

- Schoen, Robert, Nan Marie Astone, Young J. Kim, and Constance A Nathanson (1999) "Do Fertility Intentions Affect Fertility Behavior?", Journal of Marriage and the Family, Vol.61, No.3, pp.790-799.
- Quesnel-Vallée, Amélie and S. Philip Morgan (2003) "Missing the Target? Correspondence of Fertility Intentions and Behaviour in the U.S.", Population Research and Policy Review, Vol.22, No.5-6, pp497-525.
- Van de Giessen, Hans (1992), ""Using Birth Expectations Information in National Population Forecasts", Keilman, Nico and Harri Cruijisen(ed.), National Population Forecasting in Industrialized Countries, Swets & Zeitlinger, Amsterdam .
- van Hoorn, Willem and Nico Keilman (1997) "Birth Expectations and Their Use in Fertility Forecasting", EUROSTAT Working Papers(E4/1997-4).
- Werner, B (1986) "Family Building Intentions of Different Generations of Women: Results from the General Household Survey 1979-83", Population Trends, 44, pp.26-34.
- Westoff, Charles F. and Norman B. Ryder (1977) "The Predictive Validity of Reproductive Intentions" Demography, 14(4), pp.431-453.
- 守泉理恵 (2004) 「「予定子ども数」は出生力予測に有用か? : 子ども数に関する意識の安定性とその構造について」『人口問題研究』第 60 巻第 2 号、pp.32~52。
- 守泉理恵 (2008) 「将来人口推計の国際比較：日本と主要先進諸国の人口のゆくえ」『人口問題研究』第 64 巻第 3 号、pp.45~69。
- 守泉理恵 (2009) 「出生意欲データを用いた出生率推計に関する基礎研究」金子隆一編『人口動態変動および構造変化の見通しとその推計手法に関する総合的研究』平成 20 年度報告書。

付表1 2002～2005年データに基づく μ 値

出生年 (2005)	年齢	02～03年	03～04年	04～05年	02～05 の平均
1987	17～18	0.0037			0.0037
1986	18～19	0.0075	0.0070		0.0072
1985	19～20	0.0108	0.0106	0.0099	0.0104
1984	20～21	0.0147	0.0144	0.0141	0.0144
1983	21～22	0.0183	0.0178	0.0179	0.0180
1982	22～23	0.0230	0.0227	0.0215	0.0224
1981	23～24	0.0289	0.0283	0.0277	0.0283
1980	24～25	0.0369	0.0352	0.0344	0.0355
1979	25～26	0.0442	0.0436	0.0418	0.0432
1978	26～27	0.0549	0.0531	0.0499	0.0526
1977	27～28	0.0657	0.0624	0.0603	0.0628
1976	28～29	0.0803	0.0727	0.0687	0.0739
1975	29～30	0.0807	0.0854	0.0747	0.0803
1974	30～31	0.0865	0.0836	0.0857	0.0853
1973	31～32	0.0834	0.0862	0.0813	0.0836
1972	32～33	0.0867	0.0849	0.0822	0.0846
1971	33～34	0.0901	0.0837	0.0830	0.0856
1970	34～35	0.0794	0.0825	0.0766	0.0795
1969	35～36	0.0608	0.0771	0.0711	0.0697
1968	36～37	0.0680	0.0543	0.0663	0.0629
1967	37～38	0.0715	0.0610	0.0447	0.0591
1966	38～39	0.0503	0.0520	0.0501	0.0508
1965	39～40	0.0401	0.0379	0.0337	0.0372
1964	40～41	0.0294	0.0260	0.0250	0.0268
1963	41～42	0.0179	0.0175	0.0150	0.0168
1962	42～43	0.0099	0.0095	0.0097	0.0097
1961	43～44	0.0044	0.0047	0.0048	0.0046
1960	44～45	0.0028	0.0018	0.0022	0.0023
1959	45～46	0.0009	0.0012	0.0008	0.0010
1958	46～47	0.0003	0.0005	0.0006	0.0005
1957	47～48		0.0002	0.0002	0.0002
1956	48～49			0.0004	0.0004

付表2 2002～2005年のデータに基づくA値

出生年 (2005)	年齢	02～03年	03～04年	04～05年	02～05 の平均
1987	17～18	1.0320			1.0320
1986	18～19	1.0294	1.0160		1.0227
1985	19～20	0.9996	1.0133	1.0355	1.0161
1984	20～21	1.0110	0.9925	1.0330	1.0122
1983	21～22	0.9831	0.9991	0.9960	0.9928
1982	22～23	0.9776	0.9783	1.0124	0.9894
1981	23～24	0.9698	0.9721	0.9743	0.9720
1980	24～25	0.9764	0.9638	0.9664	0.9689
1979	25～26	0.9369	0.9654	0.9562	0.9529
1978	26～27	0.9385	0.9335	0.9688	0.9469
1977	27～28	0.9398	0.9330	0.9109	0.9279
1976	28～29	0.9195	0.9313	0.9212	0.9240
1975	29～30	0.9140	0.9144	0.9338	0.9207
1974	30～31	0.9114	0.9126	0.9139	0.9126
1973	31～32	0.8662	0.9123	0.9103	0.8963
1972	32～33	0.8989	0.8763	0.9144	0.8965
1971	33～34	0.9260	0.9056	0.8285	0.8867
1970	34～35	0.8498	0.9291	0.8998	0.8929
1969	35～36	0.8713	0.8674	0.9539	0.8976
1968	36～37	0.8511	0.8938	0.8056	0.8502
1967	37～38	1.0080	0.8756	0.8392	0.9076
1966	38～39	0.9117	1.0006	0.8052	0.9058
1965	39～40	0.9777	0.9343	1.0715	0.9945
1964	40～41	0.9601	0.9861	0.9155	0.9539
1963	41～42	1.0022	0.9751	1.0095	0.9956
1962	42～43	1.0757	1.0039	0.9752	1.0183
1961	43～44	1.0789	1.0483	1.0219	1.0497
1960	44～45	1.0316	1.0496	1.0990	1.0601
1959	45～46	1.2819	1.0210	1.0972	1.1334
1958	46～47	1.1327	1.1466	1.0430	1.1075
1957	47～48		1.0782	1.2563	1.1672
1956	48～49			1.1449	1.1449

付表3 社会経済要因を変化させた場合のコーホート完結出生児数推計値

出生年	PAF法 基本モデル	独身者割合 変化	正規就業者 割合変化	非正規就業 者割合変化	DID居住者 割合変化	社人研 中位推計値
1957	1.971	1.971	1.971	1.971	1.971	1.918
1958	1.893	1.893	1.893	1.893	1.893	1.894
1959	1.889	1.889	1.889	1.889	1.889	1.860
1960	1.846	1.846	1.846	1.846	1.846	1.810
1961	1.808	1.808	1.808	1.808	1.809	1.773
1962	1.761	1.761	1.761	1.761	1.762	1.730
1963	1.710	1.709	1.709	1.708	1.710	1.680
1964	1.659	1.664	1.663	1.662	1.666	1.631
1965	1.606	1.612	1.611	1.609	1.615	1.612
1966	1.723	1.717	1.716	1.712	1.721	1.546
1967	1.438	1.444	1.442	1.437	1.453	1.496
1968	1.533	1.519	1.517	1.510	1.531	1.488
1969	1.505	1.495	1.491	1.482	1.512	1.435
1970	1.456	1.449	1.443	1.432	1.468	1.392
1971	1.395	1.391	1.384	1.370	1.414	1.363
1972	1.414	1.377	1.368	1.352	1.407	1.338
1973	1.397	1.358	1.345	1.325	1.391	1.318
1974	1.359	1.280	1.264	1.242	1.314	1.298
1975	1.417	1.362	1.339	1.310	1.405	1.278
1976	1.391	1.237	1.207	1.182	1.277	1.264
1977	1.364	1.239	1.201	1.172	1.280	1.261
1978	1.435	1.302	1.251	1.217	1.345	1.256
1979	1.427	1.378	1.312	1.275	1.422	1.250
1980	1.411	1.183	1.139	1.079	1.216	1.242
1981	1.424	1.298	1.179	1.136	1.294	1.233
1982	1.507	1.244	1.189	1.134	1.311	1.225
1983	1.468	1.340	1.270	1.213	1.411	1.217
1984	1.519	1.407	1.325	1.263	1.483	1.211
1985	1.587	1.390	1.309	1.246	1.475	1.208
1986	1.547	1.394	1.313	1.250	1.493	1.204

6 将来生命表の作成手法とその課題の検討

別府 志海

1. はじめに

WHO によると、現在の日本は、男女ともに平均寿命が世界で最も長い国の一つである (WHO 2009)。とりわけ、日本人女性の平均寿命は、他の長寿国と比較しても水準が飛び抜けて高く、また平均寿命の伸長幅が大きい。

さて、将来の平均寿命を推計するには、将来についての生命表を作成する必要がある。将来生命表の作成方法には幾通りかあるが、近年広く用いられているのは、Lee と Carter が 1992 年の論文で発表した Lee=Carter モデルである。また、この Lee=Carter モデルを改良する研究も行われている (Bongaarts 2005, Lee 2000, 石井 2008, 小松 2002 など)。

この稿では、日本の死亡率を欧米における低死亡率の国と比較する。その上で、将来生命表の作成方法として近年広く使用されている Lee=Carter モデルの利点と問題点を整理し、課題を検討することを目的とする。

2. 年齢別死亡確率および生存数の推移

1. 年齢別死亡確率および生存数

年齢別死亡率は通常、乳幼児期は高水準であるが、そこから徐々に低下して 10 歳代で最低水準となり、30~40 歳代から高年齢にかけて指数直線的に上昇する。仮に死亡率が極度に低下すると、ヒトには生存可能な期間に限界の年齢 (限界寿命) があるために、年齢別死亡率は乳児期から高年齢まで低い水準を持続した後、限界点に近い年齢になって急激に上昇する。究極的には限界寿命の年齢以外における死亡率は 0 になり、死亡は限界寿命の年齢のみで発生する。この様子を生命表の生存数 l_x の変化からみると、限界点付近の年齢まで出生数のままで推移し、急激に減少するようになる。この状態では生存数曲線が出生時と限界寿命を両端とする長方形になることから、こうした変化は「生存曲線の矩形化 (rectangularizing survival curve)」といわれる (Fries 1983)。

近年の長寿国において、こうした矩形化が発生しているかどうかをみるため、生命表上の死亡確率 q_x ならびに生存数 l_x を観察する。図 1 は、世界でも特に死亡率が低水準である日本およびスウェーデンの女性について、生命表上の死亡確率 q_x の時系列変化を示している。スウェーデンについてみると、1751 年から 1900 年までの死亡確率は、現在の水準と比較して若年齢の死亡率水準がかなり高い。特に 0 歳死亡率の水準は当時の 80 歳代の水準に匹敵しており、2006 年における 100 歳のそれに相当する。

また図 2 は日本およびスウェーデンの女性の生存数 l_x を示したものである。この図にお

いて、各曲線と年齢軸から成る面積が平均寿命に相当する。現在では世界有数の長寿国であるスウェーデンも、1751年当時の平均寿命は39.9年、1800年の平均寿命は33.2年であった。図1および図2から、当時の平均寿命が短かったのは、特に5歳未満における死亡率の高さに起因していたことが分かる。

1850年以降の生存数 l_x は年々上昇しているが、その変化は1900年までのパターンと1950年からのパターンで大きく異なっている。1751年から1900年までの変化は主に10歳以下の部分であり、10歳以上の部分の変化は小さい。また、95歳付近で生存数がほぼ0人になるという傾向は、1751年から1900年まで同様である。ところが1900～1950年では、10歳以下に加え60歳以下の幅広い年齢で生存数 l_x の上昇がみられる。さらに1950～2007年になると、0歳から30歳付近までは低下が観察されない。これらの年齢では死亡率の水準がほぼ限界まで低下しているといえる。また、60歳以上でも生存数 l_x の上昇が顕著であると同時に、生存数が0人になる年齢の上昇が見られる。この変化は、生存数 l_x の曲線が高年齢方向へシフトしているとも見ることができる。前述のように、生存数 l_x の曲線から下の面積が平均寿命に該当することから、1950～2007年の期間における平均寿命の伸長に対し、60歳以上の高年齢部分における死亡率低下が大きく影響していることが指摘できる。

日本についてみると、1950年段階ではスウェーデンの生存数 l_x と比べ、特に5歳未満の部分での曲線の低下が大きい。しかし、日本が世界最長寿国である2007年を比べると、60歳以下ではわずかにスウェーデンが高いものの、60歳以上では日本がスウェーデンを大きく上回っている。生存数 l_x による面積の比較から、この高年齢部分における死亡率水準の相違が、両国の平均寿命の差を生じさせていることになる。

こうした長寿国における生存数曲線および死亡曲線を高年齢方向への移動であると考えられる場合、将来生命表を作成する際には、この移動がいつ／どの年齢まで続くのかが問題となる。

2. 平均寿命の変化に対する年齢別死亡率の寄与度

平均寿命の変化に対する年齢別死亡率の寄与率を求める方法は幾つかある (Preston et al. 2001)。ここではArriagaの方法 (Arriaga 1984) を用いた場合の、日本およびスウェーデンの平均寿命の変化に対する年齢別死亡率変化の寄与率を表1に示す。スウェーデンにおける平均寿命は、1960年以前は概ね5～6年ずつ伸張しているが、1960年以降になると伸びが小さくなっている。年齢別の寄与率をみると、1980年までは5歳未満における寄与率の高さが目立つ。特に0歳の寄与率が高く、0歳死亡率の変化だけで平均寿命の変化に対し20%以上、期間によっては40%を超えている。寄与率の高い年齢層は、1880年以降になると5歳未満に加えて5～14歳に、1920年以降は15～39歳を中心に、さらに1940～60年では40～59歳へと高年齢へ移行している。

1980年以降になると、それまで高い寄与率を示していた60歳未満の寄与率は大幅に低下し、代わって60歳以上の寄与率が高くなっている。特に女性では、80歳以上の寄与率

が20～30%と高い水準にある。

日本においても、スウェーデンと同様の傾向が観察される。つまり初期の頃は5歳未満における死亡率改善による寄与が大きく、それが1960～80年になると40歳以上へと移り、1980年以降では60歳以上の死亡率低下が中心的となっている。したがって、観察期間が最近になるにつれて寄与率の高い年齢が高年齢へシフトする。日本の特徴は、1935-36～1960年の期間において5歳未満と15～39歳の寄与率が高くなるなど、幅広い年齢で同時に死亡率が大きく低下していることが挙げられる。また1980年以降では、60歳以上における寄与率が特に大きい。女性の場合は、平均寿命の変化に対し60歳以上が7割ほど、2000年以降においては80歳以上だけで4割以上の寄与率となっており、スウェーデンと比べても高い水準となっている。

以上で示したように、近年における寿命の伸長は、その多くを65歳以上における死亡率低下によって実現している。40歳未満の寄与率はスウェーデン、日本ともに2割以下、15歳未満では1割以下にまで低下している。このことから、平均寿命の長い国では、乳幼児期を除いた若年齢の死亡率はほぼ低下しきっていると考えられる。

したがって長寿国における今後の寿命動向は、中高年層の死亡率がどこまで低下するかによって左右されることになる。

3. 平均寿命の上限を探る研究の動向

平均寿命の動向について分析した研究もある。Oeppenらは、各年次における最長の平均寿命を時系列で描くと、150年間にわたってほぼ直線的に伸びてきていることを見出した(Oeppen and Vaupel 2002)。もし平均寿命の限界点が近くにあるのであれば、平均寿命の伸長が鈍化するなどの兆候が観察されるはずである。しかしながら、近年においても直線的な寿命の伸長傾向に変化はみられない。このことからOeppenらは、平均寿命の上限は少なくとも当分先であるとしている(Oeppen and Vaupel 2002)。

これに対しVallinらは、直線の当てはめ期間を幾つかに区切った場合、必ずしも全期間を通じて直線的な寿命の伸びが継続しているわけではないと指摘している(Vallin and Meslé 2009)。Vallinらによれば、平均寿命の伸びが最も著しかったのは1886-1960年の期間であり、その後の1960-2005年の期間における平均寿命の伸びは若干小さくなっている。

OeppenやVallinらの研究は、その時々において平均寿命が最も長い(寿命順位が1位)ものを扱っている。ここで、寿命順位が1位に加え、2位から5位までの平均寿命を並べて示したのが図3である。寿命順位が1位の平均寿命は、Oeppenらが指摘しているように直線的な伸長を示している²⁾。次に、寿命順位が2位以降である平均寿命の推移を見ると、直線的に推移している最長の平均寿命とは1940年以前と1990年以降において乖離

¹⁾ この稿では、各年次における国別の平均寿命を長い順に並べた際の順位を示す。

²⁾ 1950-60年代における歪みは、当該国におけるデータに問題があるとの指摘がある(Vallin and Meslé 2009)。

が大きくなっており、いずれも曲線的な伸長であることが分かる。したがって、2位以降だけについて平均寿命の推移を観察した場合、遠からず平均寿命が上限に達する可能性が示唆される。

以上から、特に日本人女性の平均寿命は、他の高寿命国と比べても顕著に高く、さらに近年にかけてその差が拡大していることが示された。また、長寿国において、平均寿命が1位の場合は直線的に伸長しているのに対し、2位以下の国では曲線状であった。このことから、2位以下の推移だけを見るならば、平均寿命の限界点はさほど遠くないところに存在する可能性が示唆された。

3. 将来生命表の作成方法

1. Lee=Carter モデル

将来生命表の作成方法は、大きく次の3つがある(金子 1987, 国立社会保障・人口問題研究所 2007)。第一の方法は経験的方法と呼ばれるものがある。これは、既存の生命表等を基にして将来生命表を作成する方法であり、モデル生命表、最良生命表がこれにあたる。この方法により将来の生命表を作成する場合、いつの時点における死亡状況と仮定するかが問題となる。

第二の方法は数学的方法である。生命表における死亡確率 ${}_nq_x$ に数式を当てはめることで、任意の時間、年齢の死亡確率を得る方法である。しかしながら、全年齢の ${}_nq_x$ について当てはまる数式を求めることは困難であるなど、必ずしも実用的とは言えない。

第三の方法はリレーショナル・モデルを応用するものである。年齢別死亡率に関するリレーショナル・モデルは、標準となる年齢パターンと少数のパラメータによる数学的変換によって、任意の死亡率の年齢パターンを得ようとする手法である(金子 1987)。

現在、広く用いられているリレーショナル・モデルは、Lee と Carter が 1992 年に発表した Lee=Carter モデルである (Lee and Carter 1992)。このモデルは、少ないパラメータを用いて時系列の死亡率推移を再現することが可能である。Lee=Carter モデルは次の数式によって示される (Lee and Carter 1992)。

$$\ln(m_{x,t}) = a_x + b_x k_t + e_{x,t} \dots\dots\dots (1)$$

ここで x は年齢、 t は時間、 $m_{x,t}$ は時間 t における年齢 x の中央死亡率、 a_x は年齢 x における平均的な死亡率(の対数値)、 b_x は k_t が変化する際の死亡率変化の年齢パターンを、 k_t (死亡指数) は全体的な死亡率水準の経年変化を、 $e_{x,t}$ は平均 0 の誤差項を示す。このモデルはまた、 $m_{x,t}$ の変化を、時間に沿って変動する要素(k_t)と時間に依存せず固定的な要素(a_x , b_x)へ分解したものと考えることもできる。パラメータ k_t が直線的に推移している場合、死亡率は指数関数的に変化する。

このモデルの長所であるが、第一に、モデルに用いられている変数は少数ながら、推定

された死亡率水準の適合度がかなり高いことが挙げられる (Lee and Carter 1992)。特に、年齢別の死亡率変動係数 b_x は時系列で変化しないと仮定すると、既存（過去）の統計から a_x , b_x , $e_{x,t}$ を求めるため、推計に必要なパラメータは k_t のみとなる。また Lee=Carter モデルは、推計された死亡率が負の値を取ることはない。

Lee=Carter モデルを用いて死亡率予測を行う場合には、どのようにして k_t を補外するかが問題となる。Lee and Carter (1992) は、アメリカの 1900~1989 年について k_t を算出し、概ね直線的に変化していたとして、将来も直線的に変化すると仮定して補外を行っている (Lee and Carter 1992, Lee 2000)。

2. Lee=Carter モデルの問題点

Lee=Carter モデルは使用するパラメータが少ないにもかかわらず、高い精度で死亡率を推計できる (Lee and Carter 1992, Lee 2000)。しかしながら同時に、いくつかの問題点も指摘されている (Lee and Carter 1992, Lee 2000, Bongaarts 2005, 石井 2006)。ここでは、主な問題点として次の 3 点を掲げる。

第一の批判は、パラメータ k_t の推計方法についてである。Lee and Carter (1992) では k_t の将来値を、過去の k_t の推移に直線をあてはめ、これを補外して求めている。ただし、直線で補外することの理論的根拠は示されておらず、この方法が最善かは疑問が残る。第二に、モデルにおける年齢別の死亡率変動パラメータ b_x について、時系列による変化はないと仮定をおくことの是非である。特に、数十年といった比較的長期を扱う場合、 b_x が変化する可能性がある。第三に、男女別に死亡率の推計を行った際の、男女間の寿命差についてである。男女別々にモデルを当てはめ、将来の死亡率を求めた場合、男女間における死亡率変動のタイミングの相違等によって、男女間の寿命差が開いていくことがある (Lee 2000)。近年では欧米の多くの国において、平均寿命の男女差は縮小傾向にあるため、欧米諸国を対象とした推計結果において男女差が拡大していくことは不自然である。

これらの中でも、特に第二の b_x に関する問題は大きいため、幾つか改善の試みが行われている (Bongaarts 2005, 石井 2006, 石井 2008 など)。

3. シフティング・ロジスティック・モデル

Lee = Carter モデルが年齢別の死亡率低下パターンを固定しているのに対し、固定しないモデルとして、Bongaarts のシフティング・ロジスティック・モデルがある (Bongaarts 2005, 石井 2006)。Bongaarts は、中高年齢における死力の上昇はロジスティック曲線状であるとして、死力を加齢による死亡率水準 (senescent mortality) と、加齢によらない死亡率水準 (background mortality) の二つの要素に分解したモデルを考案した (Bongaarts 2005)。なお、加齢によらない死亡率水準は、ゴンパーツ=メーカム曲線におけるメーカム項に相当する。

$$\mu(x,t) = \frac{\alpha(t) \times e^{\beta x}}{1 + \alpha(t) \times e^{\beta x}} + \gamma(t) \dots\dots\dots (2)$$

ここで α は死亡率（死力）の水準を、 β は曲線の傾きを、右辺第一項 $\frac{\alpha \times e^{\beta x}}{1 + \alpha \times e^{\beta x}}$ は加齢による死亡率（ μ_s ）を、 γ は加齢によらない死亡率を示す。

Bongaarts (2005) は、このモデルを 1950-2000 年の 14 か国について当てはめ、適度の検証を行っている。その結果として、死亡率の水準を示す α は、近年若干の低下傾向にあること、曲線の傾きである β は、いずれの国も長期にわたりほぼ一定水準であると述べている。このことから、近年の高年齢部分における「加齢による死亡率」変動について、死亡率の低下という解釈の他、死亡率の遅延とも解釈できると論じている。

他方の「加齢によらない死亡率」 γ は低下傾向にあるが、1975 年以降はいずれの国もほぼ一定水準であったとして、近年の低死亡率国では「加齢によらない死亡率」の水準は低下しきっていると結論している。

前掲の式 (2) において、曲線の傾きを示す β は時間による変化をせず固定であると仮定した場合、時間依存のパラメータは α 、 γ の二つになる。ここで、加齢による死亡率 $\mu_s(x,t)$ の変化量 $S(t)$ は t_0 年における年齢 x $S(t)$ 歳の死亡率に等しい。

$$S(t) = -\frac{\ln(\alpha(t) / \alpha(t_0))}{\beta} \dots\dots\dots (3)$$

したがって、変化量 S および加齢による死亡率 μ_s は、死亡率の水準 α というただ一つのパラメータによって決定される。

Bongaarts は、シフティング・ロジスティック・モデルと前掲の Lee=Carter モデルの比較を行っている (Bongaarts 2005)。その結果、中期の推計では両者に差異はほとんど見られず、Lee=Carter モデルと遜色ない精度で推計が可能であるとしている。また、長期の推計の場合、Lee=Carter モデルによる結果は年齢パターンが不自然に歪むことを指摘している。シフティング・ロジスティック曲線法ではこうした歪みは発生しないため、この点はシフティング・ロジスティック・モデルの長所であると述べている。Lee=Carter モデルにおける不自然な歪みの要因について Bongaarts は、年齢別の死亡率変動パラメータ b_x は変化しないという仮定に起因しているのではないかと推論している (Bongaarts 2005)。

Bongaarts は以上の検討から、 β を固定したロジスティック曲線であるシフティング・ロジスティック・モデルは死亡率曲線の年齢シフトを捉えており、これまでの加齢による死亡率変動を単純なモデル（少数のパラメータ）によって比較的よく説明できていると結論している。また、死亡率が変化する中で β が不変ということから、死亡率の上昇・低下は、死亡率曲線が低年齢・高年齢の方向へ移動しているとも解釈できると述べている (Bongaarts 2005)。

4. 将来生命表の作成における課題の検討

将来の生命表を作成するにあたり、現在は Lee=Carter モデルが広く用いられている。しかしながら、特に年齢別死亡率の変動パターンを固定するという仮定には批判もある。モデルの改善として、現実において死亡曲線および生存曲線が高年齢方向へ移動しているとみなせることから、死亡タイミングの遅延としてモデルに取り入れる試みが行われている。生存数曲線および死亡曲線を高年齢方向への移動であると考えた場合、将来生命表を作成するには、この移動がいつ／どの年齢まで続くのかが問題となる。

この稿では長寿国において、平均寿命が上位 5 位までの時系列推移を観察し、1 位は直線的に伸長しているものの、2 位以下では曲線であることが示された。したがって、2 位以下の推移だけを見るならば、寿命の限界点はさほど遠くない可能性がある。

平均寿命の順位が 1 位の国は、この 20 年ほどは日本であることから、日本における平均寿命が特別なのか否かについて、より詳細な分析が求められる。

参考文献

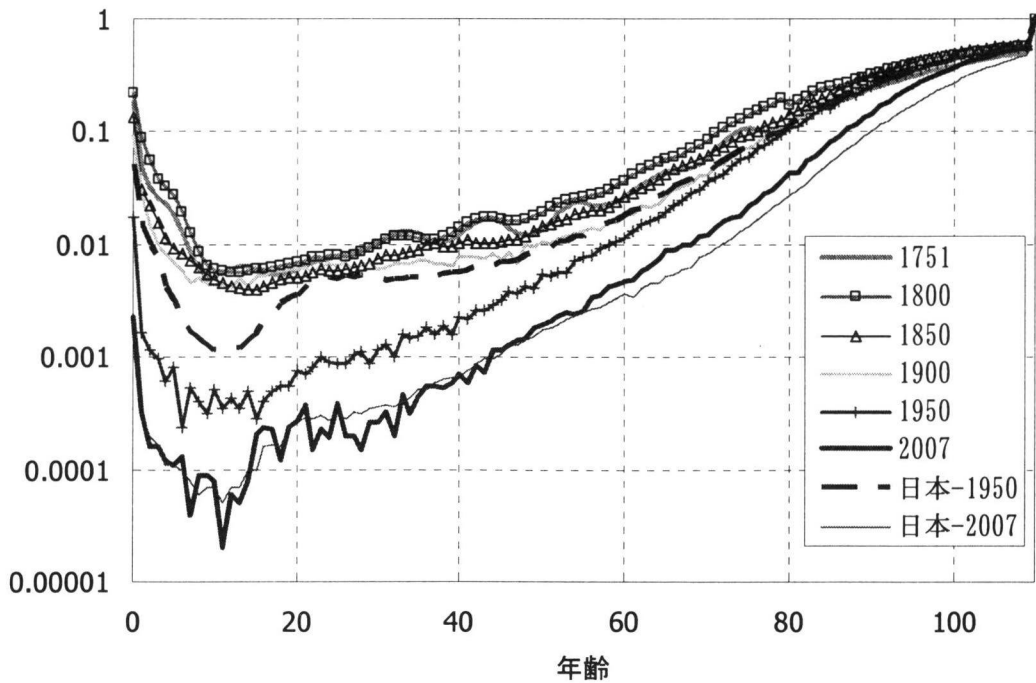
- 石井太 (2006) 「わが国の平均寿命の動向と死亡率推計モデルの検討」『人口問題研究』62 巻 3 号.
- 石井太 (2008) 「近年のわが国の死亡動向に適合した将来生命表推計モデルの研究—年齢シフトモデルの開発」『人口問題研究』64 巻 3 号.
- 金子隆一 (1987) 「死亡率の年齢パターンに関するリレーショナル・モデルの開発」『人口問題研究』183 号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2002) 『日本の将来推計人口 —平成 14 年 1 月推計—』.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2007) 『日本の将来推計人口 —平成 18 年 12 月推計—』.
- Arriaga, E. (1984) “Measuring and Explaining the Change in Life Expectancies”, *Demography*, Vol. 21, No.1.
- Bongaarts, J. (2005) “Long-range Trends in Adult Mortality: Models and Projection Methods”, *Demography*, Vol. 42, No.1.
- Fries, James F. (1983) “The Compression of Morbidity”, *Milbank Memorial Fund Quarterly*, Vol. 61, No. 3.
- Lee, R.D. (2000) “The Lee-Carter Method for Forecasting Mortality, with Various Extensions and Applications.” *North American Actuarial Journal*, Vol. 4, No.1.
- Lee, R.D. and L.R. Carter. (1992) “Modeling and Forecasting U. S. Mortality”, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 87, No. 419.
- Preston, S. H., P. Heuveline and M. Guilot. (2001) *Demography —Measuring and Modeling Population Processes—*, Blackwell: Oxford.
- Oeppen, J. and J. Vaupel. (2002) “Broken Limits to Life Expectancy”, *Science*, Vol. 296, No. 5570.
- Vallin, J. and F. Meslé. (2009) “The Segmented Trend Line of Highest Life Expectancies”, *Population and Development Review*, Vol. 35, No.1.
- WHO (2009) *World Health Statistics 2009*, Geneva.

表1. スウェーデンおよび日本における、平均寿命の延びに対する年齢別死亡率変化の寄与率

国名	スウェーデン												日本				(年, %)
	1800~1820年	1820~1840年	1840~1860年	1860~1880年	1880~1900年	1900~1920年	1920~1940年	1940~1960年	1960~1980年	1980~2000年	2000~2007年	1921-25~1935-36年	1935-~1960年	1960~1980年	1980~2000年	2000~2007年	
男女、 年齢階級	31.11	38.57	41.81	46.59	46.07	50.79	57.44	65.36	71.23	72.78	78.69	42.06	46.92	65.32	73.35	77.72	
男子	7.46	3.24	4.78	-0.51	4.72	6.65	7.92	5.87	1.55	4.60	1.55	4.86	18.40	8.03	4.38	1.46	
期首の 平均寿命	37.1	19.0	35.3	46.4	22.8	31.4	28.4	30.9	49.8	6.8	6.9	51.6	29.5	23.0	8.6	3.8	
平均寿命 の延び	41.3	45.9	-0.4	-131.4	36.8	26.2	17.4	7.0	10.3	1.6	-0.0	19.4	21.4	6.6	2.7	2.0	
0	13.4	13.7	5.1	-137.3	21.1	10.0	13.0	5.5	8.4	1.8	1.2	6.1	6.5	4.1	2.2	1.8	
1~4	1.5	10.5	25.3	-38.1	2.2	9.3	35.6	27.0	4.0	11.2	5.9	10.0	25.8	16.0	7.3	7.5	
5~14	2.7	6.0	24.6	116.7	7.4	12.6	7.7	18.1	-5.5	27.2	14.9	7.5	11.2	18.2	17.9	18.0	
15~39	3.8	4.9	9.7	41.8	9.5	8.8	-1.5	9.5	24.0	43.8	54.3	5.0	5.3	29.1	45.1	47.4	
40~59	0.1	-0.0	0.5	1.9	0.2	1.7	-0.5	2.0	9.1	7.6	17.0	0.4	0.3	2.9	16.2	19.5	
60~79																	
80歳以上																	
女子	33.15	41.84	46.10	50.26	49.08	53.62	60.13	68.11	74.87	78.85	82.90	43.20	49.63	70.19	78.76	84.60	
期首の 平均寿命	8.70	4.26	4.16	-1.19	4.54	6.51	7.98	6.77	3.98	3.17	0.93	6.43	20.56	8.57	5.84	1.39	
平均寿命 の延び	37.8	15.1	30.0	44.4	24.2	28.8	23.4	21.9	16.6	7.4	4.7	38.1	25.1	19.2	5.2	3.4	
0	41.2	36.2	0.8	-74.5	41.2	25.8	18.7	4.7	3.2	2.3	-2.7	17.7	20.7	5.8	1.6	1.5	
1~4	11.7	13.7	5.2	-73.9	19.6	14.4	14.1	6.0	2.0	1.5	2.8	7.7	8.1	3.3	1.1	0.7	
5~14	2.0	17.9	25.2	-37.6	-3.9	14.5	36.0	24.8	4.6	8.7	3.5	23.1	29.7	14.3	3.6	2.3	
15~39	3.8	9.4	23.4	18.6	8.8	7.1	10.3	18.8	11.0	15.8	27.0	7.4	9.8	18.6	10.2	9.5	
40~59	3.4	7.0	14.5	23.1	10.3	7.2	-1.1	20.4	46.5	42.6	38.8	5.7	5.8	33.0	46.3	38.7	
60~79	0.2	0.7	0.9	0.0	-0.2	2.2	-1.5	3.4	16.1	21.6	26.1	0.4	0.9	5.7	31.9	43.9	
80歳以上																	

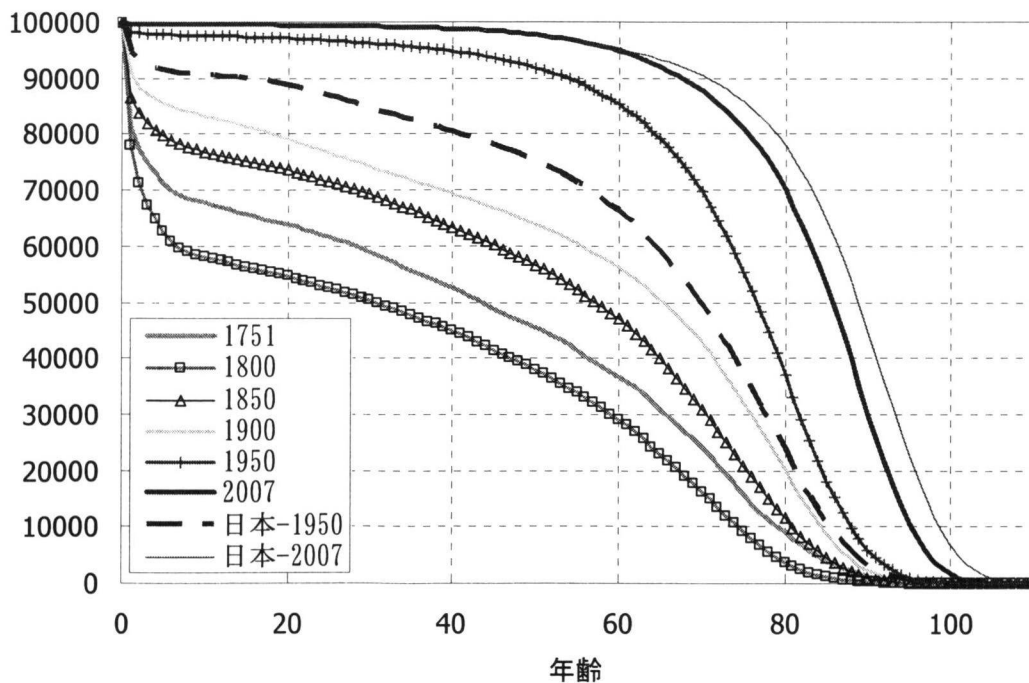
Human Mortality Database による。日本は厚生労働省『完全生命表』、『簡易生命表』による。

図1 スウェーデン人女子および日本人女子における死亡確率(q_x)の推移



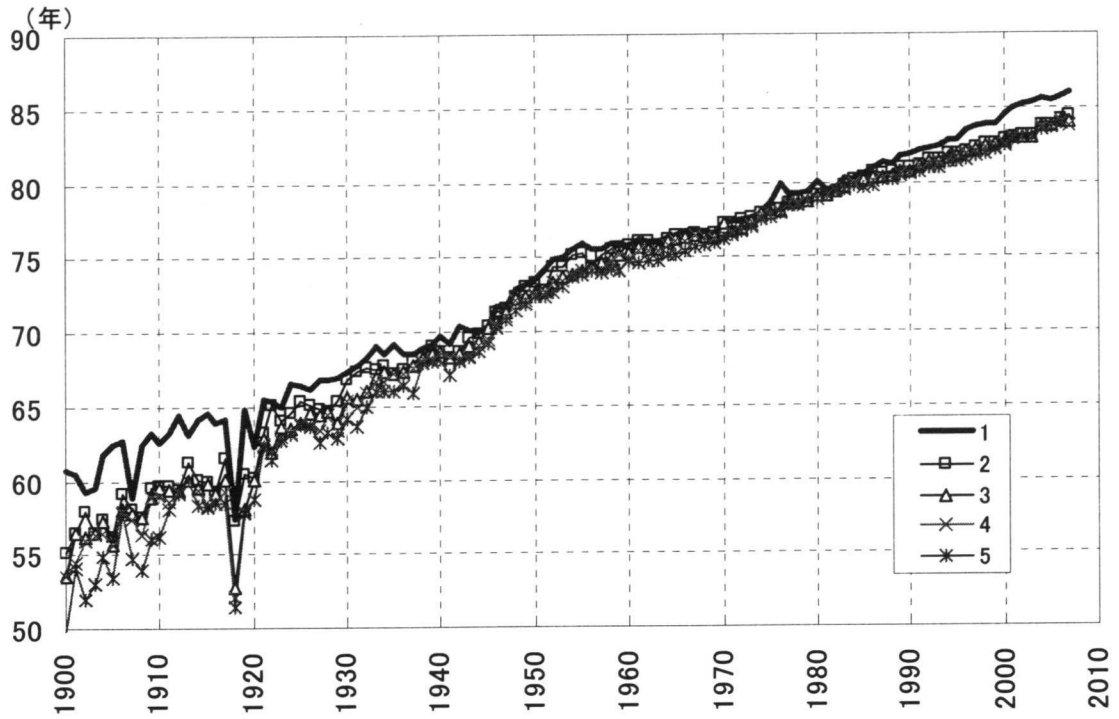
資料：Human Mortality Database による。

図2 スウェーデン人女子および日本人女子における生存数(lx)の推移



資料：Human Mortality Database による。

図3. 寿命順位別にみた女性における平均寿命の推移



Source: Human Mortality Database.

寿命順位は、各年次における国別の平均寿命を長い順に並べた際の順位である。この図では、1位から5位までをそれぞれ時系列で示している。

7 将来人口推計における国際人口移動仮定設定の課題と新たな試み

石川 晃
佐々井 司

はじめに

将来人口推計は、人口変動の直接的要因である出生、死亡ならびに国際人口移動について、その動向を考察し分析を通じて定量的モデルを構築することにより仮定を設定している。この分析過程では、過去から現在までの実際の動向を基に、その時系列変化のパターンや変動要因にみられる規則性を解明する。しかし国際人口移動については、出生、死亡と異なる特性を理解しておく必要がある。それは、国際人口移動の動向が社会経済情勢や政策的要素などの外的要因に極めて敏感に反応することである。したがって、国際人口移動の仮定設定に際しては、統計上みられる過去の突発的な変動の背景を明確にしたうえで、その動向を分析する必要がある。既に石川・佐々井（2008）は、国際人口移動の変動がわが国の制度・対策ならびに社会、経済的情勢変化が大きく影響していることを明らかにしている。さらには、これまで国際人口移動の分析に用いられてきた関連諸指標（率）についても検討すべき課題がある。

本稿は、国立社会保障・人口問題研究所が行ってきた『将来推計人口』における国際人口移動の仮定設定方法について、その変遷ならびに問題点の整理をするとともに、国際人口移動の新たな指標化の可能性を検討し、将来人口推計における仮定設定への応用を試みるものである。

1. 国際人口移動の仮定設定方法の変遷

わが国における国際人口移動は、戦前戦後において大量の兵員の派遣や軍人および在外日本人の日本への引揚げ等極めて特異な時代を経験したが、1960年代半ば以降は概ね安定的に推移してきた（石川 1986）。しかし1980年代後半以降、再び急激な変化がみられ始める。ただし、この間の変動パターンに時系列的な規則性を見出すのは難しい。なお、1990年代前半までの入国超過数は量的に少なく、国際人口移動が人口変動に及ぼす影響は限定的であった。さらに、性、年齢別入国超過率も比較的安定していたことから、『日本の将来推計人口 平成9年1月推計』（国立社会保障・人口問題研究所 1997）以前における国際人口移動の仮定設定では、推計基準年から直近5年間の性、年齢別入国超過率の平均値を算出し、その率が将来も一定であるとした。

ところが、1990年代後半以降になると入国超過数は、人口変動に及ぼす影響が無視できないほどに増大してきた。また、従来用いられていた総人口（日本人と外国人の計）による入国超過率では近年の人口移動の特徴を適切に表すことができなくなってきたことから、入国超過数を日本人と外国人に別けて考察し分析を行った。その結果、日本人が概ね出国超過、外国人が入国超過の傾向を示していることが明確になった。そこで、『平成14年1月推計』（国立社会保障・人口問題研究所 2002）では、日本人と外国人について別の仮定設定を採用した。まず、日本人の国際人口移動については、概ね出国超過を示しているこ

とから、従来の方法とほぼ同様に日本人人口を分母人口とした性、年齢別入国超過率を算出し、直近5年間の平均値が今後も一定で推移すると仮定した。一方、外国人については男女別に過去の入国超過数を指数曲線によって将来に補外し、入国によって増加する外国人数を求めることで将来の仮定値とした。そして、外国人の入国超過人口の年齢パターンが男女ともに比較的安定していることから、その年齢分布について直近5年間の平均値を将来における各年次の入国超過数に適用することにより年齢別入国超過数を算出した。なお、日本人の入国超過数を算出するには別途日本人人口の推計が必要である。そこで、基準年における性、年齢別日本人割合を推計された毎年の総人口に適用し、日本人の入国超過数を算出した。

『平成18年12月推計』（国立社会保障・人口問題研究所2007）では、さらなる改善が行われた。基本的には『平成14年1月推計』と同様の設定方法を採用したが、基準年の性、年齢別日本人割合（固定値）を用いるのではなく、年次毎に日本人人口の推計を行い、その推計人口を用いて日本人の入国超過数の推計を行った。なお国際人口移動は、日本人、外国人の人口構成を変化させることから、出生率や死亡率にも影響を及ぼす。特に、出生率の場合、従来「日本人の出生率¹⁾」を用いていたが、日本人、外国人別人口割合の変化に対応するため『平成18年12月推計』では「日本人女性の出生率」と「外国人女性の出生率」に別け、さらに「外国人女性の出生率」を出生児の国籍（日本人、外国人）に細分し仮定設定を行った²⁾。このように詳細な仮定設定を行うためには、それに応じた国際人口移動の仮定設定ならびに「将来人口推計システム」の大幅な変更が必要となることから、今後さらなる条件整備が求められている。

2. 国際人口移動に関する指標の問題点

統計分析は、関連統計の整備状況により様々な制約を受ける。人口移動に関する統計は、出生、死亡関連の統計に比べ詳細な分析に用いることのできるデータが限られている。とくに、人口学的基本属性である性、年齢別の人口移動統計は利用可能な定量的資料が少なく、詳細な分析を行う際にはかなりの工夫を要する。

さて、人口移動とは常住地の変更を意味する³⁾。したがって、国際人口移動とは国境を越えた常住地の変更を指し、今回の分析対象は地理的条件として日本の国際移動に限定したものである。しかし、国際人口移動の指標（率）の問題点は、国内移動を含めた人口移動全般に共通する課題でもある。

1) 厚生労働省統計情報部『人口動態統計』による出生数は、日本人についてのものであるため出生率の分母人口には日本人（女性）人口を用いている。ただし、その出生数は「出生児の国籍が日本」であり、外国人女性（夫が日本人の場合）からの出生も含まれる。

2) わが国における出生率を、分母分子を特定した場合次の3つの率になる。

①日本人女性の出生率＝日本国籍出生児数／日本人女性人口

②外国人女性の日本人出生率＝日本国籍出生児数／外国人女性

③外国人女性の外国人出生率＝外国籍出生児数／外国人女性

3) 広義の人口移動は、日々の移動（通勤通学、通院、娯楽等による移動）も含むが、一般に人口移動とは、常住地の変更を伴う移動のことをいう。常住地とは、「平素住んでいる場所」を意味する。ちなみに国勢調査では、「常住している者」を「当該住居に3か月以上にわたって住んでいるか、又は住むことになっている者」としている。したがって常住地とは、3か月以上住んでいる（又は住む予定の）場所と定義されている。そのため、常住人口には一時現在人口が除かれ、一時不在人口が含まれることになる。

人口移動は性および年齢といった属性によって特性が異なるにもかかわらず、そのような統計の整備が遅れている。現在、性、年齢別の分析を行うために、期首時点の年齢別人口を基に、観察期間に発生する出生、死亡を用いて求められた期末人口（封鎖人口）と実際人口との差である純移動数、ならびにそれを期首人口で除した純移動率を、コーホート別に算出している。そのようにして得られた純移動数（率）は理論上転入と転出との差であるはずだが、統計上はこの両者を分離することができない。ここで、人口移動を転入と転出とに別けた場合の移動率算出の際に用いる分母人口について考えてみよう。ある特定のA地域の転出率は、A地域からの転出者がA地域の人口から発生すると考えられることから、A地域からの転出者をA地域の人口で除すことにより求められる。すなわち、母集団からの発生頻度を示す指標である。一方、転入率としてA地域への転入者をA地域の人口で除した指標を用いると、発生事象と発生母集団が異なり整合性を欠いたものになってしまう⁴⁾。本来、転入率の発生母集団はA地域以外の人口である。ちなみに、A地域への転入者をA地域の人口で除した率は「A地域における人口総数に占める転入者の割合」を示すものと解釈すべきであり、それは人口動態率ではなく、むしろ人口静態を表す指標といえよう⁵⁾。したがって純移動率は、転入率と転出率という性質を異にする2つの指標を合成したものと見える。なお、将来人口推計で用いる人口移動率は、人口移動の頻度ではなく確率として与えられている。つまり、期首時点の人口に対して期末時点までの間にどの程度移動が発生したか、あるいは起こりえるかといった率（確率）である。その意味において、純移動率は将来人口推計の指標として用いるのに便宜上適しているが、発生事象と発生母集団との整合性が保たれた指標を将来人口推計の仮定値として適用することも検討すべきであろう。

さらに、最も基本的な問題として、人口移動の定義の不明確さが挙げられる。人口が常住人口を意味するため、人口移動の定義もそれに合わせる必要がある。すなわち、常住とは通常一定期間以上居住することを意味し、人口移動は常住地の変更を意味するものである。そのため、人口移動には観光や仕事等で短期間移動した者は含まれない。わが国では、観光等一時的な移動を除くため、外国人の場合には91日以上滞在が認められる「在留資格」を有する者を「常住人口」としている。日本人の場合も滞在期間が91日以上に限定されている。日本人の国内における人口移動は、住民基本台帳法による「住民票の異動」（届出）によって転入、転出の住居変更の把握が可能である。しかし、国際人口移動の場合には、出入国管理及び難民認定法に基づくもので、わが国への入国および国外への出国の把握は可能であるが、必ずしもそれは常住地の変更を意味するものではない。

また、出生や死亡等は定義上その発生時点が明確であるのに対し、人口移動の発生時点の定義は必ずしも明確ではない。それは、転出と転入とが必ずしも同時に発生しないことが原因である。わが国では統計上、転出および転入は、移動者の転出届ならびに転入届に基づくものである。なお、転出届は「転出する予定日」を、転入届は「転入した日」をそ

4) 人口増加率は、自然増加率と社会増加率とに分離することができる。ちなみに社会増加率は転入率と転出率の差であることから、同様の矛盾を内包していることになる。

5) 転入率（＝転入者／人口総数）が人口動態率であるならば、その地域の人口規模が転入者数の量に影響を及ぼすと解釈することになる。それは、「地域の人口吸引力」を表す指標とみなすことができない。

それぞれ記入するようになっている。そのため、人口移動の発生は転入の届出によりはじめて成立する。ところが、外国への転出の場合には転入届が国内に出されないため、転出届に記載された「転出する予定日」が移動の発生時とみなされている。つまり、国内人口移動のように移動の事実が確認されたうえで集計された統計ではない。さらに、転出から転入までの間に他の場所で一時的に滞在をしたような場合には、人口移動がいつの時点で生じたのか厳密な特定が困難であるなど、必ずしも転出と転入が同時に発生しないことによる人口移動特有の問題が統計に内包されている。

国際人口移動率については、国内における人口移動と共通の問題に加えて統計上もうひとつの制約がある。それは、転入、転出の率算出の際に用いる分母人口、とくに日本人、外国人に別けた場合の分母人口として、どのような人口を用いるのが適切かという問題である。

3. 国際人口移動統計の基礎的検討

以上みてきたように、国際人口移動に関する諸指標には様々な課題が存在する。なかでも、純移動率の基になっている事象の発生数（分子）と事象の発生母集団（分母）との整合性は極めて重要である。人口移動も他の人口動態率と同様にその発生率あるいは発生頻度として精緻な指標が必要とされている。本節では、人口移動に関する分析ならびに将来人口推計に必要となる諸指標について、理論上整合的であると考えられる分母と分子の組み合わせを整理したうえで、現状で利用可能なデータからそれぞれの指標を作成し、その実用可能性を検証する。

まず、人口移動率算定の前段として、利用可能な基礎資料の統計上の問題点を指摘しておく必要がある。

分子である国際人口移動の発生件数すなわち移動者数は、法務省入国管理局『出入国管理統計』から得られる⁶⁾。この『出入国管理統計』は、「出入国管理及び難民認定法」に基づき、日本に入国、ならびに日本から出国する全ての人を対象とした統計であり、外国人の国籍別あるいは在留資格別に詳細な集計表が掲載されている。わが国の将来人口推計等における人口移動の分析対象が、91日以上滞在する常住人口の移動であることから観光等常住地の変更を伴わない短期滞在者の移動は移動総数から除く必要がある。外国人は、在留資格別の集計表のなかで「短期滞在」（90日以内）の移動者数が得られる。また、在留資格のうち「外交」および「公用」については、「活動を行う期間」滞在が許可されるとなっている⁷⁾。そこで、外国人の入国者および出国者から「短期滞在」と「外交」および「公用」を除いた人口を転入者数、および転出者数とした⁸⁾。ただし、各在留資格に付随する滞在期間（滞在期限）はあくまでも滞在が許可される上限期間であり、滞在資格が必ずし

6) 総務省統計局『人口推計年報』にも、人口推計の計算を行うための基礎データとして国際人口移動統計が掲載されているが、それは法務省入国管理局『出入国管理統計』によるものである。

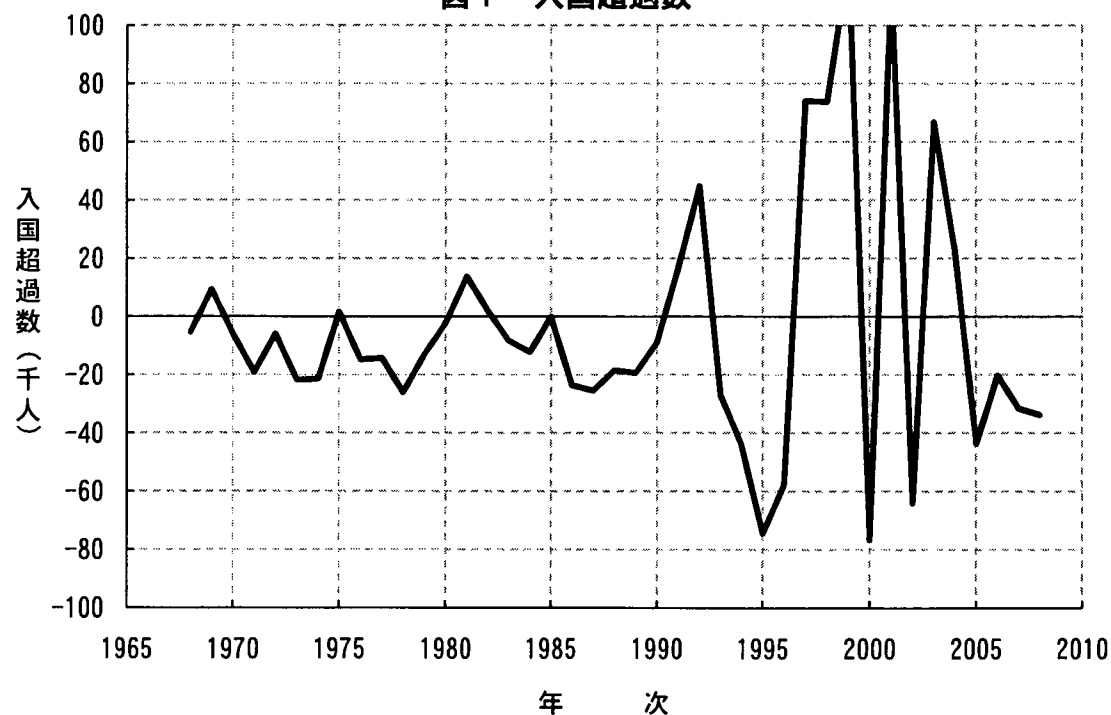
7) 外国人の在留資格別の在留期間は、資格毎に明記されているが、「外交」「公用」のみ期間が明記されていない。

8) 1981年以前の在留資格は、「短期滞在」とは別に「宗教」「報道」「投資・経営」「技術」の短期滞在資格があった。さらに「通過」も計上されていた。そのため、1981年以前については、それらを含めて短期滞在者とした。

も実際の滞在期間と一致しているわけではない。すなわち、「短期滞在」以外の在留資格の者であっても実際には短期間しか滞在しないケースも含まれるため、在留資格から正確な在留期間の情報を得ることはできない。そのため、在留資格から推定された転入、転出者数は、実際の（常住地の変更を伴う）移動数よりも過大となる可能性がある。

一方、日本人の出入国統計では、帰国（入国）者についてのみ滞在期間別の情報が得られるが、出国者については得られない。『出入国管理統計』による日本人入国者数は、海外滞在期間別に、5日以内、10日以内、…、10年以上と詳細に区分されている。海外滞在期間別にみると短期間ほど多く、長期間になるほど減少している。ちなみに、2008年の日本人入国者（1,591万人）のうち滞在期間10日以内は83%（1,328万人）、3月以内の者は96%（1,519万人）であった。したがって、短期滞在（3月以内）を除く転入者は72万人となる。一方、同年における日本人の出国者総数は1,599万人であった。仮に、短期滞在帰国者1,519万人の出国が同年中に発生したと仮定するならば、その差80万人が短期滞在を除く転出者とみなされる。そこで、各年の日本人の短期出国者はその年の短期滞在帰国者と同数として、短期滞在を除く転出者数を求めた⁹⁾。

図1 入国超過数



法務省入国管理局『出入国管理統計』による。

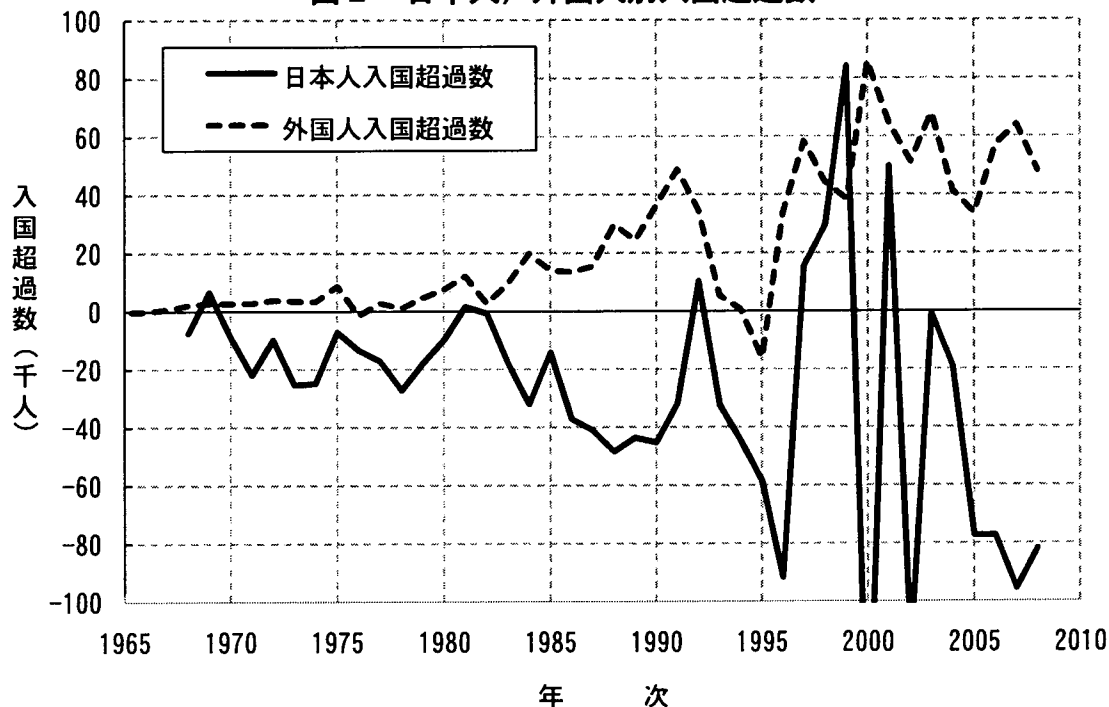
入国超過数＝転入者数－転出者数：（短期滞在者を除く）

次に、そのようにして算出された短期滞在を除く転入者と転出者の差である入国超過数についてみておこう。なお、国際人口移動の観察期間は1月から12月の1年間である。まず、入国超過数の動向をみると1990年以前は±2万人の範囲で変動はみられるものの概ね

9) 法務省入国管理局『出入国管理統計』で滞在期間別の日本人帰国（入国）者数の統計が得られるのは、1980年以降である。そこで、それ以前の短期滞在者数については、帰国日本人に占める短期滞在者割合が安定している直近の値を平均したものをを用いた（附表2および附図参照）。

出国超過の傾向を示しながら安定的に推移していた。しかし1990年以降は急激に変化している(図1)。これを、日本人、外国人別にみると、日本人、外国人とも概ね1970年代から変化が大きくなり、日本人は出国超過、外国人は入国超過とほぼ正反対の動向を示している。また、近年ほど両者の傾向の違いが鮮明になっている(図2)。

図2 日本人、外国人別入国超過数



法務省入国管理局『出入国管理統計』による。
 入国超過数＝転入者数－転出者数：(短期滞在者を除く)

次に分母となる人口、すなわち日本人と外国人の人口について検討することにして。日本人人口については、日本に常住する日本人人口と海外に常住する日本人人口が必要となる。日本に常住する日本人については、総務省統計局『国勢調査』および『推計人口』(以下『国勢調査』等とする)により得られる。なお、日本人人口は、総務省自治行政局『住民基本台帳に基づく人口・人口動態及び世帯数』、あるいは戸籍に基づく人口(本籍人口)¹⁰⁾からも得られるが、本分析では人口に『国勢調査』等を用いた。ただし、これらの分母人口が各年10月1日現在人口であるのに対し、人口移動の観察期間は1～12月であるため、人口移動の(動態)期間と人口の静態時点との整合性を保つ必要がある。そこで、2時点の10月1日現在人口を用いて動態期間の年央(7月1日)現在の人口を算出し¹¹⁾、分母人口とした。他方、海外に常住する日本人人口は、外務省領事局『海外在留邦人数調査統計』(10月1日現在)により得られる。この統計の人口も10月1日現在であるため、

10) 『住民基本台帳』に基づく(日本人)人口は、公簿による人口であるため「不届出」「二重登録」等統計精度上の多くの問題点がある。また戸籍帳簿上の人口は、本籍人口として法務省司法法制部『民事・訟務・人権統計年報』により得られるが、必ずしも日本に常住しているとは限らない(石川・佐々井2009)。

11) t 年10月1日現在人口 $P(t)$ とすると、 t 年央(7月1日)現在人口は、 $P(t-1)/4 + P(t) * 3/4$ によって求められる。