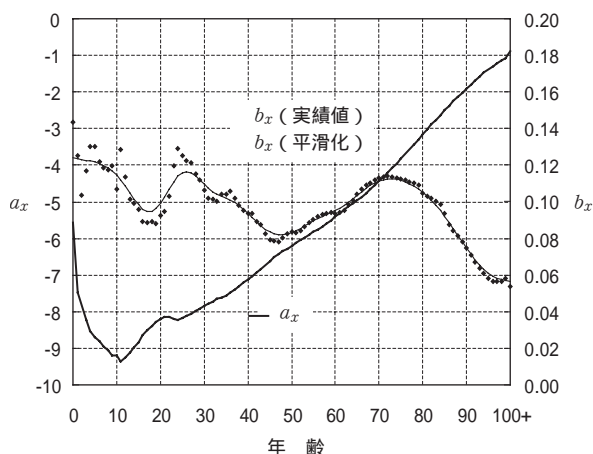
～79歳と80～84歳の将来死亡率を用いて Coale and Guo (1989) により105～109歳階級までを推定した。

II. 将来生命表の推定

今回の推計では、リレーショナル・モデルの一つであるリー・カーター・モデルを改良し日本のデータに応用することで、日本の将来生命表の作成を試みた。もともになるデータとしては、旧厚生省及び厚生労働省による日本の昭和40（1965）年以降の簡易生命表および完全生命表を用いた。これは、昭和42（1962）年以降に簡易生命表が各歳で公表されるようになり、1歳階級のデータを用いてモデルが作成できるので、その直近の完全生命表から使用したためである⁵⁾。

これらの生命表から男女別に99歳までの各歳、および100歳以上の死亡率を計算し、対数変換して以降のデータとして用いた。一番最近の日本の男女別年齢別死亡率スケジュールを基準とし、なおかつそれを安定的なスケジュールとするために、平成11（1999）年と平成12（2000）年の年齢別平均値を基準である年齢別死亡率 a_x として用いた。各歳単位の計算では、死亡率の変化である b_x の小さな変動が50年後の予測において各歳ごとの大きな変動となり、歪みを生じてしまうので、それを避けるために b_x は平滑化した。日本人女子の場合の a_x と b_x を図1に示す。

図1 日本人女子の生命表から得られた年齢別死亡率モデルの a_x と b_x



また、アメリカの死亡水準 k_t の将来値の予測としてリーとカーターは直線的な変化である ARIMA (0,1,0) モデルを採用しているが、日本は戦後急速に死亡率を改善し先進国に追いつき、世界の最高水準に到達しているの、同じ方法を日本の死亡の将来推計にそのまま当てはめられるかどうかは問題である。なぜなら、今後50年間もこれまで同様に他の先進国以上に急速に日本の死亡率が改善することを仮定するよりも、過去50年間の当初から低い死亡率が続いてきたスウェーデンなどの緩やかな改善の趨勢に近づくと見なすほうが自然な仮定だと考えられるからである (Wilmoth, 1998)。実際、死亡水準 k_t の変化を吟味すると、最近30年間の実績値の傾きは徐々に緩やかになっている (図2)。1971

5) ただし、高年齢部分が各歳で公表されていない昭和61（1986）年以前の簡易生命表では、前後の完全生命表からの補間によって各歳データを得た。

年-1980年の傾きは-0.4184，以降，1981年-1990年が-0.2876，1991年-2000年が-0.2295となっている．同様に，日本人男子では，それぞれ，-0.375，-0.2397，-0.1719である．したがって，この傾向を将来値の推定に反映させるために，昭和45（1970）年以降のデータに関数当てはめをすることで将来推計を行った．検討された関数は，一つはデータへの当てはめに基づく特定の値に向かって漸近していく指数関数，もう一つは低下傾向が徐々に弱まるものの限りなく低下しつづける対数関数である．指数関数は，

$$k_t = \alpha_1 + \alpha_2 \exp\left(\frac{t + \alpha_4}{\alpha_3}\right),$$

対数関数は $k_t = \beta_1 + \beta_2 \ln(t + \beta_3)$ としてそれぞれデータに当てはめた．ただし，ここで t は時間， α_n と β_n は定数項である．平均寿命が延びつづけると考える研究者の発言が近年では世界的には目立つが（Tuljapurkar, Li and Boe, 2000），最近日本で実施された人口分野の専門家調査では，日本人の平均寿命の伸びは緩やかになり，前回推計での平均寿命の仮定値程度にとどまると考える専門家も多かった⁶⁾．いずれの立場も断固として否定するだけの科学的証拠はないので，上記の2つの関数を当てはめ，双方の平均値を統計的に期待される値として使用した．ただし，平成7（1995）年は阪神大震災の影響があるので除外し，また，平成13（2001）年の2月の報告死亡数が例年になく少ないことがすでに判明していたため，別途通年の死亡推計数を考慮して平成13年の値としたうえで，最終的な関数当てはめが実施された（図3）．

以上の手続きにより男女別に求められたパラメータに基づいて，平成13

図2 死亡水準 k_t の推移例（日本人女子）

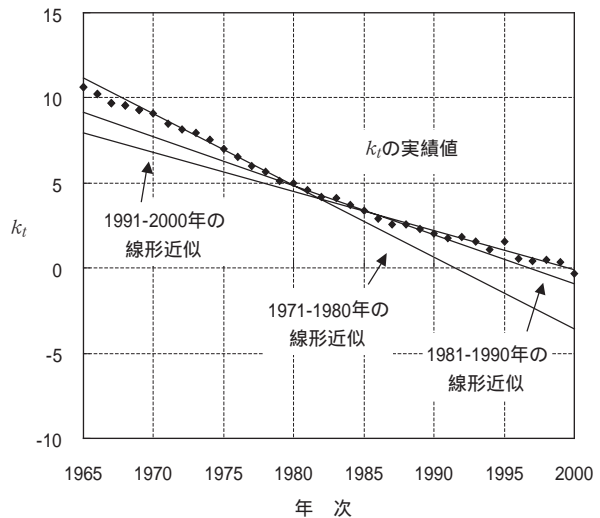
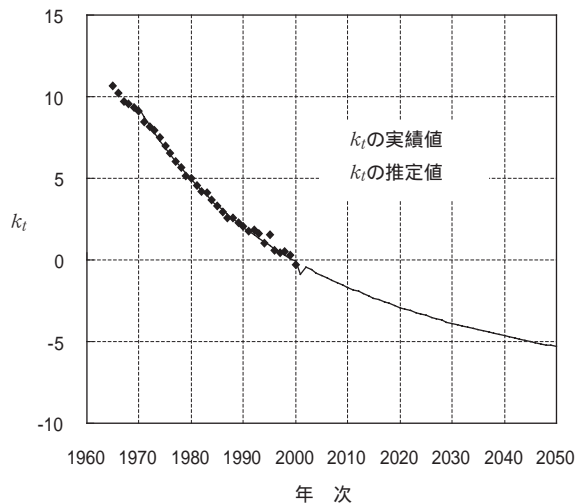


図3 関数当てはめによる k_t の将来値の推定（日本人女子）



6) 第3回社会保障審議会人口部会で報告された「少子化の見通しに関する専門家調査：速報結果」によれば，有効回答数317の平均は2050年の男子の平均寿命79.3年，女子86.1年であり，国立社会保障・人口問題研究所前回（平成9年）推計の仮定値よりもそれぞれ0.1年と0.4年だけわずかに短かった．

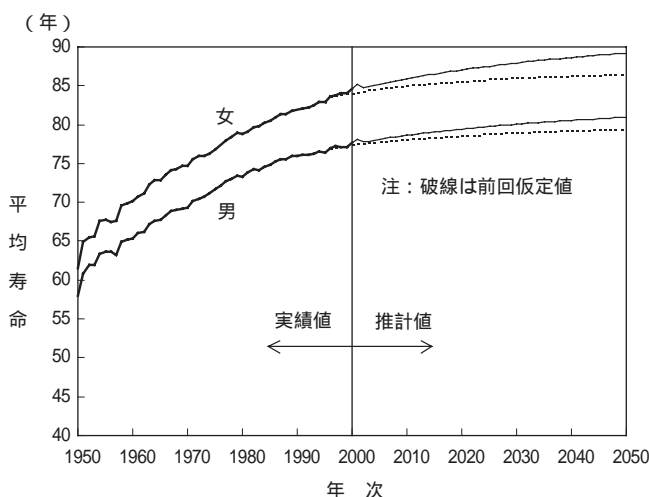
(2001)年から62(2050)年までの死亡率を男女別各歳別で算出し、将来生命表を作成した。

Ⅲ. 将来の生命表の推計結果

仮定された将来生命表に基づく男女別平均寿命の推移を図4に示した。結果によると、平成12(2000)年に男子77.64年、女子84.62年であった平均寿命は、平成17(2005)年には男子78.11年、女子85.20年、平成37(2025)年には男子79.76年、女子87.52年、平成62(2050)年には男子80.95年、女子89.22年に到達する。平成12(2000)年に6.98年あった男女差は徐々に拡大して平成37(2025)年には7.75年に、平成62(2050)年には8.27年になる。この男女差を比率でみると、現在女子の平均寿命が男子の1.09倍であるのとほぼ同じ1.10倍が平成30(2018)年以降続くことを意味する⁷⁾。

出生から20歳までの生存率を見ると、平成12(2000)年に男子99.1%、女子99.4%であったが、平成62(2050)年には男子99.5%、女子99.7%へと向上する。65歳までの生存率は、平成12(2000)年に男子84.6%、女子92.6%であったが、平成62(2050)年には男子88.4%、女子95.3%になる。

図4 男女別平均寿命の推移(実績値と仮定値)



Ⅳ. モデルの整合性

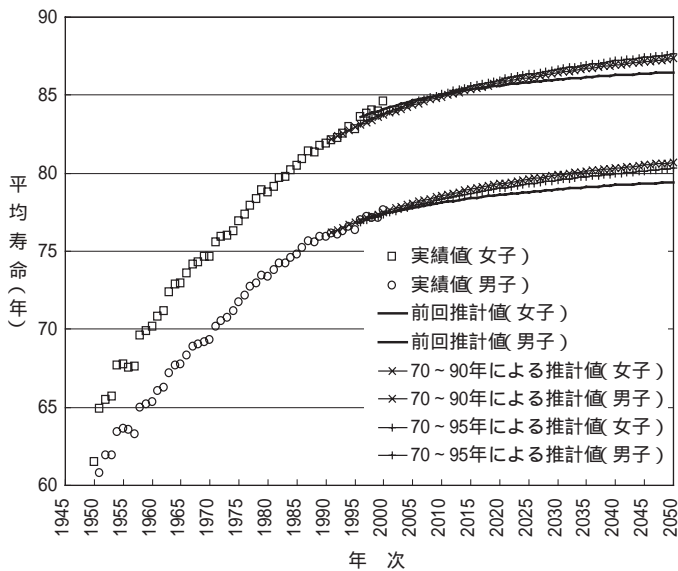
今回の推計ではリレーショナル・モデルの一つであるリー・カーター・モデルを改良し日本のデータに応用することで、日本の将来生命表の作成を試みた。この手法を日本の平

7) Pampel (2002)によれば、女性の喫煙が増加するにつれて死亡率の男女の違いは減少するが、喫煙率の男女差が同程度で安定すれば他の社会的、生物学的要因を反映して死亡率の男女の違いは拡大しがちとなる。

成 2（1990）年および平成 7（1995）年までのデータにのみに適用して、それぞれ平成 2（1990）年、平成 7（1995）年を基点とする「将来推計」を実施することで、モデルの整合性を検討した。年齢別平均値を基準である年齢別死亡率 a_x としては、平成元（1989）年と平成 2（1990）年および平成 6（1994年）と平成 7（1995年）の平均を用いた。

その結果、2050年の平均寿命は女子で平成 2（1990）年までのデータで87.33年と平成 7（1995）年までのデータで87.63年であり、一方、男子でもそれぞれ80.68年と80.32年であり、いずれもほぼ同じであった（図 4）。前回推計（平成 9 年）では男子79.43年と女子86.47年であり、女子での平均寿命がやや低く推定されている。つまり、モデル内で短期的な年齢別の変化による変動を制御したうえでの死亡率の水準をパラメータとしているので、長期的な死亡率の推移が比較的安定して推定されていると考えられる。したがって、このモデルを用いていたならば、1990年と1995年の将来生命表の作成結果はほぼ同じとなっていたことになる。

図 5 モデルによる90年と95年を基準にした平均寿命推移の推定



ただし、1995年以降女子の平均寿命では2つのモデル値と実績値との間に若干であるが系統的に乖離が生じている。したがって、1995年から2000年までのモデル値と実績値との差を用いてモデルを評価する場合、男子ではきわめて良好であるが、女子においては当てはまりがあまり良くなるだろう。とりわけ、女子では前回推計のほうが実績値により近い。死因別の推計では異なるトレンドの死因別推移をより詳細にモデル化できるため、短期的には実績により近い結果となりうると考えられる。特異値解析（SVD）を用いたリー・カーター・モデルでは、年齢別の変動と長期的なトレンドの変化、およびその他の誤差項に分解し、長期的なトレンドに焦点を当てるので、短期的な変動に対しては今後よ

り詳細に考慮していく必要があるだろう。また、この期間の死亡率低下の影響で、今回推計での2050年の仮定値の上昇幅は大きくなっている。しかしながら、長期間にわたる人口推計において、推計の開始年を変えても将来の生残率の推定値が比較的安定しているモデルを用いることの利点は大きい。

次に、他の諸機関による将来平均寿命と今回推計の平均寿命を簡単に比較する。国連の将来推計では5年間ごとの仮定値が公表されている（表1）。国連が1995年-2000年の平均寿命として公表している値からG7国を見ると、日本以外の国では76.5年から78.5年で2年の幅があるが、日本はさらに2年高い。ところが、50年後には、日本以外の国では82.5年から84.0年の1.5年の幅で分布しているが、日本は88.0年と4年も突出することになる。国連推計の仮定値を男女別に見ると、2045年-2050年の日本は男子83.5年、女子92.4年であり、今回推計の仮定値よりもそれぞれ2.56年と3.21年高い平均寿命である。同様に、アメリカの研究者によると（Tuljapurkar, Li and Boe, 2000）、2050年には日本以外のG7国の男女合計の寿命はアメリカ82.91年からフランス87.01年までに分布するのに対し、日本だけは90.91年と突出し、第2位のフランスから3.9年も高いことになる（表1）。彼らの分析はリー・カーター・モデルをそれぞれの国のデータに適用し、 k_t の推定を時系列分析によって直線的に行った結果である。しかし、最近の研究では、一般的に作成される期間生命表には、死亡率の低い国で死亡の発生が高齢へと変化しているときには「テンポ・バイアス」が生じるとされている（Bongaarts and Feeney, 2002）。それによれば、1980-95年の期間に、日本人女子では3.3年のバイアスがあり、フランスの2.3年やスウェーデンとアメリカの1.6年と比べて、大きくなっている（表2）。つまり、日本の平均寿命は、中高年の死亡率の急速な改善のために、現在は過大評価されているとことになり、50年後に平

表1 他機関の推計によるG7国の平均寿命（男女込み、単位年）

| 年次 | アメリカ | イギリス | ドイツ | フランス | イタリア | カナダ | 日本 | 日本と2位との差 |
|-------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------------|
| 1995-2000 ¹⁾ | 76.5 | 77.2 | 77.3 | 78.1 | 78.2 | 78.5 | 80.5 | 2.0 (カナダ) |
| 2045-2050 ¹⁾ | 82.6 | 83.0 | 83.4 | 84.0 | 82.5 | 82.8 | 88.0 | 4.0 (フランス) |
| 2050 ²⁾ | 82.91 | 83.79 | 83.12 | 87.01 | 86.26 | 85.26 | 90.91 | 3.90 (フランス) |

1) United Nations (2001)

2) Tuljapurkar, Li, and Boe (2000)

表2 1980年から95年の女子人口の平均寿命、死亡の平均年齢及びその変化率と、推定平均テンポ・バイアス

| | 平均余命 (年) | | 死亡の平均年齢 (年) | | 変化率 1980-95年 | テンポ・バイアス (年) 1980-95年 |
|--------|----------|-------|-------------|-------|-----------------|--------------------------|
| | 1980年 | 1995年 | 1980年 | 1995年 | | |
| フランス | 79.9 | 82.8 | 77.7 | 80.7 | 0.20 | 2.3 |
| 日本 | 79.9 | 83.6 | 76.6 | 80.9 | 0.29 | 3.3 |
| スウェーデン | 79.9 | 82.1 | 78.3 | 80.6 | 0.15 | 1.6 |
| アメリカ | 79.2 | 80.2 | 77.2 | 79.2 | 0.14 | 1.6 |

(Bongaarts and Feeney (2002) による)

均余命の差がさらに拡大することは考えにくい。また別の研究でも、先進国の将来の平均寿命は収束すると考えられている (White, 2002)。今回作成したモデルでは、他の先進国に予想されている平均寿命に比較して、2050年に日本だけが突出することにはならない。

アメリカのセンサス局による将来推計では、死亡の仮定として上中下の3種類の仮定を置いている (Hollmann, Mulder and Kallan, 2000)。そのうち中位の仮定では、2050年の平均寿命は、全人口で男子81.2年、女子86.7年であり、白人にかぎると81.1年と86.4年、アジア系では84.8年と89.7年としている。アメリカのアジア系の仮定値は、男子では3.85年の違いがあるが、今回推計の日本人女子の仮定値89.22年にきわめて近い。生活習慣を始め社会文化的な環境要因が今後50年間日米で同じようになるとすれば、日本人の平均寿命はアメリカの多様な人種の中では在米アジア系と近くなるであろう。もちろん、実際には、選択的移民などの要素をはじめ、様々な違いがあり単純ではない。しかしながら両者が比較的近い結果を示したことは興味深い。

表1のように、将来の日本では、さらに高い平均寿命となりうると主張する研究もあることを考慮しておくことは重要なことであろう。しかし、50年先に日本の平均寿命だけが突出していくと現時点で考えるべきであろうか。すでに論じたように、むしろ今後は死亡率の低下が相対的に緩やかになるほうがより妥当なように思われる。そして、今回の推定方法の結果のように、50年後には他の先進国の中での平均的な平均寿命に収束していくと仮定するほうがより順当であると考えられる。また、その結果はアメリカのアジア系の平均寿命とも近い水準へと推移していく仮定となっている。実際には、今回の仮定値設定では、上昇しつづける可能性と、日本の人口学者の多くが考えるように死亡率の低下が停滞する可能性とを織り込んだ上での推定であることは既述のとおりである。今後も科学技術の進展や社会の変化、あるいはエイズのように新たに猛威を奮う疾病の出現に伴い、死亡をめぐる状況は変化するであろう。そのような変化に合わせて引き続きモデルを改善し、定期的にアップデートしていくことが肝要である。

謝辞

新将来人口推計プロジェクトで議論をし、貴重なコメントを下された各氏、とりわけ高橋重郷、石川晃両氏に感謝したい。また、大学入試センターの柳井晴夫先生は貴重な時間を割いてSVDについて指導して下さった。この場を借りてお礼申しあげたい。

文献

- Bongaarts, J. and G. Feeney (2002), "How long do we live?" *Population and Development Review*, 28 (1), pp.13-29.
- Brass, W. (1971), "On the scale of mortality," *Biological Aspects of Demography*, W. Brass (ed.), London: Taylor and Francis.
- Coale, A. and G. Guo (1989), "Revised regional model life tables at very low levels of mortality," *Population*

- Index*, 55, pp.613-643.
- Ewbank, D.C., J.C. Gomez de Leon, and M.A. Stoto (1983), "A Reducible Four-Parameter System of Model Life Tables," *Population Studies*, 37, pp.105-127.
- 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, pp.269-291.
- Hollmann, F.W., Mulder, T.J., and Kallan, F.E. (2000) *Population Projections Branch 2000 Methodology and Assumptions for the Population Projections of the United States: 1999 to 2100*, (Population Division Working Paper No.38) Population Division, U.S. Census Bureau; Washington, D.C..
- 金子隆一 (1987) 「死亡率の年齢パターンに関するリレーショナル・モデルの開発」『人口問題研究』第183号, pp 1-22.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (1997) 『日本の将来推計人口 平成8 (1996) 年～62年 (2050) 年－ (平成63 (2051) ～112 (2100) 年参考推計) 平成9年1月推計』(研究資料第291号).
- Lee R. D. and L. R. Carter (1992) "Modeling and forecasting U. S. mortality," *Journal of the American Statistical Association*, 87 pp.659-671.
- Pampel F. C. (2002) "Cigarette Use and the Narrowing Sex Differential in Mortality," *Population and Development Review*, 28 (1) pp.77-104.
- 齋藤剛 (2002) 「2001年世界保健機関 (WHO) 国際分類ファミリー (FIC) 協力センター長会議について」『厚生 の指標』第49巻第2号, pp.1-4.
- 須山靖雄, 塚本宏 (1995) 「死因の変遷に関する社会学的背景」『厚生 の指標』第42巻7号, pp.9-15.
- Tuljapurkar, S., N. Li, and C. Boe (2000), "A universal pattern of mortality decline in the G7 countries," *Nature*, 405, pp.789-792.
- United Nations (2000) *World Population Prospects; The 2000 Revision*, New York.
- White, K.M. (2002) "Longevity Advances in High-Income Countries, 1955-96," *Population and Development Review*, 28 (1), pp 59-76.
- Wilmoth, J.R. (1993) *Computational methods for fitting and extrapolating the Lee-Carter Model of mortality change*, (Technical report), Berkeley, California; Department of Demography, University of California.
- Wilmoth, J.R. (1995), "Are mortality projections always more pessimistic when disaggregated by cause of death?" *Mathematical Population Studies*, 5, pp.293-319.
- Wilmoth, J.R. (1998), "Is the pace of Japanese mortality decline converging toward international trends?" *Population and Development Review*, 24, pp.592-600.
- Wilmoth, J.R. (1996), "Mortality projections for Japan: A comparison of four methods," in Graziella Caselli and Alan D. Lopez (eds.), *Health and mortality among elderly populations*. Oxford: Oxford University Press, pp.266-287.
- Zaba, B. (1979), "The Four-Parameter Logit Life Table System," *Population Studies*, 33, pp.79-100.

A Construction of Future Life Table in Japan Using a Relational Model.

Ryuichi KOMATSU

The cohort-component method for population projection requires assumptions for future fertility rates and sex ratio at birth, future survival rates, and international migration. Future survival rates are assumed from estimated future life tables. In this paper, future life tables are constructed applying one type of relational model known as Lee-Cater model to the Japanese data. While the position considering life expectancy will keep going up appears more prominent in the last years, a recent survey among population experts in Japan showed that popular was the view that life expectancy for Japanese would increase only up to the assumptions adopted in the previous projections. Thus, both standpoints were averaged for this exercise. As a result, life expectancy at birth will reach from 77.64 years for male and 84.62 for female in 2000 to 80.95 for male and 89.22 for female in 2050. This model produced relatively stable estimates between 1990 and 1995 as the starting year. Also, this model produced estimates that are not deviant in 2050 among the industrial countries. As the technology, the society, and the epidemiology of diseases change, improvements and updates of the model in response to the changing situation are vital.