

## 直系尊属の生存確率

鈴木 透

### 1. 問題

社会学・心理学・法学等の社会諸科学は、親族関係の各種の側面に対し、それぞれに固有の角度から接近する。しかし特定の親族関係が実際に存在している可能性はどのくらいか、それは年齢によってどう変化し、どのくらいの期間持続するかといった最も基礎的で形式的な問題は、人口学の研究課題だろう。実際に特定親族の生死は、出生力と死亡力の水準によって直接規定されるため、「家族人口学」という領域の相対的自立性が認められるようになる以前から、各種の人口学的モデルの構成が試みられてきた。

本稿では親族関係のうち世代間の共存に焦点を置き、子の視点から見た直系尊属の生存確率の変化について考察する。世界で最も低い死亡水準を達成した長寿社会のわが国で、三代代あるいは四世代の連鎖がどの程度の確率で出現するのか、興味もたれる。ただし尊属の生存確率は、死亡力と同時に出生力の影響を受けることに注意すべきである。なぜなら出生児数の変化は親子年齢の変化をともしない、世代間の年齢差が小さくなれば尊属の生存確率は当然高くなると考えられるからである。

この意味で、Uhlenberg (1980) や Martin and Culter (1983) のように、年齢差を固定し、生命表のみから尊属の生存確率を求める方法は<sup>1)</sup>、出生力に関する情報を大幅に捨象しており、好ましいとはいえない。これに対して、小林 (1960) や伊藤 (1992) の子の年齢別親の生存確率の計算では<sup>2)</sup>、出生力・死亡力の双方が十分に用いられている。すなわち人口動態統計から得た親子年齢差の分布を重さとする、生命表の  $l_x$  の比の加重平均を求める、という方法を用いている。

しかし祖父母、曾祖父母とさらに世代を遡って生存確率を求める場合、計算の便宜上、親子年齢差がどの二世代をとっても同一の分布を持つと仮せざるを得ない。この場合、世代の再生産過程が一定不変とする安定人口モデルに依拠した方が自然である。Goodman, Keyfitz and Pullum (1974) は、安定人口下における様々の親族カテゴリーごとの出生数、生存数の期待値を得るモデルを展開しており、当然その中には直系尊属に関するものも含まれている<sup>3)</sup>。ただし安定人口モデルは単性でたてられるため、Goodmanらのモデルに登場するのは、母方女子の親族のみである。

### 2. Goodmanらのモデルによる結果

安定人口下では、本人（女子）が母  $x$  歳のときに生れた娘である確率  $W_x$  は、次式で得られる。

1) Uhlenberg, P., "Death and the family", *Journal of Family History*, Vol.5, No.3, 1980, p.316; Martin, Linda G. and Suzanne Culter, 1983, "Mortality decline and Japanese family structure", *Population and Development Review*, Vol.9, No.4, pp.639-641.

2) 小林和正, 「子の年齢別にみた父母の生存する割合」, 『人口問題研究所年報』, 第5号, 1960年, p.63; 伊藤達也, 「年齢別にみた親の生存期待数」, 『世界と人口』, 第214号, 1992年1月, p.61.

3) Goodman, L.A., N. Keyfitz and T.W. Pullum, "Family formation and the frequency of various kinship relationships", *Theoretical Population Biology*, Vol.5, No.1, 1974, pp.7-10.

$$W_x = l_x m_x e^{-rx} \quad (1)$$

ここで  $l_x$  は出生時を 1 とする  $x$  歳生存率,  $m_x$  は  $x$  歳女子の女兒出生率,  $r$  は安定人口の自然増加率, 区間  $(\alpha, \beta)$  は再生産年齢である. 本人  $a$  歳時の母方女子の直系尊属の生存確率は, (1)を用いて,

$$\text{母} \quad M_1(a) = \int_{\alpha}^{\beta} W_x \frac{l_{a+x}}{l_x} dx \quad (2)$$

$$\text{母の母} \quad M_2(a) = \int_{\alpha}^{\beta} W_x \int_{\alpha}^{\beta} W_y \frac{l_{a+x+y}}{l_x} dy dx \quad (3)$$

$$\text{母の母の母} \quad M_3(a) = \int_{\alpha}^{\beta} W_x \int_{\alpha}^{\beta} W_y \int_{\alpha}^{\beta} W_z \frac{l_{a+x+y+z}}{l_x} dz dy dx \quad (4)$$

表 1. 年次別, 本人の年齢別, 直系尊属 (母方女子) の生存確率

母 年次	0	5	10	15	20	25	30
1925	1.00000	0.94604	0.89486	0.84338	0.78831	0.72522	0.64835
1930	1.00000	0.95330	0.90810	0.86139	0.81012	0.74993	0.67498
1937	1.00000	0.95761	0.91634	0.87289	0.82413	0.76579	0.69243
1950	1.00000	0.97953	0.95713	0.93112	0.89871	0.85594	0.79748
1955	1.00000	0.98757	0.97267	0.95397	0.92895	0.89374	0.84313
1960	1.00000	0.99127	0.98058	0.96675	0.94739	0.91911	0.87739
1965	1.00000	0.99415	0.98656	0.97614	0.96100	0.93846	0.90454
1970	1.00000	0.99520	0.98888	0.97996	0.96680	0.94707	0.91717
1975	1.00000	0.99635	0.99148	0.98447	0.97391	0.95789	0.93358
1980	1.00000	0.99726	0.99328	0.98740	0.97843	0.96478	0.94410
1985	1.00000	0.99750	0.99384	0.98829	0.97988	0.96723	0.94837
1989	1.00000	0.99770	0.99421	0.98890	0.98088	0.96881	0.95068

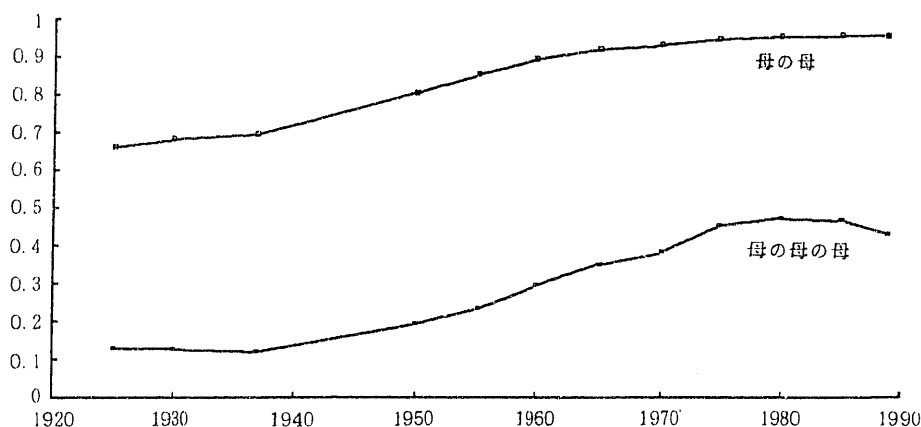
  

母の母 年次	0	5	10	15	20	25	30
1925	0.66070	0.57227	0.47112	0.36235	0.25521	0.16069	0.08771
1930	0.68066	0.59182	0.48866	0.37654	0.26528	0.16677	0.09074
1937	0.69241	0.60311	0.49817	0.38285	0.26754	0.16532	0.08716
1950	0.80372	0.72818	0.63083	0.51307	0.38297	0.25521	0.14672
1955	0.85244	0.78560	0.69497	0.57940	0.44450	0.30429	0.17859
1960	0.89414	0.84072	0.76333	0.65571	0.51749	0.36017	0.20885
1965	0.92037	0.87688	0.81087	0.71354	0.58039	0.41914	0.25422
1970	0.93081	0.89199	0.83238	0.74290	0.61671	0.45695	0.28481
1975	0.94584	0.91462	0.86544	0.78806	0.67300	0.52046	0.34780
1980	0.95343	0.92604	0.88223	0.81171	0.70374	0.55505	0.37894
1985	0.95469	0.92881	0.88782	0.82182	0.71826	0.56981	0.38957
1989	0.95403	0.92763	0.88562	0.81758	0.71039	0.55693	0.37248

母の母の母 年次	0	5	10	15	20	25	30
1925	0.12814	0.07101	0.03396	0.01351	0.00425	0.00099	0.00015
1930	0.12707	0.06930	0.03247	0.01259	0.00384	0.00086	0.00013
1937	0.11941	0.06238	0.02746	0.00975	0.00263	0.00050	0.00006
1950	0.19410	0.10901	0.05184	0.02004	0.00597	0.00128	0.00018
1955	0.23465	0.13271	0.06234	0.02308	0.00628	0.00115	0.00013
1960	0.29526	0.16550	0.07344	0.02390	0.00518	0.00067	0.00004
1965	0.35137	0.20501	0.09518	0.03269	0.00760	0.00107	0.00008
1970	0.38277	0.22783	0.10730	0.03709	0.00865	0.00124	0.00010
1975	0.45173	0.29048	0.15325	0.06214	0.01788	0.00332	0.00036
1980	0.47234	0.30501	0.16012	0.06382	0.01787	0.00324	0.00035
1985	0.46626	0.29721	0.15536	0.06379	0.01968	0.00431	0.00062
1989	0.42927	0.26195	0.12954	0.04974	0.01421	0.00287	0.00039

図1 出生時における直系尊属（母方）の生存確率



積分は実際の計算では、 $l_x$  のかわりに生命表の  $L_x$  に当る生存率、 $m_x$  のかわりに TFR 等の計算時に用いる年齢（各歳）別出生率、 $-rx$  のかわりに  $-r(x+0.5)$  として加算する<sup>4)</sup>。表1はこの方式で計算した、大正年間以来の本人年齢別母方女子尊属の生存確率の推移、図1はこのうち本人出生時の祖母と曾祖母の生存確率を抜き出して示したものである<sup>5)</sup>。表で見ると、母の生存確率は1989年に至るまで一貫して上昇を続けているが、祖母は1985年から1989年にかけて、曾祖母は1980年以後低下していることが分かる。図1に示した本人出生時の生存確率で見ると、祖母は1985年の95.47%から1989年には95.40%とわずかに低下し、曾祖母は1980年には47.2%だったのが1989年には42.9%まで低下している。

1980年までの尊属の生存確率の上昇は、主に中・高齢での死亡率低下によってもたらされたと考ええてよいだろう。ただし戦後1950年代前半にかけての出生力転換も、高齢出産の減少による世代年齢差の縮小を通じて、生存確率の上昇に寄与したと考えられる。しかしその後、出生力は晩婚化の影響を受けて世代年齢差をむしろ拡大し、直系尊属の生存確率を低下させる方向に変化した。1980年以後の生存確率の低下は、この出生力の変化が死亡率低下の効果を初めて上回ったことによって生じたものと考えられる。

この点を確認するために、要因分解を試みた。式(2)(3)(4)に示したように、直系尊属の生存確率は世代年齢差  $W_x$  と生存率  $l_x$  の2変数の関数と考えられる。表2は総変化におけるそれぞれの寄与分を、Cho and Retherfordの方法<sup>6)</sup>によって分解したものである。本人出生時の祖母（母方）の年齢は50～60代が中心であろうが、表2によるとこの年齢層の死亡率低下は1970年代以降減速しており、1980年代後半に至ってついに世代年齢差拡大の効果に追い越されるに至った。曾祖母の年齢層では世

4) Goodman et al., 1974 (脚注3), pp.24-26.

5) 計算に用いた資料は次のとおり。内閣統計局、『生命表』、第4回(1925年)；同第5回(1930年)；同第6回(1937年)；厚生省大臣官房統計情報部、『生命表』、第8回(1950年)；厚生省人口問題研究所、『簡速静止人口表』、第9回(1955年)；同第14回(1960年)；同第19回(1965年)；同第24回(1970年)；同第29回(1975年)；同第34回(1980年)；同第39回(1985年)；同第43回(1989年)；『わが国の年次別人口再生産率 大正14年～昭和35年』、研究資料第157号、1963年；『全国日本人女子の人口再生産率 昭和22年～45年』、研究資料第205号、1974年；『全国日本人人口の再生産に関する指標 昭和50～55年』、研究資料第235号、1985年；『全国日本人人口の再生産に関する指標 昭和55～60年』、研究資料第243号、1986年；『人口統計資料集：1989』、研究資料第264号、1990年；渡邊吉利・坂東里江子、「全国人口の再生産に関する主要指標：1989年」、『人口問題研究』、第46巻4号、1991年1月、pp.66-73.

6) Cho, Lee-Jey and Robert D. Retherford, "Comparative analysis of recent fertility trends in East Asia", IUSSP, *International Population Conference, Liege*, 1974, Vol.2, pp.163-181.

表2. 出生時における直系尊属（母方女子）の生存確率の要因分解

母の母 期 間	総変化	出生力	死亡率	母の母の母 期 間	総変化	出生力	死亡率
1925 ~ 30	0.01997	- 0.00759	0.02755	1925 ~ 30	- 0.00107	- 0.04467	0.04360
1930 ~ 37	0.01175	- 0.00739	0.01914	1930 ~ 37	- 0.00766	- 0.04919	0.04152
1937 ~ 50	0.11131	0.02057	0.09074	1937 ~ 50	0.07469	- 0.02800	0.10269
1950 ~ 55	0.04871	0.01091	0.03781	1950 ~ 55	0.04055	- 0.06270	0.10325
1955 ~ 60	0.04170	0.02031	0.02139	1955 ~ 60	0.06061	- 0.04376	0.10437
1960 ~ 65	0.02623	0.00542	0.02081	1960 ~ 65	0.05611	- 0.14623	0.20235
1965 ~ 70	0.01044	- 0.00046	0.01090	1965 ~ 70	0.03140	- 0.19720	0.22860
1970 ~ 75	0.01503	0.00257	0.01247	1970 ~ 75	0.06896	- 0.19615	0.26511
1975 ~ 80	0.00759	- 0.00218	0.00976	1975 ~ 80	0.02060	- 0.28725	0.30785
1980 ~ 85	0.00126	- 0.00456	0.00582	1980 ~ 85	- 0.00608	- 0.33558	0.32950
1985 ~ 89	- 0.00066	- 0.00533	0.00467	1985 ~ 89	- 0.03699	- 0.31641	0.27942

代年齢差拡大の効果がさらに大きく、1980年代前半からこちらの方が死亡率低下の寄与分を上回るようになってきている。

### 3. 母方女子以外への拡張

ここまで扱ってきた母方女子は、直系尊属の中で最も生存確率が高い部分と考えられる。なぜなら第一に夫の年齢は妻の年齢より高い場合が多いので、本人と父との年齢差は本人と母との年齢差よりも大きく、従って父方の親族は一般に母方の親族より年長で、死亡している可能性が高い。第二に女子の方が男子より死亡率が低いので、祖母より祖父、曾祖母より曾祖父の方が死亡している可能性が高い。つまり標準的な安定人口モデルに依拠したGoodmanらのモデルで扱えるのは、直系尊属のうち最も生存確率が高い部分なのであって、平均像ではない。

単性モデルの枠を越えて母方女子以外の親族を扱うには、女子とは別に男子の安定人口モデルをたてるか、または夫妻年齢分布を用いて妻の年齢から夫の年齢を推定する、というふたつの方法が考えられる。前者は手続きが煩瑣な上に、ふたつの相異なる安定人口増加率が登場し直ちに両性問題を引き起こすため好ましくない。最初から両性安定人口モデルをたてる方法も考えられるが、これはさらに複雑な手続きを必要とする。

Le Bras and Wachter (1978) は、後者の夫妻年齢を用いる方法で、マイクロ・シミュレーションにより母方女子以外の直系尊属の生存確率を求めている<sup>7)</sup>。しかしこの場合、乱数を用いたマイクロ・シミュレーションは必ずしも必須ではない。そこで本稿では、妻年齢分布と夫妻年齢差分布を単純に掛け合わせて夫年齢分布を求めた。また親子年齢差分布は、女子の安定人口における分布をそのまま男子尊属にも当てはめた。計算は1989年の、本人出生時の生存確率についてのみ行なった。

表3は、1989年人口動態統計から得た夫妻年齢分布である。23歳以上の妻は一括し、夫との年齢差（夫の年齢-妻の年齢）を求めた。22歳以下の妻では16歳以下の夫という不合理を生ずるため、それぞれの年齢ごとに計算した。

この夫妻年齢差を適用し、1989年の年齢出生率・死亡率で安定した場合の尊属の生存確率（本人出生時）を求め、表4に示した。母の母について確率が95.4%であることは既に表1にも示したが、やはりこれが祖父母の中で最も高い値になっている。予想どおり母方より父方、女子より男子の親族の方が生存確率が低い。

7) Le Bras, Herve and Kenneth W. Wachter, "Living forbears in stable populations", in Kenneth W. Wachter, Eugene A. Hammel and Peter Laslett (eds.), *Statistical Studies of Historical Social Structure*, New York, Academic Press, 1978, pp.163-188.

表 3. 夫妻年齢差別分布：1989年人口動態統計

	妻		年			齢			23歳以上
	15	16	17	18	19	20	21	22	
- 5	—	—	—	—	—	—	—	0.00009	0.02440
- 4	—	—	—	—	—	—	0.00036	0.00085	0.01163
- 3	—	—	—	—	—	0.00040	0.00288	0.00412	0.01895
年 - 2	—	—	—	—	0.00225	0.00746	0.01026	0.01498	0.03086
- 1	—	—	—	0.00878	0.03115	0.03684	0.04833	0.04638	0.06420
0	—	—	0.03181	0.12307	0.13832	0.14922	0.13199	0.12784	0.13986
1	—	0.04076	0.12769	0.14163	0.16152	0.13316	0.11445	0.10723	0.12384
齢 2	0.08333	0.14402	0.16353	0.16051	0.13197	0.10879	0.09894	0.11062	0.11275
3	0.20833	0.15897	0.17652	0.13086	0.10476	0.08797	0.10193	0.10554	0.10023
4	0.08333	0.16033	0.12276	0.09160	0.07819	0.08775	0.09078	0.10093	0.08691
5	0.12500	0.10598	0.08692	0.06791	0.06936	0.07150	0.07829	0.08426	0.07077
差 6	0.10417	0.09647	0.06541	0.05218	0.05571	0.06019	0.06814	0.07429	0.05511
7	0.04167	0.05299	0.04659	0.03942	0.04552	0.05131	0.05755	0.05925	0.04148
8	0.06250	0.03940	0.03405	0.03247	0.03500	0.04172	0.04797	0.04494	0.03026
9	0.10417	0.04755	0.02643	0.02849	0.02521	0.03520	0.03691	0.03134	0.02195
10	0.18750	0.15353	0.11828	0.12307	0.12106	0.12850	0.11122	0.08734	0.06681

これは曾祖母の場合も同様で、母方直系の曾祖母の生存確率が42.9%で最も高く、父方直系の曾祖父が11.3%で最も低い。また、母の父の親と父の母の親の生存確率が等しくなっているが、これは子から親、妻から夫への推計手続を同数回行なうことになるためである。

表に示したように、4人の祖父母のうち少なくともひとりが生存している確率は99.995%、8人の曾祖母については90.738%である。父母は少なくとも本人出生時には生存しているものと仮定すると、本人を含めて四世代の連鎖が形成される確率は $.99995 \times .90738 = .90733$ で、約90.7%である。

しかしこのように祖父母および曾祖母をひとかたまりに考えず、たとえば本人、母、母の母、母の母の親というように、同一家系内の尊属が共に生存している場合にのみ、四世代の連鎖が存在していると考えられることもできる。この場合には4人の祖父母それぞれについて、祖父母とその親が共に生存している確率を考えることになり、結果は次のようになる。

母の母とその親	.52227
母の父とその親	.38801
父の母とその親	.41338
父の父とその親	.29015

ここから少なくともひとつの四世代連鎖が存在している確率を求めると、約87.8%となる。もちろんこうした確率は、1989年の年齢別出生率・死亡率が長期間持続したときに実現するもので、平均寿

表 4. 本人出生時の直系尊属の生存確率 (1989年安定人口による)

直系尊属		生存確率
祖父母	母の母	0.95403
	母の父	0.88009
	父の母	0.93763
	父の父	0.84020
少なくともひとりの祖父母		0.99995
曾祖母	母の母の母	0.42927
	母の母の父	0.20704
	母の父の母	0.33900
	母の父の父	0.15413
少なくともひとりの曾祖母		0.90733
父の母の母	父の母の母	0.33900
	父の母の父	0.15413
父の父の母	父の父の母	0.26187
	父の父の父	0.11308
少なくともひとりの父の母の母		0.90733

命やTFRと同じく現実のコーホートに関するものではない。現実には、1960～70年代に結婚・出産を終えた者は、子との年齢差が相対的に小さく、死亡率低下の恩恵も受けるため、このコーホートが最上位世代になる頃に四世代連鎖が最も形成されやすいと考えられる。しかしそれ以後は、世代間の年齢差が拡大するため、この確率はむしろ小さくなって行くものと考えてよいだろう。