

## 研究ノート

# 100歳以上の死亡確率

花 田 恭

### 1. 研究の目的

先進各国の平均寿命は一部の国を除き益々伸長しているが、今後どうなるのかについては様々な意見がある。菱沼<sup>1)</sup>は寿命停滞説と伸長説を検討し、将来さらに伸長する余地があると結論している。Fries<sup>2)</sup>らは理想的な社会状態のもとでは中年までの疾病による死亡がほとんどなくなり、85歳前後に死亡が集中し、生命表の生存数が垂直的に下降する「垂直化の法則」を提唱している。このような平均寿命の限界をさぐる1つの方法として、寿命の限界近くまで生存した超高齢者の死亡確率について観察してみる必要があると思われる。

また、我が国の100歳到達者は急激に増加しており、完全生命表においても100歳の生存数は増加している。しかし、100歳以上における死亡確率の推移については、生命表の高齢における死力の推計方法に問題があるため、確定的なことは言い難い。100歳到達者が増加するということは、環境要因により100歳未満の死亡率が低下しているのであり、過去の環境では100歳に到達できなかったような資質の者も100歳に到達してくることを意味する。そこで、この選択効果の低下によって100歳以上の死亡確率はむしろ上昇するのか、全体的な死亡水準の低下と共に低下しているのか、明らかにしてみたい。Barrett<sup>3)</sup>はイングランド・ウェールズの100歳以上の男女・年齢別の死亡率を観察し、女では年齢の上昇に従って死亡率は上昇するが、男では103歳前後をピークに下降するとし「選択効果」があると結論を下している。一方、Kannisto<sup>4)</sup>は先進国17か国の100歳以上の性・年齢・年次別死亡数を分析し、データに信頼性があると判断した13か国のデータに基づき、100歳到達者の死亡率は加齢とともに上昇すること、男よりも女の死亡率が低いこと、及び、一部を除き低下傾向にあることを指摘している。我が国のより詳細なデータについて同様な事項を検討したい。

さらに、現在の生命表では高齢の部分はゴンパーツ・メーカム曲線を当てはめて作成しているのが普通であるが、超高年齢では当てはまらないと言われている。100歳以上の死亡確率について精密な算定ができ、その理論的分析が進めば、生命表作成において高齢部分の信頼性の向上に寄与するであろう。

1) 菱沼從尹、「寿命史」、『ライフ・スパン』、第7号、1987年、pp.111-120。

2) James F. Fries, "Ageing, natural death and the compression of morbidity", *The New England Journal of Medicine*, Vol.303, 1980, pp.130-135.

3) John C. Barrett, "The mortality of centenarians in England and Wales", *Archives of Gerontology and Geriatrics*, No.4, 1985, pp.211-218.

4) Väinö Kannisto, "On the survival of centenarians and the span of life", *Population Studies*, Vol.42, 1988, pp.389-406. この研究では、データの信頼性の判定を、100歳以上者のうちの105歳以上の割合、男女比、100歳死亡率と101歳死亡率の比等のデータ自身の数値により行っている。日本は100歳死亡率が101歳死亡率よりも標準偏差の2倍を超えて高いとして、データの信頼性が低いとされている。

## 2. データの作成

死亡確率を年齢別死亡率から算出することは、対象の人口が小さくなると不正確になり、死亡統計と人口統計の整合性も問題となる。Vincent<sup>5)</sup>は100歳到達者のように消滅してしまうまで観察できる人口においては、死亡数だけから死亡率を得ることを示し、「消滅世代法」と称した。これは特に、100歳到達者のように消滅するまでの期間が比較的短い人口に適用可能であり、分母人口と分子の死亡数が完全に整合しているのが有効な方法である。

我が国の人口動態調査においては、昭和50年以降の個票データが利用できることから、昭和61年までの12年間の死亡の個票データにより、明治8年生まれから明治18年生まれのコーホートについて、100歳以上の月齢別死亡数を作表した。このうち、明治8年生まれから明治11年生まれは、昭和61年には108歳を超えており、100歳到達者がほぼ消滅している。消滅していないコーホートの生存者については、「全国高齢者名簿」<sup>6)</sup>から昭和61年9月30日現在の生存者数をコーホート別に集計した。また、死亡個票データから、61年10月から12月までのコーホート別死亡数を集計し、生存者数からそれを減じることにより、昭和62年1月1日現在の生存者数を得た。

以上の死亡数と生存者数を加えると100歳到達者数が得られ、表1のようになる。明治8年コーホートから10年間で、男は3倍、女は2.5倍に急増している。これらのコーホートは戦後の昭和25年には75～85歳となっているが、国勢調査人口の比較により、戦後の高齢者の死亡率の低下が、100歳到達者の急激な増加をもたらしていることがわかる。

100歳以上の高齢者は、敬老の日に内閣総理大臣から祝状及び記念品が贈呈されるので、「全国高齢者名簿」は正確を期して作成されている。また、人口動態調査においても、この名簿と突合することにより、100歳以上については届出遅れ及び調査漏れがほとんどないことが確認されている。さらに、明治5年から戸籍簿がつくられるようになっているので、この当時は民間の請負いによるものであったとはいえ、死亡者の出生年月日についてはある程度の信頼性が期待できる。

表1 100歳到達者数の年次推移 (人)

コーホート	男	女
明治8 (1975)年生まれ	66	301
9	63	351
10	75	346
11	96	387
12	120	420
13	93	449
14	142	494
15	147	529
16	169	622
17	209	666
18 (1985)	187	781

## 3. 100歳到達者生命表

明治8年～11年生まれの4年間のコーホートを合算して作成したのが、表2の100歳到達者生命表である。これを近年の完全生命表の100歳における値と比較したのが、表3である。完全生命表では、100歳未満の死力にゴンパーツ・メーカム曲線を当てはめ、それを外挿して100歳以上の値を推定している。したがって、基本的に偏りが大きく、安定性に欠けていると言えよう。第15回生命表では男の方が、女よりも100歳の死亡率は低く、平均寿命も長くなっているが、実績に基づくコーホート生命表(明治8～11年)では、女の方が死亡水準が低い結果となっている。

生存数を男女で比較したのが図1である。死亡率の男女差については、遺伝的因子の差の発現が環

5) Paul Vincent, "La mortalité des vieillards", *Population*, Vol.6, 1951, pp.181-204.

6) 厚生省社会局,『全国高齢者名簿』, 1986年.

表2 100歳到達者生命表（明治8年生まれ～明治11年生まれ）

男

年 齢 $x$	生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $d_x$	死 亡 率 $g_x$	平 均 余 命 $e_x$	定 常 人 口	
					$L_x$	$T_x$
100.0	1,000	443	0.443	1.68	762	1,682
100.5	757	330	0.436	1.66	573	1,253
101.0	557	223	0.401	1.65	433	920
101.5	427	183	0.430	1.59	340	680
102.0	333	153	0.460	1.46	252	487
102.5	243	117	0.479	1.40	180	340
103.0	180	97	0.537	1.31	126	235
103.5	127	67	0.526	1.26	86	160
104.0	83	30	0.360	1.30	63	109
104.5	60	30	0.500	1.24	48	74
105.0	53	37	0.688	0.85	30	45
105.5	30	20	0.667	0.87	17	26
106.0	17	10	0.600	0.94	11	16
106.5	10	7	0.677	0.88	6	9
107.0	7	3	0.500	0.67	4	4
107.5	3	3	1.000	0.71	2	2
108.0	3	3	1.000	0.21	1	1

女

年 齢 $x$	生 存 数 $l_x$	死 亡 数 $d_x$	死 亡 率 $g_x$	平 均 余 命 $e_x$	定 常 人 口	
					$L_x$	$T_x$
100.0	1,000	404	0.404	1.87	785	1,868
100.5	776	308	0.397	1.84	606	1,427
101.0	596	229	0.385	1.82	472	1,083
101.5	468	187	0.399	1.75	369	821
102.0	367	156	0.425	1.67	282	611
102.5	281	126	0.447	1.61	213	452
103.0	211	99	0.472	1.57	158	330
103.5	155	68	0.441	1.53	116	238
104.0	119	43	0.385	1.55	89	172
104.5	87	39	0.445	1.41	68	123
105.0	68	36	0.530	1.22	48	83
105.5	48	28	0.580	1.13	33	55
106.0	32	18	0.556	1.09	21	35
106.5	20	13	0.618	1.10	14	22
107.0	14	10	0.667	0.95	9	14
107.5	8	5	0.692	1.07	5	8
108.0	5	2	0.400	1.00	3	5

注1)  $d_x$ ,  $g_x$ ,  $L_x$  は1年間についての値である。  
 2) 男300人, 女1,379人の実績による生命表である。

表3 100歳における生命表関数の推移（完全生命表）

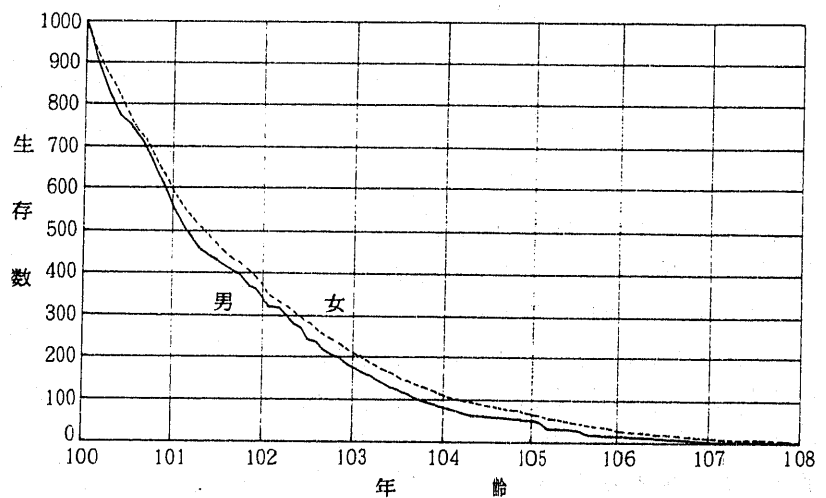
生命表 (昭和年次)	男			女		
	生存数	死亡率	平均余命(年)	生存数	死亡率	平均余命(年)
第12回(40)	18	0.507	1.34	100	0.468	1.48
第13回(45)	38	0.488	1.40	232	0.400	1.81
第14回(50)	114	0.415	1.74	374	0.388	1.89
第15回(55)	175	0.404	1.80	521	0.416	1.69
第16回(60)	222	0.422	1.58	852	0.426	1.61
コーホート 生命表	・	0.443	1.68	・	0.404	1.87

境の因子によって規定されるという老え方があるが、100歳到達者という遺伝的に選抜されていると考えられる人口集団においても、なお、男女の死亡率の差が存在すると言えよう。

次に、死亡率の年齢による推移をみると、男女共にパラレルな推移であり、101歳と104歳を底として波動を描きつつ、全体的には加齢と共に上昇していく傾向にある。対象人口が4年分のコーホートで、男300人、女1,379人<sup>7)</sup>と小さいため、104歳では偶然変動も大きく

なるが、101歳でいったん低下する傾向があるのではないかと推定される。イングランド・ウェールズの結果とは男女共に異なり、また、我が国の結果では男女の死亡確率はパラレルなのが特徴である。

図1 100歳到達者生命表の生存数



#### 4. 死亡確率の年次推移

分母人口がある程度あり、死亡確率が比較的安定しているとみられる102歳までについて、コーホート毎に年齢別死亡確率を計算したのが表4である。

生命表を作成した明治8～11年コーホートと明治12～16年コーホートに2分して、合算した結果をみると、各年齢で死亡確率は低下している。また、前者では男女ともに101歳が最も低くなっていたのが、後者の女では年齢が上昇するに従って死亡確率も上昇するようになっている。

次に、表4の性・年齢別死亡確率の時系列に直線を当てはめた結果が表5である。どの直線も傾きが負で、死亡確率が低下する傾向を示している。ただし、男の101歳と、女の103歳では、傾きの絶対値は小さく、相関係数も小さい。

対象の人口を  $n$ 、死亡確率を  $q$  とし、死亡が独立に起こる仮定とすると、死亡数は2項分布に従う。このとき、観測される死亡確率の分散は、 $(1 - q)q/n$  となる。ここで考察している死亡確率の人口は100～1000のオーダーであり、 $q$  は0.4前後であるので、表4の死亡確率の標準偏差は0.02～0.05

7) 表1の女の明治8～12年生まれ合計1,385との差の6人は、昭和61年1月1日現在の生存者数である。

表4 100歳以上の死亡確率の年次推移

コーホート	男			女			
	100歳	101歳	102歳	100歳	101歳	102歳	
明治8年生まれ	0.515	0.469	0.471	0.409	0.382	0.427	
9	0.429	0.500	0.611	0.433	0.397	0.383	
10	0.440	0.381	0.423	0.384	0.371	0.410	
11	0.406	0.316	0.410	0.357	0.369	0.433	
12	0.442	0.343	0.364	0.355	0.413	0.308	
13	0.409	0.400	0.364	0.403	0.388	0.433	
14	0.408	0.357	0.296	0.326	0.390	0.458	
15	0.415	0.360	0.436	0.372	0.349	0.361	
16	0.402	0.386	0.419	0.368	0.374	0.402	
17	0.349	0.500	.	0.356	0.331	.	
18	0.374	.	.	0.364	.	.	
合算	(8~11)	0.443	0.401	0.460	0.404	0.385	0.425
	(12~16)	0.414	0.369	0.379	0.365	0.381	0.395
	(8~16)	0.423	0.379	0.402	0.375	0.381	0.402

程度である。また、偶然の変動ではなく、各年次の気候やインフルエンザ等の流行の変動の影響も大きいと考えられる。

しかしながら、以上を総合的かつ全体的にみると、100歳を超えた死亡確率は、年次的に低下の傾向にあると言える。100歳到達者が増加するほど選択効果は弱くなるが、それを上回る環境要因による効果があることが考えられる。例えば、100歳到達者は西日本の気温の高い地方に多いが、もし気温の影響があるとすれば、住居の暖房設備の向上のような環境要因の効果については、今後も死亡確率の低下を促す余地があることになる。

表5 死亡確率の年次推移の回帰直線

性	年齢	切片	傾き	相関係数
男	100歳	0.470	-0.0105	0.824
	101	0.413	-0.0027	0.124
	102	0.490	-0.0172	0.540
女	100歳	0.402	-0.0053	0.581
	101	0.395	-0.0042	0.538
	102	0.406	-0.0012	0.070

## 5. 結論

本研究ノートでは、明治8~18年生まれのコーホートについて、実績による死亡確率を算出した。また、100歳以上について精密な生命表を作成した。これらの結果から、100歳以上についても死亡水準は低下しているとみられるので、平均寿命の限界はかなり高いところにあるのではないかと考えられる。また、選択効果を上回る環境要因による死亡水準の低下があると考えられる。100歳到達者は選び抜かれた者であるが、その死亡確率については全体として、100歳未満の延長上にあり、特殊なものとする必要はないと思われる。

これまでのデータでは対象人口が十分ではないので、利用できるデータが年次を追って蓄積するのを待って詳細な分析を行う必要がある。特に、地域差の分析及び死因分析はデータ量が増加すれば、分析が可能となろう。また、利用できるデータの年次が増加すれば、年齢について90歳台にさかのぼることも可能である。