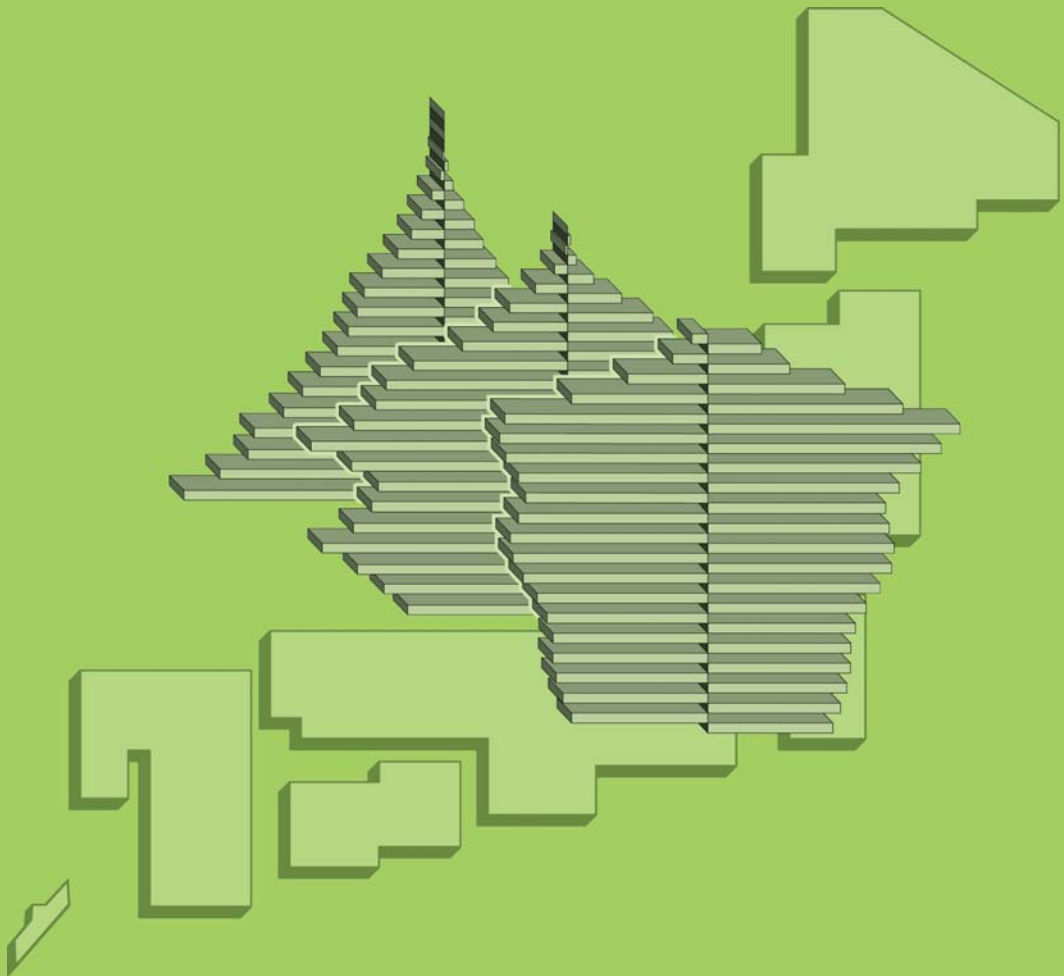


人口問題研究

Journal of Population Problems

第71巻第1号 2015年

特集：わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する
人口学的研究（その1）



国立社会保障・人口問題研究所

『人口問題研究』編集規程

I. 編集方針

研究所の機関誌として、人口問題に関する学術論文を掲載するとともに、一般への専門知識の普及をも考慮した編集を行う。

II. 発行回数および発行形態

本誌の発行は、原則として年4回とし、3月（1号）・6月（2号）・9月（3号）・12月（4号）の刊行とする。また印刷媒体によるほか、電子媒体をホームページ上で公開する。

III. 執筆者

執筆者は、原則として国立社会保障・人口問題研究所の職員、特別研究官、客員研究員とする。ただし、所外の研究協力者との共同研究・プロジェクトの成果については、所外の研究協力者も執筆することができる。また、編集委員会は所外の研究者に執筆を依頼することができる。

IV. 査読制度

研究論文と研究ノートは査読を経なければならない。特集論文は、執筆者が希望する場合、査読を経るものとする。査読は編集委員会の指定する所外の査読者に依頼して行う。編集委員会は査読の結果をもって採否の決定を行う。査読済み論文は、掲載誌に査読終了の日を記載する。

V. 著作権

掲載された論文等の編集著作権は原則として国立社会保障・人口問題研究所に属する。ただし、論文中で引用する文章や図表の著作権に関する問題は、著者が責任を負う。

2013年2月

人口問題研究

第71巻第1号(2015年3月)

特集：わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する 人口学的研究（その1）

- 特集によせて……………石井太・1～2
日本版死亡データベースの構築に関する研究……………石井太・3～27
疾病構造と平均健康期間・平均受療期間の人口学的分析
—疾病構造別にみたライフスパン—……………別府志海・高橋重郷・28～47

研究ノート

- 大都市圏居住者の移動可能性……………清水昌人・48～60

書評・紹介

- Thomas Piketty *Le capital au XXI^e siècle* (林玲子) ……61

研究活動報告 ……62～64

- 第12回 ASEAN・日本社会保障ハイレベル会合—日本社会学会第87
回大会—台湾における低出産・高齢化と政策的対応に関する資料収
集—国際開発学会—国連ジェンダー統計・EDGE プロジェクト中期
評価技術会合—経済協力開発機構（OECD）社会政策作業部会—国
連 ESCAP 高齢者介護に関する地域専門家会合

Journal of Population Problems
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)
Vol.71 No.1
2015

**Special Issue: Demographic Research on the Causes and the Socio-Economic
Consequence of Longevity Extension in Japan (Part I)**

- IntroductionFutoshi ISHII • 1-2
Study for the Development of the Japanese Mortality Database
.....Futoshi ISHII • 3-27
A Demographic Analysis on the Average Period of Receiving Medical
Care from the Viewpoint of Disease Structure
.....Motomi BEPPU and Shigesato TAKAHASHI • 28-47

Note

- Possibilities of Migration among Metropolitan Residents
.....Masato SHIMIZU • 48-60

Book Review

- Thomas Piketty *Le capital au XXI^e siècle* (R. HAYASHI)•61

Miscellaneous News

*National Institute of Population
and Social Security Research*
Hibiya Kokusai Building 6F
2-2-3 Uchisaiwai-cho, Chiyoda-ku, Tokyo, Japan, 100-0011

特 集

わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究（その1）

特集によせて

石 井 太

本特集は、「わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究」（平成23～25年度）において行われた研究の成果の一部を研究論文にまとめたものを掲載するものである。

わが国の平均寿命は20世紀後半に著しい伸長を遂げ、現在、世界有数の長寿国として国際的に見てもトップクラスの水準を誇っている。そして、「日本の将来推計人口（平成24年1月推計）」によれば、平均寿命は2060年には男性84.19年、女性90.93年（死亡中位仮定）に達すると推計されており、今後も長寿のフロントランナーとして走り続けるものと見込まれる。本研究プロジェクトは、このような世界にも類を見ない長寿化のメカニズムと背景を探るとともにその影響を捉えることに挑むものである。

本プロジェクトの中核を成すのが、わが国の生命表を人口分析の目的から総合的に再編成した、初の試みである「日本版死亡データベース（Japanese Mortality Database）」の構築である。これは、国際的な死亡データベース Human Mortality Database (HMD) の生命表推計手法をレビュー・再現するとともに、わが国の死亡状況に適合させるための新たな手法を開発し、HMD と整合性を持ちつつ日本の死亡状況をよりよく表現する生命表推定手法を研究・開発するものであり、本プロジェクトの成果として、全国版は1947年以降の各年・各歳の生命表、都道府県別は1975年以降の5年・5歳階級の生命表が作成され、研究所のウェブサイトを通じて世界の死亡研究者に向けて提供が行われている。

一方、わが国の人口学研究においてさらなる発展が期待される分野の一つとして、健康と長寿の関連研究が挙げられる。本研究プロジェクトにおいても、健康生命表分析を中心としながら、長寿化によって長期化した高齢期における生存の質の評価という課題に挑戦してきた。さらに、長寿化に関し多角的かつ学際的なアプローチに基づく研究を行う観点から、広域的な死亡研究ネットワークの構築を目指し、政策担当者や民間アクチュアリーなどの実務担当者を加えた研究会による討論や、日本人口学会の大会において「寿命・健康研究の複合的展開」、「アクチュアリーと人口学」というプロジェクト関係者を中心とした企画セッションを開催するなど、有機的な研究活動を展開してきた。このようなこれまでにない新たな形態での連携を通じて、わが国の長寿・健康に関する総合的な知見を集積するとともに、それらの政策・実務への応用可能性を高めることができたのも本プロジェ

クトの一つの特色といえよう。

本特集では、このような研究プロジェクトの成果の中から、日本版死亡データベースの構築や患者調査の受療状態を用いた健康寿命の評価などに関する論文の掲載を予定している。本特集を通じて、前人未踏の領域に進み続ける、わが国の未曾有の長寿化の解明に挑む死亡研究の挑戦の一端が伝わること、またそのチャレンジに一人でも多くの研究者が加わってわが国の死亡研究が益々活性化することを望むものである。

特集：わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究（その1）

日本版死亡データベースの構築に関する研究

石井 太

本研究は、長寿化に関する多角的かつ学際的なアプローチに基づく総合的研究の基礎とするべく、海外の先進的な死亡データベースの事例を参照し、わが国の生命表を人口分析の目的から総合的に再編成した「日本版死亡データベース（JMD）」を構築することを目的としたものである。

最初に、Human Mortality Database（HMD）の方法論について、公開されている方法手順書に従ってレビューを行った。その概要は、死亡数や人口に対して年齢不詳あん分等の必要な調整を行い、1月1日現在人口を、線形補間、センサス間生残者推計、死滅コーホート推計、生残比推計の4つの方法により推計するとともに、これに基づいて事象対応延べ年数を推計する。そして、ここから死亡率を関数あてはめなどを利用することにより推定し、生命表の作成を行うものである。

一方、HMDの生命表の作成方法に関する詳細なレビューを通じ、一定の比較可能性を担保しつつも、わが国の生命表という観点から作成方法に改善が可能である点がいくつかあることが明らかとなったことから、JMDでは比較可能性を阻害しない範囲で、日本の死亡状況により適合させるための改善を行った。

また、JMDでは都道府県別生命表についても作成を行った。その推計方法については、比較可能性の観点からできるだけ全国の生命表と同じ方法をとることとした。鳥取県の死亡率推定結果を見ると、人口規模が小さいことから推定された死亡率は安定性を欠いており、1歳×1年の生命表では安定的な年齢別死亡パターンが得られないことがわかった。一方、作成基礎期間を5年にして、5歳階級の生命表を作成した場合、一定の安定性を持った死亡パターンが得られることが観察され、都道府県別生命表については、5歳×5年、5歳×10年の生命表を提供することとした。

JMDによる生命表は、HMDの方法論を基礎とし、時系列比較が可能となるよう同一形式の生命表を提供することを可能にしたとともに、国際比較可能性を阻害しない範囲で、日本の死亡状況により適合させる改善にも成功しており、わが国の死亡研究に特化した生命表として、非常に使いやすいデータ系列を提供することを可能にしたといえる。また、HMDでは提供されていない都道府県別の生命表データベースも構築を行い、これらにより、わが国の死亡分析の基礎となる生命表系列を利用しやすい形で提供することに成功し、わが国の長寿化に関する人口学的分析の充実に大きく寄与するものと考えられる。

はじめに

わが国の平均寿命は現在、世界有数の長寿国として国際的に見てもトップクラスの水準を誇るとともに、なお伸長を続けており、今後も長寿のフロントランナーとして走り続けるものと見込まれる。このような、世界にも類を見ない長寿化のメカニズムと背景を的確に捉えるためには、一定のクオリティを持つ生命表系列に基づいて人口学的分析を行うことが不可欠である。

近年、死亡・寿命分野の研究論文や学会報告において、Human Mortality Database（以下、HMDと略す）が引用されているのを目にする機会が多くなってきている。HMDは、国または地域レベルの人口集団について、プロジェクトが独自に計算した死亡率及び

生命表を、これらの計算に用いた入力データとともに提供している死亡データベースである。このデータベースでは、全ての国・地域、また時代について、統一的な方法に基づいて生命表が作成されており、国際比較、時系列比較可能性が高く、死亡分析に最適化された生命表が提供されている。

一般に、統計部局等が作成する生命表は、時宜にかなった国民の死亡状況測定として意義が高いと考えられるものの、必ずしも同一の形式で作成されているとは限らず、また、他国の生命表と比較する場合にも形式や作成方法などについて違いが出ることは避けられない。わが国の公式生命表についても、国勢調査年に作成される完全生命表とそれ以外の年の簡易生命表は必ずしも作成方法や表章方法が同一ではなく、また、時代によって作成方法に違いがあることもあり、時系列分析に適していない面もある。

また、HMDでは、基本的に国を単位とした生命表を統一的な方式で作成し、データベース化を行っている。しかしながら、それぞれの国の中の死亡率の様相は一様であるとは限らない。死亡や健康に関する格差に関心が高まる中、一国を地域に分割したレベルで死亡水準を測定することも重要となる。Wilmoth et al. (2010) は米国の州 (states) や郡 (counties) レベルでの50歳時平均余命の地理的格差を分析するとともに、これをカナダ、フランス、日本と比較することによって、先進諸国における米国の平均寿命のランキングの悪化が地域間格差の拡大によることと、また、米国の最も寿命が高い地域に関しても国際比較では遅れを取っていることを示している。このように、地域レベルでの死亡水準を国際比較することにより、死亡分析をより深化させることが可能になると考えられる。わが国の公式生命表でも、都道府県・市区町村別生命表の作成・公表が行われているが、地域別生命表も時系列比較において全国版と同様の問題が存在している。また、HMDでは日本全国の生命表の作成は行っているが、地域別生命表の作成は行っていない。このように、わが国の生命表について、HMDのように死亡研究に最適化し、かつ、国内の地域別生命表を含んだデータベースはこれまで存在していなかった。

本研究は、このような問題意識の下、長寿化に関する多角的かつ学際的なアプローチに基づく総合的研究の基礎とするべく、海外の先進的な死亡データベースの事例を参照し、わが国の生命表を人口分析の目的から総合的に再編成した「日本版死亡データベース (Japanese Mortality Database, 以下 JMD)」を構築することを目的としたものである。

I 先行研究

先述した通り、本研究でも参照した生命表のデータベースに関する代表例としてはHMDが挙げられる。そして、HMDのウェブページの歴史 (History) には、HMDの先行研究として二つの研究が挙げられている。一つは、HMDのプロジェクトリーダーであるJohn Wilmothによる、Berkeley Mortality Database (BMD) である。BMDは1997年に始められたHMDの直接的な先行プロジェクトであり、現在は基本的にHMDに受け継がれている。BMDではフランス、日本、スウェーデン、アメリカの4カ国しか

データが提供されていなかったが、ほぼ、現在の HMD と同様の方法論により生命表が構築され、提供されている。もう一つは、1993年に Väinö Kannisto と Roger Thatcher によって創設された、“Kannisto-Thatcher Database on Old Age Mortality” (KTD) である (Kannisto 1994)。KTD は 30以上の国に関するデータを収集し、80歳以上の高齢死亡率を対象として、その年齢層における死亡率推定の先進的な方法論を研究したものである。HMD はこれらの先行プロジェクトの成果を継承し、全年齢の詳細な生命表が提供されている BMD の形式を保ちつつも、KTD の成果である高齢死亡率推定に関する新たな方法論を活用し、KTD と同様30~40の国及び地域のデータを収載することを目指して始められたプロジェクトといえることができる。

本研究は、この HMD の方法論を用いて国際比較性を担保しつつも、より日本の死亡状況に適した生命表データベース構築法を確立する、わが国ではこれまでにない試みと位置づけることができる。

II 生命表作成に関する方法論

1. 生命表作成の手順と死亡データの調整

HMD では、入力データから最終的な生命表を作成する行程について、全ての国・地域または時代に統一的に適用する方法論を確立し、これを方法手順書 (methods protocol) の形に取りまとめている (Wilmoth et al. 2007)。この方法手順書は、完全な形で HMD サイトにおいて公開されており、この手順書に従って全ての生命表が作成され、公表されている。本節では、この方法手順書に従って HMD の生命表の作成法をレビューし¹⁾、さらに JMD における改善点について述べることにする。

HMD における生命表は、おおまかに以下の 6 段階の手順に基づいて作成されている。

1. 出生数：可能な限り長期間の性別年間出生数を収集する。
2. 死亡数：可能な限り詳細なレベルの死亡数を収集し、生データがまとめられている場合、統一的手法によって、満年齢別・死亡年別・出生年別の死亡数を推定する。
3. 人口規模：各年 1 月 1 日現在推計人口を、統計データから得るか、またはセンサスと出生・死亡数に基づいて推計する。
4. リスク対応生存延べ年数 (Exposure-to-risk)：ある年齢×時間区間において、死亡リスクにさらされる生存延べ年数を推計する。
5. 死亡率：死亡率は、ある年齢×時間区間に属する死亡数の、対応する区間の生存延べ年数に対する比として計算する。
6. 生命表：生命表を作成するため、まず死亡確率が死亡率より計算され、これにより生命表が求められる。

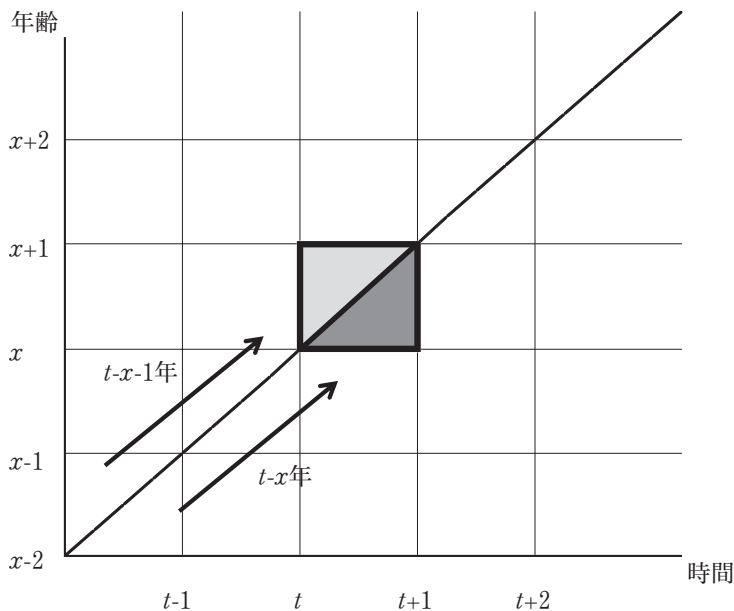
1) なお、以下でレビューするの全ての工程において、実際には推計期間内で対象となっている領域の大きさが変わることがあり、その場合にはこの影響を考慮する「領域調整」を行う必要がある。しかしながら、本節では、領域調整がない場合についてのみの記述を行った。詳細については HMD の手順手引書を参照されたい。

HMDでは様々な国の様々な時代の生命表を作成しているが、その基となっているデータの形式は当然のことながら多種多様である。基データがHMDの作成に必要となる分類よりも詳細なものであれば特別な調整を行わずにHMDが必要とする形式に変換することが行えるが、一般的には何らかの調整が必要となる。また、詳細なデータが存在する場合であっても、不詳データの取扱いなど調整が必要となることもある。HMDでは、死亡データについて、以下の4種類の調整法に基づき、基データの調整を行うこととしている。

1. 年齢不詳死亡数のあん分
2. 1歳×1年死亡数のレキシストライアングルへの分割
3. 5歳×1年死亡数の1歳×1年死亡数への分割
4. 開放区間死亡数のレキシストライアングルへの分割

ここで、「レキシストライアングル」とは、死亡者数を横軸に時間、縦軸に年齢を取ったレキシス図で表した際、ある暦年の特定の満年齢の死亡数はレキシス図内の正方形内の死亡点に対応するが、これをさらに生年別に分割した直角二等辺三角形領域のことを指す（図1）。具体的には、図1において、暦年 t 、満 x 歳の死亡数は、 $\{(T, X) | T \in [t, t+1), X \in [x, x+1)\}$ という黒枠の正方形領域で与えられるが、このうち、左上の直角二等辺三角形の領域は $t-x-1$ 年生まれコーホート、右下の直角二等辺三角形の領域は $t-x$ 年生まれコーホートであり、生年が違うコーホートとなっている。レキシストライアングルはこれらを区別したものであり、左上の領域を上方トライアングル（upper-triangle）、右下の領域を下方トライアングル（lower-triangle）と呼ぶ。

図1 レキシストライアングルの概念



現在、JMDで開発・提供を行っている、全国では1947年以降、都道府県別1975年以降の死亡データに関しては、基データの段階でレキシストライアングルレベルのデータが存在することから、2～4の調整は必要ないため、ここでは、1の調整についてのみ述べる。

年齢不詳の死亡データについては、生年も不明であることから、上方・下方トライアングルとも同じ率で拡大することにより不詳あん分を行う。すなわち、

$D_L(x, t)$ ：暦年 t 、年齢区間 $[x, x+1)$ の下方トライアングルの死亡数

$D_U(x, t)$ ：暦年 t 、年齢区間 $[x, x+1)$ の上方トライアングルの死亡数

$D_{UNK}(t)$ ：暦年 t の年齢不詳死亡数

$D_{TOT}(t)$ ：暦年 t の死亡総数

として、

$$D_L^*(x, t) = D_L(x, t) \cdot \frac{D_{TOT}(t)}{D_{TOT}(t) - D_{UNK}(t)}$$

$$D_U^*(x, t) = D_U(x, t) \cdot \frac{D_{TOT}(t)}{D_{TOT}(t) - D_{UNK}(t)}$$

となる。ただし、 $D_L^*(x, t)$ 、 $D_U^*(x, t)$ はそれぞれ不詳あん分後の下方、上方トライアングルの死亡数である。

2. 1月1日現在人口の推計

1月1日現在人口の推計については、

1. 線形補間 (linear interpolation)
2. センサス間生残者推計 (intercensal survival method)
3. 死滅コーホート推計 (extinct cohort method)
4. 生残比推計 (survivor ratio)

の4つの推計法が用いられている。

2.1 線形補間

センサス以外に利用可能な推計人口が1月1日現在でなく、データの間隔が1年またはそれよりも小さい場合には、線形補間によって1月1日現在人口を推計する。ただし、センサス以外のデータを用いる場合には、利用可能であること、かつ、その信頼性が高いと考えられることが条件となる。

2.2 センサス間生残者推計

センサス間生残者推計は、センサスとセンサスの間の期間の各年の1月1日人口を推計するための簡便で信頼性の高い方法である。わが国ではセンサスが10月1日に実施されていることから、センサスが1月1日以外の場合にも対応している方法についてのみ述べる。推計は、(1)既に存在するコーホート、(2)0歳のコーホート、(3)新たに生まれるコーホー

また、死亡についてもレキシストライアングル内では一様に分布していると仮定すると、当該コーホートの $t-1$ 年の 1 番目のセンサス後における死亡数は、以下の 2 つの項から成る。

$$D_a = (1-f_1^2)D_L(x, t-1)$$

$$D_b = (1-f_1)^2 D_U(x-1, t-1)$$

同様に、当該コーホートの $t+N$ 年の 2 番目のセンサス前における死亡数は、

$$D_c = f_2^2 D_L(x+N+1, t+N)$$

$$D_d = (2f_2 - f_2^2) D_U(x+N, t+N)$$

C_1 とこれらの死亡数を用いて C_2 を推計すると、

$$\hat{C}_2 = C_1 - (D_a + D_b) - \sum_{i=0}^{N-1} [D_U(x+i, t+i) + D_L(x+i+1, t+i)] - (D_c + D_d)$$

$\Delta_x = C_2 - \hat{C}_2$ はセンサス間における移動と誤差による違いとなるので、これを均等に配分することにより、各年の 1 月 1 日現在人口を以下のように推計する。

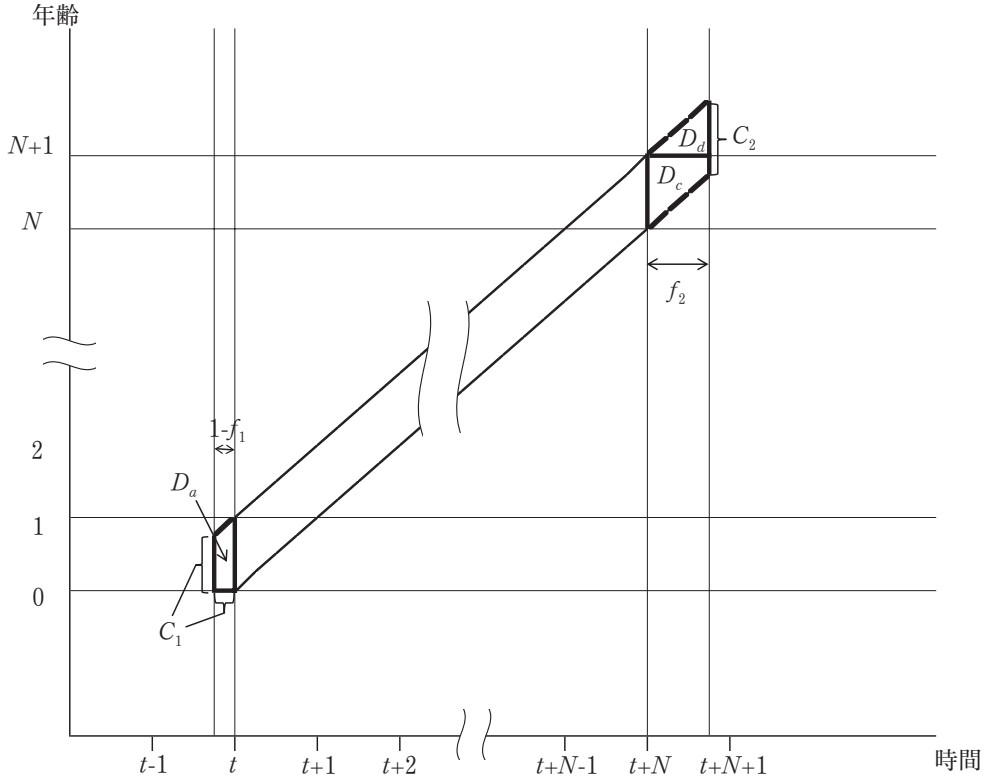
$$P(x+n, t+n) = C_1 - (D_a + D_b) - \sum_{i=0}^{n-1} [D_U(x+i, t+i) + D_L(x+i+1, t+i)] \\ + \frac{1-f_1+n}{N+1-f_1+f_2} \Delta_x$$

ただし、 $n=0, \dots, N$ である。

(2) 0歳のコーホート

(1)はセンサス間の最初の1月1日時点で満1歳以上のコーホートのみ有効である。これより年少のコーホートについては別の取扱いが必要となる。まず、最初の1月1日時点で0歳のコーホートについては、(1)で述べた式について、以下の修正が必要となる。

図3 センサス間生残者推計（0歳のコーホート）



$$C_1 = (1-f_1)B_{t-1} + f_1 C_1(0)$$

$$\hat{C}_2 = C_1 - D_a - \sum_{i=0}^{N-1} [D_U(i, t+i) + D_L(i+1, i)] - (D_c + D_a)$$

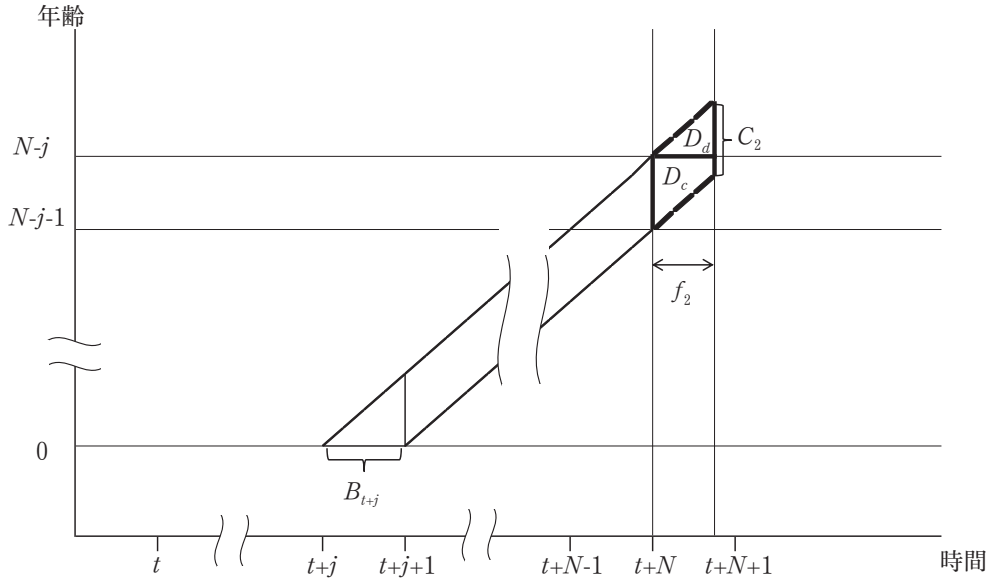
$$P(n, t+n) = C_1 - D_a - \sum_{i=0}^{n-1} [D_U(i, t+i) + D_L(i+1, t+i)] + \frac{\frac{1}{2}(1-f_1^2) + n}{N + \frac{1}{2}(1-f_1^2) + f_2} \Delta_0$$

ただし、 $n=0, \dots, N$, $\Delta_0 = C_2 - \hat{C}_2$, B_{t-1} は1番目のセンサスの暦年における出生数である。

(3) 新たに生まれるコーホート

最後に、センサス間において新たに生まれるコーホートについて考える。

図4 センサス間生残者推計（新たに生まれるコーホート）



$t+j$ 年に生まれたコーホートは、2番目のセンサスの直前の1月1日に $K=N-j-1$ 歳となる。このとき、

$$\hat{C}_2 = B_{t+j} - D_L(0, t+j) - \sum_{i=1}^K [D_U(i-1, t+j+i) + D_L(i, t+j+i)] - (D_c + D_d)$$

$$P(k, j+k+1) = B_{t+j} - D_L(0, t+j) - \sum_{i=1}^k [D_U(i-1, t+j+i) + D_L(i, t+j+i)]$$

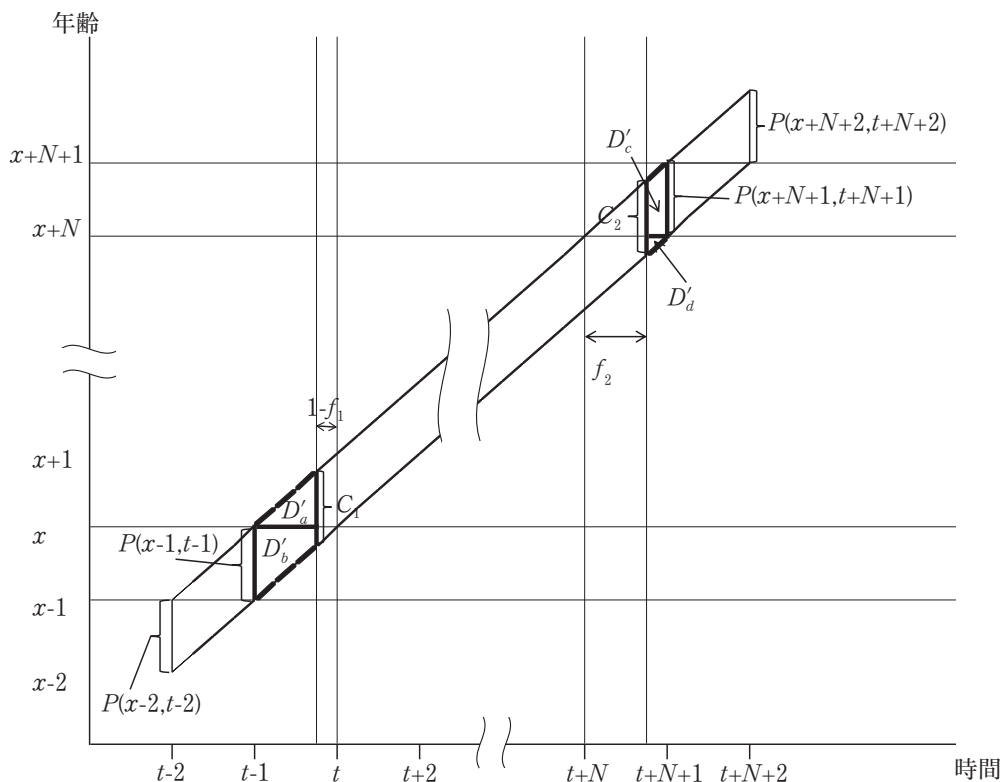
$$- (D_c + D_d) + \frac{2k+1}{2K+1+2f_2} \Delta'_{i+j}$$

ただし、 $k=0, \dots, K$, $\Delta'_{i+j} = C_2 - \hat{C}_2$ である。

センサス間の1月1日現在人口については以上のようにして推計が行われるが、最初のセンサスより前、および最後のセンサスより後の短い期間においては、この方法を利用して、センサス人口に単純に死亡数を加えたり減じる事により1月1日人口を推計する。これは、移動と誤差による修正分を含まない事から、直近の期間における推計人口は暫定的なものとして捉える必要があり、それ以降に新たなセンサスが実施された場合にはこれに基づいてセンサス間生残者推計を行って数値を改定することとなる。

このような推計の例を図5に示す。

図5 最初のセンサス前と最後のセンサス後の推計



$t-x-1$ 年生まれコーホートの $t-1$, $t-2$ 年 1 月 1 日現在人口は,

$$P(x-1, t-1) = C_1 + D'_a + D'_b$$

$$P(x-2, t-2) = C_1 + D'_a + D'_b + D_L(x-1, t-2) + D_U(x-2, t-2)$$

同じコーホートの $t+N+1$, $t+N+2$ 年 1 月 1 日現在人口は,

$$P(x+N+1, t+N+1) = C_2 - D'_c - D'_d$$

$$P(x+N+2, t+N+2) = C_2 - D'_c - D'_d - D_U(x+N+1, t+N+1) \\ + D_L(x+N+2, t+N+1)$$

ここで, D'_a, D'_b, D'_c, D'_d は, それぞれ, D_a, D_b, D_c, D_d が属するレキシストライアングルの残りの部分を示す. すなわち, $D_a + D'_a = D_L(x, t-1)$ などを満たす.

2.3 死滅コーホート推計

この方法では、あるコーホートの x 歳の人口を、それ以降の全ての死亡数を足し上げることによって推計する。すなわち、

$$P(x, t) = \sum_{i=0}^{\infty} [D_U(x+i, t+i) + D_L(x+i+1, t+i)]$$

この方法では、 x 歳以降の国際人口移動がない事を仮定しており、具体的には、80歳以上の人口の推計のみに用いられる。この方法の適用にあたってはどのコーホートが死滅しているかを定める必要がある。これにあたり、Väinö Kannisto により提案され、Kannisto-Thatcher oldest-old mortality database で用いられた方法を使うこととした。この方法では、あるコーホートが死滅しているとは、観察期間の最後 (t_n 年の1月1日) において、ある年齢 ω に達していることと定義される。また、この年齢 ω は、

$$\omega = \arg \min_x \{ \tilde{D}(x, t_n, l) \leq 0.5 \}$$

で定義される。ただし、 $l=5$ であり、

$$\tilde{D}(x, t_n, l) = \frac{1}{l} \sum_{j=1}^l \sum_{i=0}^{j-1} [D_U(x+i, t_n-j+i) + D_L(x+i+1, t_n-j+i)]$$

とする。

2.4 生残比推計

生残比推計は80歳以上人口のうち、概ね死滅しているコーホートに適用される方法である。これは、観察期間の最後で少なくとも90歳以上であり、まだ死滅していないコーホートに適用する。これまでに、この方法に関する多くのやり方が提案・研究されてきているが、ここでは、比較研究において最も信頼されると示された方法を用いる。

生残比を、 t 年1月1日に x 歳のコーホートが、 k 年前に生存していたコーホートに対して残存している者の割合として定義する。すなわち、

$$R = \frac{P(x, t)}{P(x-k, t-k)}$$

ここで、人口移動がこの間なかったと仮定すると、

$$R = \frac{P(x, t)}{P(x, t) + \dot{D}}$$

と書ける。ただし、 $\dot{D} = \sum_{i=1}^k [D_U(x-i, t-i) + D_L(x-i+1, t-i)]$ である。これを $P(x, t)$ について解くと、

$$P(x, t) = \frac{R}{1-R} \dot{D}$$

となる。

仮に、生残比が対象とするコーホートとその前の m コーホートについて概ね一定であったとする。すなわち、

$$R(x, t, k) = \frac{P(x, t)}{P(x-k, t-k)} \approx \frac{P(x, t-1)}{P(x-k, t-k-1)} \approx \dots \approx \frac{P(x, t-m)}{P(x-k, t-k-m)}$$

を仮定する。このとき、 R を m コーホート分をプールしたものとして以下のように推定することができる。

$$R^*(x, t, k) = \frac{\sum_{i=1}^m P(x, t-i)}{\sum_{i=1}^m P(x-k, t-k-i)}$$

R^* と \dot{D} を使って、 $P(x, t)$ は、

$$\tilde{P}(x, t) = \frac{R^*}{1-R^*} \dot{D}$$

で推定できる。

最も単純な形の生残比推計では、この方法によりまず $P(\omega-1, t_n)$ を推定し、ここから死滅コーホート推計法と同様に死亡数を足し上げて戻ることによって、このコーホートの80歳までの人口を推定する。すると、 $P(\omega-2, t_n)$ 、 $P(\omega-3, t_n)$ と、次々により若いコーホートに対して同様の方法を適用することができる。

しかしながら、一般的には死亡率改善によって生残比は増加するのが普通であり、この場合、 R^* は R を過小推計し、その結果として \tilde{P} は P を過大推計することとなる。

そこで、生残比推計に以下の修正を行う。

$$\hat{P}(x, t) = c\tilde{P}(x, t) = c \frac{R^*}{1-R^*} \dot{D}$$

ここで c は定数であり、

$$\sum_{x=90}^{\omega-1} \hat{P}(x, t_n) = P(90+, t_n)$$

を満たすように選ぶこととする。ただし、 $P(90+, t_n)$ は観察期間の最後における90歳以上の人口推計値である。

3. 死亡率の推計

1歳×1年の場合について考える。死亡率は、死亡数を事象対応延べ年数で割ることにより計算されるので、

$$M_{xt}^p = \frac{D_{xt}^p}{E_{xt}^p}$$

となる。ここで、

$$D_{xt}^p = D_L(x, t) + D_U(x, t)$$

であり、事象対応延べ年数は、

$$E_{xt}^p = \frac{1}{2} [P(x, t) + P(x, t+1)] + \frac{1}{6} [D_L(x, t) - D_U(x, t)]$$

で推定される。

4. 生命表の推計

死亡率は3.節で述べた方法で推計されるが、高齢部については統計的安定性を欠くことから、80歳以上の死亡率を用いてロジスティック曲線への当てはめを行うことにより平滑化された死亡率を求めている。

いま、年齢 $x=80, 81, \dots, 110+$ に関する D_x, E_x が推計されたとする（簡単のため、 $110+$ は 110 と表す）。このとき、観測された死亡率 $M_x = \frac{D_x}{E_x}$ を、死力 μ_x が Kannisto モデル、すなわち、

$$\mu_x(a, b) = \frac{ae^{b(x-80)}}{1+ae^{b(x-80)}}$$

に従うとして関数あてはめを行う ($a \geq 0, b \geq 0$)。

パラメータの推定にあたっては、 $D_x \sim \text{Poisson}(E_x \mu_{x+0.5}(a, b))$ を仮定し、以下を最大にする最尤法によって推定値 \hat{a}, \hat{b} を求める。

$$\log L(a, b) = \sum_{x=80}^{110} [D_x \log \mu_{x+0.5}(a, b) - E_x \mu_{x+0.5}(a, b)] + \text{constant}$$

このパラメータ推定値 \hat{a}, \hat{b} を用いて、平滑化された死亡率 \hat{M}_x を、 $\hat{M}_x = \hat{\mu}_{x+0.5} = \mu_{x+0.5}(\hat{a}, \hat{b})$ とする。また、このようにして当てはめられた死亡率は Y 歳以上について用いる。ただし、 Y は死亡数が100未満となる最も低い年齢とし、 $80 \leq Y \leq 95$ を満たすものとする。したがって、最終的に得られる死亡率は、

$$M_0, M_1, \dots, M_{Y-1}, \hat{M}_Y, \dots, \hat{M}_{109}, {}_{\infty}\hat{M}_{110}$$

となる。次に、生命表の死亡率 m_x が上の系列と等しいと仮定する。すなわち、 $m_x = M_x$, ($0 \leq x \leq Y-1$), $m_x = \hat{M}_x$, ($Y \leq x \leq 109$), ${}_{\infty}m_{110} = {}_{\infty}\hat{M}_{110}$ である。

次に、この m_x を q_x に変換する。 a_x については、0 歳以外については $a_x = \frac{1}{2}$ を仮定する。そして、 $x=0, 1, \dots, 109$ に対して

$$q_x = \frac{m_x}{1 + (1 - a_x)m_x}$$

によって q_x を計算し、開放区間については、 ${}_{\infty}a_{100} = \frac{1}{{}_{\infty}m_{110}}$, ${}_{\infty}q_{110} = 1$ とする。

また、0 歳については、Coale-Demeny life tables で使用された式を用いた。すなわち、 $m_0 \geq 0.107$ に対して、

$$a_0 = \begin{cases} 0.350 & \text{for females} \\ 0.330 & \text{for males} \end{cases}$$

$m_0 < 0.107$ に対して、

$$a_0 = \begin{cases} 0.053 + 2.800m_0 & \text{for females} \\ 0.045 + 2.684m_0 & \text{for males} \end{cases}$$

である。

生命表を完成させるためには、まず、 p_x を

$$p_x = 1 - q_x$$

とし、 $l_0 = 100000$ とし、

$$l_x = l_0 \prod_{i=0}^{x-1} p_i$$

により、 l_x を計算する。また、 $x=0, \dots, 109$ について、

$$d_x = l_x q_x$$

とし、 ${}_{\infty}d_{110} = l_{110}$ とする。次に、 $x=0, \dots, 109$ について、

$$L_x = l_x - (1 - a_x)d_x$$

とし、 ${}_{\infty}L_{110} = l_{110} {}_{\infty}a_{110}$ とする。同様に $x=0, \dots, 109$ について、

$$T_x = \sum_{i=x}^{109} L_i + {}_{\infty}L_{110}$$

で、 $T_{110} = {}_{\infty}L_{110}$ である。最後に、

$$e_x = \frac{T_x}{l_x}$$

となる。

ここまでの工程によって、年齢・年次については1歳×1年、また、性別については男女別の最も詳細な区分に基づく生命表が作成される。これを用いて、以下に述べる通り、1歳×5年、1歳×10年、5歳×1年、5歳×5年、5歳×10年という年次・年齢について統合を行った生命表、また男女を統合した総数に関する生命表が作成できる。

1歳×1年の単位の生命表が作成されている場合、年齢と年次に関して統合を行った生命表の作成は比較的容易である。例えば、 t 年から $t+4$ 年に関する各歳の生命表が得られている時に、ここから作成基礎期間を5年とした生命表を作成する場合、死亡数 $D_x(s)$, ($s=t, \dots, t+4$) 及びリスク対応生存延べ年数 $E_x(s)$, ($s=t, \dots, t+4$) が既知であることから、この間の死亡数とリスク対応生存延べ年数をそれぞれの総和から求めることができる。したがって、死亡率を

$$M_x[t, t+5] = \frac{\sum_{s=t}^{t+4} D_x(s)}{\sum_{s=t}^{t+4} E_x(s)}$$

により求めることが可能で、これを用いて全ての生命表関数を求めることが可能である。

また、年齢の統合については、各歳の生命表が得られている場合、年次の統合とは異なり、死亡数とリスク対応生存延べ年数に戻って死亡率を計算し直すのではなく、既に得られている各歳の生命表の生命表関数を5歳単位での生命表に変換することにより行う。例えば、 l_x については必要な部分を抜き出すことにより変換が可能であり、 d_x や L_x などについては各歳の生命表関数を足し上げることにより求めることができる。

これらに比較して、男女を一本に統合した生命表の作成についてはやや問題が複雑となる。観測された死亡率に関しては、年次の統合のように死亡数とリスク対応生存延べ年数を用いて男女総数の死亡率を計算することが可能であるが、これは、観測されたリスク対応生存延べ年数を用いたウエイト w_x^F を、

$$\pi_x^F = \frac{E_x^F}{E_x^F + E_x^M} = \frac{E_x^F}{E_x^T}$$

とし、男女の死亡率を

$$M_x^T = w_x^F M_x^F + (1 - w_x^F) M_x^M$$

という形で加重平均していることに相当する。一方、高齢死亡率については観測された死亡率をそのまま生命表に用いるのではなく、最尤法を用いてロジスティック曲線への当てはめを行って平滑化された死亡率を用いている。しかしながら、一般に、観測される π_x^F は安定的でないことから、これをウエイトを用いて加重平均を行ってしまうと男女総数の高齢死亡率が安定的なものとならない。

そこで、 π_x^F そのものをウエイトとするのではなく、このロジットが年齢の二次関数であると仮定してウエイトの平滑化を行う。すなわち、

$$z = \text{logit}(\pi_x^F) = \ln \frac{\pi_x^F}{1 - \pi_x^F} = \beta_0 + \beta_1 x + \beta_2 x^2$$

と仮定して推定されたパラメータ $\hat{\beta}_i$ を用いて、

$$\hat{z} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x + \hat{\beta}_2 x^2$$

とし、

$$w^F = \hat{\pi}_x^F = \frac{e^{\hat{z}}}{1 + e^{\hat{z}}}$$

により平滑化されたウエイトを得て、

$$\hat{M}_x^T = \hat{\pi}_x^F \hat{M}_x^F + (1 - \hat{\pi}_x^F) \hat{M}_x^F$$

により死亡率の推定を行う。

5. JMD における改善点

HMD の利点は、全ての生命表が基本的に同一の方法で作成され、国際比較可能性に優れていることであり、HMD においてわが国の固有の状況を優先させることは適当ではないと考えられるが、一方で、HMD の生命表の作成方法に関する詳細なレビューを通じ、一定の比較可能性を担保しつつも、わが国の生命表という観点から作成方法に改善が可能である点がいくつかあることが明らかとなった。そこで、JMD では、単に HMD の方法論をそのまま適用するだけでなく、いくつかの点について、比較可能性を阻害しない範囲で、日本の死亡状況により適合させるための変更を行うこととした。主な変更点は以下の通りである。

- 人口の不詳あん分について、総務省統計局の現在推計人口で用いられているのと同じの基準人口を用いた。
- 1月1日人口の推計の際に、国勢調査の出生月別人口のデータを利用した。また、直

近の一部の期間について HMD で用いられている線形補間を用いず、他の方法から推計を行った。

- a_0 の推定には、日本の近年のデータを用いて別途推計式を作成した。

また、HMD では国の中の地域別生命表は提供されていないが、JMD では都道府県別の生命表の提供を行うこととしている。そこで、以下、これらの JMD における改善点についてより詳細に述べることとする。

5.1 人口の不詳あん分

一般的に、人口動態統計はある領域の中で起きる事象を対象とすることが多い。しかしながら、従来から、わが国の人口動態統計で最もよく用いられているのは、「日本における日本人」に関する統計であり、日本における外国人のデータは含まれていない。一方、人口静態統計である国勢調査は外国人を含めた日本に常住する人口となっている。このため、国勢調査では、外国人を含めた「総人口」だけではなく、日本人のみを対象とした「日本人人口」に関する統計表も作成を行っており、人口動態率を作成する際には、日本人人口を用いて行うこととなる。

2005年までの国勢調査においては、人口動態率を作成するための基本的な属性である性・年齢別人口について、性別のみわかるが、年齢・国勢が不詳である人口のみが集計されていた。したがって、国勢調査の統計表上では、総人口の中に性別の年齢不詳人口があるものの、日本人人口には年齢不詳が計上されていない。しかし、これは日本人の年齢不詳がないということではなく、年齢不詳人口の国籍別内訳が集計されていなかったということによるものである。総務省統計局においては、国勢調査と国勢調査の間の期間に関する推計人口を作成するために、国勢調査人口について不詳按分を行った基準人口を作成している。これは、2005年までの国勢調査では、性・都道府県別に年齢不詳人口を日本人・外国人にあん分し、これをさらに年齢構成比であん分することにより基準人口を作成している。

ところが、2010年の国勢調査では、不詳あん分の精度を向上させる観点から、世帯の家族類型（単独世帯・単独世帯以外）別に、性・国籍・年齢別人口を集計し、また、国籍や年齢の不詳についても、国籍のみ不詳、年齢のみ不詳、国籍・年齢とも不詳に分けた集計結果を基礎データとしてあん分が行われている。具体的には、都道府県・世帯類型・性別に、まず国籍のみ不詳人口を各年齢で日本人・外国人にあん分し、次に、国籍・年齢ともに不詳の人口を日本人・外国人に按分して年齢のみ不詳人口に加える。最後に、年齢不詳人口を年齢構成比によってあん分して全てを合計し、不詳あん分人口を作成する。

このように、わが国の国勢調査においては、推計人口に用いるためのあん分の方法が存在しており、各種の人口動態率等もこれを基準として算出されている。ところが、HMD では日本人人口を基礎としているものの、国籍・年齢とも不詳人口を全て日本人人口にあん分することにより国勢調査を利用している。特に、近年、国勢調査の国籍・年齢不詳人口は増加をきてきており、この方法によると死亡率を過小に評価する可能性がある。そこで、JMD においては、HMD のあん分方法によらず、総務省統計局の現在推計人口で用

いられているのと同じの基準人口を用いることとした。

5.2 1月1日人口の推計方法

わが国の国勢調査は10月1日現在で調査が行われているため、2.2節で述べた通り、センサス間生残者推計では、 f_1 ：年次 $t-1$ における1番目のセンサス以前の期間の割合、 f_2 ：年次 $t+N$ における二番目のセンサス以前の期間の割合を用いて推計が行われる。これらの割合は複数の目的で使われているが、そのうちの 하나가10月1日現在の満年齢人口を生まれ年に分けることである。しかしながら、国勢調査では各年齢について出生月別人口の集計があることから、 f_1 、 f_2 によらずに実績の割合を使うことが可能である。また、わが国ではひのえ午の年など、ある年の出生数がその前後の年とギャップを持つことなどもあることから、単純に f_1 、 f_2 を用いると年齢別の人口動態率が不自然となることがある。そこで、JMDでは、10月1日現在の満年齢人口を生まれ年に分けるための割合については、国勢調査の出生月別人口のデータを利用することとした。

また、HMDでは1995年以降の期間の一部について、センサス間生残者推計・死滅コーホート推計・生残比推計によらず、総務省統計局の現在推計人口を線形補間することによって1月1日現在人口を算出している。しかしながら、JMDにおいては、国勢調査間の人口ギャップをより滑らかにつなぐ観点から、線形補間を用いず、センサス間生残者推計等の方法を用いることとした。

5.3 a_0 の推定

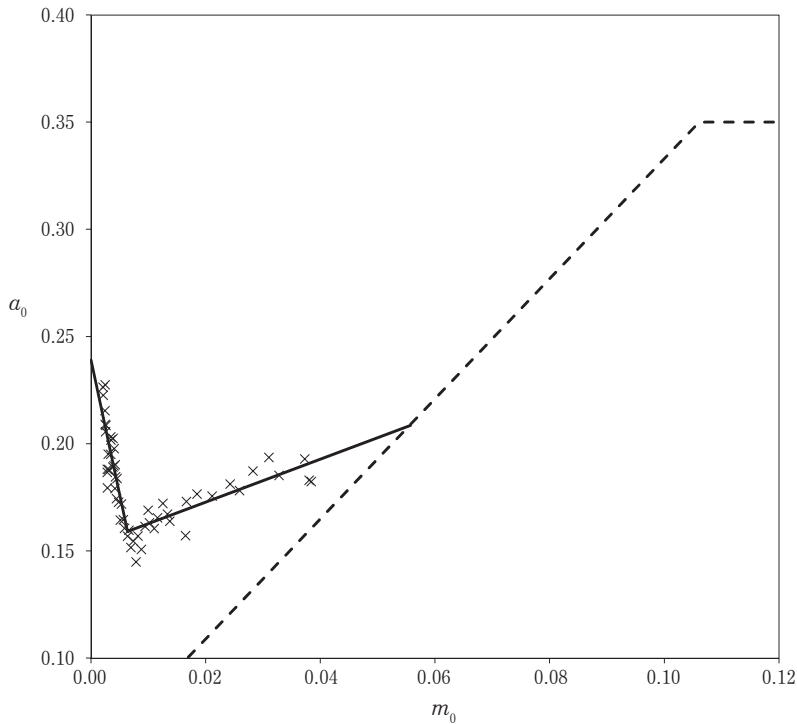
HMDでは a_0 についてCoale-Demeny life tablesで使用された式を用いている。表1に1955年以降について、日本の公式生命表とHMDの a_0 を比較したものを示した。これを見ると、HMDの a_0 は1955年以降単調に減少しているのに対し、公式生命表では1980年以降は反転上昇している。この結果として、2010年では公式生命表の a_0 が0.2前後なのに対して、HMDでは0.05前後と極めて低い値となっている。

表1 a_0 の比較

年	公式生命表		HMD		JMD	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
1955	0.18	0.18	0.16	0.16	0.18	0.19
1960	0.18	0.19	0.14	0.13	0.17	0.18
1965	0.16	0.17	0.10	0.10	0.16	0.17
1970	0.15	0.17	0.09	0.09	0.15	0.16
1975	0.14	0.15	0.07	0.08	0.15	0.16
1980	0.14	0.16	0.07	0.07	0.15	0.16
1985	0.16	0.16	0.06	0.07	0.17	0.18
1990	0.18	0.18	0.06	0.06	0.18	0.19
1995	0.20	0.20	0.06	0.06	0.19	0.19
2000	0.19	0.20	0.05	0.06	0.20	0.20
2005	0.21	0.21	0.05	0.06	0.21	0.21
2010	0.22	0.23	0.05	0.06	0.21	0.21

そこで、近年の公式生命表における a_0 と m_0 の関係を調べ、新たに関係式を設定することとした。男女とも概ね同様の傾向を示すことから、ここでは女性の生命表について両者の関係を図6に示した。×印で表したのが1955年以降の実績値であり、破線で表されているのが、HMDで用いられている関係式である。これによれば、 m_0 が小さくなると次第に実績値と破線の乖離が大きくなっていることがわかる。

図6 m_0 と a_0 の関係（女性）



そこで、JMDにおいては、 m_0 が小さい場合には、実績値に基づき、実線で表されるような新たな関係式を用いることとした。JMDで用いている関係式を表すと以下の通りとなる。

男性については、

$$a_0 = \begin{cases} 0.330 & (m_0 \geq 0.107) \\ 0.045 + 2.684m_0 & (0.0612 \leq m_0 < 0.107) \\ 0.132 + 1.264m_0 & (0.00869 \leq m_0 < 0.0612) \\ 0.242 - 11.373m_0 & (m_0 < 0.00869) \end{cases}$$

女性については、

$$a_0 = \begin{cases} 0.350 & (m_0 \geq 0.107) \\ 0.053 + 2.800m_0 & (0.0557 \leq m_0 < 0.107) \\ 0.152 + 1.015m_0 & (0.00637 \leq m_0 < 0.0557) \\ 0.239 - 12.537m_0 & (m_0 < 0.00637) \end{cases}$$

5.4 都道府県別生命表

都道府県別の死亡データベースの開発にあたっては、比較可能性を重んじる観点から、可能な限り全国版の生命表と同じ方法を用い、特別な手法をなるべく使わない方向を採ることとした。しかしながら、全く同じ方法では生命表が作成できない場合があること、また、一方で、同じ手法を採っているものの、都道府県の場合には注意が必要となる点が存在する。そこで、以下ではその箇所を中心として述べることとする。

まず、1月1日現在人口の推計については、全国版と同様、センサス間生残者推計、死滅コーホート推計及び生残比推計を用いて行った。また、方法論についても全国版と同じ手法を採用した。ただし、センサス間生残者推計において、 f_1 ：年次 $t-1$ における1番目のセンサス以前の期間の割合、 f_2 ：年次 $t+N$ における二番目のセンサス以前の期間の割合により10月1日現在の満年齢人口を生まれ年に分ける際、日本版死亡データベースにおいては国勢調査の出生月別人口のデータを利用しているが、これについては、各都道府県の値を用いるのではなく、全国値が全ての都道府県で同一であるとしている。

また、都道府県別の人口の推計にあたって、全国と同様の手法を用いることについては別の側面からの注意が必要である。センサス間生残者推計は、2時点のセンサスの間における人口移動等が一様に起きることが前提となっている他、死滅コーホート推計及び生残比推計は高齢部における人口移動がないことが前提となっている。この人口移動は、日本全国の推計を行う場合にはその対象が国際人口移動であることから概ね妥当な前提であると考えられるが、都道府県別推計においては国内人口移動もその対象となることから、場合によってはやや強い仮定になるケースも存在すると考えられる。これについては、今後その妥当性の検証や、よりわが国の都道府県別推計に適した手法を検討していく必要があると考えられる。

もう一点注意が必要なのは、1月1日現在人口の都道府県別推計値と全国推計値の関係である。本来、都道府県別の推計値を足しあげたものが全国推計値に一致することが望ましいが、実際には推計方法が加法的なものとはなっていないため、都道府県別推計値の合計は全国推計値に一致しない。特に、死滅コーホート推計は都道府県と全国では死滅コーホートの推定に違いが出ることから、超高齢層で両者に乖離が生じることとなる。また、都道府県別推計における1975年の1月1日現在人口推計値はセンサス間生残者推計を用いないことから、センサス間生残者推計を用いる全国推計値と乖離を生じることとなる。しかしながら、100歳以下の年齢別人口で見た場合、最も乖離が大きい年齢でもその差の絶対値は推計値の1%を下回っており、両者は一定程度の整合性を保っていると考えられることができる。

また、1月1日現在推計人口と死亡数等から生命表を作成する過程についても全国と同じ方法に基づいている。ただし、都道府県別に死亡率を見ると、特に人口規模が小さい都道府県においては、各歳・各年で見た場合変動が激しく、利用が難しいという問題点がある。そこで、生命表の作成にあたっては全国同様、各歳単位で推計を行うものの、生命表としての公表については、年齢区分と作成基礎期間について、5歳×5年または5歳×10

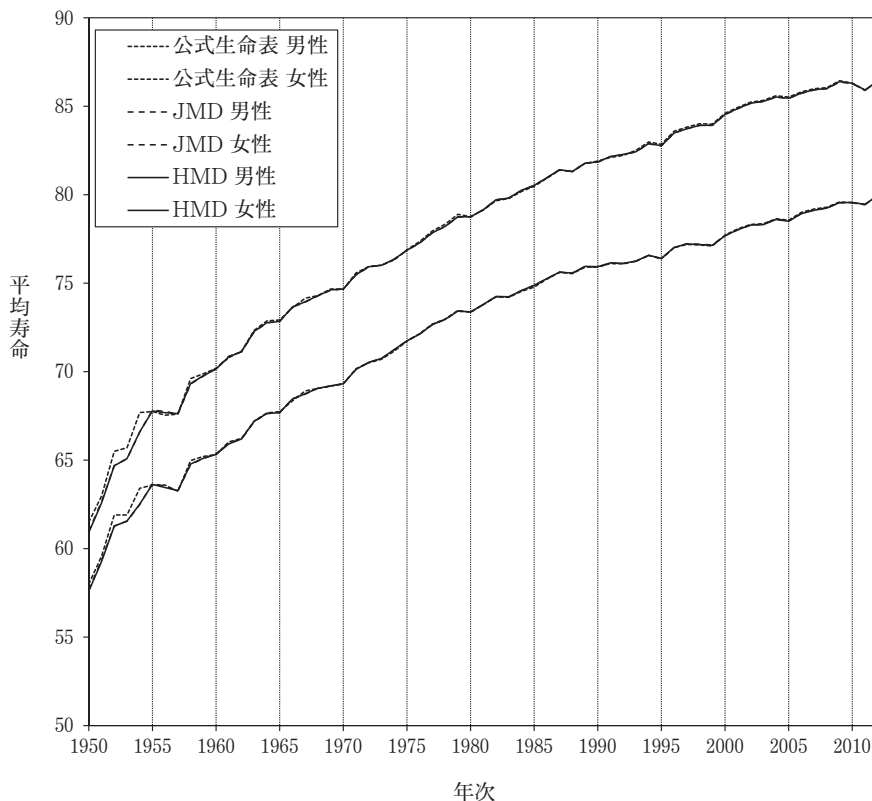
年のものみに留めることとした。ただし、この場合、公式生命表で提供されているようなセンサス年を中心とした生命表が見られないことから、5歳×5年生命表の5年の作成基礎期間については、HMDや全国版で採用されている「センサス年～センサス年+4年」に加え、センサス年を中心とする「センサス年-2年～センサス年+2年」の2系列を提供することとした。

Ⅲ 結果と考察

1. 全国版生命表の推計結果

図7は、全国版の生命表について、公式生命表、JMD、HMDによる平均寿命の推移を比較したものである。これを見ると、1950年代においては公式生命表では簡易生命表が5歳階級で作られていたことなどもあって、JMD・HMDによる平均寿命に乖離が見られるものの、それ以降は三者とも概ね同様の傾向を示していることがわかる。このように、JMDによる平均寿命は、HMDの方法論を基礎とし、時系列比較が可能となるよう同一形式の生命表を提供することを可能にしたとともに、国際比較可能性を阻害しない範囲で、日本の死亡状況により適合させる改善にも成功していることがわかる。

図7 平均寿命の比較



2. 都道府県別生命表の推計結果

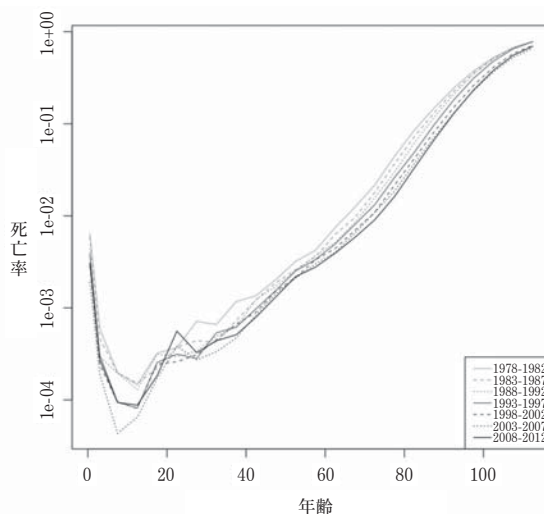
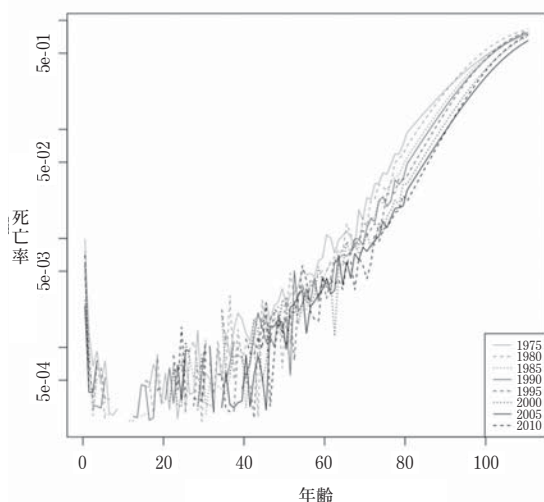
次に都道府県生命表の推計結果について、人口規模が最も小さい鳥取県の女性死亡率の推計結果を観察する。なお、ここでは検討を行う観点から、最終的な提供結果には含まれていない、詳細な区分の死亡率推定結果を含んでいることに留意されたい。

図8(a)、(b)は鳥取県の女性死亡率の推計結果を示したものである。まず、図8(a)は1歳×1年階級の生命表についての結果である。これを見ると、鳥取県では人口規模が小さいことから、推定された死亡率はかなり安定性を欠いているとともに、死亡数が0となってグラフ上対数死亡率が欠損値となっている部分が多く見受けられる。このように、都道府県別推定を行う場合には、特に人口規模の小さい県において、安定的な年齢別死亡パターンが得られないことに注意が必要となる。

一方、5歳×5年階級で生命表を作成した結果が図8(b)である。これを見ると、5歳×5年階級であれば一定の安定性を持った死亡パターンが得られることがわかる。図には示していないが、各歳で5年、10年を作成基礎期間とした場合や、5歳階級で1年を作成基礎期間とした場合の死亡率の推定結果は安定的なものとはなっておらず、作成基礎期間を5年あるいは10年にしてはじめて一定の安定性を持った死亡パターンが得られることがわかっている。このような観察を通じて、都道府県別生命表については、5歳×5年、5歳×10年の生命表を日本版死亡データベースにおいて提供することとしたものである。

図8(a) 対数死亡率(鳥取県, 女性, 1歳×1年)

図8(b) 対数死亡率(鳥取県, 女性, 5歳×5年(センサス中心))



おわりに

本研究においては、わが国の生命表を人口分析の目的から総合的に再編成した日本版死亡データベースを構築することを目的とし、Human Mortality Databaseで用いられている方法論を詳細にレビューするとともに、この方法論の評価に基づいた改善法を提案し、

新たな方法論を用いて全国及び都道府県生命表の作成を行った。

HMDの方法論については、公開されている方法手順書に従ってレビューを行った。その概要は、死亡数や人口に対して年齢不詳あん分等の必要な調整を行い、1月1日現在人口を、線形補間、センサス間生残者推計、死滅コーホート推計、生残比推計の4つの方法により推計するとともに、これに基づいて事象対応延べ年数を推計する。そして、ここから死亡率を関数あてはめなどを利用することにより推定し、生命表の作成を行うというものである。

一方、HMDの生命表の作成方法に関する詳細なレビューを通じ、一定の比較可能性を担保しつつも、わが国の生命表という観点から作成方法に改善が可能である点があることが明らかとなったことから、JMDでは比較可能性を阻害しない範囲で、日本の死亡状況により適合させるための改善を行った。主な改善点は以下の通りである。

- 人口の不詳あん分について、総務省統計局の現在推計人口で用いられているのと同じの基準人口を用いた。
- 1月1日人口の推計の際に、国勢調査の出生月別人口のデータを利用した。また、直近の一部の期間についてHMDで用いられている線形補間を用いず、他の方法から推計を行った。
- a_0 の推定には、日本の近年のデータを用いて別途推計式を作成した。

また、JMDでは都道府県別生命表についても作成を行った。その推計方法については、比較可能性の観点からできるだけ全国の生命表と同じ方法をとることとした。しかしながら、センサス間生残者推計、死滅コーホート推計及び生残比推計で前提となっている人口移動の仮定について、都道府県別推計においては国内人口移動も対象となることから、場合によってはやや強い仮定になる可能性があることに注意が必要である。都道府県別生命表の提供範囲を考察するため、鳥取県の死亡率推定結果を観察した。鳥取県では人口規模が小さいことから、推定された死亡率はかなり安定性を欠いており、1歳×1年の生命表では安定的な年齢別死亡パターンが得られない。一方、作成基礎期間を5年にして、5歳階級の生命表を作成した場合、一定の安定性を持った死亡パターンが得られることがわかった。このような観察を通じ、都道府県別生命表については、5歳×5年、5歳×10年の生命表を提供することとした。

これらの推計結果から、JMDによる生命表は、HMDの方法論を基礎とし、時系列比較が可能となるよう同一形式の生命表を提供することを可能にしたとともに、国際比較可能性を阻害しない範囲で、日本の死亡状況により適合させる改善にも成功しており、わが国の死亡研究に特化した生命表として、非常に使いやすいデータ系列を提供することを可能にしたといえることができる。また、HMDでは提供されていない都道府県別の生命表データベースも構築を行い、これらにより、わが国の死亡分析の基礎となる生命表系列を利用しやすい形で提供することに成功し、わが国の長寿化に関する人口学的分析の充実に大きく寄与するものと考えられる。

しかしながら、構築された日本版死亡データベースの維持・更新に加え、全国は戦前や

第二次大戦期の死亡率推定手法の検討，都道府県については1974年以前の生命表や平滑化法の適用等による詳細な推計，また，死因の長期系列の開発・提供など，残された問題も存在しており，これらに取り組んでいくことが今後の課題といえよう。

本研究は，国立社会保障・人口問題研究所「わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究」の研究成果であり，本稿で使用した「人口動態調査」に関する分析結果には，統計法第32条の規定に基づき，調査票情報を二次利用したものが含まれている。

参考文献

- Human Mortality Database. University of California, Berkeley (USA) and Max Planck Institute for Demographic Research (Germany). Available at www.mortality.org or www.humanmortality.de.
- Kannisto, V. (1994) *Development of oldest-old mortality 1950-1990: evidence from 28 developed countries.*: Odense Denmark Odense University Press 1994.
- Wilmoth, J. R., K. Andreev, D. Jdanov, and D. A. Gleijeses (2007) "Methods Protocol for the Human Mortality Database (Version 5)", available at <http://www.mortality.org/Public/Docs/MethodsProtocol.pdf>.
- Wilmoth, J. R., C. Boe, and M. Barbieri (2010) "Geographic differences in life expectancy at age 50 in the United States compared with other high income countries", in E. M. Crimmins, S. H. Preston, and B. Cohen eds. *International Differences in Mortality at Older Ages: Dimensions and Sources*: The National Academy Press, pp. 333-366.

Study for the Development of the Japanese Mortality Database

Futoshi ISHII

This study aims to develop the "Japanese Mortality Database" (JMD) which is a reorganized life table database for demographic study, using as reference advanced international mortality databases, to position it as a basis for comprehensive research on longevity based on diversified and interdisciplinary approaches.

First, we reviewed the methodology used in the Human Mortality Database (HMD) following a publicized method protocol. This methodology begins with some adjustments for the numbers of deaths and population, then estimates the population as of January 1st using four methods, namely linear interpolation, the intercensal survival method, the extinct cohorts method and the survivor ratio method, and obtains the exposure to risk. Then, mortality rates are estimated using curve fittings and the life tables are created.

Through the review of the methods for the HMD, we found some points that could be improved in terms of Japanese life tables considering their comparability, and made some improvements to suit Japanese mortality situations.

We also constructed prefectural life tables. We maintained the same methods as for the entire country in terms of comparability. From observation of the female mortality rates for Tottori prefecture, we found that the estimated rates are not stable, and we could not obtain a natural age pattern. On the other hand, we were able to acquire stable patterns for the tables by five years of age and five years of time. Therefore, we decided to provide the prefectural life tables by five years of age and five years of time, and by five years of age and ten years of time.

The JMD life tables based on the HMD methods made it possible to provide tables in the same format, which are useful for time series analysis, and succeeded in improvement to suit Japanese mortality situations. We could say that it provides highly useful datasets specific to Japanese mortality studies, together with prefectural life tables that are not included in the HMD. As a whole, we succeeded in providing life table series that are used as basic materials for mortality analysis, and we believe that the database will bring substantial progress to demographic studies on Japanese longevity.

特集：わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究（その1）

疾病構造と平均健康期間・平均受療期間の人口学的分析

—疾病構造別にみたライフスパン—

別府志海・高橋重郷*

死亡率の大幅な低下に伴い、健康という「生存の質」（小泉 1985）が国民の関心事となってきた。本稿は傷病別に平均受療期間を分析し、生存の質向上に向けた知見を得ることを目的とする。

年齢別受療率の分析からは、外来受療率は80歳以上になると逆に低下すること、特に女性の超高齢者は入院も通院もしない人の割合が大きいことが示された。

生命表による分析からは、男女とも、平均余命および平均健康期間はどの年齢でも伸長する一方、平均受療期間は40歳以下で短縮の傾向が見られ、死亡率の低下によって疾病期間が短縮する「疾病の圧縮」が進んでいる可能性が示唆された。

さらに、平均受療期間を傷病分類別にみると、男女とも循環器系の疾患は受療期間の2割以上を占めており、高年齢ほどその割合が高くなっていた。これらの疾病は重篤な疾患を合併する可能性も高い。したがって、これらの疾病予防などの健康対策が進めば、生存期間だけでなく平均健康期間の延伸に貢献することになるだろう。

I. はじめに

日本の死亡率は戦後になって大きく低下し、年齢別死亡率の改善にともなって、1970年代後半から世界の中で最も寿命が長い国の一つとなっている。それに加えて、特に女性の平均寿命は世界の中で最長であるにもかかわらず、寿命改善のテンポには鈍化の傾向がみられない。また国連の推計によれば、2010年の人口が100万人を超える国の中で、日本の平均寿命は2010~15年の男性が80.03年で長寿順位は第4位、女性は86.87年で第1位である。さらに、2095~100年の男性の推計値でも90.79年で第5位、女性は97.64年で第3位（United Nations 2013, 国立社会保障・人口問題研究所 2014）と推定されており、世界的にみても日本の死亡率水準は極めて低い水準が持続していくものとみられている。将来の寿命水準の動向もさることながら、世界で最も長い平均寿命を持つ日本の女性に伸長の鈍化傾向が見られないことは、ヒトの平均寿命がどこまで伸び得るのかについて、日本国内のみならず国際的にも注目され、学術的な関心が寄せられている（堀内 2001, Bongaarts 2006, Horiuchi and Wilmoth 1998, Oeppen and Vaupel 2002, Olshansky et al. 1998, Wilmoth 1997, ウィルモス 2010）。

* 明治大学客員教授。

寿命改善の特徴についてみると、平均寿命の伸長に対する年齢別死亡率変化の寄与率は、男女とも1980年代以降になると若年齢の寄与率が2割以下へと低下し、代わって65歳以上の高年齢の寄与率が5割を超えるようになってきている（国立社会保障・人口問題研究所 2014）。したがって、今後の寿命動向は、中高年ないし高年齢の死亡率がどこまで低下するかに左右されるだろう（別府 2012）。また現代の日本社会では、単に死亡率の低下をより進め長寿化を実現するだけでなく健康的に生活すること、換言すれば健康という「生存の質」（小泉 1985）が国民の重大な関心事となってきている。こうした社会の要請から、厚生労働省は2010年分より健康寿命を公表している（厚生労働省 2012a, 橋本 2012, 厚生労働省 2014）。

しかしながら、後述するように「健康」の定義は難しい。本稿では、健康構造ならびに健康状態別の生存期間、すなわち平均健康期間・平均受療期間¹⁾について、従来はあまり行われていない疾病構造の視点から分析を行うことにより、生存の質向上に向けた知見を得ることを目的とする。

II. 多様な健康寿命の概念と本研究で用いる健康期間の概念

国民全体の健康水準を扱った代表的指標として「健康寿命」がある。近年では厚生労働省がこの健康寿命を公表するようになったため、同指標に対する国民一般の認知度も高まっている。WHOによれば、健康とは「単に病気でなく、または弱っていないという状態ではなく、肉体的、精神的、そして社会的に、すべてが良好な状態」とされている。しかしながら、この定義を用いて国民全体の健康度について客観的尺度を設定し測定することは難しい。

これまでの健康寿命研究における「健康」の定義をみると、次の3つの系統に大きく分けられる。一つは自身で評価する健康の程度である「主観的な健康度」に基づいたものがある。次に日常生活に支障がない「日常生活動作（ADL）」に基づくものがあり、最後は傷病毎に健康に対するウェイトと人口が持つ傷病の構造に基づくものがある。なお、厚生労働省が2013年から主導している「二十一世紀における第二次国民健康づくり運動（健康日本21（第二次）」ではADLベースである「日常生活に制限のない期間の平均」を主指標に、主観的健康度である「自分が健康であると自覚している期間の平均」を副指標にしている（厚生労働省 2012b）。

健康水準に関する分野の日本における先行研究を概観すると、古くは国民生活審議会調査部会（1974）が、健康を指標化する必要性を訴えるとともに、傷病や身体機能の支障による平均期間を推定している。また小泉（1985）は厚生労働省の『患者調査』から受療率、『国民生活基礎調査』から有病率を用いた「健康・生存数曲線」を考案し分析を試みている。主観的健康度を尺度とした研究としては、齋藤（2001）が厚生労働省『国民生活基礎

1) 厚生労働省が公表している「健康寿命」との混乱を防ぐほか、年齢別の分析を行うため、本稿では「平均健康期間」という語を用いる。

調査』、『社会福祉施設等調査報告』等をもとに1990年代の健康生命表を作成し、健康期間、施設等への入所期間、要介護期間等の分析を行っている。一方、厚生労働省（2012a, 2014）では、同省『国民生活基礎調査』の日常生活における制限の有無などをもとに、健康寿命を「日常生活に制限のない期間の平均」と定義し発表している。橋本（2009, 2012）では国民生活基礎調査による主観的健康度、日常生活動作を用いた指標に加え、市区町村でも健康指標を算出できるように要介護状態を用いた「日常生活動作が自立している期間の平均」も提示している。山口・梯（2001）は65歳以上を対象に、介護を必要としない期間である平均自立期間について都道府県別に影響因子の分析を行い、要介護期間は平均自立期間や65歳平均余命との相関は強くないこと、がん検診の受診率が高いほど平均自立期間が長いことなどを明らかにしている。

こうした日常生活動作、主観的な健康度を重視した日本についての研究は、その多くが厚生労働省『国民生活基礎調査』の健康状態に関する質問項目を用いて分析している（小泉 1985, 齋藤 2001, 橋本 2009, 2012）。しかし同調査では「施設」が調査対象となっていないなど、分析上の課題もある（齋藤 2001）。また、単純に主観的健康度もしくは日常生活への制限だけを用いて健康寿命を求めた場合、どういった人たちの健康度が低いのかという構造的な要因が不明であるため、健康寿命の動向と変化の要因についての分析を行うことは出来ない。

他方、傷病別の健康寿命を分析した例として、WHOは世界各国の障害調整平均寿命（disability-adjusted life year : DALY）を算出している（Lopez et al. 2004, WHO 2008）。この方法では健康に対するウェイトを傷病毎に算出し用いているが、この傷病別ウェイトの算出方法に不明な点が多い上、このウェイトが世界的に、もしくは日本にどの程度当てはまるかなどについては必ずしも明確でない（Luy and Minagawa 2014）。

ところで厚生労働省『患者調査』は、全国の医療施設を利用する患者を対象とした調査であり、入院・外来の種別、傷病別の患者数を得ることが出来る²⁾。この調査は、医療機関に受診するという客観的事実を扱っていること、施設等入所者を含む全国民が対象であること等の利点を有している。また、健康状態を疾病構造として把握するため、健康に関する構造的な要因を捉えることが可能である。このため本研究では『患者調査』における患者数を用い、日本国民全体のQOLを測る一指標として平均健康期間・平均受療期間の分析を行うこととする³⁾。なお、患者調査は世界保健機関（WHO）の「国際疾病、傷害および死因統計分類（ICD）」に基づき分類された疾病の状態に関するデータが得られる。

2) 『患者調査』は、全国の医療施設を利用する患者を対象とし、層化無作為により抽出した医療施設における患者を客体とした調査である。1984年以降では3年ごとに調査が行われており、調査年10月中旬の3日間のうち医療施設ごとに定める1日を調査日とし、当日に病院、一般診療所、歯科診療所で受療した患者ついて、入院および外来患者の受療状況等を調査している。なお、調査から得られる患者数は、いずれも推計値である。

3) 分析に当たっては統計法第32条の規定に基づき『患者調査』の個票データを用いて再集計を行っている。なお、『患者調査』による推計患者数には、調査日に受診しなかったものの「継続的に医療を受けている者」を含まない。そこで本研究では、これらの患者を含めた推計値として同調査の報告書が扱っている「総患者数」の概念を用い、分析を行う。同調査における総患者数は次式により推計されている。

総患者数＝入院患者数＋初診外来患者数＋再来外来患者数×平均診療間隔×調整係数（6/7）

このICDは約10年ごとに改訂されているが、いずれの改定も組み替えによる比較が出来ないため、改訂の前後では分類間の時系列比較が行えない。そこで本研究では「第10回修正国際疾病、傷害および死因統計分類（ICD-10）」に切り替わった後の1999～2008年について分析を行うこととする。

なお、この研究では健康を健康状態と受療状態の二区分で扱うが、本来の健康状態と受療状態は単一方向への状態変化ではなく、時間軸や年齢軸の経過とともに絶えず状態間を遷移していくものである。さらに、健康状態と受療状態から人の死亡が発生するものであり、健康状態から受療状態、そして死亡へは連続的な変化であることに留意する必要がある。この他として、医療機関で受診するか否かは患者（およびその家族など）の主観的意思のほか、経済状況や制度による影響を多分に受ける。また、患者調査による患者数・総患者数には、検査のために受診した場合も含まれる反面、罹患していても医療機関を受診していなければ含まれない。本分析は、このような影響を含めた分析である点にもご注意頂きたい。

Ⅲ. 受療率の年齢パターン

健康状態を表す指標として、はじめに年齢別人口1,000あたりの患者数、すなわち受療率を図1に示す⁴⁾。図1をみると、受療率は10歳未満で200%ほどあるが、10歳代～50歳頃までは低い水準に留まる。受療率は50歳を過ぎる頃から急激に高くなるものの、80歳を超えるとむしろ低下する傾向がいずれの年次にも見られる。また、1999年と2008年を比較すると、男性は20歳以上、女性は45歳から80歳までにおいて、受療率の低下が見られる。この低下幅は50～80歳代で大きい。

次に、この受療率を入院・外来別にみよう。入院の受療率は、いずれの年次においても男女とも、0歳から50歳前後までは低い水準にあり、60歳代から徐々に高くなっている。1999年と2008年で比較すると、入院の受療率はほぼすべての年齢で低下している。その低下幅は、90歳前後で最も大きい。特に高年齢における受療率の水準を1999年と2008年で比較すると、80歳時点においては1999年の男性は49%、女性は50%であったのが、2008年の男性は42%、女性は37%へ、90歳時点においても1999年の男性は91%、女性は116%であったのが、2008年の男性は77%、女性は87%へと低下しており、高年齢においても受療率の低下傾向が観察される。

一方、外来の受療率も高年齢になるほど上昇するが、男女とも80歳前後を過ぎると逆に低下に転じている⁵⁾。受療率の水準を男女で比較すると、1999年と2008年のいずれも0～

4) ここで示した率は個票データの再集計を行った上で、男女・年齢各歳データの偶然変動を平滑化したモデルデータのものである。男女・年齢別の受療率数値モデルは、多項式回帰ならびに年齢各歳データのカーブ・フィッティングによって近似化している。『患者調査』による観察値とモデル値との比較については参考図1～3に掲げている。

5) こうした高年齢における外来の受療率の低下傾向は、厚生労働省『国民生活基礎調査』においても同様に観察される。

15歳では男性の受療率が上回っている。16歳以上では、1999年が77歳まで、2008年が81歳まで女性の受療率が上回っているが、それ以上の年齢では男性の受療率が女性を上回る状態となる。次に1990年と2008年の受療率を比較すると、男性の場合には21歳以上のほとんどの年齢で受療率が低下している。これに対し女性の場合には46歳から79歳までは受療率が低下しているものの、45歳以下および80歳以上においてはむしろ受療率が上昇している。ここで外来の受療率を傷病別に時系列比較すると、男性の10歳代では特に喘息の割合が、女性の20～30歳代では特に「気分障害（躁うつ病含む）」の割合が大きい。したがって、前述した女性の20～30歳代における外来受診率の上昇は、主に気分障害による受療率の上昇が全体の外来受診率を大きく押し上げていると考えられる。

図1 患者調査からモデル化した入院・外来別受療率：1999, 2008年

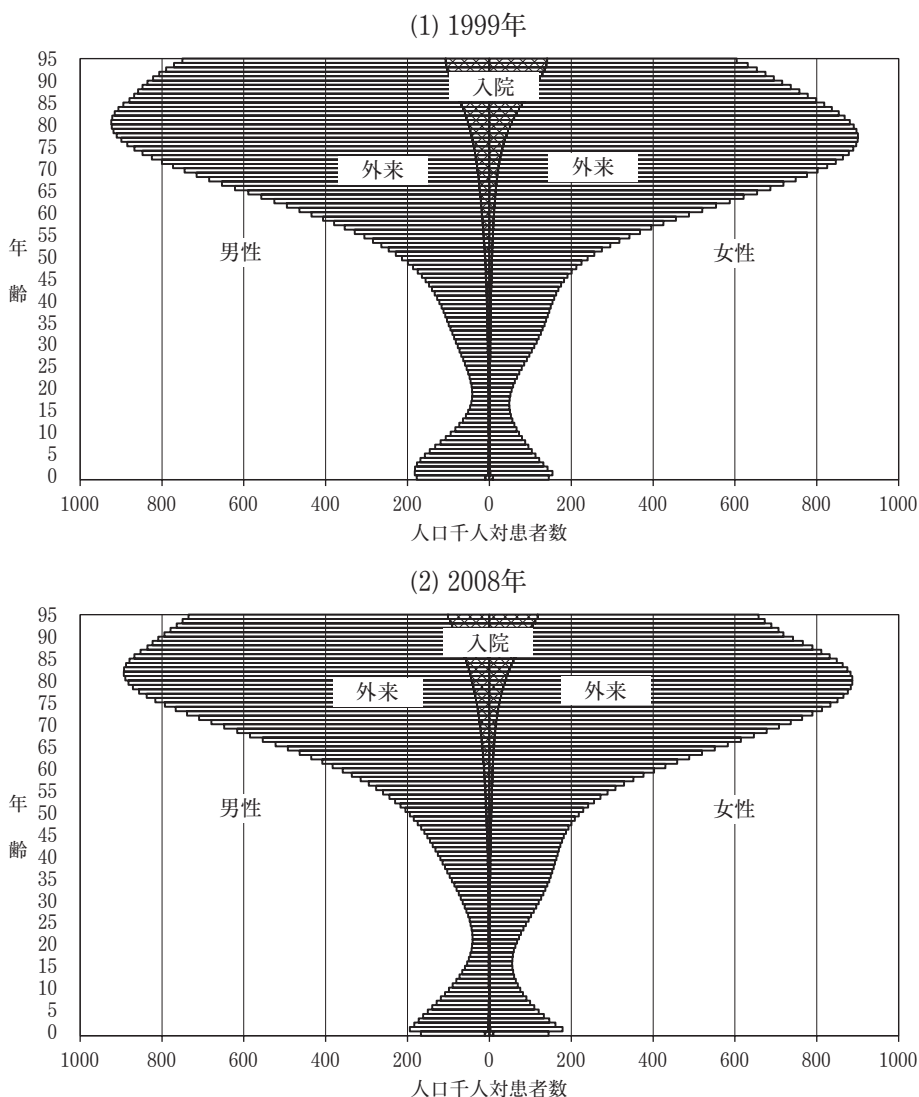
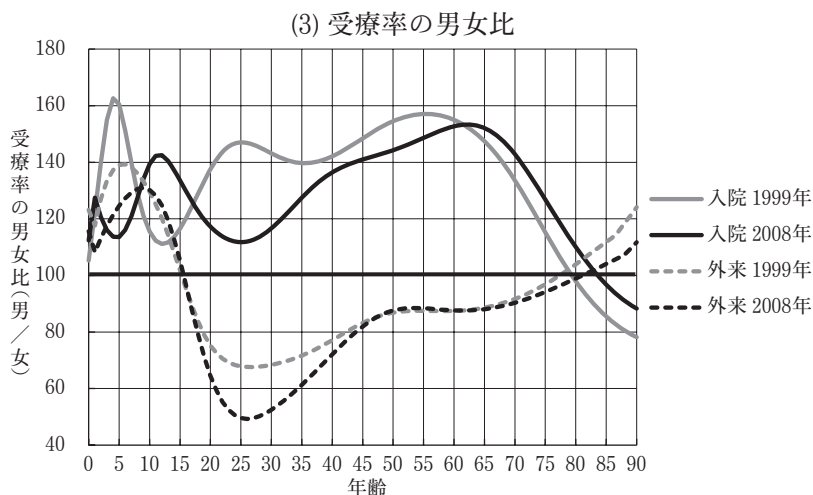


図1 患者調査からモデル化した入院・外来別受療率：1999，2008年（つづき）



厚生労働省『患者調査』における「総患者数」に基づきモデル化した受療率による。

以上の結果は、次のようにまとめられるだろう。第一に、高年齢における受療率の年齢パターンは、時系列比較すると低下傾向がみられた。こうした変化は受療率の高年齢方向へのシフトともいえるだろう。第二に、入院の受療率は年齢とともに上昇する一方で、外来受療率は80歳以上になると逆に低下していた。なお、80歳以上において外来の受療率低下を補うほど入院の受療率は上昇していないことから、こうした高年齢の中でもより高齢の年齢層では入院も通院もしない人が長生きしやすいことが示唆される。

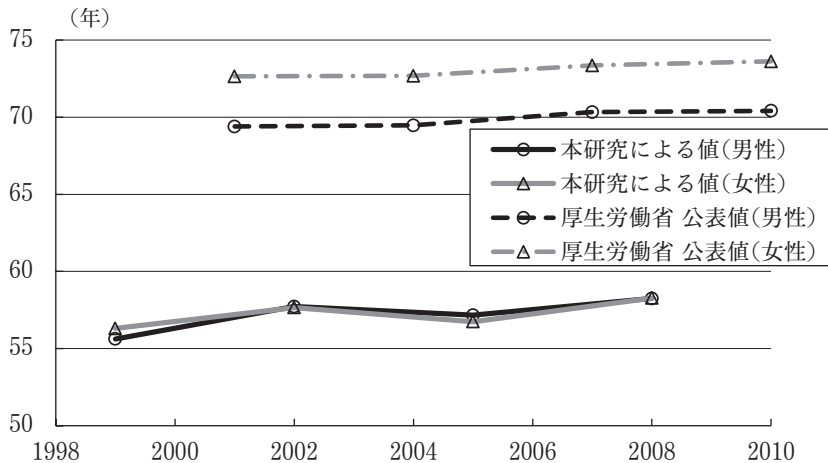
IV. 平均受療期間の動向

1. 平均健康期間・平均受療期間の動向

前章では受療状態を入院と外来に大別し、それぞれの受療率の年齢パターンについて概観した。本章では、こうした受療のパターンから導き出される通院期間あるいは入院期間を除いた健康状態で過ごす期間すなわち平均健康期間と、外来や入院により受療状態で過ごす期間すなわち平均受療期間について分析したい。この平均健康期間および平均受療期間を算出するためには、健康生命表を作成する必要がある。健康生命表の作成方法にはいくつかの手法が存在するが、この研究では既存の生命表と健康状態に関する統計から比較的簡便に作成が可能な Sullivan 法を用いて作成することとしたい。この方法は、別途作成された生命表と健康状態別人口割合から健康状態別の定常人口および平均余命を算出するものである (Sullivan 1971, 齋藤 2001)。なお、本研究では入院も通院もしていない状態を「健康」として定義し用いることとする。したがって、本稿における平均健康期間は、ある年齢から死亡するまでの間 (=平均余命) に入院も通院もしていない平均年数を意味し、平均受療期間は同じく傷病により通院または入院している平均年数を示す。

ここで厚生労働省（2012，2014）による健康寿命と本研究における健康期間の推移を示すと図2の様になる。定義の相違によって水準は異なっているが，どちらも若干の伸長傾向が見られる点は共通している。

図2 患者調査から求めた健康期間と厚生労働省による健康寿命の比較



本研究における健康期間および厚生労働省（2012，2014）による。
 本研究による値は入院も通院もしていない平均年数であり，厚生労働省の値は日常生活に制限のない期間の平均である。

前章で示した各受療率と各年の生命表を用い，前述の Sullivan 法により入院および外来別の平均受療期間を求めた結果を表1に示す⁶⁾。表1をみると，男女とも，平均余命および平均健康期間はいずれの年齢においても伸長する傾向にある。この一方で平均受療期間は，男女とも65歳以上では伸長しているものの，40歳以下では逆に短縮ないし一定の傾向が見られる。65歳以上について，平均健康期間と平均受療期間の変化幅を比べると，男性ではいずれの年齢も平均健康期間の伸びが平均受療期間のそれを上回っている。しかしながら女性をみると，65歳では平均健康期間の伸びが平均受療期間のそれを上回っているものの，80歳以上では平均受療期間の伸びが平均健康期間の伸びを上回っている。こうした平均健康期間と平均受療期間の伸長幅から，80歳以上といった高齢の女性を除き，人口全体としての健康度は改善されてきていると言えるだろう。なお，平均健康期間を男女で比較すると，65歳以上では女性が若干長くなるものの，40歳以下では男女ともほぼ同じ長さである。

6) 厚生労働省『国民生活基礎調査』および『社会福祉施設等調査報告』等をもとに Sullivan 法により1990年代の健康生命表を作成している齋藤（2001）と比較すると，今回作成した平均健康期間は全体的に短くなっている。この理由として，齋藤（2001）では調査の対象者の自己申告に基づく主観的健康度を用いていること，施設入所を健康状態とは別途扱っていることが考えられる。

表1 平均余命，平均健康期間ならびに平均受療期間：1999～2008年

(年)

年齢	平均余命				平均健康期間				平均受療期間			
	1999年	2002年	2005年	2008年	1999年	2002年	2005年	2008年	1999年	2002年	2005年	2008年
男性												
0	77.10	78.32	78.53	79.29	55.62	57.73	57.16	58.25	21.48	20.59	21.37	21.04
20	57.74	58.87	59.05	59.75	38.22	40.00	39.76	40.76	19.52	18.88	19.29	18.99
40	38.56	39.64	39.82	40.49	20.22	21.87	21.65	22.58	18.34	17.78	18.17	17.91
65	17.02	17.96	18.11	18.60	3.41	4.46	4.11	4.91	13.60	13.50	14.00	13.70
80	7.53	8.25	8.23	8.49	0.86	1.37	1.00	1.25	6.68	6.89	7.23	7.23
90	3.76	4.29	4.23	4.36	0.77	1.15	1.01	1.07	3.00	3.14	3.22	3.29
女性												
0	83.99	85.23	85.49	86.05	56.31	57.66	56.74	58.27	27.68	27.57	28.74	27.78
20	64.50	65.69	65.90	66.45	38.38	39.56	38.88	40.42	26.12	26.14	27.02	26.03
40	44.95	46.12	46.35	46.89	20.71	21.96	21.34	22.97	24.24	24.16	25.00	23.93
65	21.89	22.96	23.16	23.64	4.27	5.01	4.27	5.57	17.62	17.95	18.89	18.07
80	10.18	11.02	11.11	11.43	2.15	2.21	1.82	2.30	8.03	8.81	9.29	9.13
90	5.05	5.56	5.56	5.71	1.75	1.79	1.72	1.88	3.30	3.76	3.84	3.83

厚生労働省『簡易生命表』『患者調査』に基づき算出。

表2 入院・外来別平均受療期間：1999～2008年

(年)

年齢	平均受療期間				入院				外来			
	1999年	2002年	2005年	2008年	1999年	2002年	2005年	2008年	1999年	2002年	2005年	2008年
男性												
0	21.48	20.59	21.37	21.04	0.99	0.97	0.93	0.86	20.49	19.62	20.44	20.18
20	19.52	18.88	19.29	18.99	0.96	0.94	0.90	0.83	18.57	17.94	18.39	18.16
40	18.34	17.78	18.17	17.91	0.90	0.89	0.86	0.80	17.44	16.88	17.31	17.11
65	13.60	13.50	14.00	13.70	0.70	0.73	0.72	0.67	12.90	12.78	13.28	13.03
80	6.68	6.89	7.23	7.23	0.51	0.56	0.55	0.51	6.16	6.32	6.68	6.72
90	3.00	3.14	3.22	3.29	0.38	0.44	0.45	0.40	2.62	2.70	2.77	2.89
女性												
0	27.68	27.57	28.74	27.78	1.28	1.28	1.22	1.10	26.41	26.29	27.52	26.68
20	26.12	26.14	27.02	26.03	1.25	1.25	1.19	1.07	24.87	24.88	25.82	24.96
40	24.24	24.16	25.00	23.93	1.21	1.22	1.16	1.04	23.03	22.94	23.84	22.88
65	17.62	17.95	18.89	18.07	1.08	1.11	1.06	0.95	16.54	16.84	17.83	17.12
80	8.03	8.81	9.29	9.13	0.90	0.95	0.91	0.81	7.13	7.86	8.38	8.32
90	3.30	3.76	3.84	3.83	0.67	0.73	0.72	0.62	2.63	3.03	3.12	3.20

厚生労働省『簡易生命表』『患者調査』に基づき算出。

さらに平均受療期間を入院・外来別にみると（表2），入院の場合は概ね全ての年齢で平均受療期間が短縮する傾向にある。しかし外来の場合は，65歳以上では男女とも平均受療期間が延びる傾向にあるが，40歳以下では男性は短縮しており，女性は変化があまり見られない。

さて，平均健康期間・平均受療期間は，これら期間の長さ自体も重要な意味を持つが，他方で平均余命に占めるそれぞれの割合という視点も重要である（齋藤 2001）。そこで次に，ある年齢の平均余命に対し，入院・外来別の受療期間がどの程度の割合であるかを観察したい。

表3 平均余命に占める平均受療期間の割合：1999～2008年

(%)

年齢	平均受療期間の割合				入院				外来			
	1999年	2002年	2005年	2008年	1999年	2002年	2005年	2008年	1999年	2002年	2005年	2008年
男性												
0	27.9	27.8	27.2	26.5	1.3	1.2	1.2	1.1	26.6	25.1	26.0	25.5
20	33.8	33.8	32.7	31.8	1.7	1.6	1.5	1.4	32.2	30.5	31.1	30.4
40	47.6	47.5	45.6	44.2	2.3	2.3	2.2	2.0	45.2	42.6	43.5	42.3
65	80.0	79.9	77.3	73.6	4.1	4.0	4.0	3.6	75.8	71.1	73.4	70.0
80	88.6	88.7	87.9	85.3	6.8	6.8	6.7	6.0	81.8	76.6	81.1	79.2
90	79.7	79.9	76.2	75.4	10.0	10.2	10.7	9.1	69.7	63.0	65.5	66.3
女性												
0	33.0	32.9	33.6	32.3	1.5	1.5	1.4	1.3	31.4	30.8	32.2	31.0
20	40.5	40.5	41.0	39.2	1.9	1.9	1.8	1.6	38.6	37.9	39.2	37.6
40	53.9	53.9	53.9	51.0	2.7	2.6	2.5	2.2	51.2	49.7	51.4	48.8
65	80.5	80.4	81.6	76.5	4.9	4.8	4.6	4.0	75.6	73.4	77.0	72.4
80	78.9	78.6	83.6	79.9	8.8	8.6	8.2	7.1	70.0	71.3	75.5	72.8
90	65.4	65.2	69.1	67.0	13.4	13.2	12.9	10.9	52.0	54.5	56.2	56.1

厚生労働省『簡易生命表』『患者調査』に基づき算出。

表3をみると、平均余命に占める平均受療期間全体の割合は概ね80歳までは高年齢ほど高くなっている。年齢別にみると、0歳時では男性が平均余命の約27%、女性が約33%であるが、40歳時では男性の45%前後、女性の50%強が、80歳時では男性の85%強、女性の80%前後が受療期間となる。男女とも、80歳時の平均受療期間は40歳時の1.5～1.9倍にのぼる。入院・外来別にみると、入院の場合の平均受療期間割合は男女とも40歳代では平均余命の3%以下に過ぎないが、65歳以上になると急激に大きくなり、90歳以上では10%前後に及んでいる。また時系列で比較すると、近年になるほど平均余命に占める入院の平均受療期間割合は小さくなっている。

一方の外来の場合も、加齢とともに平均余命に占める平均受療期間の割合が大きくなる傾向は共通して見られるが、80歳以上になると逆に平均余命に占める割合が低下している。これは前掲図1で示した様に、高年齢における受療率の低下が影響している。また時系列変化をみると、いずれの年齢も概して縮小傾向にあるが、女性の80歳以上では平均余命に対して平均受療期間の占める割合が大きくなっている。

以上、『患者調査』を用いた本研究では平均余命および平均健康期間の伸長、あるいは平均余命に占める平均受療期間の割合の縮小が観察された。これらは、Friesが指摘する「疾病の圧縮 compression of morbidity」を示しているともいえるだろう (Fries 1980)。同時に以上の結果は、世代的にみた健康度が改善されているという老年医学の研究 (鈴木 2012) とも整合的である。

2. 傷病状態からみた平均健康期間・平均受療期間の動向

受療状態についてより詳細に分析を行うため、本節では傷病別に観察を行う。

はじめに、入院と外来を合わせた平均受療期間ならびに傷病分類別の割合を表4に示す。

なお、日本における疾病構造の特徴を捉えるため、以下では0歳時、65歳時および80歳時のいずれかの年齢において平均受療期間に占める割合が10%を超える傷病について記述していくこととする。

表4 特定年齢における平均受療期間と傷病分類別平均受療期間割合：1999、2008年 (年、%)

平均受療期間、傷病分類	0歳時				65歳時				80歳時			
	男性		女性		男性		女性		男性		女性	
	1999年	2008年	1999年	2008年	1999年	2008年	1999年	2008年	1999年	2008年	1999年	2008年
平均受療期間(年)	21.48	21.04	27.68	27.78	13.60	13.70	17.62	18.07	6.68	7.23	8.03	9.13
感染症及び寄生虫症	3.5	3.4	3.0	3.1	2.7	2.5	2.0	2.1	2.0	1.8	1.5	1.5
新生物	5.7	5.8	4.5	4.4	7.5	7.6	3.8	3.5	7.1	7.6	3.0	2.9
(悪性新生物)	(4.4)	(5.1)	(3.0)	(3.0)	(6.1)	(7.1)	(3.0)	(2.9)	(5.9)	(7.2)	(2.5)	(2.5)
内分泌、栄養及び代謝疾患並びに免疫障害	9.7	10.9	10.7	10.8	8.9	10.7	10.2	11.2	6.3	6.9	6.9	7.8
(糖尿病)	(6.8)	(7.4)	(5.0)	(4.7)	(6.8)	(7.8)	(5.7)	(5.3)	(5.0)	(4.9)	(4.8)	(4.3)
精神及び行動の障害	4.6	6.9	4.9	7.4	2.4	3.0	3.5	4.6	2.3	2.6	4.0	4.5
神経系及び感覚器の疾患	2.8	3.6	3.1	3.8	2.4	3.3	2.6	3.9	2.3	4.2	2.4	5.0
循環器系の疾患	31.9	30.5	33.4	29.9	41.2	38.7	43.3	39.3	45.2	40.0	50.5	45.1
(脳血管疾患)	(5.4)	(4.3)	(4.8)	(3.7)	(8.3)	(6.3)	(7.2)	(5.4)	(11.0)	(8.1)	(11.2)	(7.8)
(高血圧性心疾患)	(18.5)	(19.8)	(22.5)	(21.8)	(22.0)	(23.7)	(27.7)	(27.8)	(21.2)	(21.4)	(28.3)	(29.2)
(心疾患(高血圧性を除く))	(6.7)	(5.4)	(5.3)	(3.7)	(9.3)	(7.5)	(7.4)	(5.3)	(11.3)	(9.2)	(9.7)	(7.5)
呼吸器系の疾患	13.4	11.3	9.8	8.8	6.7	5.5	4.2	3.8	7.0	6.7	3.8	3.6
消化器系の疾患	9.5	6.5	7.6	6.2	8.8	7.0	7.7	6.1	7.2	7.1	6.8	5.7
筋骨格系及び結合組織の疾患	8.8	9.9	14.1	15.8	10.1	11.4	16.9	19.1	10.3	11.4	14.9	17.0
腎尿路生殖器系の疾患	4.6	5.3	3.6	3.9	5.9	6.9	1.8	2.1	6.6	7.9	1.6	1.9
損傷及び中毒	3.5	3.6	2.7	3.2	1.9	1.9	2.3	2.8	2.2	2.1	2.9	3.6
その他	2.0	2.3	2.6	2.6	1.4	1.5	1.6	1.7	1.5	1.6	1.7	1.5

厚生労働省『簡易生命表』および『患者調査』に基づき算出。割合は平均受療期間に対して。()は再掲。

男女ともに10%を超える傷病は、内分泌、栄養及び代謝疾患ならびに免疫障害（以下、内分泌等の疾患と略す）、循環器系の疾患、筋骨格系及び結合組織の疾患であり、この3つで平均受療期間の半分以上を占めている。ただし0歳時の男性のみ、呼吸器系の疾患も10%を超えている。循環器系の疾患では高血圧性疾患が0歳時の男性を除くいずれの年齢も20%以上であるほか、脳血管疾患は65歳時までは割合が低いものの高年齢ほど高くなっており、80歳時では10%前後へと上昇している。

男女を比べると、男性が高い傾向があるのは新生物、呼吸器系の疾患であり、逆に女性が高い傾向があるのは筋骨格系及び結合組織の疾患、ならびに80歳時での循環器系の疾患である。循環器系の疾患は、特に高血圧性疾患で男女差が大きい。こうした男女差は、老年医学で得られた知見とも一致する（鈴木 2012）。

さらに、平均受療期間の傷病分類別割合を入院・外来別に観察しよう（表5、図3）。はじめに入院について、先ほどと同様に平均受療期間に占める割合が10%を超える傷病をみると、新生物（男性のみ）、精神及び行動の障害、循環器系の疾患、呼吸器系の疾患（男性のみ）、損傷及び中毒（女性のみ）となっている。新生物は、そのほとんどが悪性新生物であり、循環器系の疾患の中心は脳血管疾患である。表には示していないが、精神及

び行動の障害では、統合失調症、統合失調症型障害及び妄想性障害の割合が大きい。全体（前掲表3）と比べると、精神及び行動の障害の割合が10%を超えていることのほか、循環器系の疾患の構成が全体では高血圧性心疾患の割合が高いのに対し、入院では脳血管疾患の割合が高いことが特徴としてあげられよう。男女で比べると、男性の方が高い傷病は新生物、精神及び行動の障害、呼吸器系の疾患、消化器系の疾患であり、逆に女性の方が

表5 入院・外来別、特定年齢における平均受療期間および同期間に占める傷病分類別割合：1999、2008年（年、%）

平均受療期間、傷病分類	0歳時				65歳時				80歳時			
	男性		女性		男性		女性		男性		女性	
	1999年	2008年	1999年	2008年	1999年	2008年	1999年	2008年	1999年	2008年	1999年	2008年
入院												
平均受療期間（年）	0.99	0.86	1.28	1.10	0.70	0.67	1.08	0.95	0.51	0.51	0.90	0.81
感染症及び寄生虫症	2.9	2.2	1.8	1.6	2.9	2.1	1.7	1.5	2.9	2.4	1.5	1.4
新生物	13.6	13.5	8.8	8.3	16.0	14.8	7.2	6.9	11.5	10.6	4.9	4.8
（悪性新生物）	(11.5)	(12.5)	(6.9)	(7.0)	(13.8)	(13.8)	(6.1)	(6.1)	(10.1)	(9.8)	(4.2)	(4.3)
内分泌、栄養及び代謝疾患並びに免疫障害	3.2	2.6	3.6	2.9	3.1	2.6	3.8	3.1	2.9	2.6	3.6	3.1
（糖尿病）	(2.7)	(1.9)	(2.9)	(1.9)	(2.7)	(1.8)	(3.1)	(2.1)	(2.3)	(1.6)	(2.8)	(2.0)
精神及び行動の障害	21.3	20.6	18.3	18.4	11.9	13.4	13.7	14.2	8.4	8.2	11.4	10.9
神経系及び感覚器の疾患	4.8	7.2	5.1	8.5	3.9	6.9	4.6	8.6	3.9	7.4	4.1	8.5
循環器系の疾患	22.6	20.9	31.4	25.7	31.1	26.2	38.0	30.0	37.2	29.5	44.3	34.3
（脳血管疾患）	(15.6)	(14.6)	(21.4)	(18.2)	(21.8)	(18.5)	(25.9)	(21.3)	(26.3)	(20.7)	(30.0)	(24.2)
（高血圧性心疾患）	(1.1)	(0.4)	(2.9)	(1.2)	(1.5)	(0.6)	(3.6)	(1.4)	(2.2)	(0.8)	(4.5)	(1.8)
（心疾患(高血圧性を除く)）	(4.6)	(4.6)	(6.3)	(5.5)	(6.2)	(5.7)	(7.7)	(6.4)	(7.5)	(6.8)	(9.0)	(7.6)
呼吸器系の疾患	7.0	9.0	4.7	6.3	8.6	11.0	4.8	6.7	11.1	15.5	5.3	8.0
消化器系の疾患	6.6	5.7	4.7	4.2	6.2	5.6	4.6	4.2	5.5	5.1	4.2	4.0
筋骨格系及び結合組織の疾患	3.7	3.7	6.7	6.2	3.5	3.7	7.0	6.5	3.5	3.7	6.3	5.8
腎尿路生殖器系の疾患	3.6	3.8	2.7	3.4	4.2	4.4	2.6	3.4	4.0	4.5	2.3	3.3
損傷及び中毒	7.8	7.8	9.2	11.4	6.3	7.2	9.9	12.6	6.8	8.0	10.3	13.4
その他	3.0	3.0	2.9	3.0	2.1	2.0	2.1	2.2	2.3	2.4	1.9	2.4
外来												
平均受療期間（年）	20.49	20.18	26.41	26.68	12.90	13.03	16.54	17.12	6.16	6.72	7.13	8.32
感染症及び寄生虫症	3.5	3.5	3.1	3.2	2.7	2.5	2.0	2.1	2.0	1.8	1.5	1.5
新生物	5.3	5.5	4.3	4.2	7.0	7.3	3.5	3.3	6.8	7.4	2.8	2.7
（悪性新生物）	(4.1)	(4.8)	(2.8)	(2.8)	(5.7)	(6.7)	(2.7)	(2.8)	(5.6)	(7.0)	(2.3)	(2.3)
内分泌、栄養及び代謝疾患並びに免疫障害	10.0	11.3	11.0	11.2	9.2	11.1	10.7	11.6	6.6	7.2	7.3	8.3
（糖尿病）	(7.0)	(7.7)	(5.1)	(4.8)	(7.0)	(8.1)	(5.9)	(5.5)	(5.2)	(5.2)	(5.0)	(4.5)
精神及び行動の障害	3.7	6.3	4.2	7.0	1.9	2.5	2.9	4.1	1.8	2.2	3.0	3.8
神経系及び感覚器の疾患	2.7	3.5	3.0	3.6	2.3	3.1	2.5	3.6	2.2	3.9	2.2	4.7
循環器系の疾患	32.4	30.9	33.5	30.0	41.8	39.4	43.7	39.8	45.9	40.9	51.2	46.2
（脳血管疾患）	(4.9)	(3.8)	(4.0)	(3.1)	(7.5)	(5.7)	(6.0)	(4.5)	(9.7)	(7.2)	(8.8)	(6.2)
（高血圧性心疾患）	(19.4)	(20.7)	(23.4)	(22.6)	(23.1)	(24.9)	(29.3)	(29.3)	(22.8)	(23.0)	(31.3)	(31.8)
（心疾患(高血圧性を除く)）	(6.8)	(5.4)	(5.2)	(3.6)	(9.4)	(7.6)	(7.4)	(5.2)	(11.6)	(9.4)	(9.8)	(7.4)
呼吸器系の疾患	13.7	11.4	10.0	8.9	6.6	5.2	4.1	3.6	6.6	6.0	3.6	3.1
消化器系の疾患	9.6	6.5	7.8	6.3	8.9	7.0	7.9	6.2	7.3	7.3	7.2	5.9
筋骨格系及び結合組織の疾患	9.0	10.2	14.5	16.1	10.5	11.8	17.6	19.8	10.9	12.0	16.0	18.1
腎尿路生殖器系の疾患	4.7	5.4	3.6	4.0	6.0	7.1	1.8	2.0	6.8	8.1	1.5	1.8
損傷及び中毒	3.3	3.4	2.4	2.9	1.7	1.6	1.8	2.3	1.8	1.7	2.0	2.6
その他	1.9	2.2	2.6	2.6	1.4	1.4	1.6	1.6	1.4	1.6	1.7	1.4

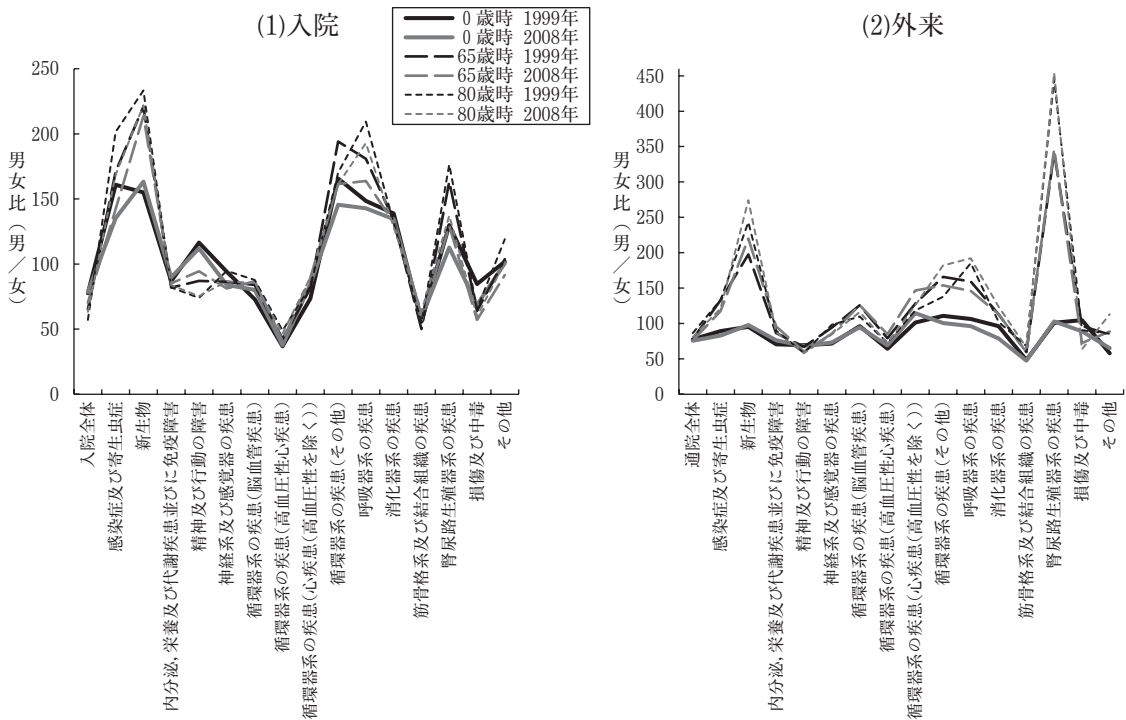
厚生労働省『簡易生命表』および『患者調査』に基づき算出。割合は平均受療期間に対して。()は再掲。

高いものは循環器系の疾患、筋骨格系及び結合組織の疾患、損傷及び中毒である。また男女に共通した特徴として、循環器系の疾患は高年齢ほど平均受療期間に占める割合が高くなることとあげられる。その大部分は脳血管疾患である。

次に外来について、入院と同様に平均受療期間に占める割合が10%を超える傷病をみると、内分泌等の疾患、循環器系の疾患、呼吸器系の疾患（0歳時のみ）、筋骨格系及び結合組織の疾患となっている。表には示していないが、内分泌等の疾患は糖尿病の占める割合が大きく、循環器系の疾患は高血圧性心疾患が中心になっている。また筋骨格系及び結合組織の疾患では男女とも脊椎障害が多いが、女性のみ関節症の割合も高い。男女で比べると、男性が高くなっているのは新生物、呼吸器系の疾患であり、逆に女性が高くなっているのは循環器系の疾患、筋骨格系及び結合組織の疾患である。男女に共通した特徴として、循環器系の疾患は高年齢ほど平均受療期間に占める割合が高くなることであり、その多くが高血圧性心疾患である。

入院と外来を比較すると、入院で特に多くなっている傷病は新生物、精神及び行動の障害、脳血管疾患であり、反対に外来が特に多い傷病は内分泌等の疾患、高血圧性心疾患、筋骨格系及び結合組織の疾患となっている。

図3 特定年齢における傷病別割合の男女比：1999、2008年



ここまで行った平均受療期間に関する分析をまとめると、以下のようになる。第一に、時系列で見ると平均余命が伸びている中で65歳以下の平均受療期間は短縮傾向にあった。その一方で、平均余命に占める平均受療期間の割合は概して高年齢ほど高くなっていった。第二に、平均受療期間に占める割合を傷病分類別に求めた結果、男女、入院・外来とも循環器系の疾患は2割以上を占めており、さらに、高年齢ほどその割合を増していた。ただし、入院と外来では循環器系の疾患の構成が異なっており、入院では脳血管疾患、外来では高血圧性心疾患が中心であった。また、特に高年齢について65歳時をみると、循環器系の疾患に次ぐ傷病は、入院は男性が新生物、女性が精神及び行動の障害であり、外来は男女ともに筋骨格系及び結合組織の疾患であった。したがって、高年齢での入院は主に脳および精神に関するものが多く、外来は主に高血圧および外科的な傷病が多いといえるだろう。循環器系の疾患は概して受療状態に留まる期間が長期に及ぶものが多く、平均受療期間に占める割合も大きい。したがって、特に循環器系の疾患を予防・回避できるようになるか否かは、平均受療期間を短縮させ、健康的に生活できる時間を増していく上で重要な鍵となるだろう。

V. まとめと今後の課題

この研究では、傷病分類が統一して得られる1999年以降について、健康構造の視点から死亡率低下の背景を探ることを目的として『患者調査』データの再集計を行い、入院・外来別に年齢別受療率、傷病分類別の平均受療期間について分析した。その結果、以下の点が明らかとなった。

はじめに年齢別受療率の分析からは、高年齢における受療率の年齢パターンは、時系列比較すると低下傾向が見られること、入院の受療率は年齢とともに上昇する一方で、外来受療率は80歳以上になると逆に低下していたことが示された。特に女性の超高齢者は男性と比べて入院も通院もしない人の割合が大きい。

第二に、男女とも、平均余命および平均健康期間はいずれの年齢においても伸長する一方、平均受療期間は男女とも40歳以下では逆に短縮の傾向が見られた。したがって、人口全体ではFries（1980）が指摘したように死亡率の低下によって疾病期間が短縮する「疾病の圧縮」が進み、健康度は改善されてきていると言えるだろう。

第三に、平均受療期間に占める割合を傷病分類別に計測した結果、男女、入院・外来とも循環器系の疾患は2割以上を占めており、さらに、高年齢ほどその割合が高くなっていった。循環器系の疾患の内容は入院・外来で異なり、入院では主に脳血管疾患が多く、外来では主に高血圧性心疾患が多いことが明らかになった。これらの傷病のうち、高血圧性心疾患はこれを直接の死因とする死亡率はあまり高くないものの、高血圧性心疾患を患っていると脳血管疾患や虚血性心疾患、腎臓の疾患等を合併しやすくなる。脳血管疾患は入院期間が長い上に死亡率も高い。したがって、これらの疾患を予防することは、単に生存期間を延ばすのみならず、平均健康期間を延ばすことにもなるだろう。

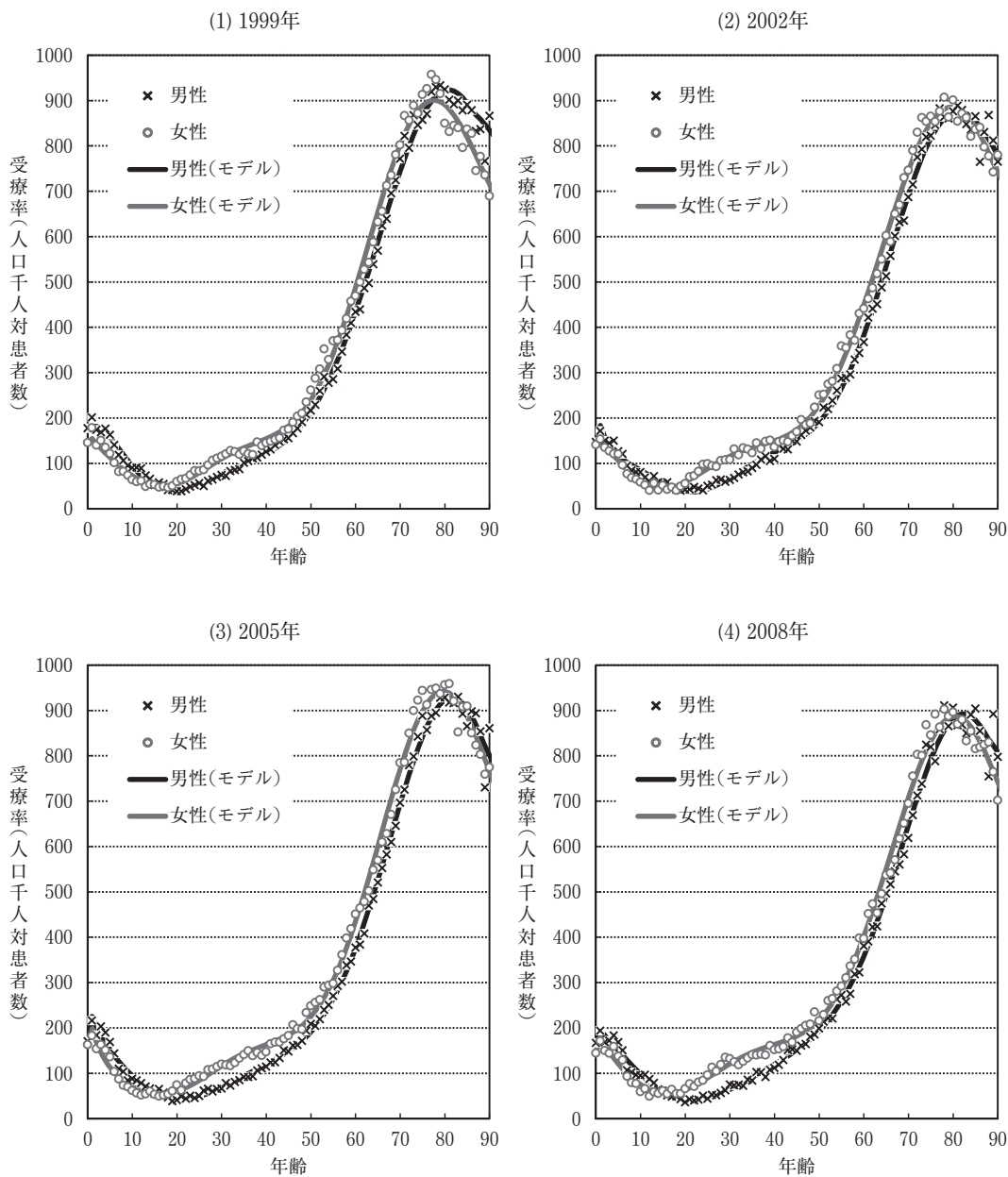
また健康政策への含意として、次の2点が挙げられよう。その一つ目として、呼吸器系の疾患では慢性閉塞性肺疾患が多いことから喫煙の影響が疑われる。より一層の喫煙率の低下に向けた取り組みによって健康期間延伸の可能性がある。含意の2番目は、循環器系の疾患（高血圧性心疾患）、筋骨格系及び結合組織の疾患（関節症、脊椎障害、骨密度（女性）など骨関連）は女性が多いものの、男性でも一定の割合を占めていることから、生活習慣の改善や運動教室の普及などによりこれら疾患の予防を進めることである。

最後に、本研究に残されているいくつかの課題について言及したい。課題の第一は、健康の定義とデータについてである。『患者調査』では、調査当日に受診しなかった外来患者である「継続的に医療を受けている者」を「総患者数」として推計しており、本研究でも『患者調査』で用いられている推定方法をそのまま使用し分析に用いたが、この推定方法には検討の余地があるだろう。また第2節に記したとおり、同調査による患者数には検査のために受診した場合も含まれる反面、罹患していても医療機関を受診していなければ含まれない。これらの影響について詳細な分析を行い、分析結果をより精緻化していく必要がある。さらに、今回の分析では医療施設の入院患者数・受診者数ならびにそれぞれの傷病をデータとして用いたが、疾病の程度という健康状態の「質」は考慮されていない。主観的健康度と受療行動の関連についての研究も重要であろう。課題の第二として、特定の傷病が半減するなどした場合に平均健康期間、さらには平均余命に対しどの程度の影響があるのかについて示すことがある。こうした健康状態と受療状態、死亡率との関係について、より詳細な分析を行うことが課題として残されている。

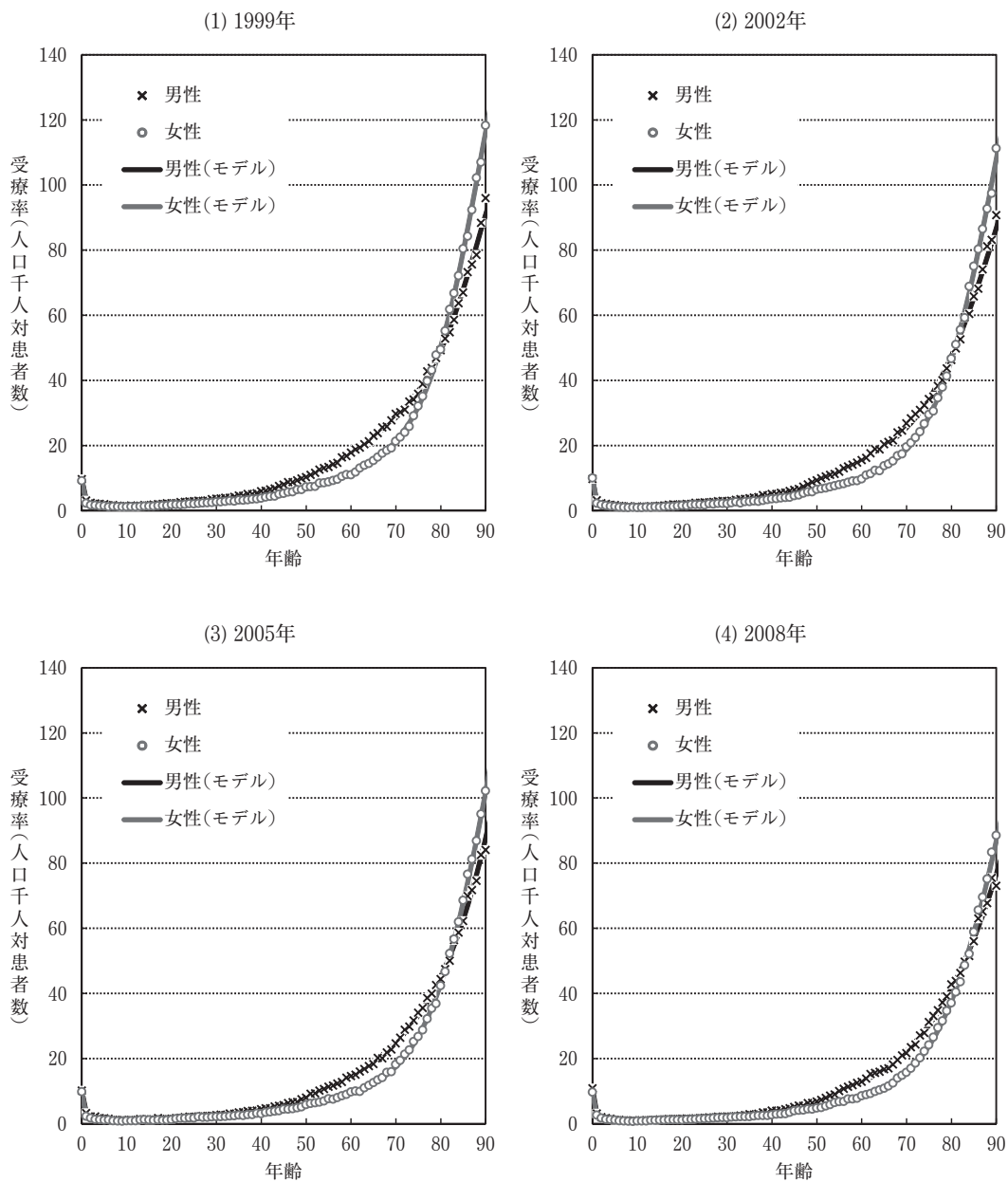
本稿をまとめるに当たり、匿名査読者の方からは貴重なご意見をいただきました。記して御礼申し上げます。

(2015年1月15日査読終了)

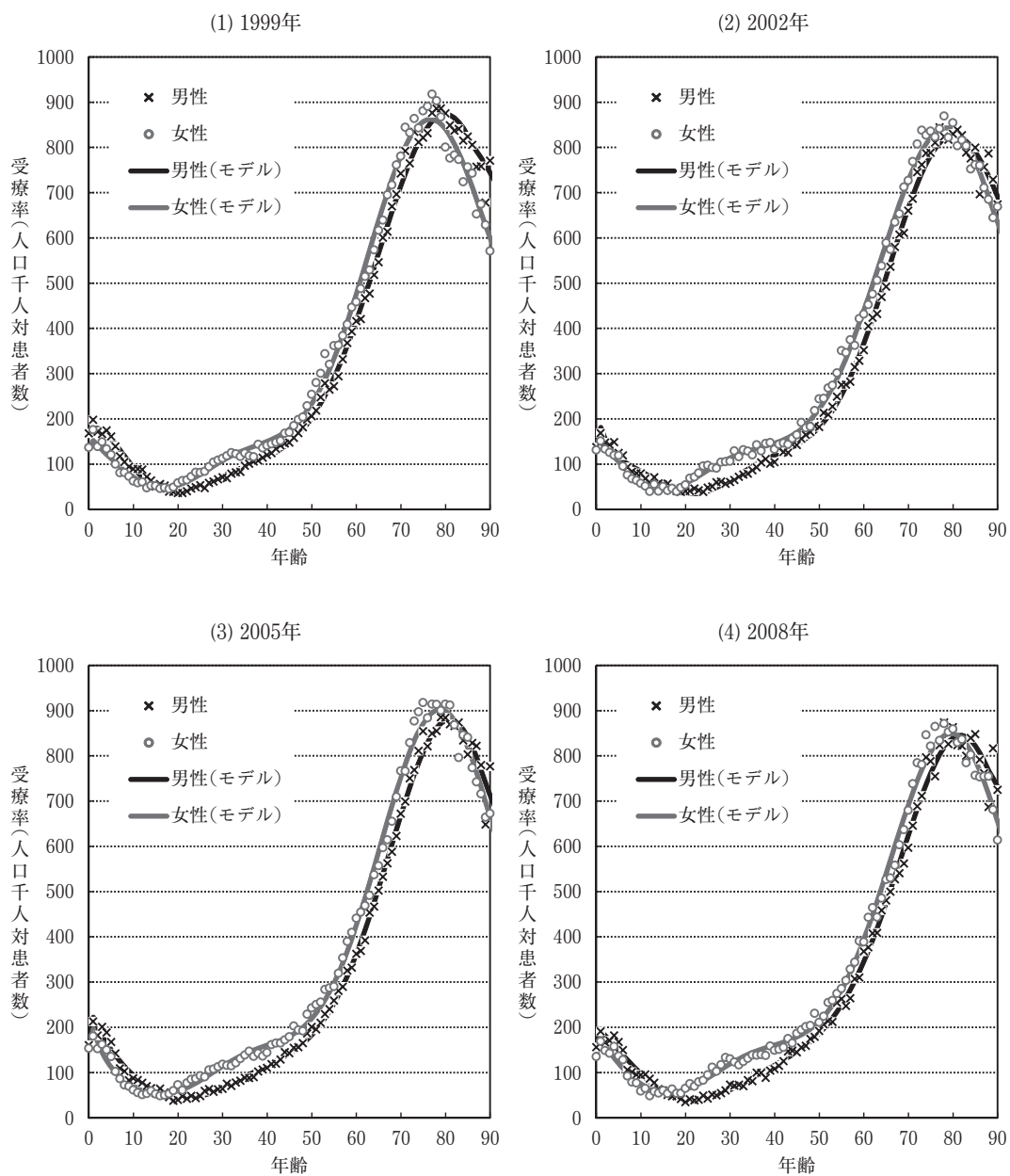
参考図1 男女・年齢別受療率の数値モデルならびに観察値：総数（入院＋外来）



参考図2 男女・年齢別受療率の数値モデルならびに観察値：入院



参考図3 男女・年齢別受療率の数値モデルならびに観察値：外来



参考文献

- Bongaarts, John (2006) "How long will we live?", *Population and Development Review*, Vol.32, No.4, pp.605-628.
- Fries, James F. (1980) "Aging, Natural Death, and the Compression of Morbidity", *New England Journal of Medicine*, Vol. 303, pp.130-135.
- Horiuchi, Shiro and John R.Wilmoth (1998) "Deceleration in the age pattern of mortality at older ages", *Demography*, Vol.35, No. 4, pp.391-412.
- Lopez, Alan D., Colin D. Mathers, Majid Ezzati, Dean T. Jamison, and Christopher J. L. Murray (2006) *Global Burden of Disease and Risk Factors*, Oxford University Press and World Bank: New York.
- Luy, Marc and Yuka Minagawa (2014) "Gender gaps — Life expectancy and proportion of life in poor health", *Health Reports*, Vol. 25, No. 12, pp.12-19.
- Oeppen, Jim and James W. Vaupel (2002) "Broken limits to life expectancy", *Science*, Vol.296, No.5570, pp.1029-1031.
- Olshansky, S. Jay, Bruce A. Carnes, Richard G. Rogers and Len Smith (1998) "Emerging infectious diseases: the fifth stage of the epidemiologic transition?", *World Health Statistics Quarterly*, Vol.51. No.2/3/4, pp.207-217.
- Sullivan, D.F. (1971) "A single index of mortality and morbidity", *HSMHA Health Reports*, Vol. 86, No. 4, pp.347-354.
- United Nations, (2013), *World Population Prospects: The 2012 Revision*, United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division: New York.
- Wilmoth, John R. (1997) "In search of limits", in Kenneth W. Wachter and Caleb E. Finch (eds.) *Between Zeus and the Salmon*, National Academy Press: Washington, D.C. , pp.38-64.
- WHO. (2008) *The global burden of disease: 2004 update*, WHO: Geneva.
- ウィルモス, ジョン (2010) 「人類の寿命伸長：過去・現在・未来 (石井太訳)」『人口問題研究』第66巻第3号, pp.32-39.
- 小泉明 (1985) 「人口と寿命は何によって定まるか」小泉明 (編) 『人口と寿命』東京大学出版会, pp.1-33.
- 厚生労働省 (2012a) 「第34回厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会」配付資料 (2012.6.1).
- 厚生労働省 (2012b) 「健康日本21 (第2次) の推進に関する参考資料」厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会および次期国民健康づくり運動プラン策定専門委員会.
- 厚生労働省 (2014) 「厚生科学審議会地域保健健康増進栄養部会 第2回健康日本21 (第二次) 推進専門委員会」配付資料 (2014.10.01).
- 国民生活審議会調査部会編 (1974) 『社会指標—よりよい暮らしへの物さし—』大蔵省印刷局.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2012) 『日本の将来推計人口 (平成24年1月推計)』人口問題研究資料第326号, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2014) 『人口統計資料集 2014』人口問題研究資料第331号, 国立社会保障・人口問題研究所.
- 齋藤安彦 (2001) 「健康状態別余命の年次推移：1992年・1995年・1998年」『人口問題研究』Vol. 57, No. 4, pp. 31-50.
- 鈴木隆雄 (2012) 『超高齢社会の基礎知識』講談社現代新書.
- 橋本修二 (編) (2009) 厚生労働科学研究「健康寿命の地域指標算定の標準化に関する研究 (平成19～20年度)」(研究代表者 橋本修二).
- 橋本修二 (編) (2012) 厚生労働科学研究「健康寿命における将来予測と生活習慣病対策の費用対効果に関する研究 (平成23～24年度)」(研究代表者 橋本修二).
- 別府志海 (2012) 「死亡力転換と長寿化のゆくえ」阿藤誠・佐藤龍三郎編『世界の人口開発問題』原書房, pp. 175-205.
- 別府志海・高橋重郷 (2013) 「日本の健康構造と健康寿命の動向」『わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える

- 影響に関する人口学的研究（第2報告）』（所内研究報告 第46号），国立社会保障・人口問題研究所，pp. 31-53.
- 別府志海・高橋重郷（2014）「日本の傷病別平均受療期間の推定」『わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する人口学的研究（第3報告）』（所内研究報告 第50号），国立社会保障・人口問題研究所，pp. 35-62.
- 堀内四郎（2001）「死亡パターンの歴史的変遷」『人口問題研究』第57巻第4号，pp.3-30.
- 山口扶弥・梯正之（2001）「高齢者の平均自立期間および要介護期間に関連する諸要因の分析」『人口問題研究』Vol. 57, No. 4, pp.51-67.

A Demographic Analysis on the Average Period of Receiving Medical Care from the Viewpoint of Disease Structure

Motomi BEPPU and Shigesato TAKAHASHI

Since Japan has become one of the countries that has the longest life-span in the world, health, or "Quality of the living" (Koizumi 1985), has become the serious subject. This study aims to find a clue for the improvement of the quality of the living by analyzing average period to receive medical care.

According to the rates of estimated patients per 1,000 population, rates of outpatients decrease at 80 years old or higher while those of inpatients rise with the age. The rates of super-senior woman who is neither inpatient nor outpatient are much lower than man's.

We find the following two points from life table analysis. First, average periods of both staying in and going to hospital tend to shorten at less than 40 years old in man and woman, even the life expectancy and the health period are lengthened gradually at each age of both sexes. This may indicate "compression of the diseases", in which the average period to receive medical care is shortened by the mortality decline as Fries (1980) pointed out.

Second, the shares of the disease of the circulatory system accounted for more than 20 percent of the period of both outpatient and inpatient and, in addition, the shares become bigger at older age.

These diseases sometimes cause serious complications. We may lengthen average health period as well as a life expectancy if we can prevent these diseases.

研究ノート

大都市圏居住者の移動可能性

清水 昌人

転居・移動の意向に関する研究では意向の有無の把握を基本とするものも多いが、意向の確度（確かさの度合い）ないし強度も重要な指標となる。転居・移動意向の多面的理解には確度の違いや確度の低い意向の特徴も検討する必要がある。本研究では5年後に居住地が異なる可能性を4段階の選択肢で把握した第7回人口移動調査（2011年）を用い、15歳以上の大都市圏居住者について、確度の高い選択肢と低い選択肢の関連を中心に各選択肢の特徴を観察した。年齢階級を中心に、属性別の各選択肢の割合により選択肢間の関連を見ると、「大いにある」と「ある程度ある」の散布図は右上がりになる属性が目立つようである。「ある程度ある」「あまりない」は「大いにある」「まったくない」より確度の低い回答だが、「ある程度ある」の割合は「大いにある」の割合が高い属性で高いため、こうした属性では居住地が異なるという可能性の不確かさに注意が必要なが示唆される。「あまりない」の割合は他の選択肢の割合との関係が比較的薄いようであり、居住地が異なる可能性の高低、それらの確かさなどに及ぼす影響は相対的に弱いと思われる。

1. 研究の目的

転居・移動の意向に関する調査とその研究は、人口分布の見通しの把握や住民意識の理解、地区・地域計画、転居・移動行動の理解などを目的に、様々な分野で進められている。意向を希望や考え、見通し、実現可能性の認識などを含む広い概念として捉えると、日本では、建築学等の分野において、地域の現状把握や地区・地域計画などを目的とした転居意向の研究が行われている（例えば森川 1984, 天野他 1992, 谷本 1994, 秋田他 1999, 孫他 2003, 桜井他 2005）。自治体の意向調査も多く、さまざまな自治体が住民の転居・定住の意向を調査・検討している（例えば呉市 2006, 山口県 2006, 天龍村 2009, 鳥取県 2012）。また欧米では、転居意向の規定要因や移動の意思決定から実際の移動に至る状況などを行動学的に検討する研究も盛んである（例えば Gardner et al. 1985-86, McHugh et al. 1990, Lu 1998, Kan 1999, Lu 1999, De Jong 1999, De Groot et al. 2011）。

こうした転居・移動（以下同義とする）の意向に関するアンケート等の調査・研究は、少子高齢化が進む現在、日本の地域人口の研究にとっては重要であり、今後も様々な分野で調査・研究が行われていくと考えられる。ただし、上記の既存研究を見るかぎり、転居意向の調査方法や研究の着目点においては、いくつかの検討課題があると思われる。その一つは、転居意向の強弱や確かさの度合いを段階的に捉え、段階別の特徴を詳しく分析す

る研究が多くない点である。上記の既存研究では、大体2つの方法で把握されることが多いようである。一つは、希望や実現可能性など色々な種類の意向や予定を組み合わせ、何種類かの選択肢を用意するもの、もう一つは転居意向を「ある」、「ない」等の表現でたずねるものである。前者では、例えば「Uターンするつもりである」「できればUターンしたくないが、いずれしなければならない」「できればUターンしたいが、今のところ見通しはない」「Uターンするつもりはない」(森川 1984 p.116)のような選択肢がある(秋田他 1999, 孫他 2003も参照)。他方、後者では、例えば呉市(2006 p.6)は「Uターン等を考えている」「特に、Uターン等を考えていない」「決めかねている」(集計表では他に「不明」という項目あり)、山口県(2006 p.34)では「山口県にUターン(ふるさとへ住み替え)したい」「現在の場所に住み続けたい」の他、複数の場所の選択肢でたずねている。これらの方法の特徴は、前者は希望、見通し、現実の制約を考慮した予定など、意向や予定の多面性が把握できる点である。後者は選択肢が簡単なので、全体の傾向を容易につかめるが、回答者の意向の細かい点は分からない。転居意向を詳しく知るには前者の方法が優れているだろう。ただし、これら2種類の既存研究において、意向の強さ、あるいは確かさの度合い(確度)は、後者では考慮されていない。前者の例では予定等(「しなければならない」)や希望(「したくない」等)、意図(「するつもりである」等)や見通し(「見通しはない」)など、各種の意向等を示した選択肢の間に、一定の順序があると見ることが可能だが、一方で例えば「するつもり」と「しなければならない」とは意味が違いため、意向の確度の比較が明確に可能とはいきれないという見方もできる。また、少なくとも、各種の意向等は種類ごとにそれぞれ、例えば「するつもり」は「ある」「ない」という形で質問されており、その確度を示す選択肢は用意されていない。

一般に、転居意向は多様な側面をもつと考えられる。そのため、様々な手法による把握の試みが必要になるが、なかでも意向の強弱や確度の捕捉は、既存研究でも転居意向の把握において重要な点としてあげられている(De Jong 1999 p.287)。これはおそらく、人口移動がマクロレベルでもミクロレベルでも見通しが難しい現象とされていることに関連があるだろう。見通しを考える上で重要な点の一つは、その確かさの強弱や度合いである。このことは多くの事象に共通するが、人口移動とその関連事象では、移動の見通しの難しさのため、確度やそれに類似した指標の重要度は高いことが多いように思われる。この点を踏まえると、転居意向の把握においては、二択(「するつもり」「するつもりはない」、「したい」「したくない」等)の形よりも、その強弱ないし確かさの度合いを考慮した形式のほうが優れている部分が多いといえる。目的に応じて選択肢を簡素にすることも有用な方法だが、転居意向のより多面的な理解には、意向の強度や確度を幾つかの段階に分けた選択肢で把握し、強度ないし確度の違いを詳しく分析することが必要だろう。

本研究では、国立社会保障・人口問題研究所が2011年に実施した「人口移動調査」のデータを用い、確度を取り込んだ指標で見た転居意向の検討を試みる。とくに転居意向の確度の違いや、確度の低い意向の特徴に注目して分析を行う。以下ではデータの概略を説明し、次に属性別の転居意向の概況を明らかにする。その後、確度の低い選択肢も含め、転居意

向の選択肢の特徴を検討する。

2. データ

本研究で使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が2011年に実施した「第7回人口移動調査」である。人口移動調査は世帯・世帯員の基本属性、直近の移動とその理由、出生から初婚直後までのライフステージ別居住地、5年後に居住地が異なる可能性の認識など、移動に関する様々な事柄をたずねるアンケート形式（自計式）の全国調査である。2011年の調査では、調査区を単位とした二段階サンプリングで調査区を抽出し、その調査区に住む全世帯員を調査対象とした。調査は7月に行われたが、北海道のみ9月に実施された。また東日本大震災の影響で岩手、宮城、福島の3県では調査が行われなかった。

本研究では、5年後に居住地が異なる可能性（以下「5年後の移動可能性」とする）の認識について、世帯・世帯員の基本属性ごとの値を用いて分析を行う。5年後の移動可能性については、質問紙では「5年後に居住地が異なる可能性」として「1 大いにある」「2 ある程度ある」「3 あまりない」「4 まったくない」の4選択肢が示され、一つを選ぶよう依頼している。基本属性は、性、年齢、配偶関係、教育水準、健康状態、世帯員数、住宅の種類、出身地（中学卒業時の居住地）、5年前と比べた現在の居住地を取り上げた。職業については不詳回答が多いため、今回は用いなかった。

移動可能性について付言すると、広義の転居意向としては、転居の希望をたずねる場合が多く、その他に現時点での意識・考え、見通し、実現可能性の認識などがきかれる。海外の研究によると、転居の意図 intention と現実の移動とは少なからず乖離しているが（De Groot et al. 2011 pp.48-49）、乖離がより少ないと思われるのは、様々な制約条件を考慮した上で判断した見通し expectation、ないし実現可能性の認識だろう（Lu 1998 p.1482, および De Groot et al. 2011 p.50参照）¹⁾。つまり本分析のデータは、転居の希望をたずねた調査等に比べ、より現実に即した意向という特徴があるといえる。

移動可能性の分析の対象者は、調査時点で大都市圏に居住する15歳以上（5歳階級にまとめた年齢で15-19歳から85歳以上まで）の人とした。震災の影響で非大都市圏の一部で調査ができなかったため、対象地域は調査の実施できた大都市圏に絞った。本調査の大都市圏は埼玉、千葉、東京、神奈川、岐阜、愛知、三重、京都、大阪、兵庫の1都2府7県である。また対象者の年齢については、年少者では親の都合で自身の判断が回答に反映されにくいと考えられるため、15歳以上に限定した。こうした居住地と年齢の条件に当てはまり、かつ5年後の移動可能性の回答が有効な人は全体で11,340人となる。以下で分析対象者全体の値にも言及するが、それはこの全体についての値である。また属性別の観察では、属性不詳は扱わないことにする。

1) 本研究では前述のとおり「意向」を広い意味で用いている。intention はここでは一応「意図」と訳した。研究により、intention を本稿の「意向」同様、様々な概念を含むとするらしいもの（Lu 1998 p.1482）もあれば、intention と expectation を別に考えるらしいもの（De Groot et al. 2011 p.50）もあるので、念のため「意向」とは別の言葉を当てておいた。

3. 結果

(1) 属性別の移動可能性

はじめに、対象者全体における移動可能性（の認識、以下同）の分布を確認する。全体での分布は図1(1)の「総数」のグラフに示した。各選択肢の割合は「大いにある」(9.8%)、「ある程度ある」(15.3%)、「あまりない」(11.4%)、「まったくない」(63.4%)であった。実際の移動については、例えば第7回人口移動調査で、5年前の居住地が大都市圏で、調査時に20歳以上（5年前に15歳以上、年齢は5歳階級でまとめた値に基づく）の人を見ると、5年前と居住地が異なる人の割合は24.8%だった（5年前の居住地が不詳の人は除く）。この値には、調査時に岩手、宮城、福島に居住していた人や、5年前には日本にいたが調査時に外国にいた人、亡くなった人が含まれない等の特徴があり、また対象となる時期も移動可能性の場合とは異なる。そのため実際の移動率としては、ある程度の幅をもった値を想定する必要がある。ただし移動可能性の高い「大いにある」と「ある程度ある」の合計は25.1%で、仮に上記の割合に数%の幅を見ても、近い値となっている。このことから、移動可能性の回答は、少なくとも集計レベルでは、実際の移動と大きく乖離したのではなく、比較的現実的な値になっていると推察される²⁾。

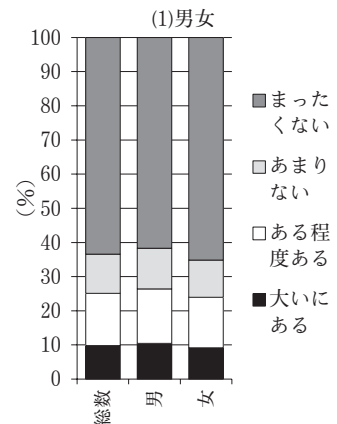
次に、図1(1)～(9)に属性別の移動可能性の分布を示した。ここでは、基本的に「大いにある」や「ある程度ある」の割合が高い場合を移動可能性が高い、「あまりない」や「まったくない」の割合が高い場合を移動可能性が低いとしている。まず図1(1)によれば、男女別の移動可能性では、男のほうが移動可能性のより高い人が多い。ただし、以下で示すように、他の図と比べると、男女差は大きいとはいえない。

年齢別の移動可能性を図1(2)に示した。「大いにある」「ある程度ある」の割合を見ると、10歳代後半から20歳代に高くなり、その後低下していく。「あまりない」の割合では、明確な傾向は見られないが、「まったくない」の割合は、移動可能性の高い選択肢と比べ、おおむね逆の推移を示している。

配偶関係（図1(3)）では、未婚の移動可能性が最も高い。移動可能性は離別、有配偶の順で低くなり、死別が最も低い。未婚と死別を見て分かるとおおり、配偶関係間の差はかなり大きい。

教育歴（図1(4)）では在学中か卒業した学校を示すが「在学中」の移動可能性が最も高い。それ以外では、小・中学（旧制高小含む）等以降、大体標準的な教育年数が長いほど移動可能性が高い。専修学校（高卒後）等卒の移動可能性が短大・高等専卒より若干高い。

図1 属性別の移動可能性



総数には男女不詳含む。

2) 対象となる地域や時期、年齢は違うが、第6回人口移動調査の結果報告でも、同様のことが述べられている（国立社会保障・人口問題研究所 2009 p.41）。ただし集計レベルで大体の対応がとれていても、個人レベルで対応がとれているとは限らないので（Gardner et al. 1985-86 pp.66-67）、集計レベルと非集計レベルの結果は分けて考える必要がある。

図1 属性別の移動可能性（続き）

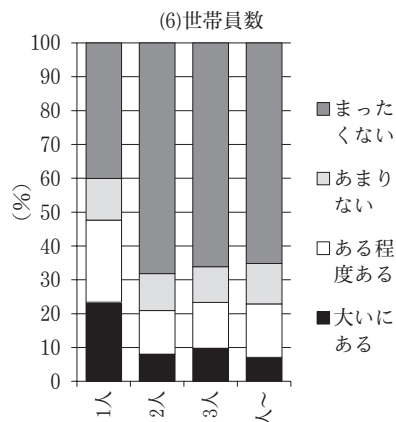
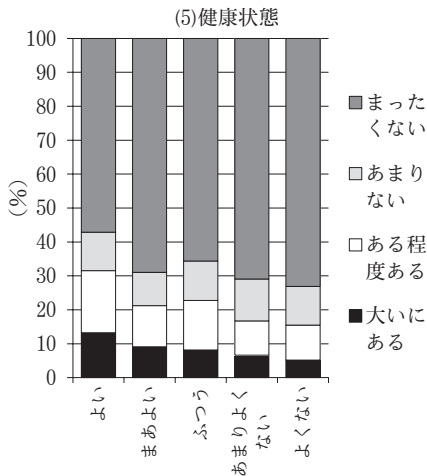
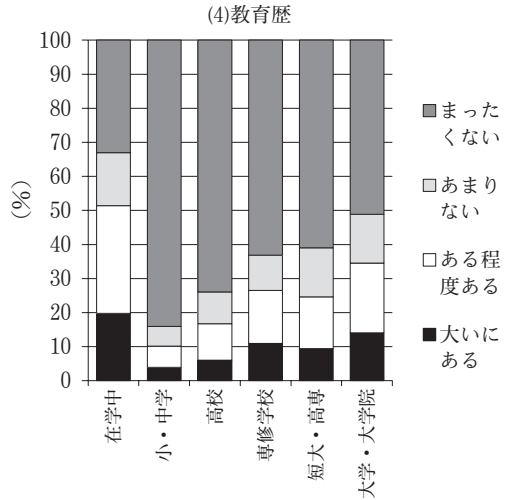
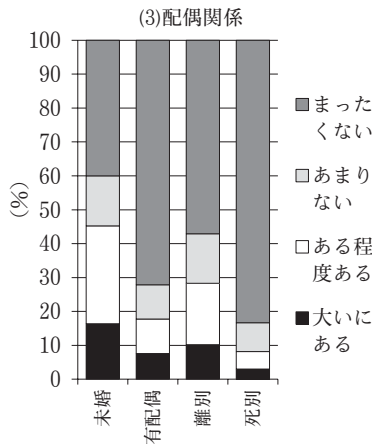
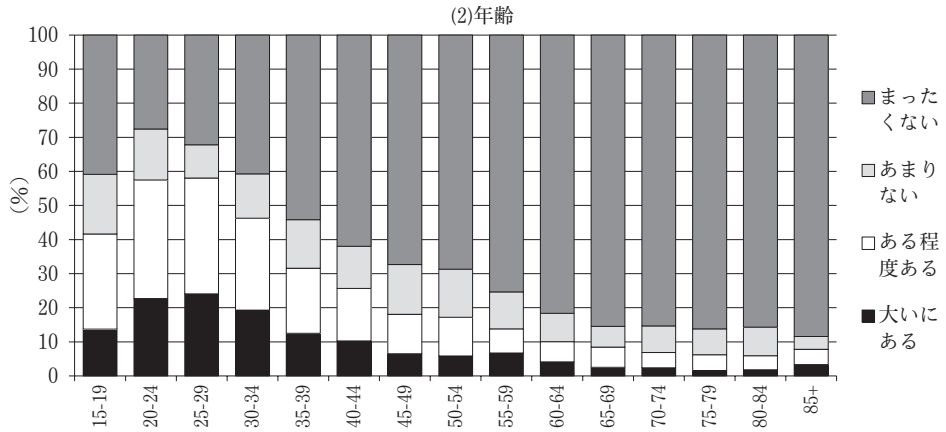
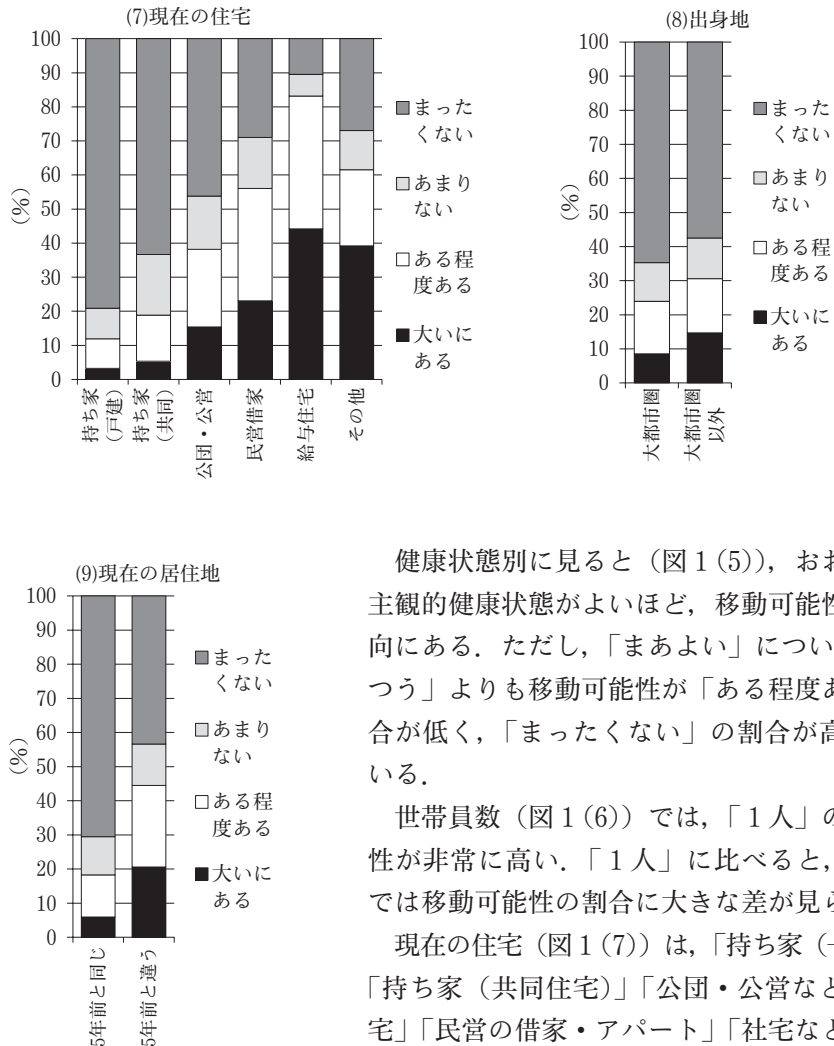


図1 属性別の移動可能性（続き）



資料：第7回人口移動調査
 教育歴は「小・中学」は「小・中等等」、
 他も在学中以外は同じ。「専修学校」は
 「専修学校（高卒後）等」。

健康状態別に見ると（図1(5)）、おおまかには主観的健康状態がよいほど、移動可能性が高い傾向にある。ただし、「まあよい」については、「ふつう」よりも移動可能性が「ある程度ある」の割合が低く、「まったくくない」の割合が高くなっている。

世帯員数（図1(6)）では、「1人」の移動可能性が非常に高い。「1人」に比べると、2人以上では移動可能性の割合に大きな差が見られない。

現在の住宅（図1(7)）は、「持ち家（一戸建て）」「持ち家（共同住宅）」「公団・公営などの賃貸住宅」「民営の借家・アパート」「社宅などの給与住宅」「その他」の6区分（図では表記を略している）で見ているが、とくに「給与住宅」で移動可能性が高く、「持ち家（一戸建て）」で低い。住宅に関しては、種類ごとの違いはかなり大きい。

出身地（図1(8)）は中学（あるいは旧制小学校・高小）卒業時の居住地で2分しているが、大都市圏以外（外国含む）の出身者で移動可能性が高い。

5年前と比べた現在の居住地（図1(9)）は同じか違うかで2分している。周知のとおり、5年前の居住地をたずねる質問の回答では、現在と同じ居住地に住んでいた場合でも、途中の期間に移動して戻った可能性があるため、過去5年間に移動がなかったとはいえない。しかし、少なくとも「5年前は違う居住地に住んでいた」人は過去5年間に移動したことが確実である。これらの人々では「5年前と同じ」に比べて移動可能性が非常に

高くなっている。これは過去に移動を経験した人は、今後も移動する可能性が高いことを示唆している。

(2) 特化係数

次に、移動可能性がとくに高い（あるいは低い）属性をより明確に把握するため、属性ごとの移動可能性の割合について特化係数を計算した。特化係数は、以下の式で得られる（大友 1997）。

$$\text{属性 } i \text{ における移動可能性 } j \text{ の特化係数 (LQ)} = Q_{ij} / Q_{.j}$$

ただし、 Q_{ij} ：属性 i における移動可能性 j の割合

$Q_{.j}$ ：全体における移動可能性 j の割合

式から分かるとおり、特化係数は各属性のそれぞれの移動可能性の割合を、全体での移動可能性の割合と比較した指標である。1 より高ければ、その属性 i の移動可能性 j が「特化」している、と判断される。つまり、移動可能性が「大いにある」の係数が高い属性ほど、移動可能性が高い属性といえる。逆に「まったくない」の係数が高ければ、移動可能性が低い属性ということになる。

表 1 に属性別の特化係数の分布を示した。ここでは、移動可能性のとくに高い属性、低い属性を見るため、特化係数が 2 以上と 0.5 未満の属性のみを係数の高い順に示した。表によれば、移動可能性が「大いにある」で特化係数が 2 以上の属性は、社宅などの給与住宅、その他の住宅、25-29 歳、1 人世帯など 8 つであった。この結果は、移動性の高い属性に関する既存研究の知見と合致する部分が多いと考えられる（例えば大友 1996、国立社会保障・人口問題研究所 2013）³⁾。

一方、特化係数が 0.5 未満の属性は、係数が低い順に 65-84（ここではまとめて表記した。表参照）、死別、持ち家（一戸建て）、85 歳以上、小・中学卒などであった。これらの属性は移動可能性が「ある程度ある」でも多くが 0.5 未満であり、また上記の図でも移動可能性が低かったので、ここでは移動可能性がとくに低い属性だと判断してよい。ところで移動可能性がとくに低い属性は「まったくない」で特化係数が高くなるはずだが、表では「まったくない」で 2 以上となる属性はない。これは「まったくない」の全体での割合が高く（63.4%）、理論的に特化係数が 2 以上となりえないことに起因している。このように、分母となる割合の大きさにより値の範囲が変わる点、その結果、移動可能性の選択肢間で係数の比較に必要な点は特化係数の特徴といえる。

「大いにある」以外の移動可能性についても見ておくと、上でも触れたが、表で見ると、「ある程度ある」の特化係数の傾向は「大いにある」とかなり似ている。逆に、「まっ

3) ただし、既存研究は過去の移動と現在の属性を比較する機会が多い。少数の例外を除き、現在の属性は移動前の属性と同じとは限らないので、既存研究における属性と移動性の評価には注意が必要である。

たたくない」は「大いにある」との間には、ある程度反対の関係がある（民間借家、20-24歳は「大いにある」では係数が高く、「まったくない」では係数が低い）。他方、「あまりない」は係数の高低が少ないようである。これは「まったくない」のように全体での割合が高いからではないので、この選択肢の特徴だと考えられる。

表1 特化係数（属性別、移動可能性別）

	大いにある	ある程度ある	あまりない	まったくない
2～	給与住宅 住宅その他 25-29 1人 民間借家 20-24 5年前と違う居住地 在学中	給与住宅 20-24 25-29 民間借家 在学中		
～0.5	60-64 小・中学 85+ 持ち家（戸建） 死別 65-69 70-74 80-84 75-79	55-59 小・中学 60-64 65-69 死別 75-79 70-74 85+ 80-84	85+	民間借家 20-24 住宅その他 給与住宅

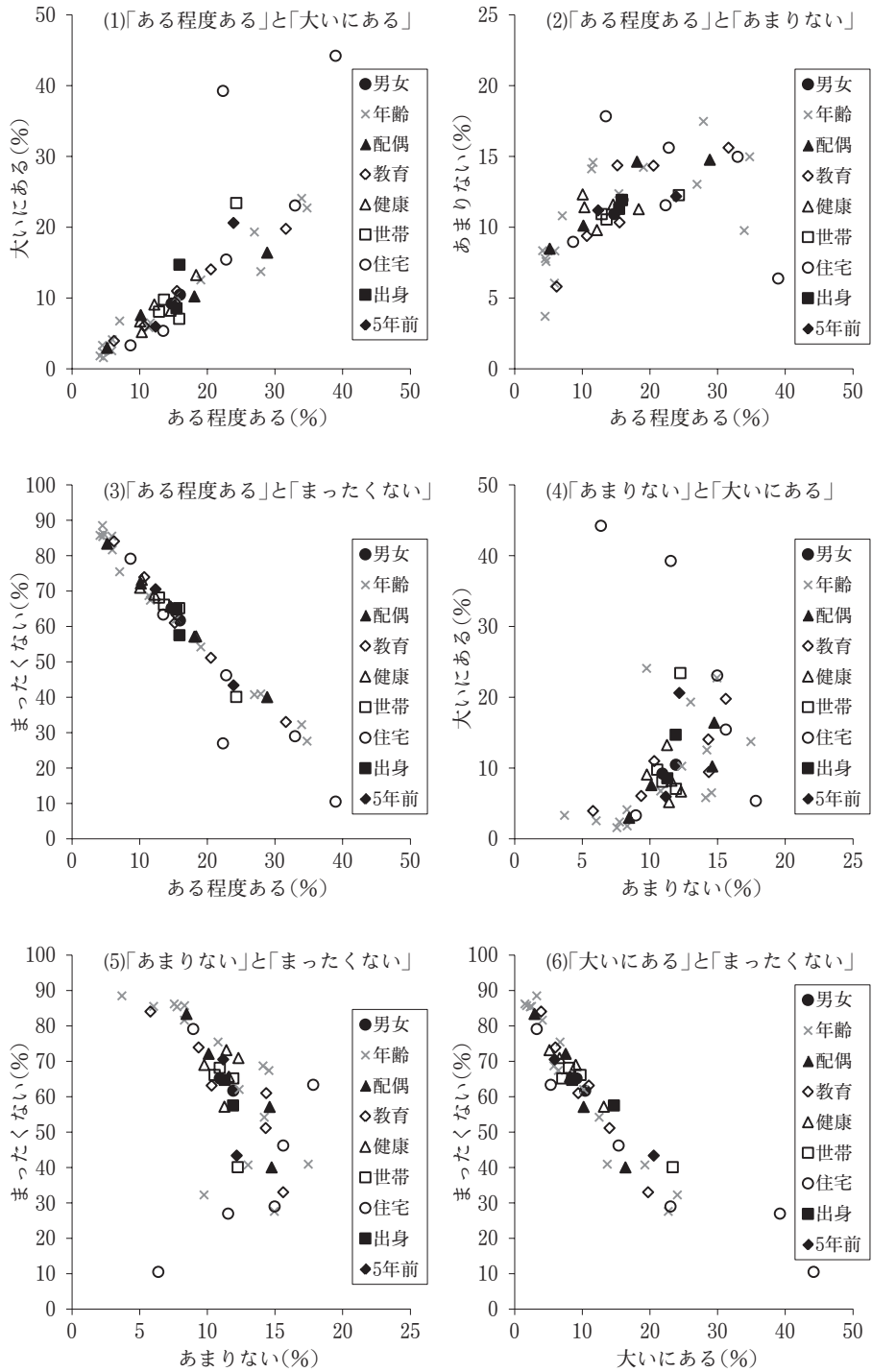
資料：第7回人口移動調査

(3) 確度の低い選択肢

次に、確度（確かさの度合い）の低い選択肢について検討する。上で見たように、移動可能性の選択肢間の関係には、特徴的な傾向が見られる。ここでは「ある程度ある」「あまりない」を確度の低い選択肢、「大いにある」「まったくない」を確度の高い選択肢と定義し、前者の特徴を後者との関係から観察する。今回は、個々の属性の状況を見るというよりは、その前段階として、確度の低い選択肢と高い選択肢の関連を全体的に俯瞰する。「大いにある」の割合が高い属性では、「ある程度ある」の割合は高いのか低いのか、あるいは属性ごとに違って一定の関係はないのか、「あまりない」の割合は「まったくない」やその他の選択肢の割合の高低と関連があるのかないのか、といった点を検討する。

移動可能性の選択肢間の関係を散布図で確認する。図2に移動可能性の選択肢の組み合わせについて、9種類の属性ごとに各選択肢の割合を示した。散布図は通常、属性ごとに作り、その中でx軸とy軸の関連を見るので、ここでは図中の記号を属性の種類ごとに替えてある。ただ、属性の種類ごとに見るには各属性のカテゴリが少ないので、選択肢間の関係については、住宅や教育（6カテゴリ）などの分布をふまえつつ、カテゴリの多い年齢（15カテゴリ）を基本として、大体の傾向を推察する。属性のカテゴリの少ない属性（例えば男女は2つ）が多いので、以下の観察結果の評価は予察にとどまる。相関係数の

図2 属性の種類別の移動可能性



資料：第7回人口移動調査

凡例の「配偶」は配偶関係、「世帯」は世帯員数、「5年前」は5年前と比べた現在の居住地。

計算は行わなかった。今回は属性ごとのカテゴリは少なく、しかし属性ごとに行うのが普通なので、属性ごと、あるいは全属性をひとまとまりとして、相関係数を計算するようなことはしなかった。なお今回は、4つの選択肢は足して100になるという制約条件があるので、散布図を観察する際には、属性の種類別に見ることと合わせて、注意を払う必要がある。

まず、確度の高い選択肢と低い選択肢の代表的な組み合わせとして、「大いにある」と「ある程度ある」、「あまりない」と「まったくない」の割合を見ると、前者では年齢の各点が狭い幅で右上がりに比較的好く並んでいる。住宅で外れ値らしき点があるが、教育、配偶関係などと並び、基本的に右上がりとなっている。一方、後者では、年齢の各点は基本的に右下がりの分布だが、点の散らばりは前者にくらべかなり大きい。住宅では右上がりか右下がりか散らばりが大きいのか判断しにくいし、健康は狭い範囲にかたまっている。ただ教育、配偶関係は比較的素直な右下がりとなっているようである。

その他の選択肢の組み合わせを見ると、「ある程度ある」と「まったくない」、「大いにある」と「まったくない」の2つでは、年齢に右下がりの関係が見られる。教育、住宅など他の主な属性の種類別でも、かなり直線的な右下がりとなっている。他方、「ある程度ある」と「あまりない」、「あまりない」と「大いにある」の2つで年齢の各点を見ると、おおまかには右上がりの関係があるようだが、点の散らばりはかなり大きい。また住宅の各点もかなり分散するが、教育、配偶関係ではある程度右上がりの傾向が見られるようである。方向は逆だが、この傾向は「あまりない」と「まったくない」の場合と似ている。これは上述のとおり「ある程度ある」と「まったくない」、「大いにある」と「まったくない」に強い関連が見られることを踏まえると、妥当な結果といえる。

これらの図からは、「ある程度ある」は確度の高い移動可能性との関係が比較的直線的であることが推察される。一方、「あまりない」は他の選択肢との関係が相対的にはっきりしないようである。後者の場合、属性の種類によっては、カテゴリは少ないが他との関連がそれなりに見られる側面もあるようではある。これは、属性の種類を選び方により、選択肢間の関係も変わりうることを示唆している。それゆえ、ここで得られた推察は、とりえず今回取り上げた属性で観察する限りでは、ということになるが、その限定のもとであれば、「あまりない」については他の選択肢との関係が明瞭な可能性のあるもの、不明瞭なものが混在しているようなので、「ある程度ある」に比べれば、やはり他の選択肢との関係が弱い、ないし不明確ということになるだろう。

4. 考察と結語

以上の分析から、属性別の移動可能性の状況と、移動可能性の選択肢に関する特徴の一部が明らかになった。移動可能性の概況は図1で示したとおりなので、ここでは移動可能性の選択肢間の関係について考察を加えると、本研究では主に2つの点が示唆された。第1に、本稿で観察対象となった属性別の移動可能性においては、「大いにある」の割合が高いと「ある程度ある」の割合も高いことが多いようである。普通に考えれば、確度の高

い「大いにある」の割合が高くなると、確度の低い「ある程度ある」の割合が低下する（あるいはその逆）、ということは十分起こりうると思えるが、本稿の属性単位の観察による限り、そうした傾向は見られない。

「ある程度ある」と「あまりない」は他の2選択肢に比べ、確度の低い選択肢である。ただ、「ある程度ある」については、「大いにある」との割合の合計が、対象全体において5年前居住地で見た実際の移動率とおおむね近い値になると推察される点、さらに「大いにある」と右上がりの関係が見られた点を考えると、「大いにある」と「ある程度ある」とでは移動する可能性の確度の違いはさほど大きくはないのかもしれない。とはいえ、選択肢の文言が示すとおり、この選択肢の確度が相対的に低いと考えるならば、上述の「大いにある」と「ある程度ある」の関係は、確度の高い移動可能性（「大いにある」）の割合が高い属性では、確度の低い「ある程度ある」の割合も高いことにより、結果として、移動するという可能性の不確かさに注意を払う必要があることを示唆する。

第2に、「あまりない」という選択肢の割合は、他の選択肢とは関係が比較的薄いようである。「あまりない」については、図2で示したように、その割合の範囲は狭く、多くの属性で一定の割合存在する。こうした点も踏まえると、この選択肢の特徴が移動可能性の評価へ与える影響は限定的だという見方ができる。つまり、移動する可能性／しない可能性の高さや低さ、それらの確実さなどに対して、この選択肢の割合が及ぼす影響は比較的小さいと思われる。ただ他方では、移動可能性の検討においては、この選択肢の割合を必ずしも無視するべきではないだろう。この選択肢は確度の高い選択肢との関連が比較的弱いことから、「ある程度ある」に比べ、より確度の低い、よりはっきりしない選択肢ともいえる。ある意味で「わからない」という回答に近い性質を含む可能性が考えられるが、いずれにしろはっきりしない回答の割合もそれ自身一つの情報ではある。移動可能性について考察する際には、一定の注意を払っておく必要はあるともいえる。

最後に、以上の結果が転居意向の研究に与える含意に触れておく。アンケート等の調査により転居意向を把握する場合、その結果は「意向」の性質（希望、意図、実現可能性等）や選択肢の表現により大きく左右される。そのため今回の結果が示唆することは転居意向の研究一般にとってはあくまで可能性の範疇でしかないが、それを前提として、仮に今回の結果を敷衍するならば、以下の点が指摘できるだろう。第1に、転居意向が「ある」「なし」の二択で把握された場合、その「ある」「なし」にはそれぞれ確度の高い意向から低い意向までを含んでいる。回答の解釈にあたってはその点を念頭に置く必要がある。第2に、転居意向「あり」の割合が高い場合、「あり」と回答した人のなかで確度の低い回答をした人が回答者全体に占める割合も高くなる可能性がある。「あり」の割合が高ければ、回答者の転居意向は強いと判断されるが、実際には数字が示唆するほど強くはなく、また転居意向「あり」の値が高いほどその値の不確かさに注意が必要になる、ということもありえる。第3に、転居意向「なし」の場合は、確度の低い回答者の影響は、「あり」の場合より比較的小さい可能性がある。「なし」についても、確度の低い意向を考慮する必要はあるが、その影響は「あり」の場合と同じように解釈できるとは限らないし、そう

解釈しないほうが無難である。これらの点を踏まえると、例えば転居意向を二択で調べる調査があった場合、転居意向「あり」の程度については、集計値よりも消極的な評価をしたほうがよいかもしれない、ということが指摘できたりする。ただし、上述のように調査結果は選択肢の設定の仕方に左右されるため、実際には調査の実状に即して結果を慎重に解釈する必要があるだろう。

本研究では2011年時点での大都市圏居住者の移動可能性を取り上げ、主に可能性の確かさの度合いについて、その特徴の分析を行った。今後の課題としては、転居意向の調査方法について、選択肢の表現や数による違いを検討することがあげられる。とくに、意向の強さを今回のような文章の選択肢で調べた場合と、例えば1から5までのスケールで調査した場合との違いを比較することが考えられる。分析対象については、転居意向一般の状況や確度の違いに関する特徴は、対象とする属性とともに、時期や地域によっても違うと考えられる。また移動流の地域パターン別（地域内、地域間、非大都市圏から大都市圏、等）に見れば、パターンごとに異なる特徴を示すかもしれない。様々な対象について分析していくことが重要と思われる。現在、「地方創生」に関連して人口移動への関心は高まっている。転居意向についても、意向の確度を指標として取り入れ、より詳しい調査・検討を行っていく必要があるだろう。

本研究は日本人口学会2014年度第1回東日本地域部会（札幌市立大学サテライトキャンパス、2014年10月25日）で発表した内容をもとに、分析方法の問題を中心に修正・加筆したものです。部会で御意見をいただいた方々、また貴重な御指摘、御意見をいただいた匿名査読者の方に感謝申し上げます。なお、第7回人口移動調査の調査票情報は統計法第32条の二次利用に関する規程に基づいて使用しました。

（2015年1月24日査読終了）

引用文献

- 秋田道康・楊静寧・浦山益郎（1999）「郊外団地居住者の転居意向 大都市圏周縁都市の郊外団地における定住性に関する研究 その2」『日本建築学会大会学術講演梗概集（中国）』, pp.1019-1020.
- 天野克也・富谷潔・松浦由美・岡村勝司（1992）「高齢者世帯の定住・転居意向について—一地方都市における高齢者の住環境整備に関する研究 その4—」『日本建築学会大会学術講演梗概集（北陸）』, pp.247-248.
- 大友篤（著）、人口・世帯研究会（監修）（1996）『日本の人口移動 戦後における人口の地域分布変動と地域間移動』大蔵省印刷局。
- 大友篤（1997）『地域分析入門 改訂版』東洋経済新報社。
- 呉市（2006）『呉市へのUターン等に関するアンケート調査 集計結果』呉市。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2009）『第6回人口移動調査（2006年社会保障・人口問題基本調査） 日本における近年の人口移動』（調査研究報告資料第25号）国立社会保障・人口問題研究所。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2013）『2011年社会保障・人口問題基本調査 第7回人口移動調査 報告書』（調査研究報告資料第31号）国立社会保障・人口問題研究所。
- 桜井慎一・長井良平・伊藤弘善（2005）「ウォーターフロントの低・未利用地を活用した密集市街地整備手法の研究—コンジョイント分析による住民の転居意向の把握—」『日本建築学会大会学術講演梗概集（近畿）』, pp.453-454.

- 孫京廷・宗本順三・吉田哲・石原清行（2003）「金沢景観形成地区の居住者の満足度と転居意向のファジィ分析」
『日本建築学会計画系論文集』第568号, pp.1-7.
- 谷本道子（1994）「公団居住単身世帯の転居意向」『日本建築学会大会学術講演梗概集（東海）』, pp.833-834.
- 天龍村（2009）『天龍村総合計画策定にかかるアンケート調査【結果報告書】』天龍村.
- 鳥取県（2012）『Uターン状況実態調査報告書』鳥取県.
- 森川稔（1984）「農山村転出後継者の帰還意向に関する分析 滋賀県高島郡朽木村における転出・帰還移動に関する研究・その1」『日本建築学会論文報告集』第339号, pp.112-121.
- 山口県（2006）『山口県へのUターンに関するアンケート調査 調査報告書』山口県.
- De Groot, C., Mulder, C.H., Das, M. and Manting, D. (2011) "Life Events and the Gap between Intention to Move and Actual Mobility," *Environment and Planning A*, Vol.43, No.1, pp.48-66.
- De Jong, G.F. (1999) "Choice Processes in Migration Behavior," in Pandit, K. and Withers, S.D. (eds.), *Migration and Restructuring in the United States - A Geographic Perspective*, Maryland, Rowman & Littlefield Publishers, pp.273-293.
- Gardner, R.W., De Jong, G.F., Arnold, F. and Cariño, B.V. (1985-86) "The Best-Laid Schemes: An Analysis of Discrepancies between Migration Intentions and Behavior," *Population and Environment*, Vol.8, No.1 & 2, pp. 63-77.
- Kan, K. (1999) "Expected and Unexpected Residential Mobility," *Journal of Urban Economics*, Vol.45, No.1, pp.72-96.
- Lu, M. (1998) "Analyzing Migration Decisionmaking: Relationships between Residential Satisfaction, Mobility Intentions, and Moving Behavior," *Environment and Planning A*, Vol. 30, No.8, pp.1473-1495.
- Lu, M. (1999) "Do People Move When They Say They Will? Inconsistencies in Individual Migration Behavior," *Population and Environment*, Vol.20, No.5, pp.467-488.
- McHugh, K.E., Gober, P. and Reid, N. (1990) "Determinants of Short- and Long-Term Mobility Expectations for Home Owners and Renters," *Demography*, Vol.27, No.1, pp.81-95.

 書 評 ・ 紹 介

Thomas Piketty

Le capital au XXI^e siècle

Éditions du Seuil, 2013

フランスで2013年に出版されたトマ・ピケティによる本書は、2014年4月に英語訳が、9月に中国語訳が、12月には日本語訳が『21世紀の資本』として出版され、「ピケティブーム」は世界で白熱している。すでに多くの書評や解説書が出版されているが、経済学者ではなく社会学者と自称するピケティは、人口動向についても十分な注意を払っており、ここでは、この長い本の随所にちりばめられている人口に関する記述を中心に紹介しよう。

データの得られるフランス・イギリスでは、19世紀末から20世紀の初頭にかけて、資本は総生産の6～7倍程度あり、20世紀前半の二つの世界戦争による影響が薄れた1980年代から、また同様の資本の蓄積が進んでいる。上位所得者が所有する富の割合も、同じ期間、同様のU字カーブを描いている。資本の利益率 r は常に総生産の成長率 g よりも大きいので、資本を握る少数が、資本を持たない多数よりも豊かになる。何もしなければ、人間社会は常に格差が生じるものであるから、今後は固定資産税など資産に対する税を累進課税とする、といった対策を講じる必要がある、というのが本書の概略である。1955年に発表された、工業化初期に格差は拡大するが経済発展と共に解消するとしたクズネツの逆U字仮説は冷戦の産物に過ぎず、現代に至るより長い時間範囲でみれば格差は常に存在し、発展による格差解消は幻想であると断じている。

さて、格差をもたらす要因は、資本の利益率よりも総生産の成長率が低いことであるが、その低さをもたらす一つの要因は低い人口増加率であるとピケティは言う。1700年から2012までの世界経済の成長率は年率1.6%で、その半分の0.8%は人口増加、残り半分の0.8%は生産性増加によるもので、人口増加率が高ければ経済成長率は高く、低ければ低い。それに応じて、格差の出現には違いがあり、20世紀初頭の米国が同時期のフランスやイギリスと比べ格差が少ないのは、高い人口増加率の一つの理由、としている。ちなみに家族政策が貧弱である米国が欧州よりも出生率が高いことは、人口学者にとっては謎であり、出生率は予測不可能である、とも述べている。そして今後の世界全体における人口増加率の低下は、格差拡大をもたらす一つの要因となる、という。

また人口動向の変化と相続を通じた格差変化の関係にも言及している。出生率が高く相続できる子供が多い場合には相続額は小さくなり、格差は正の方向に進むが、出生率が低いときには逆となる。また平均寿命が延び、退職後に貯蓄を食いつぶしてしまうので相続の役割は減る、というのは幻想で、資産は長く所有されればそれだけ熟成し、フランスのデータからは、相続時の年齢が上がると同時に、相続量（社会の資産全体に対する割合）も増加していることを示している。すなわち、少子高齢化は、相続による格差拡大を促進する、というのである。

19世紀から21世紀に至るまで、格差は常に存在し、例外は20世紀中頃であった、というのは重要なメッセージだと思われる。往々にして戦後からの推移のみで歴史が語られることが多いが、終戦後2-30年は例外であり、本来の「昔」はより遡って考える必要がある。本書ではその例外期間の格差縮小の理由として、英仏については戦後復興期の高い経済成長率と極度の累進課税制度、そして世界レベルで見れば高い人口増加率を挙げている。ソヴィエトや中国の共産主義がいかに格差を解消したのか、しなかったのか、その点の分析は本書に含まれていない。本のタイトルから期待してしまうのであるが、データの制約、ということであろう。それでは今後はどうなるか、ピケティの予測では世界人口の増加率の低下も考慮して、2100年の世界は19世紀ベル・エポックのヨーロッパの状況になるという。それは格差が極度に広がった時代だったが、字面通りに言えばそれは「良い時代」である。金持ちであるだけが幸福をもたらすわけではないし、絶対貧困を撲滅し、全体をかき上げれば、ある程度の格差を許容できる社会にならないだろうか。

(林 玲子)

研究活動報告

第12回 ASEAN・日本社会保障ハイレベル会合

厚生労働省では2003年から、ASEAN10ヵ国の社会保障、保健医療、雇用の3分野の担当省庁のハイレベル行政官を日本に招聘し、年ごとに異なったテーマで会合を開催している。第12回目となる今年は、「高齢化する社会に対応するしなやかなコミュニティを育む」をテーマに、10月21日（火）から10月23日（木）の期間、東京都港区の品川プリンスホテル内でのセミナー、関東圏の病院・老人福祉施設訪問、地域レベルの高齢者保健・福祉・介護・まちづくりの視察が行われた。

セミナーは①コミュニティの能力を活用した高齢者の健康・生活支援、②高齢者の介護サービスと人材育成、③高齢者にやさしい街づくり、④高齢者の社会参加及び社会貢献、⑤高齢化に関するASEANの協力と連携という5つのセッションに分かれていたが、筆者は④のモデレーターを担当した。ASEAN各国の行政官は、寿命が長い日本で、高齢者がどのように活躍しているのか、特にシルバー人材センターやJICAのシニアボランティアなどが、どのようなしくみで機能しているのか、といった具体的な質問が挙がった。

会場では、先進技術を用いた高齢者用の用具や食材などの紹介が行われ、試食コーナーも設けられた。ブルネイなど高所得の国ではニーズも高いが、イスラームに則ったハラール認定があることが重要、との指摘を日本側が受け取るような場面もあった。ASEANにおける人口高齢化は本格化しており、今後も継続した情報交流が有用であると思われた。（林 玲子 記）

日本社会学会第87回大会

日本社会学会第87回大会は、2014年11月22日（土）～23日（日）に神戸大学（文理農学部キャンパス）にて開催された。45の一般部会（うち英語セッションが3）、6のテーマセッション（うち1つは研究活動委員会企画テーマセッション）、日韓ジョイントパネル、若手フォーラム、14のポスターセッションにおいて多数の研究報告が行われた。シンポジウムは第2日目の午後に行われ、扱われたテーマは「〈当事者宣言〉の社会学：カムアウトからカテゴリー構築まで」「変容する企業中心社会の男性学的解剖」「古典と現代：社会学におけるデュルケーム学派の今日的意義（開催校シンポジウム）」の3つであった。

今回は、日本社会学会が同年7月に招致した第18回世界社会学会議・横浜大会開催後の定例年次大会であったため、第1日目の総会後、国際社会学会（ISA）会長 Margaret Abraham 氏（Hofstra University）による会長講演も行われた。

本研究所からは、一般部会の「家族(1)」において岩澤美帆・守泉理恵が「強まる女兒選好とその背景：第3子への挑戦から見る日本の役割」を報告した。例年、幅広いテーマで数多くの部会が成立し、研究報告が行われる本学会であるが、今回大会では、人口分野に関連する一般報告として、妊娠と出生前検査の経験についてのアンケート調査結果に関する一連の報告、韓国の結婚・子育て、高等教育と女性の結婚タイミング、JGSS-2009/2013ライフコース・パネル調査の分析結果に関する一連の報告、高度人材の国際移動、中高年層の社会保障に対する意識や高齢者女性の就労、子育て支援のジェンダー論的検討などがあった。また、テーマセッションの一つには「移動する子ども・若者」

をめぐる国際社会学：子ども・若者の移動経験に注目して」があり、日韓ジョイントパネルでも「人の国際移動と移民政策を考える：日韓の事例・両国への示唆」がテーマとなるなど、人口移動への関心も高かった。
(守泉理恵 記)

台湾における低出産・高齢化と政策的対応に関する資料収集

厚生労働科学研究費による研究事業「東アジア低出生力国における人口高齢化の展望と対策に関する国際比較研究」の一環として、筆者が11月23日～27日にかけて台湾に出張し、専門家との面談と資料収集を行った。面談した専門家は、李美玲教授（亞洲大学）、薛承泰教授・陳玉華教授（国立台湾大学）、楊文山博士・于若蓉博士・董安琪博士ら（中央研究院）である。特に中央研究院では、筆者が“Low Fertility and Confucian Family Pattern in Eastern Asia”と題してプロジェクトのこれまでの成果を報告し、有意義な議論を行うことができた。また薛承泰教授からは、帰国後に貴重な研究成果を送っていただいた。その他、日本においては検索・購入が難しい資料を入手できた。

(鈴木 透 記)

国際開発学会

2014年11月29日（土）、30日（日）に、千葉大学（西千葉キャンパス）にて、国際開発学会第25回全国大会が開催された。国際開発学会は、途上国の開発問題に関する、経済、資源、教育、保健医療、貿易産業、インフラ、開発手法、といった、さまざまな分野の研究者が会員となっており、対象とする地域も、アジア、アフリカ、ラテンアメリカやオセアニア島しょ地域、ロシアを含むヨーロッパなど多様である。筆者は、「人の移動と開発—国際人口移動と国内人口移動の国際比較」というタイトルで報告を行ったが、「人材と教育」のセッションに位置付けられており、教育分野の専門家である座長やコメンテーター、セッション参加者と、普段接することの少ない分野の視点を通じた、興味深い議論が交わされた。そもそも人口学は、人材開発に資するべき学問であるから、今後も、このような場を通じて関連分野との連携を行うことが重要であると感じさせられた。
(林 玲子 記)

国連ジェンダー統計・EDGEプロジェクト中期評価技術会合

国連統計部、UN Women の主催で、2014年12月3日（火）～5日（金）、福岡県北九州市の北九州市立男女共同参画センターにて、「EDGEプロジェクト中期評価技術会合」が行われ、参加した。ジェンダー統計は、国連統計委員会の勧告に基づいて、国連統計部・UN Women が整備を行っているが、ジェンダー統計を、国際的に承認された定義がありデータが揃っているもの（第1群）、国際的に承認された定義があるがデータが十分に揃っていないもの（第2群）および定義がまだ国際的に承認されておらず、データも揃っていないもの（第3群）に分類し、それぞれ異なったアプローチがとられている。EDGEプロジェクトはこの第3群に当たる統計整備を目的とするもので、具体的には女性の起業に関する統計、女性の資産所有に関する統計が今回の会合の対象項目であった。

会議に参加したのは、EDGEプロジェクトのパイロット国である、フィジー、グルジア、ガーナ、モルジブ、メキシコ、モンゴル、フィリピン、南アフリカ、スワジランド、ウガンダと、中国、韓国、

日本（筆者）、アメリカ、および世界銀行、アジア開発銀行や ILO といった国際機関の各代表であった。

職種や資本金の規模で起業を定義するのか、世帯や夫婦で所有している資産をどのように男女に分けて集計するのか、といった技術的な課題があり、また先進諸国ですら同種の統計整備は進んでいないことから、この第3群を今後国際統計として整備するのはかなり難易度が高いと思われるが、今後パイロット国で調査が行われる予定であり、開発に資する多くの知見が得られることは確かであろう。

なお、会合終了翌日の12月6日（土）には、同じ会場で、「第25回アジア女性会議—北九州」が開催され、国連統計部副部長大崎敬子氏をはじめ、日本、シンガポール、フィリピンの女性が講演し、多くの市民が参加した。地域レベルの男女共同参画の取り組みも、かなり歴史を重ねていると感じた。

（林 玲子 記）

経済協力開発機構（OECD）社会政策作業部会

経済協力開発機構（OECD）社会政策作業部会が、12月4日から5日にかけて同機構の本部のあるフランス・パリで開催された。この作業部会は、OECD 雇用労働社会問題局（DELSA）で行っている社会政策に関する活動の報告、検討を行う会合である。今回で第34回目となるこの作業部会では、住宅政策、子ども、家族（ジェンダー）、所得格差、社会的脆弱層への統合的な支援（要介護高齢者など）、年金、若年層への政策などがテーマとして取り上げられ、OECD からの報告、各国からの意見聴取などが行われた。その他に DELSA の2015～2016年にかけての活動方針として、①高齢化と格差、②ジェンダー、③包括的な成長（Inclusive Growth）、という人口との関係がある分野に重点を置くことが表明された。わが国からは、厚生労働省大臣官房国際課大鶴知之統括調整官、山崎一郎氏が参加し、当研究所からは厚生労働省の要請を受けて、小島克久国際関係部第2室長が参加した。

（小島克久 記）

国連 ESCAP 高齢者介護に関する地域専門家会合

タイ・バンコクの国連 ESCAP 会議場で、2014年12月9・10日（火・水）に、「高齢者介護に関する地域専門家会合」が開かれた。国連 ESCAP（アジア太平洋経済社会委員会）の加盟国のうち、日本（筆者）、韓国、中国、シンガポール、タイ、インドネシア、インド、スリランカといった、高齢化が進行しつつある国の専門家とヘルプ・エイジなど人口高齢化に特化した国際 NGO、WHO の代表が集まり、各国とアジア地域の状況と対策について、プレゼンテーションを通じて議論が行われた。

慢性疾患対策を通じて中高年の死亡率を下げるのが介護と同様に重要であるが、医療分野と介護の連携が十分ではないのではないか、という指摘や、地域に根差した人材が、中国であれば家族計画普及員、スリランカやシンガポールでは地域保健員がすでに活動しており、これらの既存の家族計画やプライマリーヘルスの人材ネットワークを使い、高齢者介護へとどう活動をシフトさせていくかが重要、といった意見が出るなど、各国の比較を通じて貴重な知見が多く集積された。また本会合は、国連 ESCAP と中国国家衛生和計画生育委員会の共同主催となっており、この分野に対する中国の関心の高さが伺われる。なお本会合の内容は、発表スライドも含め、<http://www.unescapsdd.org/events/regional-expert-consultation-long-term-care-older-persons> に掲載されている。

（林 玲子 記）

『人口問題研究』編集委員

所外編集委員 (50音順・敬称略)

黒須 里美 麗澤大学外国語学部
小島 宏 早稲田大学社会科学総合学術院
佐藤龍三郎 中央大学経済研究所客員研究員
中川 聡史 神戸大学大学院経済学研究科
中澤 港 神戸大学大学院保健学研究科
和田 光平 中央大学経済学部

所内編集委員

森田 朗 所長
金子 隆一 副所長
小野 太一 企画部長
林 玲子 国際関係部長
勝又 幸子 情報調査分析部長
鈴木 透 人口構造研究部長
石井 太 人口動向研究部長

編集幹事

佐々井 司 企画部室長
千年よしみ 国際関係部室長
別府 志海 情報調査分析部室長
釜野さおり 人口動向研究部室長
貴志 匡博 人口構造研究部研究員

人 口 問 題 研 究

第71巻第1号

(通巻第292号)

2015年3月25日発行

編 集 者
発 行 者

国立社会保障・人口問題研究所

東京都千代田区内幸町2丁目2番3号 〒100-0011

日比谷国際ビル6階

電話番号：東京(03)3595-2984

F A X：東京(03)3591-4816

印 刷 者

大和綜合印刷株式会社

東京都千代田区飯田橋1丁目12番11号

電話番号：東京(03)3263-5156

本誌に掲載されている個人名による論文等の内容は、すべて執筆者の個人的見解であり、国立社会保障・人口問題研究所の見解を示すものではありません。

目次 第71巻第1号 (2015年3月刊)

特集：わが国の長寿化の要因と社会・経済に与える影響に関する 人口学的研究（その1）

- 特集によせて……………石井太・1～2
日本版死亡データベースの構築に関する研究……………石井太・3～27
疾病構造と平均健康期間・平均受療期間の人口学的分析
—疾病構造別にみたライフスパン—……………別府志海・高橋重郷・28～47

研究ノート

- 大都市圏居住者の移動可能性……………清水昌人・48～60

書評・紹介

- Thomas Piketty *Le capital au XXI^e siècle* (林玲子) ……61

研究活動報告 ……62～64