

人口問題研究

貸
出
用

第45巻第4号

(通巻193号)

1990年1月刊行

調査研究

- 結婚と妊娠にいたる過程に含まれるいくつかの時間分布について……………大谷 憲 司…1~16
 平均余命の伸長と退職年齢……………花田 恭…17~29
 ✓移動者の世帯構成：人口動態事象と世帯・家族に関する統計……………伊藤 達也…30~45

研究ノート

- 特定死因の死亡公算算出近似式の評価……………大場 保…46~51
 P. ブルデュエの「出生力戦略」の人口学的評価……………小島 宏…52~58

資料

- ✓都道府県別にみた「単身生活者」の動向……………山本 千鶴子…59~69

書評・紹介

- Lado Ruzicka, Guillaume Wunsch and Penny Kane (eds.),
Differential Mortality: Methodological Issues and Biosocial Factors
 (高橋重郷)……………70
 Vaughan Bevan, *The Development of British Immigration Law* (坂井博通) ……71

統計

- 第42回簡速静止人口表(1988年4月~1989年3月)……………72~81
 全国人口の再生産に関する主要指標：1988年……………82~89

雑報

- 定例研究報告会の開催—資料の刊行—第50回人口問題審議会総会—厚生省「これからの家庭と子育てに関する懇話会」—日本人口学会関東地域部会第4回研究報告会—第62回日本社会学会大会—日本老年社会科学会第31回大会—橋大学経済研究所主催「国際経済研究セミナー」—国連人口部主催「人口と開発計画に関するシンポジウム」……………90~95

厚生省人口問題研究所

調 査 研 究

結婚と妊娠にいたる過程に含まれる いくつかの時間分布について

大 谷 憲 司

I. はじめに

日本においては、毎年その年に結婚した者について人口動態統計から計算されている平均結婚年齢が男女ともに年々上昇を示しており、なぜそのような上昇が生ずるのかということが問題となっている¹⁾。ある年の平均結婚年齢は、各出生コウホートの大きさによっても影響される。このようなコウホートサイズに基づくバイアスに対しては、いくつかの対処方法²⁾があるが、ここでは出生コウホートごとに結婚の動向を観察することにする³⁾。本研究では、単に結婚の時期のみならず、結婚にいたる過程のタイミングについても考察する。人は、いろいろな人々との出会いの中から、結婚の決意(婚約)を経て結婚にいたる。結婚が成立するまでの過程において、それぞれの事象の間には時間の経過がある。出生から結婚相手との出会いまでの時間、出会いから婚約(結婚の決意)までの時間、婚約から結婚までの時間、それぞれの要素を出生コウホートごとに検討することによって、出生コウホートの結婚年齢の推移をよりの確に把握できるであろう。本研究においては、まず、1987年に厚生省人口問題研究所によって実施された第9次出産力調査夫婦調査⁴⁾のデータによって、50歳未満の有配偶女子の結婚年齢、現在の夫と知り合った時の年齢(以後、知り合い年齢と呼ぶ)、知り合ってから婚約までに経過した時間(以後、婚約前交際期間と呼ぶ)および婚約から結婚までの期間(以後、婚約期間と呼ぶ)について単変量的および多変量的に検討する。

周知のように、日本では結婚後短い期間に2人程度の小数のこどもを生んで生み終えるという bunched birth pattern が定着してきたが、こどもを全くもたないものは現在でも小数である⁵⁾。したがって、妊娠の時期に関しては、ほとんどの夫婦においてすでに結婚以前からある程度のプランが

1) 人口問題審議会編、『日本の人口・日本の家族』、東洋経済新報社、1988年、pp.26-28 参照。

2) 小林和正、「わが国戦後の初婚率と初婚年齢」、『人口学研究』、第2号、1979年、pp.11-17、伊藤達也・山本千鶴子、「結婚数の将来推計(試算)、附、日本人女子の初婚表:1970」、『人口問題研究』、第141号、1977年、pp.40-52 など参照。

3) 渡邊吉利、「日本人女子コウホートのライフコース——結婚年齢と出産年齢の差異を中心に——」、『人口問題研究』、第183号、1987年、pp.23-33 は、日本人女子について、1900年頃および1930年頃の出生コウホートに関してその結婚年齢分布を検討している。

4) 第9次出産力調査夫婦調査については、厚生省人口問題研究所(阿藤誠、中野英子、大谷憲司、金子隆一、三田房美)、『昭和62年 第9次出産力調査(結婚と出産に関する全国調査) 第1報告書 日本人の結婚と出産』、調査研究報告資料、1988年、参照。

5) 第9次出産力調査夫婦調査の結果によれば、結婚持続期間15-19年の夫婦の中で子供がいらないのは3%にすぎない。

存在するものと予想される。また、最近の結婚コウホートにおいては、結婚前の妊娠が増加していることが、同じ第9次出産力調査の結果において報告されている⁶⁾。そこで、本稿では、婚約から最初の妊娠までの期間（以後、第1妊娠待ち時間と呼ぶ）についても検討する。

結婚および妊娠にいたる過程に存在する諸事象間の時間分布を多変量的に比較した後で、最後の部分においては、結婚年齢、婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間などのそれぞれ分布について具体的な曲線のあてはめを試みる。前半部分において、それぞれの分布に対して大きな影響力を持つと判断された要因の差に起因する分布の変化が、小数のパラメータによってどの様に効率的に記述されうるかが検討される。

II. 分析結果

1. データ

第9次出産力調査は、50歳未満の有配偶女子を対象とする夫婦調査と18歳以上35歳未満の独身男女を対象とする独身者調査から成り立っている。本来、結婚およびそれに関連する事象のタイミングの研究においては、それらの事象を経験していない者を含んだサンプルによって行うことが望ましい。筆者は、夫婦調査と独身者調査のデータから、18歳から34歳の独身者を含む男女について結婚確率に関する分析を行ったことがある⁷⁾。ここでの報告では、古い出生コウホートを分析対象とするため、また、知り合い年齢、婚約時期などに関する情報が独身者調査に含まれていないこともあって、分析対象は夫婦調査で対象となっている50歳未満の有配偶女子（再婚者を除く）に限られている。未婚者が除かれているばかりでなく、本人の死亡、離死別などによって情報の得られない者についても除かれているので注意が必要である。

2. 出生コウホート別の結婚年齢：見合い・恋愛を中心とした単変量的比較

結婚した者に限った場合にも出生コウホートによる結婚年齢の顕著な上昇は見られるのであろうか？1955年までに生まれた調査対象者を出生年によって6グループ（1937～40年，1941～43年，1944～46年，1947～49年，1950～52年，1953～55年）に分類し、それぞれの結婚年齢の四分位数、四分位偏差およびMantel-Haenszel推定値⁸⁾を見てみよう（表1）。センサリングのないデータではあるが、年齢上の結婚累積分布の比較を

表1：出生コウホート別結婚年齢四分位数，四分位偏差とMantel-Haenszel推定値，1937～1955：9 N F S

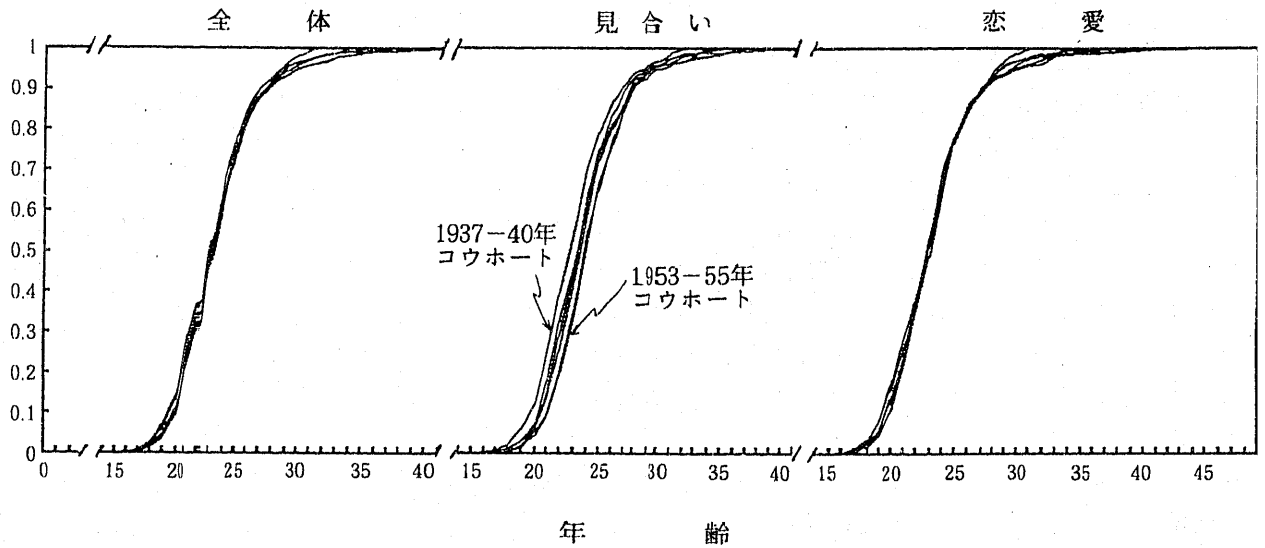
出生年	標本数	第1四分位	中位数	第3四分位	四分位偏差	Mantel-Haenszel推定値
1937～1940	1,007	22.01	23.89	25.70	3.69	1.00
1941～1943	1,026	22.32	24.07	25.97	3.65	0.90
1944～1946	951	22.22	24.06	25.83	3.61	0.96
1947～1949	1,362	22.51	24.14	26.01	3.50	0.89
1950～1952	1,273	22.46	24.13	26.07	3.61	0.94
1953～1955	1,082	22.47	24.20	26.10	3.64	0.95
log rank test		$\chi^2(5) = 9.95, p = 0.0768$				

6) 厚生省人口問題研究所，前掲（注4），「日本人の結婚と出産」，p.51.

7) 大谷憲司，「初婚確率と第1子出生確率のProportional Hazards Model分析」，『人口問題研究』，第45巻第2号，1989年，pp.46-50.

8) Mantel-Haenszel推定値は，各時点における事象生起の相対危険率を代表するひとつの指標である。N. Mantel and W. Haenszel, "Statistical Aspects of the Analysis of Data from Retrospective Disease", *Journal of the National Cancer Institute*, Vol.22, No.4, 1959, pp.719-748 参照.

図1 出生コウホート別結婚年齢累積分布：第9次出産力調査（9 NFS）



log rank test⁹⁾によって行くと、これらのコウホート間に結婚スケジュールの差のないことがわかる（図1）。しかし、この比較を見合い結婚と恋愛結婚についてそれぞれ行くと（表2および図1）、見合い結婚では、コウホートが新しくなることに伴う結婚遅れの進行が観察されるのに対して、恋愛結婚では、コウホートに関する限り系統的な変化は見られない。

この見合い結婚と恋愛結婚におけるコウホートによる結婚年齢の変化の違いの背景には、結婚に対する意識の変化が存在すると考えられる。すなわち、結婚する意志のある者のなかでも次の3種類の考えがありうる。

1. ある年齢（世間一般で適齢期といわれる年齢）を過ぎるまでには、見合いであれ、恋愛であれ結婚したい。
2. 恋愛であるならば早く結婚

表2：出生コウホート別結婚年齢四分位数，四分位偏差と Mantel-Haenszel 推定値，1937～1955：見合いと恋愛について，9 NFS

出生年	標本数	第1四分位	中位数	第3四分位	四分位偏差	Mantel-Haenszel 推定値
見合い						
1937～1940	490	22.05	23.72	25.53	3.48	1.00
1941～1943	434	22.51	24.26	26.14	3.63	0.83
1944～1946	363	22.74	24.31	26.01	3.27	0.88
1947～1949	443	23.00	24.51	26.36	3.37	0.78
1950～1952	387	23.35	24.77	26.80	3.45	0.74
1953～1955	302	23.43	24.91	26.87	3.44	0.74
log rank test		$\chi^2(5) = 28.57, p = 0.0000$				
恋愛						
1937～1940	495	21.98	24.11	25.85	3.87	1.00
1941～1943	569	22.18	23.93	25.84	3.65	0.97
1944～1946	565	21.76	23.85	25.68	3.92	1.05
1947～1949	886	22.31	23.94	25.82	3.51	0.99
1950～1952	860	22.16	23.80	25.67	3.52	1.07
1953～1955	758	22.18	23.89	25.85	3.67	1.08
log rank test		$\chi^2(5) = 6.96, p = 0.2240$				

9) 複数の事象生起危険率分布を比較して、その間に統計的な有意差があるかどうかを判断するひとつの方法。R. G. Miller, *Survival Analysis*, New York, John Wiley and Sons, pp.114-117 参照。ここでの計算は、SAS の SURVDIFF が用いられた。

してもよいが、恋愛でなければ無理に結婚を急ぐ必要はない。

3. たとえ恋愛関係が生じたとしても、自分のキャリアなどをつけることがまず大切であるから、いづれ結婚するものの早く結婚するつもりはない。

最初の考えが広範に持たれている場合には、当然結婚年齢中位数は低く、また、見合いに対する許容度も高いために、見合いの割合も相対的に高いであろうと予想される。1の考えに変わって、2の考えが支持を得るようになれば、無理に見合いによって適齢期までに結婚する傾向が弱くなり、見合いの割合が次第に減少するようになる。また、その結果、従来、多くの見合い選好者が適齢期までに結婚していたのに対し、見合いの時期がそれまでより遅くなり、見合い結婚者が相手と知り合ったときの年齢も従来より高くなる。それに対し、恋愛結婚では知り合い年齢や結婚年齢にあまり大きな変化は生じないと考えられる。さらに、3の考えを持つ者が増えると、恋愛結婚においても結婚年齢が上昇することは明かである。この場合に、恋愛結婚の知り合い年齢も上昇するか否かはいくつかの要素に依存するであろう。もし、知り合い年齢に変化があまりないとすれば、当然、知り合ってから結婚するまでの期間が増大することが予想される。また、知り合ってから結婚までの期間が長くなると、その間にその恋愛関係が崩れて結婚にいたる前に解消する確率も高くなるであろう。その場合、再び新たな恋愛関係が待たれることになるので、多くの場合、知り合い年齢も上昇することになるであろう。積極的に恋愛関係を求めた活動が行われなければ、知り合う時の年齢が上昇することはあきらかである。すなわち、3の場合には、知り合い年齢も知り合いから結婚までの期間も増大することが予想されるのである。

3. 出生コウホート別の知り合い年齢、婚約前交際期間、婚約期間：見合い・恋愛を

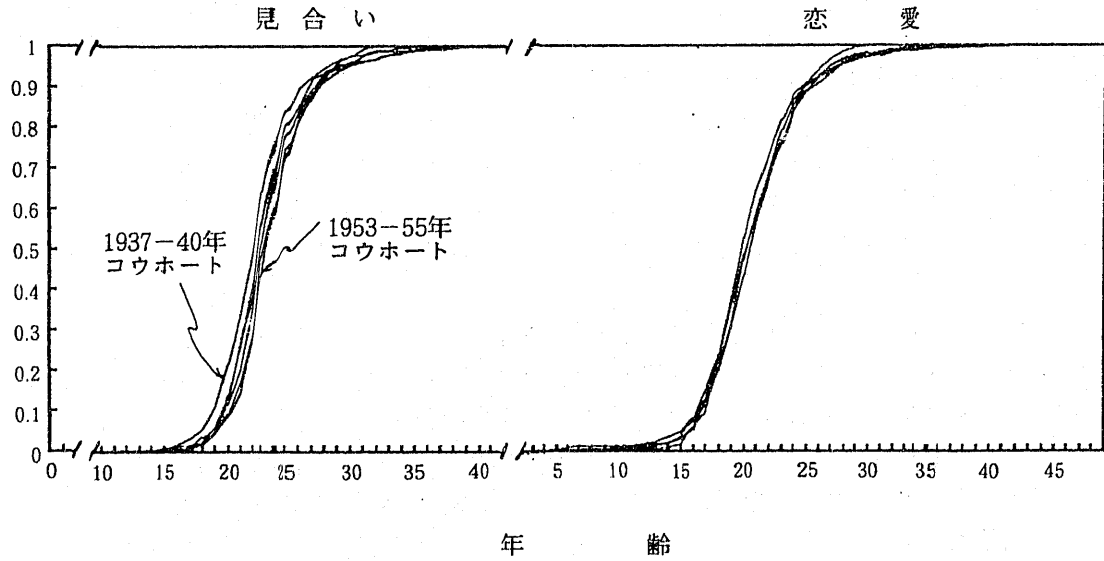
中心とした単変量的比較

見合い結婚の割合は、1940年以前に生まれた者の50%強から、1953~55年に生まれた者の30%弱へと単調に減少し続けた。前記のように、見合い結婚では、統計的に有意な結婚の遅れがこの期間に観察されている。一方、恋愛結婚では、これらの出生コウホート間に結婚タイミングの変化はあまりなかった。それでは、知り合い年齢、婚約前交際期間、婚約期間には出生コウホートによってどのような変動があるのでしょうか？それぞれ見合い恋愛別に見てみよう。知り合い年齢四分位数、四分位偏差およびMantel-Haenszel推定値を表3に、また、その累積割合を図2に示す。結婚年齢の場合とほぼ同様に、見合いでは出生コウホートに伴って知り合い年齢の上昇が統計的にも明かであるが、恋愛では、1953~55年コウホートでの低下が目立つ（そ

表3：出生コウホート別知り合い年齢四分位数、四分位偏差とMantel-Haenszel推定値、1937~1955：見合いと恋愛について、9NFS

出生年	標本数	第1四分位	中位数	第3四分位	四分位偏差	Mantel-Haenszel推定値
見合い						
1937~1940	463	21.27	22.99	24.77	3.51	1.00
1941~1943	407	21.81	23.56	25.40	3.58	0.83
1944~1946	353	21.89	23.62	25.30	3.41	0.87
1947~1949	431	22.28	23.92	25.67	3.39	0.78
1950~1952	377	22.67	24.14	26.17	3.51	0.74
1953~1955	291	22.72	24.34	25.98	3.26	0.74
log rank test		$\chi^2(5) = 28.11, p = 0.0000$				
恋愛						
1937~1940	461	19.10	21.14	23.85	4.75	1.00
1941~1943	536	19.48	21.51	23.87	4.39	0.94
1944~1946	537	19.21	21.21	23.76	4.55	0.99
1947~1949	843	19.18	21.23	23.75	4.57	0.99
1950~1952	825	19.41	21.18	23.54	4.14	1.04
1953~1955	740	19.08	20.82	23.19	4.12	1.16
log rank test		$\chi^2(5) = 17.85, p = 0.0031$				

図2 出生コウホート別知り合い年齢累積分布：9 NFS



のためlog rank testは有意となっている)ものの、この期間に系統的な変化は見られない。

知り合い年齢と婚約前交際期間の間には、 -0.57 というかなり高い逆相関が存在する。つまり、知り合い年齢が高くなるほど婚約前交際期間は短くなる。そこで、知り合い年齢23歳以下と24歳以上の2区分についてそれぞれ見合い恋愛別の婚約前交際期間中位数を示す(図3)。ここで、コウホート間に統計的有意な差があるのは、知り合い年齢が23歳以下の恋愛の場合だけであり、その変動も必ずしも系統的なものではない。また、婚約期間についても変動はきわめて小さくコウホートによる差はないといえる(図4)。このように、知り合いから結婚までの交際期間については、出生コウホートによる系統的な差はなく、見合い結婚において見られた結婚年齢の系統的な上昇推移は、知り合い年齢における上昇を反映している。

図3 婚約前交際期間中位数：9 NFS

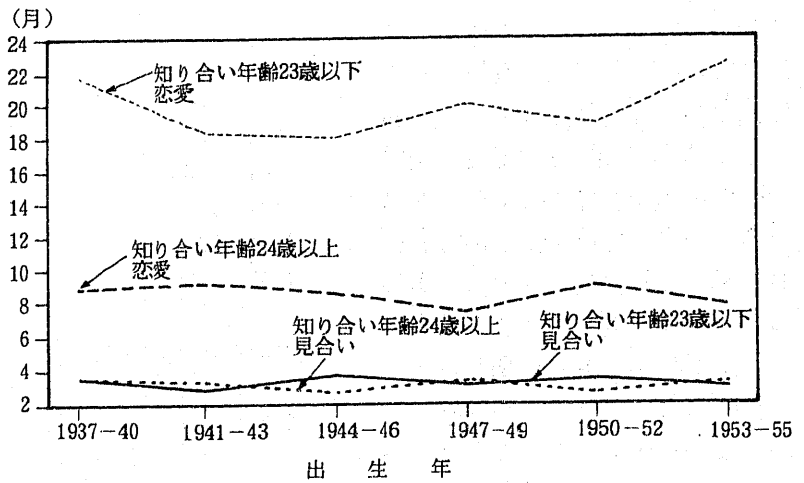
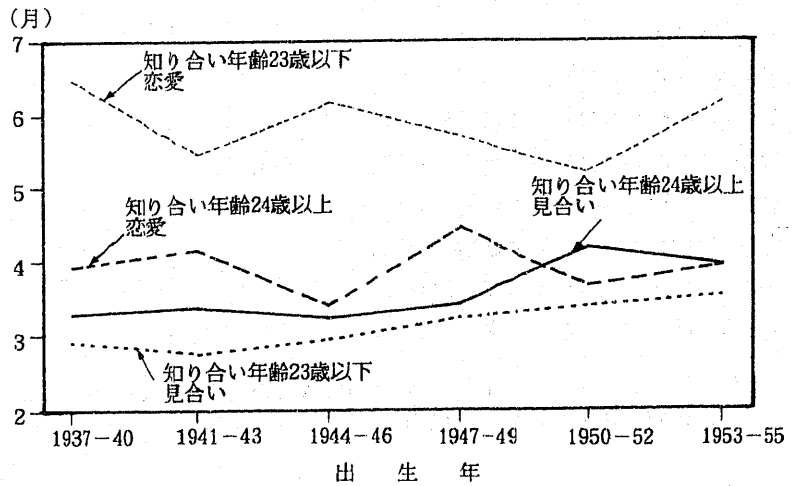


図4 婚約期間中位数：9 NFS



4. 見合い・恋愛結婚確率，結婚年齢，知り合い年齢，婚約前交際期間，婚約期間，
第1妊娠待ち時間：社会経済的要因に関する予想と多変量解析による検証

戦後の日本の状況においては，見合いを行ってもいわゆる適齢期までに結婚するという特定の結婚年齢への執着がやや弱まって，上記2の考えを支持する者が増加してきたものの，恋愛結婚における知り合い年齢あるいは交際期間の増大をとまなうと予想される第3の考えの全体的な拡大にはまだ至っていないと思われる。とはいえ，結婚に対する考え方の移行は，居住地，学歴などの社会経済的属性によってそのテンポが異なりうる。学歴が高いほど，あるいは都市部に居住する者において2および3の考えがより広く支持されているとすれば，たとえば，次のようなことが考えられる。

1. 低学歴の者や農村部に居住する者においては，結婚年齢が低い場合でも見合い結婚の確率が高いであろう。
2. 高学歴の者や都市部に居住する者においては，恋愛結婚に関しても知り合い年齢が高く，また，知り合い年齢を統制した場合には，婚約前交際期間がそれ以外の者よりも長くなるであろう。

まず，最初の予想を検証するために，見合い結婚であるか否かを従属変数とするlogistic regression分析¹⁰⁾を行った。独立変数は，出生コウホート，結婚前に親と同居していたか否か，結婚年齢2区分（24歳以下と25歳以上），学歴（中学校・高校と短大・高専・専修以上），結婚前居住地（都市部，農村部）の各主効果項ならびに結婚年齢2区分と学歴，結婚年齢2区分と結婚前居住地の各交互作用項である（表4）。その結果，予想に反して，学歴は主効果も結婚年齢との交互作用も持たず，結婚年齢の高低に関わらず見合い結婚の確率に影響していないことがわかる。一方，結婚前居住地は，結婚年齢と交互作用を持たないものの，かなりの大きさの主効果を持ち，結婚年齢の高低に関わらず，農村部において見合いの確率の高いことがわかる。このことは，出生コウホート間に変化のあることを考慮しても，なお農村部において結婚に対する第1の考えを支持する者が都市部よりも多いことを示している。結婚前に同居していない者においては見合い結婚の確率が低くなっている。この原因としては，親と別居している場合に恋愛の契機が多く恋愛結婚の確率が高いこと，または，親と同居している場合に，第1の考えを持つ

表4：見合い結婚であるか否かに関する
logistic regression分析：9 N F S

変数	odds ratio	
出生年		
1937～1940	1.00	
1941～1943	0.81	
1944～1946	0.69**	
1947～1949	0.53**	
1950～1952	0.47**	
1953～1955	0.41**	
結婚前親との同居		
同居した	1.00	
同居しなかった	0.68**	
学歴	結婚年齢	
	24歳以下	25歳以上
高校以下	1.00	1.47**
短大・高専・専修以上	1.16	1.60**
結婚前居住地	結婚年齢	
	24歳以下	25歳以上
都市部	1.00	1.47**
農村部	2.00**	2.47**
N = 6,701 (見合い人数 = 2,419)		$\chi^2(11) = 359.82**$

** $p < 0.001$

10) ここでの logistic regression 分析は，SAS の LOGIST によって行われた。なお，本研究の計算はすべて東大計算機センターの682Hによって行われた。

親の影響で見合いの確率が高くなっていることなどが考えられる。

第2の予想を検討するために、恋愛結婚について知り合い年齢の分析と婚約前交際期間分布の多変量的な比較をproportional hazards model分析¹¹⁾によって行うことにした(表5と表6)。両者共通の独立変数は、出生コウホート、結婚前の親との同居、学歴、結婚前居住地、である。婚約前交際期間に関しては、知り合い年齢を統制した。その結果によれば、予想されたように、恋愛結婚に限っても高学歴において知り合いの確率が低い、すなわち知り合い年齢は高くなっている。また、1%水準で有意とはなっていないが、都市部においてやはり知り合い年齢上昇の傾向が見られる。一方、恋愛結婚について知り合い年齢を統制した場合、予想されたように、高学歴および結婚前の居住地が都市部である場合に婚約の確率の低下、すなわち婚約前交際期間の増大が確認された。このように、都市部に居住する者や高学歴者においては、結婚と競合する自己実現手段に恵まれていることもあって、恋愛結婚を望む場合にも結婚に対する第3の考えがより広範に普及していることがうかがわれる。

学歴が高い場合や都市部に居住する場合に、結婚に対する第3の考えが、より広範に普及しているとするならば、それは婚約後の妊娠の時期にも影響を与えるものと考えられる。家庭外の活動にとって大きな制約となる妊娠の到来を引き延ばそうとする努力のあとが、これらの場合において見いだされる可能性がある。この傾向は、恋愛結婚の者において特に顕著に見いだされるであろう。一般的に

表5：恋愛結婚における知り合い年齢の
proportional hazards model分析：
9 NFS

変 数	PH係数の指数変換値
出生年	
1937~1940	1.00
1941~1943	0.94
1944~1946	0.98
1947~1949	1.00
1950~1952	1.09
1953~1955	1.22**
結婚前親との同居	
同居していた	1.00
同居していなかった	0.97
学 歴	
高校以下	1.00
短大・高専・専修以上	0.78**
結婚前居住地	
都市部	0.91
農村部	1.10
$N = 4,056$	$\chi^2(8) = 69.38^{**}$

** $p < 0.001$

表6：恋愛結婚における婚約前交際期間の
proportional hazards model分析：
知り合い年齢を統制した場合、9 NFS

変 数	PH係数の指数変換値
出生年	
1937~1940	1.00
1941~1943	0.95
1944~1946	1.05
1947~1949	1.02
1950~1952	1.09
1953~1955	1.00
結婚前親との同居	
同居していた	1.00
同居していなかった	1.07
学 歴	
高校以下	1.00
短大・高専・専修以上	0.78**
結婚前居住地	
都市部	0.85**
農村部	1.00
$N = 3,976$	$\chi^2(8) = 70.75^{**}$

** $p < 0.001$

11) ここでの proportional hazards model 分析は、SAS の PHGLM によって行われた。

は、年齢を統制した場合においても、子供を持ちたいというより強い動機付けが見合いにおいて存在し、その結果見合いにおける婚約後の妊娠確率はより高くなるものと考えられる。もしそうであるとすれば、婚約後の妊娠確率に関して、学歴や居住地と結婚形態の間に交互作用が存在するであろう。

これらの予想を検証するために、婚約から最初の妊娠までの時間の経過（第1妊娠待ち時間）について、それに対する諸要因の影響を見てみよう。婚約年齢が高い場合、子供を安全に生む時間が限られているなどのために行動の変化が生じて、婚約後の妊娠の確率が高くなることなどが考えられる。そこで、婚約年齢を統制して、婚約後の時間経過に伴う妊娠確率分布に関してproportional hazards model分析を行い、その比較を行った（表7）。独立変数は、出生コウホート、結婚前に親と同居していたか否か、最初の妊娠の前の就業状態、学歴、結婚前居住地、および、学歴、結婚前居住地のそれぞれと結婚形態の交互作用項である。

その結果、婚約年齢を統制しても、なお結婚形態はきわめて大きな効果を婚約後の妊娠確率に与えている。

すなわち、恋愛においては見合いよりも婚約後の妊娠確率が相対的に低く、したがって第1妊娠待ち時間がより長くなりがちであることを示している。学歴と結婚形態の間には、期待されたような交互作用は見られない。一方、結婚前居住地と結婚形態の間には1%水準で有意な交互作用効果が存在し、見合いの場合には、結婚前居住地が市部であっても郡部であっても、両者の間には統計的に有意な差はないのに対し、恋愛の場合には、市部に居住していた者の方が郡部に居住していた者に比べてより低い婚約後の妊娠確率を示している。この結果は、先述のような結婚に対する考えの帰結として現れたと考えることも可能だが、市部における住宅問題や物価高が特に恋愛の場合の妊娠時期に影響していると考えられることもできる。

無職である場合に比べて、雇用者である場合に第1妊娠待ち時間は相対的に長くなる。結婚前に親と同居していない場合には、性行動の制約の少なさなどのためか妊娠確率が高まっている。一方、こ

表7：婚約年齢を統制した場合における第1妊娠待ち時間のproportional hazards model分析：9 NFS

変 教	PH係数の指数変換値	
出生年		
1937~1940	1.00	
1941~1943	1.11	
1944~1946	1.11	
1947~1949	1.19**	
1950~1952	1.23**	
1953~1955	1.23**	
結婚前親との同居		
同居してした	1.00	
同居していなかった	1.08	
第1妊娠の前の就業状態†		
正社員	0.89**	
パート	0.84**	
家族従業・内職	0.95	
無 職	1.00	
		結婚形態
学 歴	見 合 い	恋 愛
高校以下	1.00	0.69**
短大・高専・専修以上	0.89	0.65**
		結婚形態
結婚前の居住地	見 合 い	恋 愛
都市部	1.00	0.69**
農村部	1.08	0.89
N = 5,717		$\chi^2(14) = 213.40**$

**p < 0.001

†第1妊娠前の就業状態は、結婚後のデータしか得られないことに注意する必要がある。

これらの要因を統制した場合でも、ベビーブーム以降のコウホートにおいて妊娠確率の高まり、言い替えば第1妊娠待ち時間の短縮が存在する。

5. 結婚年齢、婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間などの分布に対する曲線のあてはめ

本節では、結婚年齢分布、婚約前交際期間分布、婚約期間分布、第1妊娠待ち時間分布などに対する具体的な曲線のあてはめを行い、これらの分布を少数のパラメータによって記述することを試みる。初婚年齢の分布に対する曲線あてはめの研究は、いわゆる結婚のモデルスケジュールとしてCoaleらによって顕著な貢献がなされた¹²⁾。たとえば、Coale and McNeilは結婚した者に関する初婚年齢の頻度分布が

$$\bar{g}(x) = \frac{\lambda}{\Gamma(\alpha/\lambda)} \exp(-\alpha(x-\mu) - \exp(-\lambda(x-\mu)))$$

のように表せると報告した。ここで、 α 、 λ 、 μ はパラメータである。 μ は、 α と λ および a によって

$$\mu = a + \frac{1}{\lambda} \psi\left(\frac{\alpha}{\lambda}\right) \text{ と表される } (\psi = \Gamma'/\Gamma).$$

Coaleらは、1860年代のスウェーデンの初婚スケジュールを記述するパラメータを推定し、 $a=11.36$ 、 $\alpha=0.174$ 、 $\lambda=0.288$ とした。このパラメータ値を出発点として、このモデルが日本の初婚モデルスケジュールとして妥当であるかどうかを検討した研究も行われている¹³⁾。Coaleらの提示したモデルスケジュールは、彼ら自身が明示しているように、ある正規分布に近い分布

$g_m(x) = \frac{\lambda}{\Gamma(m+\alpha/\lambda)} \exp(-(\alpha+m\lambda)(x-\mu) - \exp(-\lambda(x-\mu)))$ と平均の逆数が等差級数的に増大する m 個の指数分布 $(\alpha e^{-\alpha x}, (\alpha+\lambda)e^{-(\alpha+\lambda)x}, \dots, (\alpha+(m-1)\lambda)e^{-(\alpha+(m-1)\lambda)x})$ のたたみこみである。Coaleらは、 m を3とすることを提案し、結婚可能となる年齢の分布が $g_3(x)$ によって、また、結婚可能年齢から将来の配偶者と知り合いになるまでの時間が $\alpha e^{-\alpha x}$ 、知り合いになってから婚約までの時間が $(\alpha+\lambda)e^{-(\alpha+\lambda)x}$ 、婚約から結婚までの時間が $(\alpha+2\lambda)e^{-(\alpha+2\lambda)x}$ 、によって近似されると考えた。そして、1959年にフランスにおいて行われた夫婦に関する調査のデータを用いて、知り合いから結婚までの時間の実際の分布と後2者のたたみこみの分布関数

12) A. J. Coale, "Age Pattern of Marriage", *Population Studies*, Vol.25, No.2, 1971, pp.193-214., A. J. Coale and D. R. McNeil, "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort", *Journal of American Statistical Association*, Vol.67, No.4, 1972, pp.743-749., G. Rodriguez and J. Trussell, *Maximum Likelihood Estimation of the Parameters of Coale's Model Nuptiality Schedule from Survey Data*, (WFS Technical Bulletin No.7), 1980., G. M. Feeney, *A Model for the Age Distribution of First Marriage*, East-West Population Institute Paper No.23, 1972., M. C. Keeley, "An Analysis of the Age Pattern of First Marriage", *International Economic Review*, Vol.20, No.2, 1979, pp.527-544., M. Montgomery and J. Trussell, "Models of Marital Status and Childbearing", In O. Ashenfelter and R. Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics Vol.1*, Amsterdam, North Holland, 1986, pp.205-266., C. T. Malaker, "On Recent Developments of Marriage Models and their Applications to Indian Nuptiality", *Genus*, Vol.43, No.1-2, 1987, pp.93-102 など参照。

13) 高橋眞一, 「結婚モデルスケジュールの日本への適用について——年齢別・結婚持続期間別有配偶女子特殊出生率を求める——」, 『国民経済雑誌』, 第138巻第6号, 1978年, pp.80-95, Kazumasa Kobayashi, "Fertility Implications of Nuptiality Trends in Japan". In L. T. Ruzicka (ed.), *Nuptiality and Fertility*, Liege, Ordina Edition, 1982, pp.29-41., 松下敬一郎・坪内良博, 「ナプシャリティ」, 『医学のあゆみ』, 第132巻第13号, 1985年, pp.944-948, 厚生省人口問題研究所(阿藤誠, 伊藤達也, 小島宏, 池ノ上正子), 『昭和58-60年度特別研究 経済社会システムからみた人口問題の総合的研究 第2報告書 マクロ・シミュレーション・モデルによる結婚と出生力の分析』, 特別研究報告資料, 1986年。

$$F(x) = 1 + \left(\frac{\alpha + \lambda}{\lambda}\right) e^{-(\alpha + 2\lambda)x} - \left(\frac{\alpha + 2\lambda}{\lambda}\right) e^{-(\alpha + \lambda)x}$$

の比較を行い両者がきわめて近いことを報告している¹⁴⁾。

そこで、まず、1955年までに生まれた第9次出産力調査対象者の有配偶女子に関して、結婚年齢分布に対する曲線のあてはめを行った。あてはめた曲線は、Coale-McNeil分布($\bar{g}(x)$)とガンマ分布

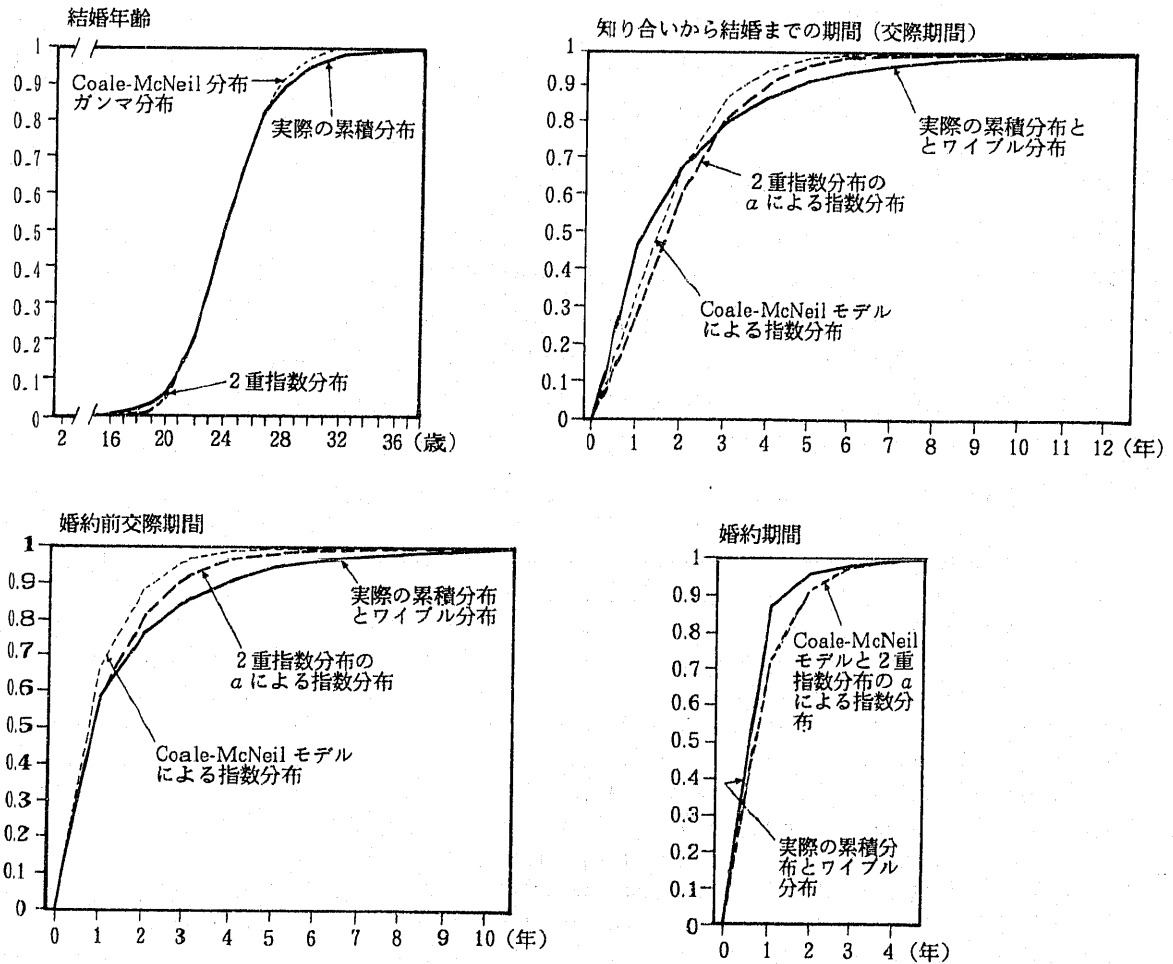
$$r(x) = l(lx)^{k-1} e^{-lx} / \Gamma(k)$$

そして、2重指数分布の一種

$$h(x) = a \exp(-a(x-\theta) - \exp(-a(x-\theta)))$$

である。Coale-McNeil分布のパラメータ α 、 λ 、 μ は、Coaleらによって提唱され従来用いら

図5 1937~55年生まれの有配偶女子に関する結婚年齢、交際期間、婚約前交際期間、婚約期間の累積分布：9 NFS



14) A. J. Coale and D. R. McNeil, 前掲 (注12), "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in a Female Cohort", pp.746-747.

れたスウェーデンのモデルに基づくことなく、非線形最小2乗法によって直接推定した¹⁵⁾。ガンマ分布のパラメータ l, k , 2重指数分布のパラメータ a, θ についても同様である。図5に示されているように、Coale-McNeil分布のガンマ分布は同じ程度の精度で近似を行っている。それに対し、 $h(x)$ の残差平方和はかなり小さくなっておりあてはめのよさを示している。それぞれの、パラメータ間の相関をみると(表8)、Coale-McNeil分布とガンマ分布において相関がかなり高くなっているのに対し、2重指数分布では相関が相対的に低い。パラメータ間の相関が高い場合には、一方のパラメータのわずかな変化が他方のパラメータの一定方向への変化を伴い、パラメータが安定しない。そのため、パラメータの標準誤差が大きくなってしまっている。それに対し、2重指数分布においては、パラメータの標準誤差も小さく安定した推定となっている。

表8：結婚年齢，知り合いから結婚までの期間，婚約前交際期間，婚約期間，それぞれの分布に対する曲線のあてはめ，1937～55年生まれの有配偶女子：9 NFS

変数 あてはめ分布	推定された パラメータ	パラメータ の標準誤差	パラメータ間 の相関	残差平方和†
結婚年齢				
Coale-McNeil分布	$\alpha = 0.925$	0.256	$r_{\alpha, \lambda} = -0.990$	0.0053
	$\lambda = 0.164$	0.048	$r_{\lambda, \mu} = -0.999$	
	$\mu = 19.690$	6.642	$r_{\alpha, \mu} = 0.994$	
ガンマ分布	$l = 1.343$	0.058	$r_{l, k} = 0.986$	0.0042
	$k = 13.194$	0.554		
2重指数分布	$a = 0.419$	0.006	$r_{a, \theta} = 0.319$	0.0026
	$\theta = 9.089$	0.029		
知り合いから結婚までの期間				
ワイブル分布	$u = 0.614$	0.005	$r_{u, v} = -0.832$	0.0001
	$v = 0.865$	0.007		
婚約前交際期間				
ワイブル分布	$u = 0.893$	0.004	$r_{u, v} = -0.777$	0.0000
	$v = 0.715$	0.004		
婚約期間				
ワイブル分布	$u = 2.120$	0.011	$r_{u, v} = -0.455$	0.0000
	$v = 0.650$	0.014		

† 累積分布の残差平方和

Coale-McNeil分布，2重指数分布の結婚年齢へのあてはめにおいては，年齢 x とした場合， $x' = x - 14$ として， x' について $\bar{g}(x')$, $r(x')$, $h(x')$ のあてはめが行なわれた。
 $x \leq 14$ については，頻度ゼロと仮定された。

15) 実際の年齢を α とした場合， $x = \frac{\alpha - a_0}{k}$ が， $\bar{g}(x)$ にしたがうとし， a_0, k を調整することによって実際の結婚年齢分布をあてはめようというのが，Coaleらの考えであった。これは， a の頻度分布を $\hat{g}(a)$ で表した場合， $\hat{g}(a) = \frac{\lambda/k}{\Gamma(a/\lambda)} \exp(-\frac{\alpha}{k}(a - (a_0 + k\mu)) - \exp(-\frac{\lambda}{k}(a - (a_0 + k\mu))))$ となり， α, λ を等しく $\frac{1}{k}$ 倍し， μ を k 倍して a_0 をたすことを意味する。ここでは，あてはめに関してこのような特殊な制約を課さず， α, λ, μ を直接推定した。ここで，用いられた非線形最小2乗法は，SASのNLINによって行われた。非線形最小2乗法については，中川徹・小柳義夫，『最小二乗法による実験データ解析』，東京大学出版会，1982年など参照。

2重指数分布のパラメータ α は正となっているが、これは、多くの部品（それぞれの寿命が独立に分布し、指数分布やガンマ分布などの指数系の等しい分布 $f(x)$ によって表せるとする）が並列的に結合し、それらの部品の寿命の最大値がその寿命となるような製品の寿命の分布として知られている¹⁶⁾。結婚年齢も結婚に必要な要件の成立する年齢の最大値であると考えられないこともない。自分の性的成熟性を自ら認識し、性行動に対するためらいが払拭されること、主観的に結婚に適した年齢に達したと感ずること、結婚するに適切な相手に巡り会ったと判断すること、などの諸要素が全部成立した時に結婚が成立するとすれば、それらの要素の完成する最大の年齢において結婚が生ずることになる。2重指数分布の適合の背景には、このような結婚成立要件の年齢分布の影響があるのかも知れない。

次に、Coaleらが主張するように、知り合いから婚約までの婚約前交際期間分布、婚約から結婚までの婚約期間分布、知り合いから結婚までの時間分布などがそれぞれ指数分布、および指数分布のたたみこみとして近似されるかどうかを検討してみよう。それらの累積分布の実際の値と結婚年齢にあてはめられたCoale-McNeil分布のパラメータから計算された値を図5で比較して見よう。これらの累積分布は、確かに実際の値とやや近い形態とはなっているように見えるが、両者の間の差は大きく、Coale-McNeil分布から推測されるパラメータを持った指数分布の関係が婚約前交際期間、婚約期間の分布にあたるとは思えない。また、2重指数分布はCoale-McNeil分布で、 $\alpha = \lambda$ の時に相当する。したがって、2重指数分布についても、その α を用いて、婚約前交際期間、婚約期間、交際期間の分布を指数分布であらわすことができる。その結果も図示してある。婚約前交際期間についてCoale-McNeil分布よりも若干あてはめがよくなっている¹⁷⁾。同じ図に、指数分布を一般化したワイブル分布 $w(x) = uvx^{v-1} \exp(-ux^v)$ 、 u, v は、パラメータ¹⁸⁾をあてはめた結果も示した(表8)。この場合、知り合いから結婚までの期間、婚約前交際期間、婚約期間のそれぞれの分布を記述するには、ワイブル分布の方が明らかに近似の程度がよい。

結婚年齢、婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間（婚約から最初の妊娠までの期間）などは、前半部において述べたように、見合い恋愛の別によって大きく影響される。また、結婚年齢は、見合いの場合に出生コウホートによってやや異なっている。第1妊娠待ち時間もベビーブーム以降の出生コウホートとそれ以前のコウホートにおいて差が見られた。そこで、結婚年齢では、恋愛、見合い/1936~46年生まれ、見合い/1947~55年生まれ、の3種類について、婚約前交際期間と婚約期間は、恋愛、見合いの2種類について、第1妊娠待ち時間は、見合い/1937~46年生まれ、見合い/1947~55年生まれ、恋愛/1937~46年生まれ、恋愛/1947~55年生まれ、の4種類について曲線をあてはめを行った。婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間（妊娠に関してのみセンサリングのあるデータを含むため、最終的な累積妊娠率を1に規格化した分布を対象とした）については1年単位ではなく3カ月単位で分布をあてはめを行った。上述の結果を考慮して、結婚年齢については、2重指数分布、婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間についてはワイブル分布をあてはめた(表9)。

16) このような分布を極値分布と称する。極値分布に関しては、E. J. Gumbel 著、河田竜夫・岩井重久・加藤滋男監訳、『極値統計学』、廣川書店、1963年、参照。

17) 2重指数分布の α から計算された婚約前交際期間、婚約期間、交際期間のそれぞれの累積分布 $(1 - e^{-2\alpha x}, 1 - e^{-3\alpha x}, \text{そして } 1 + 2e^{-3\alpha x} - 3e^{-2\alpha x})$ と実際の値の差の平方和は、0.042, 0.030, 0.046 であり、Coale-McNeil 分布のパラメータから計算されたそれに対応する値は、順番に、0.014, 0.030, 0.036 であった。

18) ワイブル分布は極値分布の第3の型であり、最小値の分布をあらわす。E. J. Gumbel, 前掲(注16), 『極値統計学』, pp.295-296 参照。したがって、以下のあてはめ結果からわかるように、知り合い後の婚約、婚約後の結婚、婚約後の妊娠などは、何らかの少数の条件が満たされればすぐに成立すると解釈することができる。

表9：結婚年齢，婚約前交際期間，婚約期間，第1妊娠待ち時間，それぞれの分布に対する曲線のあてはめ，1937～55年生まれ有配偶女子のいくつかのグループに対して：9 NFS

変数：対象集団 あてはめ分布	推定された パラメータ	パラメータ の標準誤差	パラメータ間 の相関	残差平方和†
結婚年齢：恋愛 2重指数分布	$a = 0.416$ $\theta = 8.883$	0.006 0.030	$r_{a,\theta} = 0.319$	0.0028
結婚年齢：見合い／1937～46年生まれ 2重指数分布	$a = 0.434$ $\theta = 9.130$	0.006 0.025	$r_{a,\theta} = 0.319$	0.0021
結婚年齢：見合い／1947～55年生まれ 2重指数分布	$a = 0.443$ $\theta = 9.885$	0.005 0.023	$r_{a,\theta} = 0.319$	0.0017
婚約前交際期間：恋愛 ワイブル分布	$u = 0.126$ $v = 0.996$	0.004 0.013	$r_{u,v} = -0.965$	0.0030
婚約前交際期間：見合い ワイブル分布	$u = 0.679$ $v = 0.961$	0.015 0.025	$r_{u,v} = -0.787$	0.0029
婚約期間：恋愛 ワイブル分布	$u = 0.386$ $v = 1.059$	0.012 0.025	$r_{u,v} = -0.886$	0.0048
婚約期間：見合い ワイブル分布	$u = 0.619$ $v = 1.232$	0.006 0.013	$r_{u,v} = -0.754$	0.0004
第1妊娠待ち時間：恋愛／1937～46年生まれ ワイブル分布	$u = 0.153$ $v = 1.063$	0.007 0.023	$r_{u,v} = -0.957$	0.0099
第1妊娠待ち時間：恋愛／1947～55年生まれ ワイブル分布	$u = 0.169$ $v = 1.049$	0.007 0.021	$r_{u,v} = -0.953$	0.0081
第1妊娠待ち時間：見合い／1937～46年生まれ ワイブル分布	$u = 0.236$ $v = 1.129$	0.009 0.026	$r_{u,v} = -0.931$	0.0064
第1妊娠待ち時間：見合い／1947～55年生まれ ワイブル分布	$u = 0.243$ $v = 1.156$	0.011 0.030	$r_{u,v} = -0.928$	0.0078

† 累積分布の残差平方和

2重指数分布の結婚年齢へのあてはめにおいては，年齢 x とした場合， $x' = x - 14$ として， x' についてあてはめが行なわれた。 $x \leq 14$ については，頻度ゼロと仮定された。その他の従属変数に対するワイブル分布のあてはめにおいては， $3n$ ($n = 0, 1, 2, \dots, 40$) の各月数時点について $w(n)$ によるあてはめを行なった。

結婚年齢については、3グループ間における尺度パラメータ θ の変動が顕著であり、これは言うまでもなく前に見た結婚年齢の差を示している。特に、見合いにおける出生コウホート間の差が大きい。形状パラメータ α にはそれほど差がなく、前に見た四分位偏差にあまり差のなかったことを反映している。婚約前交際期間については、ワイブル分布の形状パラメータである ν の大きさが1に近いことからわかるように、その分布は指数分布にかなり近似しており、知り合い後の時点における婚約の危険率がほぼ一定の値 u であることがわかる。当然のことながら見合いと恋愛の間には u に大きな相違が存在する。一方、婚約期間については、特に見合いの場合に ν の値が1よりかなり高くなっており、婚約後のある時点における結婚の危険率は、時間の経過とともに増大（時点 x における結婚の危険率は、 $u\nu x^{\nu-1}$ ）していく。見合いの場合ほどではないが、恋愛の場合においても ν は1を上回っており、結婚の危険率が時間によって増大することを示している。また、 u の値は、やはり見合いにおいて高くなっており、結婚の危険率が恋愛に比べて全体的に高くなっている。

婚約後の第1妊娠待ち時間に関しては、見合いと恋愛の間に u 、 ν ともに差が存在し、見合いにおいて婚約後の時間にとまなう妊娠の危険率の増大がより著しく、全体として危険率が高くなっている。また、見合いの場合には古い出生コウホートよりも新しい出生コウホートにおいて、危険率の時間にとまなう増大加速度が若干大きくなっている（つまり婚約後の妊娠時期が早くなっている）が、恋愛の場合には ν に関してはコウホートによる差のほとんどないことがわかる。しかし、 u については新しいコウホートにおいて若干の増大が観察されており恋愛の場合にも新しいコウホートにおいて全体的な妊娠危険率の高まり、すなわち第1妊娠待ち時間の短縮が示されている。このように、少数のパラメータにより曲線をあてはめることによって、多変量解析で確認された時間分布の偏差を、パラメータの変化としてコンパクトに表現することができる。

III. おわりに

本研究においては、第9次出産力調査のデータを用いて結婚および妊娠にいたる過程に存在する諸事象（出生、結婚相手とのめぐりあい、婚約、結婚、妊娠）の間の時間分布について検討した。出生コウホートによる結婚の遅れの現象は、見合いで著しく、結婚に対する態度の変化がその背景にある。適齢期という概念が衰退するにつれて、恋愛結婚においても知り合い年齢の上昇、婚約前交際期間の増大が観察された。さらに、これらの時間分布の変動においても知り合い年齢の上昇、婚約前交際期間の増大が観察された。さらに、これらの時間分布の変動あるいは集団間の相違は、少数のパラメータを持った既成の曲線をあてはめることによって、より明瞭に表現することができた。知り合いから婚約、婚約から結婚、また、知り合いから結婚までの時間分布は、必ずしもCoaleらが主張した指数分布モデルによって適切に記述されるものではないことが示された。本稿では、結婚年齢ばかりでなく、婚約前交際期間、婚約期間、第1妊娠待ち時間などについても極値分布のあてはめのよさが示され、これらの過程について新たなモデルの可能性が示唆された。

Selected Time Distributions in the Process to Marriage and Pregnancy in Japan

Kenji OTANI

This study examined time distributions between selected events (birth, encounter with the eventual husband, engagement, marriage and the first conception) on the basis of the data of the Ninth Japanese National Fertility Survey carried out by the Institute of Population Problems in 1987. As far as currently married women born in 1937-1955 are concerned, the phenomenon of marriage delay along birth cohort was very salient among arranged marriages, while that was not observed in love match couples. It is probable that a change in women's attitudes towards marriage brought this shift in marriage age.

Even when we limit our discussion to those who intend to marry eventually sometime in the future, there are three kinds of attitudes towards marriage as follows :

1. I want to marry by the end of a specified age range (so called the prime ages for marriage) even having recourse to an arranged marriage.
2. I want to marry on a love-match basis by the end of the prime ages, but if I cannot find an appropriate lover by the age, I do not mind marrying later.
3. It is more important to pursue one's career than to marry early. Although I will marry sometime in the future, I do not intend to get married early at the prime ages.

When the first attitude is prevalent, the median of marriage age is likely to be low and the proportion of arranged marriages tends to be high because of a low threshold for resorting to an arranged marriage. Once the second attitude gains ground instead of the first one, the intention to marry by all means by the end of the prime ages for marriage would be weakened, in a sharp contrast with the fact that before this change a large part of arranged marriage seekers married by the end of the prime ages. On the other hand, the shift from the first to second attitude may not necessarily affect age at encounter nor marriage age for love-match couples. On the basis of our data we confirmed that a large part of women in Japan moved from the first to second attitude and those who endorse the third one are still restricted to a part of women.

We also tried to estimate parametric functions which can approximate marriage age, time from encounter to engagement, time from engagement to marriage and time from engagement to the first conception. It was shown that the Coale-McNeil model did not satisfactorily approximate the distributions of marriage age, time from encounter to engagement, time from engagement to marriage and time from encounter to marriage. Instead we proposed to estimate a marriage-age distribution with the double exponential function and other distributions with the Weibull function. We obtained satisfactory results with our data and suggested a possi-

bility of a fruitful model of marriage and conception based on the limit law distributions.

平均余命の伸長と退職年齢

花 田 恭

I. 高齢社会政策と年齢

1. 年齢要件と平均余命の伸長

人口問題研究所の将来人口推計により、我が国の高齢化が急速に進展することが見込まれている。これに伴い高齢者に対する政策の重要性はとみに高まってきているところである。高齢者に関する政策は様々あるが、その多くは年齢要件を規定している。そのいくつかを例示すると、雇用政策については60歳定年制が推進されており、基礎年金の支給開始年齢は65歳、被用者年金制度では当分の間60歳支給開始であるが、将来において65歳に引き上げられることが検討されている。所得税制における老年者控除は65歳以上の者が対象とされ、公的年金等控除の額は65歳を境として差があり、配偶者控除額及び扶養控除額は70歳以上は増額される。生活保護については老齢加算は70歳以上とされ、老人保健法では70歳以上の者を対象とし、老人福祉法では65歳以上の者を対象としている。高齢者層もその年齢により、生活のすべての面にわたって実態が大きく異なるので、施策の内容により年齢要件も異なるのは当然である。また、高齢者の生活実態が社会や経済変動の影響及び健康水準の向上の影響等を受けて変化していくものであるため、これらの年齢要件の見直しが長期的にはなされるべきものであろう。ここでは、死亡水準の向上を生命表により考慮すると、定年退職年齢及び年金支給開始年齢という退職に関連した年齢について、「高齢」とする年齢がどう変化すべきかについて考察する。

初めてこのような問題を取り上げたのはRyder¹⁾である。「高齢の新しい指標」として、ある特定の長さの平均余命を有する年齢以上を高齢とすることを提案している。例えば、平均余命が10年に等しい年齢以上を高齢とすると、

$$e_x = 10$$

となるような x として、

$$x = E^{-1}(10)$$

を高齢の始まりの年齢としている。Ryderは、この年齢以上の人口割合を安定人口について算出した結果を分析し、様々な人口増加率と死亡水準に対応して大きく変化するものの、65歳以上人口割合よりも安定していることを示した。なお、このように高齢を定義することは、平均余命の伸びはすべて生産年齢の方へ組み込むことになる。平均余命の伸長は必ずしも健康・体力の水準の向上を意味していないという議論があり、寝たきり老人や植物人間の例があげられるが、健康の水準の向上がなければ我が国においてみられるような、平均余命の著しい伸長は有り得ないであろう。したがって、平均余命の伸長と高齢の関係を再検討する必要があると思われる。

2. 高齢化の集団の視点と個人の視点

我が国の人口高齢化の主要因としては、初期人口の年齢構造、出生率の低下及び平均余命の伸長が

1) Norman B. Ryder, "Notes on Stationary Populations", *Population Index*, January 1975, pp.8-11.

あり、石川²⁾は過去の実績と将来推計人口について、寄与率を算定している。これによれば、昭和22年から60年にかけての65歳以上人口割合の変化量のうち、出生の寄与が約7割、死亡の寄与は約3割である。また、昭和60年から40年間についてのそれは初期人口の寄与が大部分を占め、死亡の影響は2割を占めると推定されている。したがって、日本人口としては平均余命の伸長が高齢化に大きく寄与しているとは言いがたい。しかしながら、個人の生涯にとっては平均余命の伸長は、生活の実態に直接に大きく影響を与えるものである。

社会政策の運営にとっては、政策に対する需要や政策を遂行するにあたっての必要な資源が、人口の高齢化の度合や高齢者の絶対数によるので、人口集団としての視点からの検討が適当である。一方、政策の制度論として、制度の有効性、公平性等の検討については、個人の視点も必要である。生命表は人口の死亡水準から平均的生存期間を表すものとして、人口の年齢構造や出生の変動に関係せず、個人の視点から長寿化の進展をみるものと考えられよう。以下においては、人口高齢化の要因のうち平均余命の伸長のみを取り出して、制度の枠組みに従いつつ、退職年齢及び年金支給開始年齢に対する影響を計量的に把握することとする。これらの2つの事項については、現役時代と老後の双方を通じて制度に関係し、したがって、生命表を適用してあるべき年齢を評価するのに適しているからである。

II. 退職年齢

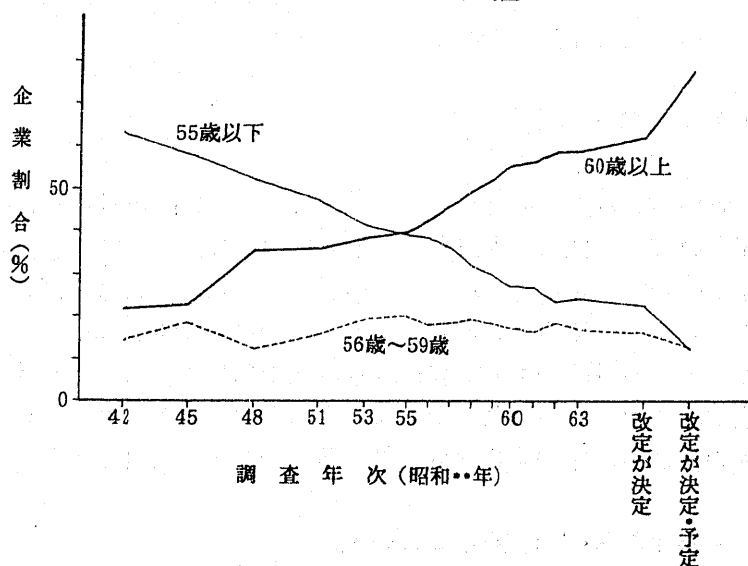
1. 定年制の退職年齢

退職年齢については、定年退職と中途退職があり、また、再雇用や勤務延長との関係があり、引退という意味での退職年齢の実態を把握することは困難である。したがってここでは、制度としての定年退職年齢を考察の対象とする。

高齢者の雇用の促進については、従来から様々な対策が立てられてきている。昭和54年に閣議決定された第4次雇用対策基本計画で、昭和60年度までに60歳定年を一般化することが目標として定められている。昭和58年度の第5次雇用対策基本計画では、引続き同様の目標が閣議決定され、さらに、昭和61年度に高年齢者雇用安定法が成立し、定年を定める場合には60歳を下回らないよう努める努力義務を事業主に課すこととなった。同法では、この努力義務の実効を確保するため、一定の場合に定年引上げの要請を行い、定年引上げ計画の作成命令をなし、計画の適正実施勧告をし、正当な理由がなくこれらに従わない場合に、事業主名を公表する等の行政措置を講ずることができるものとしている。

「雇用管理調査」³⁾により定年制の状況をみると、一律定年制を定めている企業の定年年齢別割合の推移は図1のとおりである。

図1 定年年齢別企業割合



2) 石川晃, 「わが国における1947年以後の人口高齢化の要因分析」, 『人口問題研究』, 第45巻第3号, 1989年。
 3) 労働大臣官房政策調査部, 『昭和63年雇用管理調査報告』, 1988年10月。

昭和63年1月1日現在で、定年制を定めている企業は、30人以上規模計のうち88.3%を占めており、定年制を定めている企業のうち一律定年制を定めているのは、30人以上規模計で90.1%となっている。これらの一律定年制の企業では、60歳以上とする企業が順調に増加してきたが、昭和60年以降は微増となっている。ただし、60歳以上に改定することが決定している企業と予定している企業を、すでに60歳以上と定めている企業に加えると76.7%になる。

企業規模別に観察すると、一律定年制としている企業のうち60歳以上としているのは、企業規模5,000人以上で82.8%であるが、規模が小さいほど低下し30—99人では59.1%となっている。また、これに改定を決定している企業と予定している企業を加えると、5,000人以上では97.9%であるのに対し、30—99人では72.0%と差がある。企業規模が大きいほど60歳以上とする企業割合が大きいので、定年制度の適用を受ける労働者に限ってみると、定年年齢を60歳以上としている企業に働く労働者の割合は、企業割合よりも大きい。

2. 等価退職年齢

Bayo and Faber⁴⁾は、平均余命の伸長に対して不変な測度を導入し、等価退職年齢 (Equivalent Retirement Age) を定義した。この「等価」は、本来、保険数理の用語であり、異なる時点の保険料及び保険金等を、利率により元利合計とし、または割り引くことにより、同一時点での額に変換した場合⁵⁾に同額となることをいう。等価退職年齢においては、基準となる年次の生命表と基準の退職年齢に対して算出した測度の値と、当該年次の生命表についての測度の値が等しくなるような、退職年齢 r を求めるのである。具体的には表1のうち、評価時点と測度の性格により4つの測度A, B, C, Dが提案されている。

表1 等価退職年齢の測度

評価時点	測度の性質 (等価とするもの)		
	退職後の期間	退職後と労働期間の比	労働期間
退職時 (r 歳)	$A = e_r$	$C = \frac{e_r}{r - 20}$	$E = r - 20$
労働力参入時 (20歳)	$B = \frac{l_r}{l_{20}} e_r$	$D = \frac{\frac{l_r}{l_{20}} e_r}{e_{20} - \frac{l_r}{l_{20}} e_r}$	$F = e_{20} - \frac{l_r}{l_{20}} e_r$

4) Francisco R. Bayo and Joseph F. Faber, "Equivalent Retirement Ages : 1940—2050", *Actuarial Note*, No.105, U. S. DHSS, Social Security Administration, June 1981.

5) 例えば、利率 i が一定であるとする、ある時点の金額 S は、それより n 年後の元利合計 $S(1+i)^n$ と等価である。

Aは退職時で評価した退職後の平均余命であり、これが異なる年次について等しいということ、すなわち、Aで測って等価であるということは、平均余命の伸びはすべて労働期間にまわすことを意味している。

Bも同じく退職後の平均余命を測度とするものであるが、労働力参入年齢（20歳としている）にたって評価するため、退職年齢に達する確率が掛かっている。Bを生命表の定常人口で書き換えると、

$$B = \frac{l_r e_r}{l_{20}} = \frac{T_r}{l_{20}}$$

となる。

Cは平均余命の伸長を、労働期間と引退期間に配分するものであり、退職年齢に達したときに、それまでの労働期間と今後の引退期間の期待値の比を一定にするものである。

DもCと同様に、平均余命の伸長を労働期間と引退期間に配分するものであるが、20歳時点で評価するために、労働期間及び引退期間は20歳での期待値となっている。これも定常人口で書き換えると、

$$D = \frac{\frac{l_r}{l_{20}} e_r}{e_{20} - \frac{l_r}{l_{20}} e_r} = \frac{T_r}{T_{20} - T_r}$$

となり、定常人口での労働期間にある人口と退職年齢以上人口の比となることがわかる。

Ryderの高齢の新しい指標は、Aと同じものであり、

$$r = E^{-1}(A)$$

である。

Bayo and Faberは、「平均余命の伸長をすべて労働期間にするのは公正ではない。かといって、すべて退職後の余暇とするのも妥当ではない。」と述べており、過去の労働者と現在の労働者で公正となる等価退職年齢を考えている。したがって、CまたはDを選択すべきであると考えているのであろう。なお、これらの4つの測度に付け加えて、測度の性質として労働期間を一定とするものと考えると、表1のように評価時点によって、退職時とするE、労働力参入時とするFの2つの測度が考えられる。ただし、退職時評価の場合は、つねに一定であり死亡水準の変化に関係しない。論理的には、これら2つの測度とAとBを先に考え、CとDはこれらの比から導くとわかりやすい。なお、FはB及びDと同様に定常人口で表すと、

$$F = e_{20} \frac{l_r}{l_{20}} e_r = \frac{T_{20} - T_r}{l_{20}}$$

となる。

Bayo and Faberは等価退職年齢の指標の問題として、

①どの測度を使用するか

に加えて、

②基準とする年次をどうとるか

③退職年齢として具体的に何を考えるか

について検討している。この場合は社会保障の年金給付についての通常退職年齢に関心があり、支給開始年齢である65歳と、初めてその支給が開始された1940年を基準として、その後の平均余命の伸長による等価退職年齢を算定している。また、将来生命表については、直近の1980年を基準年として、将来の等価退職年齢の伸びを観察している。米国の男女合計の生命表について、1940年の65歳は、

1980年にはAとBでは71歳を超え、CとDでは69歳を超えたところで等価となっている。また、1980年の65歳は、2050年には、AとBでは70歳を超え、CとDでは68歳を超えたところで等価となっている。AとBの差、及び、CとDの差は小さい。

McMillen⁶⁾は1983年の社会保障改正法により、年金支給開始年齢が2004年から2027年まで段階的に、65歳から67歳に引き上げられることとなった⁷⁾のに対し、等価退職年齢の観点からの検討を加えている。方法はBayo and Faberの方法によっているが、男女別の生命表で評価している。現実の雇用制度や社会保障制度においては、男女均等の原則から男女差はなくなってきているのであるが、制度の運営において潜在している平均余命の男女差の影響を明かにするために、男女別の分析をしている。

3. 我が国の等価退職年齢の推移

ここでは、我が国の完全生命表⁸⁾及び人口問題研究所の将来生命表⁹⁾を用いて、以上の6種の指標を算出し、我が国の平均余命の急速な伸長が、等価退職年齢をどのように引き上げているかを観察する¹⁰⁾。なお、等価退職年齢は退職年齢という観点からみた生命表の指標として、現実の雇用の制度や実態をはなれても、1つの指標として意味を有すると考えられる。

まず、基準とする年次とその時の退職年齢を設定する。ここでは、前記のように雇用対策基本計画が従来から昭和60年までに60歳定年を一般化することを目標としていたこと、昭和61年10月に60歳定年を事業主の努力義務とする高年齢者雇用安定法が施行されたこと、及び、最近の完全生命表が昭和60年のものであることから、昭和60年を基準年とし、その年次の退職年齢を60歳（丁度）として、過去及び将来の等価退職年齢を算定することとする。なお、労働力に参入する年齢は20歳とし、年齢のうち月齢の算出については直線補間によっている。戦後の混乱期が過ぎ高度経済成長期にはいる昭和30年以降について、算定した結果は表2のとおりである。

女子の過去の等価退職年齢について、BはAよりも平均余命の伸長の影響を受けるが、これは現役の年齢層の死亡水準の低下が過去の女子について大きく、退職年齢に到達する者が増加したためである。Fは平均余命が伸長すると等価退職年齢が低下しているが、現役の年齢層の定常人口の増加によるものである。過去においては、死亡水準の低下は中年年齢層で大きく、将来においては、高年齢層で大きい。したがって、評価時点の相違による差は過去についてはあるが、将来については極めて小さい。また、男子については中年年齢層で死亡水準の低下が大きく、女子では比較的高年齢層の寄与が大きいので、退職後の余暇を等価とするAとBにおいて、男女差が大きい。以上の指標のうちで、平均余命の伸長分を労働期間と退職後の余暇期間に振り分けるCとDが、今後の定年退職年齢のあり方を考えるうえで適していると思われるが、これらの過去の推移をみると、昭和30年においてほぼ55歳台であるので、現実の退職年齢の推移とそれほど掛け離れてはいないのではないかと推測される。

6) Marilyn M. McMillen, "Sex-Specific Equivalent Retirement Ages: 1940-2050", *Social Security Bulletin*, Vol.47, No.3, March 1984, pp.3-10.

7) 米国の1983年社会保障改正法では、2000-2005年に62歳に到達する者は、65歳から1年につき2月づつ引き上げて66歳支給開始とし、2017-2022年に62歳に到達する者は、66歳から1年につき2月づつ引き上げて67歳支給開始とすることとなった。年金支給開始年齢は一般に、長期間かけて段階的に引き上げるが、この米国の例は非常に長期間である。

8) 厚生省大臣官房統計情報部、『第16回生命表』, 1987年。

9) 厚生省人口問題研究所（阿藤誠、高橋重郷、石川晃、池ノ上正子）、『日本の将来推計人口——昭和60～100年——（昭和101年～160年参考推計）昭和61年12月推計』, 1987年。

10) 男女別に検討するが、これは雇用の実態には男女差があること、男女合計の生命表には次の様な問題点があることによる。すなわち、各歳の死亡率の算出において男女合計の人口と死亡数を使用するのか、男女別の生命表の死亡率の重み付き平均を使用するのか、及び、男女の労働力率の差を反映させるのか等の問題である。

表2 等価退職年齢の推移

(単位、歳：月)

男女・年次	測 度					
	A	B	C	D	E	F
男 子						
昭和30年(1955)	53 : 11	53 : 3	56 : 4	55 : 11	60 : 0	62 : 4
35 (1960)	53 : 10	53 : 7	56 : 3	56 : 0	60 : 0	61 : 8
40 (1965)	54 : 6	54 : 6	56 : 7	56 : 6	60 : 0	61 : 1
45 (1970)	55 : 6	55 : 7	57 : 3	57 : 2	60 : 0	60 : 10
50 (1975)	57 : 6	57 : 7	58 : 5	58 : 5	60 : 0	60 : 5
55 (1980)	58 : 8	58 : 10	59 : 2	59 : 3	60 : 0	60 : 2
60 (1985)	60 : 0	60 : 0	60 : 0	60 : 0	60 : 0	60 : 0

平成7年(1995)	61 : 6	61 : 6	60 : 11	61 : 0	60 : 0	59 : 10
17 (2005)	62 : 3	62 : 3	61 : 5	61 : 6	60 : 0	59 : 9
27 (2015)	62 : 8	62 : 8	61 : 8	61 : 9	60 : 0	59 : 9
37 (2025)	62 : 11	62 : 10	61 : 10	61 : 11	60 : 0	59 : 8

女 子						
昭和30年(1955)	53 : 0	51 : 8	55 : 11	55 : 3	60 : 0	62 : 2
35 (1960)	53 : 4	52 : 6	56 : 1	55 : 7	60 : 0	61 : 5
40 (1965)	54 : 2	53 : 10	56 : 7	56 : 3	60 : 0	60 : 10
45 (1970)	55 : 3	55 : 0	57 : 2	57 : 0	60 : 0	60 : 7
50 (1975)	57 : 0	56 : 11	58 : 3	58 : 1	60 : 0	60 : 4
55 (1980)	58 : 5	58 : 5	59 : 1	59 : 0	60 : 0	60 : 1
60 (1985)	60 : 0	60 : 0	60 : 0	60 : 0	60 : 0	60 : 0

平成7年(1995)	61 : 7	61 : 7	61 : 0	61 : 0	60 : 0	59 : 11
17 (2005)	62 : 5	62 : 6	61 : 6	61 : 7	60 : 0	59 : 10
27 (2015)	62 : 11	62 : 11	61 : 9	61 : 10	60 : 0	59 : 10
37 (2025)	63 : 2	63 : 2	61 : 11	62 : 0	60 : 0	59 : 10

Ⅲ. 年金支給開始年齢

1. 公的年金制度における支給開始年齢

年金支給開始年齢は、年金財政に直接大きな影響を及ぼす。公的年金制度では終身年金を支給しており、年金の受給期間の違いとして影響するが、支給開始年齢において受給者数が最も大きいので、わずかな引き上げでも財政負担を軽減する効果は大きい。企業年金や個人年金においても、事前積立方式で財政運営を行うので、年金資産の運用期間を通して財政状態に大きな影響を及ぼす。厚生年金保険を例にとると、昭和59年財政再計算で、現行60歳の支給開始年齢を65歳に引き上げた場合、保険料率がどの程度軽減されるかの試算がなされている。これによると、60歳支給開始のままとした場合、将来において保険料率は28.9%まで上昇するが、65歳支給に制度改正を行えば、23.9%に抑えること

が可能であるとされている。また、個人年金で支給開始を5年間遅らすと、この5年間の据置期間の利率を5.5%として、年金資産は40%増加する。

現在の公的年金制度の年金支給開始年齢には、制度毎の考えの相違がみられる。国民年金では原則として、20歳から59歳の間には保険料を支払い、65歳から年金を受給する。ただし、国民年金の対象者は農業者、自営業者、被扶養配偶者、無業の者等広い階層にわたるので、60歳からの繰上げ受給や65歳以降の繰下げが認められている。いずれの場合も年金現価が等しくなるように、年金額が減額または増額されることとなる。

厚生年金保険の年金支給開始年齢については、昭和17年の制度創設当時、養老年金と呼ばれていた老齢年金の受給資格は55歳であった。現実には養老年金が発生する昭和29年には、戦後の混乱から再建するため根本的な改正がなされ、支給開始年齢は男子について60歳に引き上げられたが、女子は55歳のままとされた。その後、昭和55年の制度改正のとき、将来の人口高齢化に対処するため、支給開始年齢を20年かけて段階的に5歳引き上げることが検討されたが、結果的に見送られることとなった。全国民を共通の基盤とする基礎年金制度の創設を内容とする昭和60年改正では、厚生年金保険法の本則において60歳支給開始とされたが、定年年齢等の雇用状況を勘案し、当分の間、60歳から65歳に達するまで従来と同じ年金が老齢厚生年金として特別支給されることが、附則で規定されている。ただし、女子については、昭和63年度から2年間に1歳の割合で引き上げていき、昭和75年度（平成12年度）から男子と同じになるようにされた。

厚生年金保険では年齢を繰り下げて受給することは認められているが、繰り上げは認められていない。65歳から支給される老齢厚生年金は、65歳以降に在職していても65歳到達時に被保険者としての資格を喪失し、年金が支給される。したがって、老齢厚生年金の受給要件は年齢要件のみである。60歳から5年間特別支給される老齢厚生年金は、在職者についてはその標準報酬に応じて減額した年金が支給される。

共済組合の年金制度では、組合員が退職した後に65歳に達した場合に退職共済年金が支給され、年齢要件と退職要件の双方を満たさなければならない。60歳から65歳に到達する間は、特別支給の退職共済年金が支給される。共済年金で「退職」共済年金と称しているのは、退職要件を重視しているからであり、これは、多種多様な適用事業所を抱える厚生年金保険と異なり、共済組合は共通の基礎にあるため、退職の認定等に問題を生じないことも、1つの理由であると思われる。

共済年金では昭和55年の制度改正で、年金支給開始年齢が、55歳から60歳におおむね3年につき1歳の割合で、引き上げられることとなっていたが、昭和61年改正で2年に1歳ずつと早められ、昭和70年（平成7年）の公的年金制度の一元化に合わせて、経過措置が短縮された。また、従来認められていた退職共済年金の繰上げ受給については、国家公務員の定年制度の施行等を勘案して廃止された。以上のように、公的年金制度では65歳支給開始と統一され、うち、被用者年金制度は60歳から65歳に達する間、特別支給として独自給付を行うこととなった。

次に、実際の老齢年金の受給権発生時の平均年齢の推移を、国民年金と厚生年金保険の新規裁定者について、社会保険庁の事業年報¹¹⁾から略算したのが表3である。

昭和61年度は新法が施行されたことにより、大きく変動しているが、厚生年金保険では平均年齢が低下傾向にあったことがわかる。在職老齢年金を除く場合は、年金制度からみた退職年齢とも言えるものであろう。国民年金においても、平均年齢は低下傾向にあったが、これは減額した年金を繰り上げ受給することを選択した者が増加したことを意味している。制度に規定される年金支給開始年齢と実際に支給開始される平均年齢は、この表でみるように、退職要件や年齢の繰上げ及び繰下げにより

11) 年齢別老齢年金受給権者数は、昭和56年度版以降に掲載されている。厚生年金保険は、旧法の通算老齢年金を含む。社会保険庁編、『事業年報 昭和62年度』、社会保険協会、1988年、他。

表3 新規裁定者の平均年齢

(単位, 歳)

制 度	厚 生 年 金 保 険				国 民 年 金	
	男 子		女 子		男 子	女 子
年 金 種 別	在職老齢年金を含む	在職老齢年金を除く	在職老齢年金を含む	在職老齢年金を除く	老 齢 年 金	老 齢 年 金
年 次						
昭和56年度	61.75	60.43	60.01	58.61	62.33	61.84
57	61.59	60.38	59.83	58.58	62.12	61.70
58	61.83	60.37	60.13	58.58	61.94	61.58
59	61.18	60.31	59.51	58.52	61.89	61.59
60	61.08	60.30	59.40	58.48	61.85	61.59
61	61.59	61.27	60.01	59.17	62.92	62.66
62	61.42	61.37	60.31	59.88	62.24	61.70

変動するものである。

先進各国においては米国を除き、制度創設時に年金支給開始年齢を65歳または70歳と高齢に設定したため、徐々に引き下げられる国が多い。若年者の失業率が高く、高齢者の早期退職を促進するため、年金支給開始年齢を引き下げる傾向もある。我が国では高齢者の雇用促進を図りつつ、年金支給開始年齢を引き上げようとしており、雇用情勢が反対に作用しているのは興味深い。

我が国の被用者年金制度においては、支給開始年齢は55歳から60歳へと引き上げられてきたが、今後の高齢社会を展望すれば、現在提案されている法案のように65歳支給開始とならざるを得ないであろう。年金財政は長期にわたるものであるから、急激な変化は避けなければならないので、将来動向を見通しつつ早期に年齢の引き上げ計画が定められるべきものであろう。60歳及び65歳における平均余命の伸長が著しく、年金の受給期間が過去に比較して、長くなってきていることも考慮しなければならぬと思われる。

2. 等価年金支給開始年齢

年金支給開始年齢についても、等価退職年齢と同様に、等価支給開始年齢を考えることができる。ここでは表4のように、年金財政方式の相違による3つの測度と、保険の概念による2つの測度を考えた。年金制度としては、20歳で加入し、年金支給開始年齢 r の5年前に脱退し、各自の年金額は定額とするような制度とする。

(1) 財政方式による測度

我が国の基礎年金制度では給付費の3分の1が国庫負担とされているが、年金給付に必要な費用を全額税金で賄う場合に税方式という。この場合には給付費に関心があり、収入は年金制度の外から生じるので、生命表における等価年金支給開始年齢の測度はAのように、単に受給者層の定常人口のみを考えた T_0 となる。なお、税金は全国民¹²⁾で負担するので、これを T_0 で割ったものを測度とすることも考えられよう。

財政年度毎に必要な給付費を保険料で賄う方式を賦課方式という。この方式では、給付は制度の規定に従って行われ、給付費が決まると、給付費を被保険者数で除した保険料が決定される。給付費は

12) 所得税を負担しているのは現役世代であるが、相続税及び消費税まで考慮し、さらに、どの世代が負担しているともいえない法人税等があるので、ここでは全国民としておく。

受給者数により変動し、保険料は給付費と被保険者数の変動によって、年度毎に変動する。この場合を生命表に対応付けるとBのように、受給者の年齢層の定常人口を被保険者の年齢層の定常人口で除したものが、等価年金支給開始年齢の測度とされる。ここでは、5年間の据置期間があるので、被保険者の年齢層は20歳から $r-5$ 歳に達するまでである。なお、賦課方式による測度は、据置期間がなければ、等価退職年齢の測度Dと同じものである。

貯蓄のように被保険者のときに保険料を積み立てておき、受給者となってから積立金を取り崩して年金とする財政方式を積立方式という。我が国では厚生年金基金等の企業年金が、積立方式で財政運営されている。積立方式の等価年金支給開始年齢の測度はCである。年金支給開始時の現価で保険料及び年金額を評価するため、分母は利率 i による元利合計、分子は割引率 $v = 1/(1+i)$ で割り引いたものとなっている。この測度は利率の値が高いほど、平均余命の伸長による等価年金支給開始年齢の上昇幅は小さくなる。なお、利率が0の場合は、賦課方式の測度に一致する。

表4 等価年金支給開始年齢の測度

評価基準		測度
財政方式	税方式	$A = T_r$
	賦課方式	$B = \frac{T_r}{T_{20} - T_{r-5}}$
	積立方式	$C = \frac{\sum_{x=r}^{\omega} L_x v^{x-r+1/2}}{\sum_{x=20}^{r-6} L_x (1+i)^{r-x-1/2}}$
保険の概念	制度加入時	$D = \frac{l_r}{l_{20}}$
	年金支給開始時	$E = \frac{l_{r+10}}{l_r}$

(2) 保険の概念による測度

「生活危険によりて偶発する一定の経済的必要を予定する多数の経済単位が、技術的基礎にたつて、相互にその必要を充足することが保険である。」¹³⁾ この技術的基礎として、偶発する保険事故について大数の法則を応用すること、保険料という収入と保険給付という支出について、収支相等の原則を維持すること等があげられる。老齢年金は老齢に達するという保険事故に対して、保険給付を行うものである。また、終身年金は生存という保険事故が、支給を継続する要件である。老齢に達せず死亡する者及び老齢に達したが平均よりも短命な者は、死亡により所得が必要でなくなるので、その者の分を生存者に回す制度といえる。したがって、被保険者や受給者の生存率が1に近づくと、保険としての意味はなくなる。Dは20歳で制度に加入した者が、年金支給開始年齢に達する確率であり、この確率の値が等しく保たれる年齢を求めるものである。Eは年金支給開始年齢に到達した時点で立って、例えば10年後のように一定の期間後の生存率を等しくするものである。

3. 等価年金支給開始年齢の推移

我が国の完全生命表と将来生命表により、男女別に等価年金支給開始年齢を算出した。ここで、基準年次は昭和35年とし、基準年次の年金支給開始年齢を65歳とした。これは、昭和34年に国民年金法

13) 大林良一、『保険理論』、春秋社、1960年、pp.14-17.

が成立し、同年から無拠出制の福祉年金が、昭和36年から拠出制国民年金が実施され、国民皆年金が確立されたことによる。ただし、前述の測度と現実の国民年金制度の年金財政方式や制度の運営は無関係である。結果は表5のとおりである。

測度Cによる値は利率によって大きく変わるので、表5には利率が1.5%の場合とし、利率による変動をみるため、昭和35年を基準として、昭和60年の等価年金支給開始年齢を表6に示す。

財政方式によるものの中では、税方式によるAが最も伸長するが、これは受給者数のみを考慮し、死亡水準の低下による現役世代の定常人口の増加を考慮していないからである。賦課方式のBと積立方式のCは大きな差はないが、利率が1.5%と低いことによる。ただし、表6のように、利率の変化による等価年金支給開始年齢の変化は意外と小さい。積立方式の年金財政運営に利率の与える影響は大きいのであるが、年金支給開始年齢の影響は利率のそれを上回るほどである。なお、ここでの利率は名称利率ではなく、名称利率を年金改定率で除した実質利率と考えるのが適当である。

保険の概念による生存率から導出したDとEは、高齢者の死亡率の低下を敏感に反映している。と

表5 等価年金支給開始年齢の推移

(単位, 歳:月)

男女・年次	測 度					(参 考)
	A	B	C ¹⁾	D	E	65歳平均余命の伸び
男 子						
昭和35年(1960)	65 : 0	65 : 0	65 : 0	65 : 0	65 : 0	0 : 0
40 (1965)	66 : 0	65 : 6	65 : 6	65 : 9	66 : 3	0 : 3
45 (1970)	67 : 2	66 : 4	66 : 2	66 : 5	67 : 4	0 : 11
50 (1975)	69 : 2	67 : 9	67 : 7	68 : 5	69 : 6	2 : 1
55 (1980)	70 : 5	68 : 8	68 : 5	69 : 6	70 : 11	2 : 11
60 (1985)	71 : 8	69 : 8	69 : 3	70 : 11	72 : 4	3 : 11
<hr/>						
平成7年(1995)	73 : 3	70 : 9	70 : 4	72 : 5	73 : 6	5 : 0
17 (2005)	74 : 0	71 : 5	70 : 10	73 : 3	74 : 2	5 : 7
27 (2015)	74 : 5	71 : 9	71 : 2	73 : 8	74 : 7	5 : 11
37 (2025)	74 : 8	71 : 11	71 : 3	73 : 11	74 : 9	6 : 1
<hr/>						
女 子						
昭和35年(1960)	65 : 0	65 : 0	65 : 0	65 : 0	65 : 0	0 : 0
40 (1965)	66 : 4	65 : 8	65 : 8	66 : 0	67 : 0	0 : 6
45 (1970)	67 : 7	66 : 6	66 : 5	66 : 11	68 : 6	1 : 3
50 (1975)	69 : 5	67 : 9	67 : 7	68 : 9	70 : 10	2 : 6
55 (1980)	70 : 11	68 : 10	68 : 6	70 : 2	72 : 9	3 : 7
60 (1985)	72 : 6	70 : 0	69 : 7	71 : 9	74 : 5	4 : 10
<hr/>						
平成7年(1995)	74 : 1	71 : 2	70 : 8	73 : 5	76 : 0	6 : 2
17 (2005)	74 : 11	71 : 10	71 : 2	74 : 4	76 : 11	6 : 11
27 (2015)	75 : 5	72 : 2	71 : 6	74 : 10	77 : 5	7 : 4
37 (2025)	75 : 8	72 : 4	71 : 8	75 : 1	77 : 9	7 : 6

注 1) $i = 1.5\%$ の場合である。

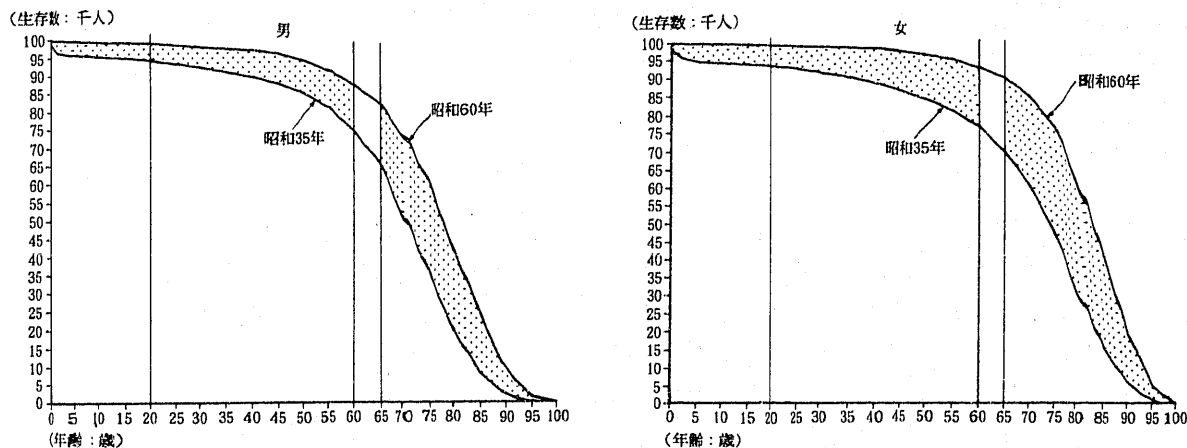
くにEは我が国の平均余命の伸長が高齢者で著しいため、昭和35年に比較して昭和60年の男子で7歳、女子で9歳を超える伸びを示している。いずれの指標においても女子のほうが男子よりも伸びの幅は大きく、特にA、D、Eで差が大きい。

表5の参考に65歳における平均余命が、昭和35年を基準としてどれだけ伸長しているかを示したが、女子においてCの昭和55年以降とBの平成17年以降を除けば、この平均余命の伸びよりも等価年金支給開始年齢の伸びが大きい。この様子を見るために、図2に昭和35年と昭和60年の生命表の生存数を示した。65歳の定常人口は、この25年間に男子で67.2%、女子で60.9%増加している。このうち、65歳平均余命の伸長のみの効果によるのは、男子で33.6%、女子で34.3%である。65歳の生存数の増加のみの効果によるのは、男子で25.2%、女子で19.8%であり、残りが相乗効果である。したがって、死亡水準の低下による高齢化を検討する場合には、平均余命の伸長だけでなく、生存数の増加も考慮しなければならない。

表6 積立方式の等価年金支給開始年齢の利率による差
(昭和35年の65歳を基準とする昭和60年の値)
(単位、歳：月)

利率	男子	女子
0.0%	69 : 8	70 : 0
0.5	69 : 6	69 : 10
1.0	69 : 5	69 : 8
1.5	69 : 3	69 : 7
2.0	69 : 2	69 : 5
2.5	69 : 0	69 : 3
3.0	68 : 11	69 : 1
3.5	68 : 9	68 : 11
4.0	68 : 8	68 : 9
4.5	68 : 6	68 : 7
5.0	68 : 5	68 : 5
5.5	68 : 3	68 : 4

図2 生存数曲線の推移



IV. 人口高齢化と等価年齢

これまでの議論は生命表の定常人口について考察したものであり、個人の視点に立脚したものであるが、実人口においては平均余命の伸長以上に、年齢構造からくる人口の高齢化が進展してきている。等価退職年齢のDと等価年金支給開始年齢のBを、定常人口の場合と同様に我が国の人口と将来推計人口について算出したのが表7である。

表2及び表5の対応する値と比較すると、過去については大きな差はない。特に、等価年金支給開始年齢では差は1歳以内である。等価退職年齢の女子について、昭和45年に差が2歳とやや大きくなっ

表7 我が国の人口による等価年齢

(単位, 歳: 月)

測 度	等価退職年齢		等価年金支給開始年齢	
	r 歳以上人口		r 歳以上人口	
	20歳以上 r 歳未満人口		20歳以上 $r - 5$ 歳未満人口	
年 次	男 子	女 子	男 子	女 子
昭和35年 (1960)	57 : 0	53 : 9	65 : 0	65 : 0
40 (1965)	57 : 2	54 : 4	65 : 6	65 : 5
45 (1970)	57 : 4	55 : 0	66 : 0	66 : 1
50 (1975)	57 : 9	56 : 2	66 : 9	67 : 3
55 (1980)	58 : 7	58 : 0	68 : 0	68 : 0
60 (1985)	60 : 0	60 : 0	69 : 1	70 : 10
平成7年 (1995)	63 : 9	63 : 6	70 : 11	73 : 8
17 (2005)	67 : 2	67 : 0	74 : 6	76 : 10
27 (2015)	69 : 9	69 : 10	77 : 4	79 : 6
37 (2025)	71 : 11	72 : 3	78 : 8	81 : 2

ているが、第一次ベビー・ブームの世代が20歳を超えて、分母にはいつてくるからである。等価退職年齢の男子において、昭和35年から昭和45年は実人口の方が年齢が高くなっているが、第二次大戦の影響による中年の男子人口の減少によるものである。将来推計人口については、昭和60年の値に比較していずれも10歳前後伸長している。定常人口についての場合が2歳前後であるので、等価年齢でみた高齢化は平均余命の伸長によるよりも、現在の年齢構造が将来においてもたらす結果はるかに大きな影響を及ぼすことがわかる。

V. 結 論

人口高齢化の指標として通常は、65歳以上人口割合、老年人口の従属人口指数等が用いられているが、ここでは、等価年齢を用いて特定の制度に対応付けながら、高齢化の程度を計測してみた。等価の測度により高齢化の程度は大きく変わる。また、生命表の定常人口について検討すれば、平均余命の伸長の影響のみを取り出すことが可能である。平均余命の伸長よりも、等価年齢の伸長が大きい場合があるが、高齢層における定常人口の増大は、平均余命の伸長に加えて高齢に到達する生存数が増大しているためである。

Increases in the Life Expectancy and Retirement Ages

Kyo HANADA

In accordance with the improvement of health level, the definition of "old age" should be changed to reflect increases in the life expectancy. Ryder (1975) proposed a new index of old age to equalize the number of years remaining until death. Bayo and Faber (1981) proposed four measures of equivalent retirement ages which generalized the Ryder's index.

In this article, these equivalent retirement ages are applied to the life tables for Japan from 1955 to 2025, to show the change of the retirement ages which are equivalent to sixty in 1985.

Then, the concept of the retirement ages is extended to the pensionable ages in the public pension schemes. Three measures based on the funding methods and two measures based on the insurability are proposed. These five measures of equivalent pensionable ages are applied to data from 1960 when the National Pension Scheme was established with the age for full benefits from sixty-five. The increases in these equivalent pensionable ages are mostly greater than those in the life expectancy, reflecting the rapid growth of survival numbers in addition to the gains of average length of life.

移動者の世帯構成： 人口動態事象と世帯・家族に関する統計

伊藤達也

I. はじめに

出生、死亡、移動など人口動態事象の発生率は、配偶関係といった個人の属性ばかりでなく、同居者の有無にも影響をうけている。また、人口動態事象の発生は、個々の世帯や家族の数と構成に変化を与える。しかしながら、現在利用できる人口に関する統計のほとんどは、個別事象の当事者に関する統計とある時点における世帯構成に関する統計で、人口動態事象の当事者とその世帯・家族との関係を明らかにする統計はきわめて少ない。

しかしながら、最近の平均世帯規模は約3人と小さくなっており、一人の世帯員の人口動態事象・移動などによる生活上の変化の影響は、他の世帯員全員に及ぶことになる。また、晩婚化や少産化の進行、離婚率の動向は、日常生活の単位である世帯の今後の動向に大きな影響を持つことになる。こうしたことから人口動態事象と世帯・家族に関する統計の整備はきわめて重要となってきている。

そこで、本稿でははじめに人口動態事象・移動と世帯・家族の関係に関するわが国の統計調査の現状とその問題点を検討してみよう。つぎに、1980年の国勢調査ではじめて集計された「世帯の移動類型」別集計から、移動者の世帯構成の概要を紹介し、最後に、1980年国勢調査結果から指摘される高齢者の高い移動率に対して、世帯と関係でどのようなことがいえるのか検討する。

II. 人口動態事象・移動と世帯・家族との関係に関する統計調査

1. 人口動態事象発生率と世帯・家族との関係

人口動態事象および移動の発生と、世帯・家族との関係は、2つの方向性がある。第1の方向性は、人口動態事象の発生が世帯・家族環境によってどのような影響をうけるかということである。もう1つの方向性とは、第1の方向と反対に、人口動態事象の発生によって世帯・家族がどの様に変化をするかということである。

人口動態事象や移動の発生が世帯家族環境によって影響をうけるのだろうか。また人口動態事象の発生確率に同居者の有無と構成によって差があるのだろうか。そこで、出生、死亡、移動について、3つの事例をみてみよう。

(1) 結婚直後の親との同居と平均出生児数

出生は、一般に年齢、配偶関係、出生順位、出生間隔などを中心に指標が作成されている。そして、夫婦や世帯の社会経済属性別の出生率格差を手がかりに、社会との関わり方、社会変動との関係が分析される。

出生率を、結婚直後の親と同居・別居の別に計測してみると、親と同居している女子の方が、別居していた女子よりも、やや高い。例えば、1987年の第9次出産力調査によると、結婚10—14年の女子では、親と同居していた場合、平均出生児数は2.27子、別居・その他の場合には2.10子と、0.17子多

表1 結婚持続期間別, 結婚直後の親との同・別居別, 平均出生児数: 1982, 87年 (人)

結婚持続期間 結婚直後親との同別居	第8次調査 (1982年)	第9次調査 (1987年)
0～4年		
同居	0.91	1.02
別居その他	0.74	0.85
5～9年		
同居	2.07	2.07
別居その他	1.90	1.87
10～14年		
同居	2.28	2.27
別居その他	2.09	2.10
15～19年		
同居	2.35	2.32
別居その他	2.13	2.11
20年以上		
同居	2.42	2.45
別居その他	2.13	2.22

注: 各次調査報告書による。親のいない場合はその他に含まれる。

出所: 『人口統計資料集 1988』, 1989年, 表19.

い。最近の2回の出産力調査の結果によると, どの結婚年数においても平均出生児数は, 結婚直後に親と同居している女子の方が平均的に0.2子ほど多い。

(2) 配偶関係別の死亡率

死亡率を配偶関係別に観察すると, 有配偶者の死亡率は, 無配偶者よりも低い。それは配偶関係別の死亡率をもとに生命表を作成し, 20歳の平均余命で比較してみると, 表2に示したように, 有配偶者が最も長命で, 未婚者は短命である。また, 離別者の平均余命は, 死別者よりも短く, 無配偶者となった契機によっても死亡率に格差がみられる。

表2 配偶関係別, 20歳時の平均余命: 1955, 1985年

配偶関係	男		女	
	1955	1985	1955	1985
総数	48.47	55.74	52.55	61.20
未婚	33.80	46.88	37.77	53.33
有配偶	50.56	56.97	54.26	62.60
死別	40.95	51.23	51.92	60.09
離別	39.32	45.15	48.27	58.70

出所: 石川晃, 『配偶関係別生命表, 昭和30年—60年』, 人口問題研究所, 研究資料第255号, 1988年。

たとえば, 1955年の男子の平均余命は, 全体では48.47年であった。これを配偶関係別にみると, 有配偶者は50.56年と平均を上回っているものの, 死別者は40.95年, 離別者は39.32年, そして未婚者33.80年と, 有配偶者よりも17年も短命である。このような関係は, 1985年でもみられるし, 女子にもみられる。女子の有配偶者と未婚者の平均余命の差は, 1955年では17年, 1985年でも9年となっている。

(3) 跡継ぎとその他の子の転出率

移動についてはどのようになっているのだろうか。ここでは, 親との続柄別に親との同居・別居の

表3 親が生存している世帯主およびその配偶者の親との続柄別, 親と同居している割合: 1980年

親との続柄	世帯数	親が生存している世帯	親と同居している世帯
世帯主の親からみた続柄			
総数	7,792	4,511 (100.0)	1,077 (23.9)
長男	2,963	1,920 (100.0)	786 (40.9)
その他	4,827	2,591 (100.0)	291 (11.2)
配偶者の親からみた続柄			
総数 ¹⁾	7,792	3,976 (100.0)	137 (3.4)
兄弟のいない長女	341	216 (100.0)	45 (20.8)
兄弟のいる長女	2,348	1,744 (100.0)	49 (2.8)
その他	3,585	2,013 (100.0)	40 (2.0)

注: 1) 配偶者のいない世帯等を含む。

出所: 厚生省大臣官房統計情報部, 『昭和55年国民生活実態調査』, 1981年

割合を調べてみよう。なぜなら、子どもの親世帯からの分離・独立の確率は、跡継ぎと想定される「長男」や「兄弟なしの長女」に比べて、その他の子どもはきわめておおきいと考えられるからである。跡継ぎとそれ以外の子との間に、格差が大きいと、子どもの数が変動するだけでも年齢別移動率に影響があらわれることになる。

1980年の『国民生活実態調査』によると、親が生存している場合、男子世帯主の23.9%は同居しているが、その男子が長男の場合には同居率は40.9%、次三男の場合には11.1%と、4倍近い格差がみられる。女子をみると、兄弟がいない長女の場合の同居率は20.8%、兄弟のいる長女や次女の同居率は2%台と、10倍近い格差がみられる。

1988年に人口問題研究所が実施した「世帯形成の地域差に関する人口学的調査」¹⁾から、人口流入地域の大阪市、直系家族制社会の典型である山形県の山形市と藤島町、夫婦家族制社会の典型である鹿児島県の鹿児島市と大崎町について、現在の世帯主の兄弟姉妹の中で、親が生存している場合の同居者と、死亡している場合の相続者の割合、すなわち結婚後の親との同居率を、表4に示した。

この表から、直系家族制社会の典型である山形県藤島町では親との同居率は最も高く、長男と兄弟のいない長女の同居率は83%となっている。反対に夫婦家族制社会の典型である鹿児島県では親との同居率は最も低く、鹿児島市と大崎町の長男の同居率が35%と40%、兄弟のいない長女の同居率は鹿児島市で12%となっている。大崎町は兄弟のいない長女のケースが4と少ないのでなんともいえない。なお、大阪市の場合、長男と兄弟のいない長女の同居率は40%前後と、山形県と鹿児島県の中間に位置している。

長男と兄弟のいない長女の同居率は地域による格差が大きいものに対して、次三男や兄弟のいる長女あるいは次女など「その他」の子の「親との同居率」のほとんどみられない。すなわち、

表4 親との続柄別、親が生存している場合の同居者と死亡している場合の相続者の割合：1987年

親との続柄	兄弟姉妹数	同居・相続	別居・分家・独立
山形県山形市			
総数	927	243 (26.21)	684
長男	226	143 (63.27)	83
兄弟のいない長女	11	8 (72.73)	3
その他	690	92 (13.33)	598
山形県藤島町			
総数	861	304 (35.31)	557
長男	234	196 (83.76)	38
兄弟のいない長女	18	15 (83.33)	3
その他	609	93 (15.27)	516
鹿児島県鹿児島市			
総数	785	144 (18.34)	641
長男	198	69 (34.85)	129
兄弟のいない長女	26	3 (11.54)	23
その他	561	72 (12.83)	561
鹿児島県大崎町			
総数	658	117 (17.78)	541
長男	146	59 (40.41)	87
兄弟のいない長女	4	2 (50.00)	2
その他	508	56 (11.02)	452
大阪市(4区計)			
総数	1,144	260 (22.73)	884
長男	319	141 (44.20)	178
兄弟のいない長女	18	7 (38.89)	11
その他	807	112 (13.88)	695

出所：人口問題研究所、『昭和62年度 世帯形成の地域差に関する人口学的調査』の結果による。

1) 人口問題研究所(清水浩昭, 伊藤達也, 渡邊吉利, 池ノ上正子), 『昭和62年度 世帯構成の地域差に関する人口学的調査』, 実地調査報告資料, 1989年。

山形県も鹿児島県も11%ないし15%と低い水準にすぎないし、また大阪市における「その他」の子の「親との同居率」も、2つの県とほぼ同水準の14%となっているからである。

人口動態の発生率は同居者の有無、家族関係によって影響を受けると同時に、人口動態事象の発生によって世帯の規模と構成あるいは家族関係も変化をする。たとえば、出生は単に世帯員を増加させる効果を持つが、死亡は、世帯員の減少による影響ばかりでなく、配偶者の死亡後に親や子との世帯合併も考えられる。結婚と離婚の発生が世帯の数と構成に与える影響は、さらに複雑である。

移動に関する継続的な統計調査は、移動の件数に関するものが多く、世帯・家族との関係はわからない。その要因の1つに、移動と世帯との関係が複雑で、整理する枠組みが整備されていないこともある²⁾。すなわち、世帯数は、子供が独立して単身世帯を形成するときのように増加するケース、単身赴任者が本拠世帯に復帰する場合のように減少するケース、さらに移動があっても世帯数に変化の無い場合がある。

また、世帯構成（人員、家族構成、経済構成）は分類基準にもよるが、変化しない場合と変化する場合がある。たとえば、転居型移動の場合、世帯構成に変化はないが、移動距離によって地域の世帯数に変化がある。一人暮らしの2人が結婚し、別な住宅に世帯を形成した場合、世帯数は全体として1減、家族構成は1人世帯が2世帯減少、2人世帯が1世帯増加となる。1人が婚入してきた時には、1人世帯が1つ減少し、もう一つの1人世帯が2人世帯に変化する。いずれにせよ世帯数は1つ少なくなる。しかし、親と同居していた1人が、配偶者の世帯に婚入した場合、世帯数は変化無しで、2つの世帯の構成のみ変化する。

このように、多くの人口動態事象は、配偶関係や同居世帯員の数・構成などによって、発生確率に差がみられ、また地域によっても格差がある。世帯規模が次第に小さくなり、また子供数が減少していくとき、人口動態事象にたいする世帯・家族の影響の有無とその大きさを明らかにすることは、きわめて重要と考えられる。しかし、人口動態事象・移動の発生による世帯構成も変態形態が全体として整理されていない。

2. 関連する統計の現状と問題点

これまでのわが国における人口動態事象および移動の統計は、個別事象の当事者に関する統計が中心である。しかし、調査項目をみると、世帯との関係が集計できるものも少なくない。そこで、定期的な実施される6つの調査と不定期調査に分けて検討してみよう。

(1) 定期調査

人口動態統計は、出生・死亡（死産をふくむ）・結婚・離婚について、届出をもとに集計を行っている。調査項目をみると、出生票には、両親の年齢、国籍、主な仕事などや出生順位が含まれる。死亡票には、当事者と死因の情報のほかに、配偶関係と配偶者の年齢が、離婚票には夫婦の情報に未成年の子の数が含まれている。しかし、同居者に関する情報はない。

2) 人口動態・移動と世帯構成に関する概念整理は、つぎの試みがある。廣嶋清志、「規模別世帯数のマクロモデルの検討」、『人口問題研究』、第177号、1986年、pp.27-34。

また、世帯変動に関するマイクロ・シミュレーション・モデルでは、人口動態の各事象ごとに世帯構成に与える効果・処理手続きを決め、関連する変動は確率で一連の流れを決定している。世帯モデル研究会（代表、岡崎陽一）、「世帯情報予測モデルの開発に関する研究（その1）（厚生科学研究シリーズI）」、『厚生』、1982年10月、pp.58-61、「世帯情報予測モデルの開発に関する研究（その2）」、『厚生』、1982年11月、pp.46-49、および「世帯情報予測モデルの開発に関する研究（その3）」、『厚生』、1983年1月、pp.30-33。「世帯情報解析モデル（INAHSIM）による世帯の将来予測——世帯推計への総合的アプローチ——」、寿命学研究会、『ライフ・スパン』、Vol.6、1986年。および「マイクロ・シミュレーション・モデルによる世帯変動の分析」、『昭和61-63年度特別研究 高齢化社会における世帯形成の地域差に関する人口学的研究第Ⅲ報告書』、特別研究報告資料第10号、1989年。

国勢調査は、人口動態について2種類の項目を調査している。その一つは、常住地の移動に関する項目で、1920年から1950年までは出生地、1960年には1年前の常住地、1970年と1980年には転入時期と前住地、そして1990年には5年前の常住地を調査することになっている。もう一つは、日々の移動に関する項目で、1955年には事業所の所在地、1960年から5年ごとに従業地・通学地を調査している。

これまでの集計結果表は、個人単位に、男女年齢、配偶関係、労働力状態、産業、職業、学歴別に集計が行われていた。しかし、常住地の移動については、1980年調査から「世帯の移動類型」区分³⁾、従業地・通学地については1985年調査から「従業・通学時の世帯の状況」区分⁴⁾すなわち平日の昼間の世帯構成が集計されるようになった。

住宅統計調査は、1968年の調査から、現在の住居への入居時期、世帯主（主たる生計維持者）の前住地などを調査している。1988年の住宅統計調査は、入居時期、過去5年間に現在の住居に転入してきた場合には、世帯主（主たる生計維持者）の前住地、居住年数を調査している⁵⁾。そして、1983年調査では、さらに移動の理由、従前の世帯人員も調査していた。

就業構造基本調査は、調査の対象が15歳以上となっているが、1年前の常住地を調査している⁶⁾。しかし、地域移動に関する集計結果は少ない。

国民生活基礎調査では、1986年調査において、過去1年間の世帯員の転出と転入およびその理由を調査した。すなわち、転出者については、結婚、離婚、遊学、就職、転勤、死亡、その他、また転入者については、出生、結婚、転勤、親または子との同居、その他の別を聞いている⁷⁾。しかし、集計公表された結果表は世帯単位の3表で、個人単位あるいは移動と世帯の関係に関する集計がなされていない。

これらの調査は、いずれにせよ調査された世帯への転入移動あるいは出生・死亡で、調査時までには消滅あるいは転出した世帯については過去1年間に転入してきた世帯の情報によって類推するほかない。しかし、労働力調査を用いると、転出あるいは消滅した世帯の情報と、どのような属性をもった人々が転出したのかを知ることができる。

それは、労働力調査は、安定した時系列データを作成するために独特の標本交代方法を用いているからである⁸⁾。この方法は、同一世帯（正確には同一住居単位）を1ヶ月後と1年後に再び調査する方法である。したがって、1年前の調査票と突き合わせることによって、第1に1年間の世帯の新設（転入）・消滅（転出）の数、第2に新設・転入あるいは消滅・転出した世帯の世帯員の構成、第3に継続世帯への転入世帯員と転出世帯員の数と属性、さらに継続居住者の配偶関係・労働力状態の1年間の変化、などを明らかにすることができる。このような特徴から、労働力調査を「世帯の動態統計」ということができる。

労働力調査の最も大きな問題は、調査の対象が就業構造基本調査と同様に、15歳以上となっているので、世帯員全体の変動を明らかにすることができないことにある。しかし、労働力調査では毎月新

3) 総務庁統計局、『昭和55年 国勢調査報告 第6巻 人口移動集計結果 その3 転出入人口と世帯』、1984年。

4) 総務庁統計局、『昭和60年 国勢調査報告 第3巻 第2次基本集計結果』、1987年。

5) 総務庁統計局、『昭和63年 住宅統計調査 抽出速報集計結果』、1989年。

6) 総務庁統計局、『昭和62年 就業構造基本調査報告 全国編』、1988年、p.1。

7) 厚生省大臣官房統計情報部、『昭和61年 国民生活基礎調査 第1巻 解説編』、1988年。調査票はpp.41-42。結果表は pp.93-99。

8) 総務庁統計局、『労働力調査年報 昭和63年』、1989年。

独特の標本交代方法とは、この報告書 p.19 によると、月や年の結果数字の精度と、前月比および年次変化の精度を考慮して、一つの標本調査区を引き続いて4か月間調査する。抽出された調査世帯は、前半と後半に分けそれぞれ2か月ずつ連続して調査する。また、一度調査された標本調査区・世帯は、前年と同じ月に再び調査される。なお、1年後までに無くなった世帯は、調査から除かれるが、新設された住戸は名簿に追加され、追加抽出がおこなわれる。

しく1万世帯が調査対象となるので、集計に用いることのできる世帯数は、年間約12万（継続世帯割合が100%）から19万世帯（継続世帯割合が50%）の間、平均的には約15万世帯（継続世帯割合が75%）が集計対象になると推測される。なお、就業構造基本調査の世帯数は約33万世帯、国民生活基礎調査の調査世帯数は、大調査で約24万世帯、簡易調査で約4万5千世帯である。

(2) 不定期調査

不定期的調査の代表は、人口問題研究所の実施する夫婦や個人の生活歴・出産歴についての調査である。その一つは移動に関する調査で、その多くは、個人単位あるいは世帯単位（世帯主）で、移動の距離、理由などが調査される。1986年の実地調査いわば第2回全国人口移動調査では、結婚前後の親との同居・別居、生存子の親との同居・別居関係を調査している⁹⁾。

もう一つは、夫婦や個人の生活歴・出産歴を調査した、出産力調査あるいはライフサイクルあるいはライフコースの名称のある調査である¹⁰⁾。コウホートごとのライフサイクルあるいはライフコースが分析されている¹¹⁾。なお、2時点間の世帯の変化をマトリックスで示した報告もある¹²⁾。

なお、世帯構成の変化と人口動態事象との関係は、1987年の実地調査「世帯構成の地域差に関する人口学的調査」¹³⁾で分析が試みられている。それは、この調査の目的が世帯変動に対する人口学的要因の解明にあったからである。

人口問題研究所の調査は、仮説検証型調査や問題発見型調査が中心であることから、全国標本調査の場合と典型調査の場合があり、また調査項目の時系列比較可能性は、出産力調査のほか、あまり考慮されていなかった。

要するに、人口動態事象・人口移動と世帯構成に関する調査項目が含まれている調査も少なくないが、集計公表された内容はきわめて少ないことがわかった。

3. 国勢調査の「世帯の移動類型」分類

1980年の国勢調査では、転入時期と前住地から、入居時期別の統計のほかに、新しく一般世帯への移動と世帯構成に関する集計をはじめた。これが「世帯の移動類型」分類¹⁴⁾である。この分類は、親族世帯員全員の現在居への入居時期（おもに過去1年）と前住地によって、世帯を次のように4つに分類している。なお、0歳児の入居時期が「出生時から」の場合、分類から除くとともに、非親族世帯員もこの分類から除いている。

〔世帯の移動類型〕分類

本稿での名称

I 全親族人員が移動の世帯

1. 全親族人員の前住地が同一市区町村の世帯

現在の世帯員が1人の世帯……………〔単独移動の世帯〕

9) 厚生省人口問題研究所（河邊宏，廣嶋清志，松下敬一郎，三田房美，山口喜一，坂東里江子），『昭和61年度 地域人口の移動歴と移動理由に関する人口学的調査』，実地調査報告資料，1988年。

10) 人口問題研究所が最近実施した調査に，『平成元年度 第2回全国家族世帯調査』（未刊），『昭和63年度 高齢人口の移動に関する人口学的調査』，実地調査報告資料，1989，前掲（注1）参照，『昭和62年度 第9次出産力調査（結婚と出産に関する全国調査）』，調査研究報告資料，第I次報告書，1988年，第II次報告書，1989年，『昭和60年度 家族ライフコースと世帯構造変化に関する人口学的調査』，実地調査報告資料，1986年，などがある。

11) 例えば，渡邊吉利，「日本人女子コウホートのライフコース——結婚年齢と出産年齢の差異を中心にして——」，『人口問題研究』，第183号，1987年。中野英子，「有配偶女子のライフコース——その地域性の視点から——」，『人口問題研究』，第45巻第2号，1989年，pp.35-45。

12) 渡邊吉利，「二時点間における世帯の変化」，『人口問題研究』，第189号，1989年。

13) 前掲（注1）参照。

14) 前掲（注3）参照。

- 現在の世帯員が2人以上の世帯…………… [転居型移動の世帯]
 2. 一部親族人員の前住地が異なる市区町村の世帯…………… [合併型移動の世帯]
 II 一部親族人員が移動の世帯…………… [転入型移動の世帯]
 III 親族人員に移動者のいない世帯…………… [継続居住の世帯]

本稿では、「全親族人員の前住地が同一市区町村の世帯」を、「単独移動の世帯」と「転居型移動の世帯」に分け、それ以外の分類についてもそれぞれ右に示した名称をもちいることにする。

1980年の国勢調査では、個人単位、世帯単位すなわち世帯主の2つの集計単位が用いられている。それぞれ世帯員と世帯主の男女、年齢、世帯主との続柄（世主、親族、非親族）、前住地別の集計が、全国と都道府県別に集計されている。

また、入居時期統計から、この世帯の移動類型別統計を差し引くと、施設等の世帯への移動を推定することができる。

III 移動者の世帯構成

1. 移動類型別、人口と世帯

(1) 世帯の種類別の転入者と転入率

1980年の総人口1億1,700万人のうち、1979年10月1日以降に、現在の住所に転入した者は1,118万で、総人口の9.6%である。そのうち、世帯の移動類型別集計の対象となった一般世帯への転入者は1,064万で、一般世帯の世帯人員1億1,545万人の9.2%である。

表5 世帯の種類別、前住地別、過去1年間の転入者数と移動率：1980年

(1000)

前住地	総人口	一般世帯人員	2人以上の世帯	単独世帯 (一般)	施設等の世帯	
					人員	構成比
総数 ¹⁾	116,989	115,452	108,356	7,097	1,537	1.31
1979年10月以降 ²⁾	11,178	10,652	8,626	2,026	541	4.84
県内	8,066	7,684	6,529	1,155	381	4.73
自市区町村内	4,555	4,406	3,897	510	149	3.28
自市内地区	731	708	541	166	23	3.17
県内他市町村	2,779	2,570	2,091	479	209	7.52
他県	3,055	2,845	1,993	852	211	6.89
隣接県	1,231	1,164	871	294	67	5.44
その他の県	1,824	1,680	1,122	558	144	7.88
国外	50	48	38	9	2	3.83
移動率						
総数 ^{1) 2)}	9.56	9.23	7.96	28.55	35.22	
県内	6.89	6.66	6.03	16.28	24.82	
自市区町村内	3.89	3.82	3.60	7.18	9.71	
自市内地区	0.62	0.61	0.50	2.35	1.51	
県内他市町村	2.38	2.23	1.93	6.75	13.59	
他県	2.61	2.46	1.84	12.00	13.71	
隣接県	1.05	1.01	0.80	4.14	4.36	
その他の県	1.56	1.46	1.04	7.86	9.35	
国外	0.04	0.04	0.04	0.13	0.12	

注：1) 入居時期「不詳」を含む。

2) 前住地「不詳」を含む。

そこで、移動者の総数から一般世帯への転入者を除いて、病院、老人ホーム、刑務所などの施設世帯へ転入者を推計すると、施設世帯への転入者の実数は54万と少ないものの、施設等の世帯の居住者に占める割合は35.2%と、3年ですべて入れ替わるほどに高率であることがわかる。

また、一般世帯を、2人以上の世帯と1人世帯とに分けると、世帯人員も転入者数も、2人以上の世帯が圧倒的に多いが、過去1年間の転入率は、1人世帯の28.6%に対して、2人以上の世帯は8.0%と低い。

このように、移動は、施設等の世帯への移動が最も活発で、ついで一人暮らし世帯、そして2人以上の世帯の世帯員に移動率が最も低かった。

(2) 移動類型別の移動者と世帯数

つぎに、過去1年間に転入してきた者がいる一般世帯を、現在一人暮らしとなっている〔単独移動〕、すべての親族世帯員の前住地がおなじ〔転居型移動〕、一部の親族世帯員の前住地が異なる〔合併型移動〕、親族世帯員が転入してきた〔転入型移動〕の4つに分け、その転入者と世帯数の分布をみよう。なお、〔単独移動〕は、一般世帯のほかに普通世帯を再掲しているのので、差が会社の寮などへの移動者ということになる。

一般世帯への転入者1,064万人のうち、最も多いのが、〔転居型移動〕の670万人、ついで〔単独世帯〕の200万人、〔転入型移動〕の110万人、そして最も少ないのが〔合併型移動〕の82万人であった。なお、〔転入型移動〕の110万人のうち、世帯主自身が転入している世帯が9万2千世帯あった。また、〔単独移動〕は、普通世帯すなわち、1人で1戸を構えて住んでいる人が140万人で、その7割を占めている。

これを世帯単位としてみると、移動者のいる世帯の割合は13%で、人口比の9%よりも、4%ほど多い。移動類型別世帯数は、〔単独移動〕の世帯が最も多く、ついで〔転居型移動〕の世帯202万、〔転入型移動〕が84万、〔合併型移動〕が33万世帯で最も少ない。

転入者の分布と世帯の分布に差があるのは、1世帯あたりの移動者に違いがあることによるもので、〔単独移動〕は当然世帯員も1人で、ついで少ないのが〔転入型移動〕の1.3人、結婚による世帯の創設を中心とすると思われる〔合併型移動〕は2.5人、で、移動者が最も多く、住宅事情によると推察される〔転居型移動〕は3.3人と、同行者が最も多い。なお、〔転入型移動〕は転入者が1.3人で

表6 移動類型別、一般世帯の世帯人員と世帯数：1980年

区 分	世帯人員 (1000)	構成比(%)	世 帯 数 (1000)	構成比(%)	平均世帯規模(人)	
					移 動 者	現 在
一般世帯	115,452	100.00	35,821	100.00	0.30	3.22
移動総数	10,652	9.23	5,247	14.65	2.03	2.49
単独移動						
一般世帯	2,026	1.75	2,026	5.66	1.00	1.00
普通世帯	1,422	1.23	1,422	3.97	1.00	1.00
転居型移動	6,594	5.71	2,019	5.64	3.27	3.27
合併型移動	799	0.69	330	0.92	2.42	2.42
転入型移動	1,109	0.96	841	2.35	1.32	4.21※
世帯主	92	0.08	92	0.26		
継続居住	104,800	90.77	31,323	87.44	—	3.37
移動者無	102,367	88.67	30,574	85.35	—	3.35
転入型	2,433	2.11	749	2.09	—	4.21

あるが、それによって世帯規模は4.1人となり、一般世帯の平均規模3.2人、転入者のいない世帯の3.4人よりも多くなっている。

転入者の性比をみると、人口全体では96と女子が多いが、移動者では130と男子の方がかなり多いことを示している。移動の種類別にみると際だった格差がみられる。[単独移動]の性比は205で、女子の2倍ほど男子が移動しているが、[転居型移動]と[合併型移動]は、人口全体の性比とほぼおなじ水準である。しかし、[転入型移動]の性比は63と、女性の転入が多く、結婚による移動と思われる。なお、女子の転入が多かった[転入型移動]の世帯の継続居住者の性比は107と、男子過剰になっているのが興味深い。

表7 移動類型別、男女別、世帯人員：1980年

区 分	世帯人員 (1000)	構成比(%)	男 子 (1000)	構成比(%)	女 子 (1000)	構成比(%)	性 比
一般世帯	115,452	100.00	56,637	100.00	58,815	100.00	96.3
移動総数	10,652	9.23	6,711	11.85	5,158	8.77	130.1
単独移動							
一般世帯	2,026	1.75	1,363	2.41	663	1.13	205.4
普通世帯	1,422	1.23	935	1.65	486	0.83	192.5
転居型移動	6,594	5.71	3,212	5.67	3,382	5.75	95.0
合併型移動	799	0.69	388	0.69	410	0.70	94.6
転入型移動	1,109	0.96	429	0.76	680	1.16	63.0
継続居住者	104,800	90.77	51,186	90.37	53,615	91.16	95.5
移動者無	102,367	88.67	49,927	88.15	52,440	89.16	95.2
転入型移動	2,433	2.11	1,259	2.22	1,175	2.00	107.2

表8 移動類型別、世帯主の男女別、世帯数：1980年

区 分	世 帯 数 (1000)	構成比(%)	男 (1000)	構成比(%)	女 (1000)	構成比(%)	性 比
一般世帯	35,821	100.00	30,384	100.00	5,438	100.00	558.8
移動総数	5,247	14.65	4,283	14.10	964	17.72	444.5
単独移動							
一般世帯	2,026	5.66	1,363	4.48	663	12.20	205.4
普通世帯	1,422	3.97	935	3.08	486	8.94	192.5
転居型移動	2,019	5.64	1,834	6.04	185	3.40	991.5
合併型移動	330	0.92	308	1.01	22	0.41	1,392.6
転入型移動	841	2.35	749	2.47	91	1.68	822.3
継続居住世帯	31,323	87.44	26,763	88.08	4,561	83.87	586.8
移動者無	30,574	85.35	26,100	85.90	4,474	82.28	583.4
転入型移動	749	2.09	662	2.18	86	1.59	766.2

これを世帯主の男女に分けてみると、圧倒的な男子優位である。表8によると、単独移動では性比が205となっているものの、それ以外の移動類型では、一般世帯全体の性比は559、〔転居型移動〕では992、〔合併型移動〕では1,393、そして〔転入型移動〕では822となっている。

2. 移動類型と家族構成

実際に人がどのような集団で移動しているのか、またどの家族構成の世帯が移動しやすいかを示すものが、家族類型、移動類型別の世帯数と世帯人員である。この集計では、家族類型は、核家族世帯、その他の親族世帯、非親族世帯、単独世帯の4区分である。

一般世帯の家族類型別世帯人員の分布をみると、核家族世帯が7,200万人、その他の親族世帯がその半分の3,600万人、単独世帯は700万人で、非親族世帯は13万人ときわめて少ない。移動者1,065万人の家族構成は、核家族世帯が70%、単独世帯が20%を占めている。すなわち、核家族世帯が700万人、ついで単独世帯の203万人、その他の親族世帯156万人となっている。

どの家族構成が移動しやすいかを、家族類型別に1年間の転入者割合でみると、世帯規模が大きくなるほど、移動率は小さい。すなわち、非親族世帯、単独世帯とも30%前後と高率であるが、核家族世帯は8%、その他の親族世帯は4%に過ぎない。

表9 移動類型別、家族類型別、世帯人員：1980年

(1000)

移動類型	一般世帯 総数	親族世帯			非親族 世帯	単独世帯	
		総数	核家族	その他		一般世帯	普通世帯
総人口	115,452	108,221	71,943	36,278	135	7,097	5,380
転入者総数	10,652	8,566	7,011	1,555	45	2,026	1,422
単独移動							
一般世帯	2,026	—	—	—	—	2,026	—
普通世帯	1,422	—	—	—	—	—	1,422
転居型移動	6,594	6,558	5,946	612	36	—	—
合併型移動	799	823	625	198	—	—	—
転入型移動	1,109	1,109	397	712	—	—	—
継続居住者	104,800	99,631	64,267	33,054	99	—	—
移動者無	102,367	97,198	64,150	33,048	98	—	—
移動者有	2,433	2,433	117	6	1	—	—
移動率	9.23	7.92	9.75	4.29	33.11	28.55	26.42

つぎに、移動者を家族類型と移動類型によって分類すると、核家族の転居型移動が最も多く、移動者の60%を占めている。2番目に多いのが単独移動の203万人で、ついでその他の親族世帯への転入者71万人、世帯合併をした核家族世帯員の63万人である。

これを世帯単位すなわちどのような家族集団で移動しているのかをみると、移動集団は移動者の半分の52万となる。家族構成別にみると、核家族世帯が200万世帯で、その中心は「転居型移動」である。ついで単独世帯である。その他の親族世帯は転入型移動が中心となっている。移動率は、非親族世帯と単独世帯が28%、核家族世帯が11.6%、その他の親族世帯が9.95%と最も小さかった。

表10 移動類型別、家族類型別、世帯主の前住地別、世帯数：1980年

(1000)

移動類型	一般世帯 総数	親 族 世 帯			非 親 族	単 独 世 帯	
		総 数	核 家 族	そ の 他		一 般 世 帯	普 通 世 帯
総 数	35,821	28,663	21,604	7,060	61	7,097	5,380
転入者世帯	5,247	3,204	2,501	703	17	2,026	1,422
単独移動							
一般世帯	2,026	—	—	—	—	2,026	—
普通世帯	1,422	—	—	—	—	—	1,422
転居型移動	2,019	2,001	1,855	147	—	—	—
合併型移動	330	330	276	54	—	—	—
転入型移動	841	841	351	489	—	—	—
世帯主	92	92	51	41	—	—	—
継続居住世帯	31,323	31,323	26,208	19,403	44	5,071	3,959
移動者無	30,574	25,459	19,102	6,357	44	5,071	3,959
移動者有	749	749	300	449	—	—	—
移動率	14.65	11.18	11.58	9.95	28.24	28.55	26.42

3. 移動の距離：前住地

転入者1,065万人を、前住地によって分類すると、住民基本台帳移動報告年報の対象とならない「自市区町村内移動者」が、440万と最も多い。「県内市区町村間移動者」は257万人、「都道府県間移動者」は285万人、外国から転入者は5万人となっている¹⁵⁾。

転入者を移動類型別に分けると、[単独移動]は他県・国外といった遠距離移動者が、[転居型移動]は現在住んでいる市区町村内からの転居が多く、[合併型移動]は、2つの移動の中間の県内市区町村からの移動が多く、そして[転入型移動]は移動距離の特性が他の移動類型ほど明確でない。

なお、移動の距離別に移動の類型をみると、近距離移動も遠距離移動もみな転居型の移動が最も多く、遠距離移動になると単独移動の割合が大きくなり、転居型移動の割合は約半分の48%となる。

表11 移動類型別、前住地別世帯人員：1980年

移動類型	総 数	前 住 地 別 移 動 者 数 (1000)									構 成 比 (%)			
		現住所	自 県 内			他 県			国 外	現住所	自 県 内			他 県 外
			総 数	自市区 町村内	自市内 他 区	他市町	総 数	隣接県			その他	自市区 町村内	他市区 町 村	
一般世帯	115,452	104,815	7,684	4,406	708	2,570	2,845	1,164	1,680	48	90.79	3.82	2.84	2.51
移動総数	10,652	—	7,684	4,406	708	2,570	2,845	1,164	1,680	48	—	41.37	30.78	27.15
単独移動														
一般世帯	2,026	—	1,155	510	166	479	852	294	558	9	—	25.15	31.87	42.50
普通世帯	1,422	—	902	440	140	322	506	195	311	5	—	30.96	32.51	35.98
転居型移動	6,594	—	5,200	3,309	408	1,483	1,364	625	739	29	—	50.18	28.68	21.13
合併型移動	799	—	559	211	85	262	238	116	122	2	—	26.46	43.48	30.05
転入型移動	1,109	—	734	363	44	327	367	122	245	6	—	32.73	33.46	33.71
継続居住者	104,800	104,800	—	—	—	—	—	—	—	—	100.00	—	—	—
移動者無	102,367	102,367	—	—	—	—	—	—	—	—	100.00	—	—	—
移動者有	2,433	2,433	—	—	—	—	—	—	—	—	100.00	—	—	—

移動者のいる世帯の継続居住者は、移動者がいる世帯で前住地が現住所の者

15) 住民基本台帳移動報告年報の移動のべ件数707万件と比較してみると、国勢調査の1年間の移動者1人あたり平均1.21回の移動があったことになる。これを県内と県外にわけると、県内移動者は平均1.34回、県間移動者は平均1.10回の移動に相当する。このような関係は、1970年の国勢調査の移動者数と住民基本台帳の移動件数との間にもみられた。伊藤達也、「年齢構造変化と家族制度からみた戦後の人口移動の推移」、『人口問題研究』、第172号、1984年。

表12 移動類型別，前住地別世帯数：1980年

移動類型	世帯主		前住地別移動者数 (1000)								構成比 (%)			
	総数	現住所	自 県 内			他 県			国 外	現住所	自 県 内		他 県 国 外	
			総数	自市区 町村内	自市区 他市区	他市町	総数	隣接県			その他	自市区 町村内		他市区 町 村
一般世帯	35,821	31,339	3,065	1,653	346	1,066	1,373	541	833	20	87.49	4.62	3.94	3.89
移動総数	5,247	—	3,065	1,653	346	1,066	1,373	541	833	20	—	31.51	26.90	26.55
単独移動	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
一般世帯	2,026	—	1,155	510	166	479	852	204	558	9	—	25.15	31.87	42.50
普通世帯	1,422	—	902	440	140	322	506	195	311	5	—	30.96	32.51	35.98
転居型移動	2,019	—	1,591	1,001	133	457	419	193	226	9	—	49.57	29.24	21.19
合併型移動	330	—	258	113	41	104	72	44	28	1	—	34.11	43.95	21.93
転入型移動	841	—	60	30	6	24	31	10	20	1	—	3.54	3.59	3.77
世帯主移動	92	—	60	30	6	24	31	10	20	1	—	32.44	32.89	34.56
継続居住者	31,323	31,323	—	—	—	—	—	—	—	—	100.00	—	—	—
移動者無	30,574	30,574	—	—	—	—	—	—	—	—	100.00	—	—	—
移動者有	749	749	—	—	—	—	—	—	—	—	100.00	—	—	—

移動者のいる世帯の継続居住者は，移動者がいる世帯で前住地が現住所の者

移動者を男女別に分けると，男子の方が遠距離移動をしている。[単独移動]にその傾向が顕著にあらわれ，[転入型移動]も男子の方が遠距離移動である。[転居型移動]には男女の差がないのが当然であるが，女子の多い[合併型移動]の男の方は近距離が多い。

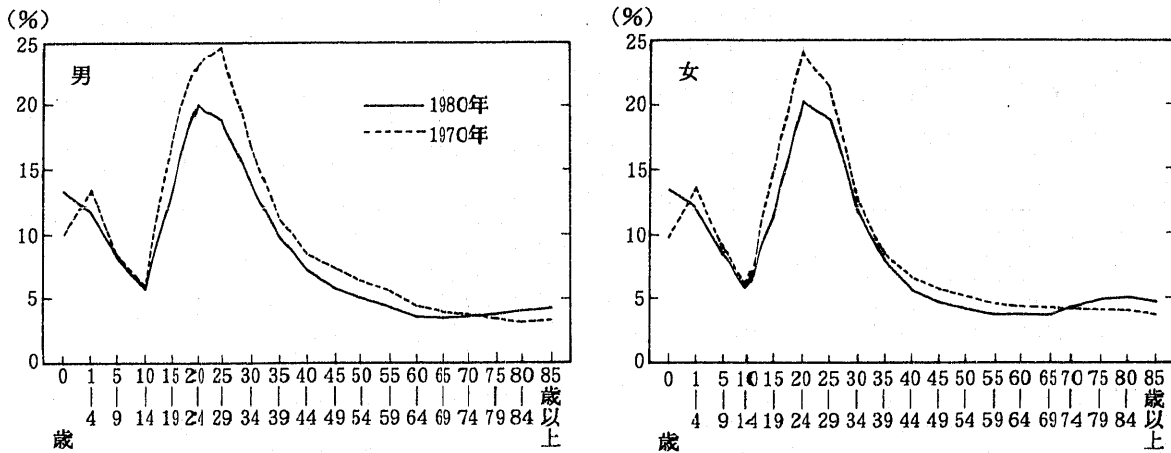
世帯単位に移動類型と移動距離の関係は，個人単位の移動とほぼ同様な傾向である。

4. 高齢者の高い移動率の要因

(1) 年齢別移動率

最後に，高齢者の移動について，世帯との関係を検討してみよう。過去1年間の移動率を男女年齢別に計算してみると，図1に示したように，70歳以上の転入率は，10年前の1970年の転入率よりも高く，また60歳代よりも高率となっている¹⁶⁾。この高齢者の高い移動率について，いくつかの研究が行われている¹⁷⁾。

図1 過去1年以内に住所地を変更した者の割合（1年間の移動率）



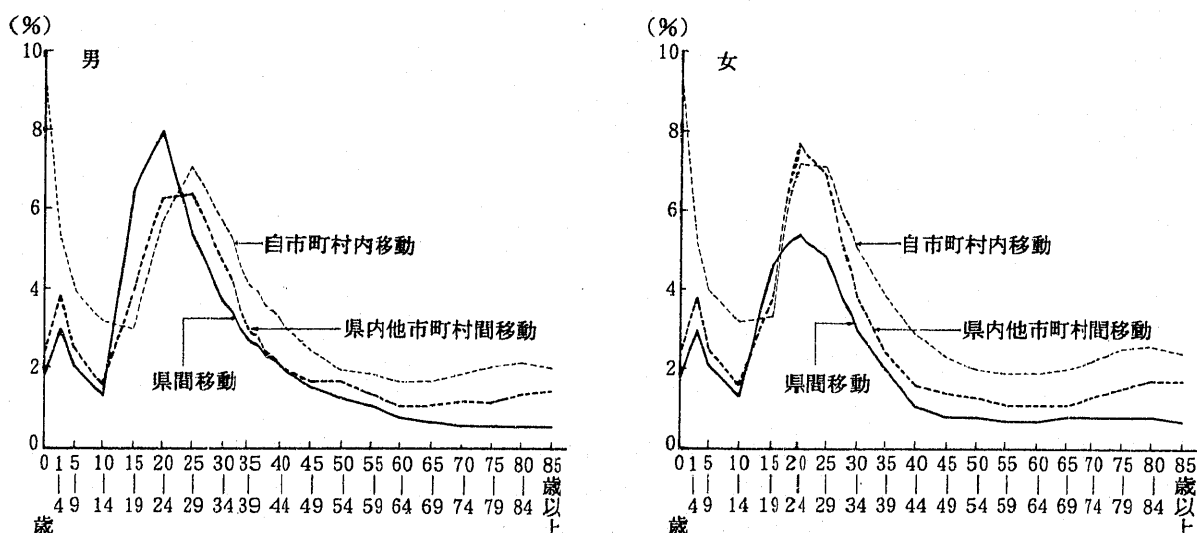
資料：国勢調査

16) 最初にこのような傾向を指摘したのは，大友篤，「昭和55年国勢調査抽出集計結果速報にみる人口移動の新局面」、『国勢調査ニュース』，No.15，総務庁統計局，1981年，pp.1-3，である。

同，「Mobility of Elderly Population in Japanese Metropolitan Area」、『人口学研究』，第4号，古今書院，1981年，pp.23-28。

17) 高齢者移動については，次の論文で広く紹介されている。Atsusi Otomo and Tatsuya Itoh, "Migration of the Elderly in Japan", Andrei Rogers and William J. Serow, eds. *Elderly Migration: An International Comparative Study, A Final Report to the National Institute on Aging, Population Program, Institute of Behavioral Science, University of Colorado at Boulder, Colorado*, 1988. 内野澄子，「高齢人口移動の新動向」、『人口問題研究』，第184号，1987年。坂井博通，「高齢人口移動の特徴と移動理由について」、『人口問題研究』，第45巻第3号，1989年。

図2 男女年齢別、従前の住所地別の移動率：1980年



なお、転入率を前住地別に示すと、県間移動は年齢とともに転入率は低くなるが、県内他市町村間からの移動、さらに自市区町村の移動となると、年齢とともに転入率が高くなる傾向がみられる。この傾向は、男子よりも女子に一層顕著に表れている。

そこで、世帯の移動類型別集計の対象となった一般世帯への転入率を、50歳以上の年齢について計算してみると、男子は50～54歳、女子は55～59歳が最も高率で、それ以上の年齢では年齢が高くなるにしたがって男女とも転入率は低くなっている。これは高齢者移動の調査結果とも一致している¹⁸⁾。

表13 世帯の種類別、男女年齢別、50歳以上の1年間の移動者数および移動率：1980年

世帯, 男女	移 動 者 (1000)				移 動 率 (%)			
	50 - 54	55 - 59	60 - 64	65 +	50 - 54	55 - 59	60 - 64	65 +
総 数	332	227	163	433	4.62	4.04	3.65	4.07
男	181	112	69	167	5.10	4.45	3.56	3.71
女	151	115	94	266	4.14	3.71	3.71	4.33
一般世帯	312	273	144	309	4.39	4.91	3.27	3.01
男	165	99	58	118	4.72	4.01	3.01	2.70
女	147	174	86	191	4.07	5.63	3.47	3.24
施設等世帯	25	21	22	134	29.87	36.26	36.28	35.67
男	18	14	13	53	32.77	36.05	42.41	37.36
女	7	8	10	81	24.07	36.64	30.44	34.64
施設等世帯	人口 (1000)				人口割合			
総 数	83	59	62	375	1.15	1.05	1.39	3.53
男	55	38	30	141	1.56	1.53	1.55	3.14
女	28	21	32	234	0.76	0.66	1.26	3.81

18) 人口問題研究所(内野澄子, 若林敬子, 渡邊吉利, 山本千鶴子, 坂井博通, 稲葉寿), 『昭和63年度 高齢人口の移動に関する人口学的調査』, 実地調査報告資料, 1989年。

では、なぜ70歳以上の高齢者の移動率が高いのであろうか。そこで、全体の人口と転入者から一般世帯の世帯員と転入者を差し引いて、施設等の世帯への転入率を計算してみると、55歳以上ではどの年齢の転入率も30~40%と高率である。しかしながら、施設世帯に居住する高齢者の割合は、65歳以上は3%と、60歳未満の2倍の水準となっている。

よって、高齢者の高い移動率は、施設世帯すなわち病院療養所、老人ホームなどへの移動によるものであることが、明かとなった。

(2) 従前の住所地

一般世帯と施設等の世帯への転入率を、従前の住所地別に分類してみると、一般世帯への転入は、どの地域からも年齢が高くなるほど転入率は小さくなる傾向にある。しかし、施設世帯への移動は、自市区町村内からの移動が中心で、しかも自市区町村からの移動が年齢とともに高率となっている。

施設世帯への移動率は、30~40%と高率である。この転入率では、3年で入れ替わってしまう。この施設等の世帯への高い転入率は、施設世帯の死亡率と一般世帯への復帰を考えると、年間の転入はもっと多くなりはしないかと思われる。しかし、1980年の高い転入率のうちひとつの要因は、老人病院・療養所、老人ホームなどの整備が進行したのではないかと推察される。

5. まとめ

本稿では、1980年の国勢調査の「世帯の移動類型」に関する集計結果を基に、1979年10月から1980年10月までの1年間の地域移動者の数と1980年における世帯構成をみてきた。その結果、移動者としては「転居型移動」の者が最も多く、ついで「単独移動」、「転入型移動」で、2つ以上の地域からの「合併型の移動」も82万人いた。これを世帯単位でみると、平均3.3人が移動する「転居型移動」が「単独移動」とほぼ同数になった。

家族類型別にみると、単独世帯・非親族世帯の移動性は高く、核家

表14 世帯の種類別、男女年齢別、50歳以上の前住地別
移動率：1980年 (%)

男女, 前住地	50 - 54	55 - 59	60 - 64	65歳以上
総人口に対する移動率				
男	5.10	4.44	3.56	3.71
自市町村	2.05	1.85	1.67	1.91
自市内他区	0.32	0.29	0.24	0.23
県内他市町村	1.35	1.16	0.87	0.94
他 県	1.35	1.13	0.78	0.62
国 外	0.02	0.01	0.01	0.01
女	4.14	3.71	3.71	4.33
自市町村	2.01	1.87	1.91	2.22
自市内他区	0.31	0.26	0.24	0.26
県内他市町村	1.01	0.86	0.84	1.07
他 県	0.80	0.72	0.72	0.77
国 外	0.01	0.01	0.01	0.00
一般世帯への移動率				
男	4.72	4.01	3.01	2.70
自市町村	1.95	1.71	1.43	1.34
自市内他区	0.30	0.25	0.19	0.16
県内他市町村	1.18	0.96	0.64	0.53
他 県	1.22	1.01	0.68	0.57
国 外	0.02	0.01	0.01	0.00
女	4.07	3.59	3.47	3.24
自市町村	1.95	1.79	1.73	1.56
自市内他区	0.31	0.25	0.23	0.19
県内他市町村	0.94	0.76	0.71	0.65
他 県	0.77	0.69	0.70	0.72
国 外	0.01	0.01	0.01	0.00
施設世帯への移動率				
男	32.77	36.05	42.41	37.36
自市町村	8.34	10.77	16.84	19.24
自市内他区	1.92	2.75	3.17	2.37
県内他市町村	12.84	14.05	15.47	13.54
他県(国外を含む)	9.67	8.47	6.93	2.22
女	24.07	36.64	30.44	34.64
自市町村	8.43	14.18	15.81	18.99
自市内他区	-0.38	1.97	1.41	2.03
県内他市町村	11.34	15.14	10.70	11.60
他県(国外を含む)	4.68	5.36	2.52	2.02

族世帯，その他の親族世帯と世帯人員が多くなるほど移動性は小さく，近距離の移動となっている．また，男女別にみると，男子は移動距離が長く，しかも同行者の数が多かった．

なお，1980年の国勢調査ではじめて指摘された高齢者の高い移動率は，施設等の世帯への移動，すなわち病院・療養所，老人ホームなどへ，市区町村内からの移動が多いことによるもので，一般の世帯への移動率は年齢と共に低くなっていた．

このような移動と世帯との関係を明らかにする調査は，国勢調査以外にも，定期的に行われる調査のなかに少なくなかった．また，移動ばかりでなく，出生・死亡，結婚・離婚などの人口動態と世帯・家族の相互関係に関する統計調査もすくなくない．しかし，調査はされていても，集計公表されている内容あるいは分析はきわめて不十分である．その理由は，世帯統計の集計技術，分析概念の未整理であるところによると思われる．

今後世帯規模がますます小さくなる傾向にあることから，人口動態・移動と世帯・家族との関係に関する正確な情報は，世帯構成の将来動向を見通す上でもひつようとなろう．

Household Composition of Migrants in Japan, 1980

Tatsuya ITOH

Migration and vital events bring to change the household composition and size. Household member lives in smaller size of household should be received much more influential affection due to the vital events and/or migration of a household member. Mean size of household in Japan steady decrease since 1960. Then, the information between vital events and /or migration and household composition and size is very important in the society of smaller size of household.

First, we try to evaluate the census and surveys in Japan to analyse the relationship between vital events and/or migration and household composition and size. The 1980 population census had several questionnaires and tabulations related to migration and household composition. Other national sample surveys also have several questionnaires related this topics, but the tabulated data were so limited.

Second, We try to analyse the increase of elderly migration rates. According to the 1980 population cesus, the migration rates for age 70's and 80's were about 5 percent and was increased from 1970 to 1980. The increase of migration rate of elderly is, mainly due to migration to the institution households, e. g. nursing home, hospital and so on. Because, the age-specific migration rate to ordinary household shows a monotonous decrease with age.

研究ノート

特定死因の死亡公算算出近似式の評価

大場 保

1. はじめに

筆者は本誌において特定死因の死亡公算を求める近似式の評価を既に報告したが¹⁾, 近似式は他にもいくつかあるため, 本稿ではそれらについても評価を行うとともに, 誤差の発生する傾向についてさらに詳しく検討を行う. また, 真の値を求める計算方法についても, 前回報告できなかったため併せて報告する. また, 死亡確率, 死亡公算および p, q_i, Q_i 等の呼び方と記号の意味は, 特に断わらない限り前報告と同様である.

2. 方法

(再評価の対象とする近似式)

ここで再評価を行なうのは, Jhonson and Johnson が近似式どうしで比較しあって評価した次の5つの近似式である²⁾. このうち, 式(1)と(2)は前報告で評価を行なったものであるが, 他の近似式ともあわせて比較する意味から再び取り上げた.

$$q_{1i} = 1 - p \frac{q_i}{q} \quad (1)$$

$$q_{2i} = 1 - \frac{1}{2} \cdot ((2 - Q_{-i} + Q_i) - \sqrt{(2 - Q_{-i} + Q_i)^2 - 8Q_i}) \quad (2)$$

$$q_{3i} = Q_i \cdot \frac{1 - \frac{Q_{-i}}{2}}{1 - Q_{-i}} \quad (3)$$

$$q_{4i} = \frac{Q_i}{1 - \frac{Q_{-i}}{2}} \quad (4)$$

$$q_{5i} = Q_i \cdot \frac{1 - \frac{Q_i}{2}}{1 - \frac{q}{2}} \quad (5)$$

ただし, q_{li} ($l=1, 2, 3, 4, 5$) は, 式(1)による死因 i の死亡公算 q_i の近似値である.

1) 大場 保, 「特定死因を除いた場合の死亡確率計算に関する考察」, 『人口問題研究』, 187号, 1988年.

2) R. C. Elandt-Johnson and N. L. Johnson, *Survival Models and Data Analysis* (New York: Wiley-Interscience, 1980), pp.312-17.

(死亡公算の考え方と $\{q_i\}$ より $\{Q_i\}$ を求める方法と $\{Q_i\}$ より $\{q_i\}$ を求める方法)

はじめに、死亡公算の考え方と $\{q_i\}$ から $\{Q_i\}$ を求める方法について説明する。

まず、各死因は確率的に独立であると仮定される。これをわかりやすく例えれば、「あるひとりの人のある期間の生死を決定する神様は、天国に死因の数だけクジの箱を持っていて、各死因の当たりクジには死亡する日付が書いてある。神様はその期間の始めにすべての箱のクジを引き、一つも当たらなかつたらその人はその期間生き残れる。どれか一つのクジに当たれば、その箱の死因によりクジの日付の日に死亡する。複数の当たりクジを引いたなら、日付の早い方のクジに従って死亡する。また、各死因の当たりクジにかかれた日付の出現頻度は、期間を通して一定であるものとする。(厳密には、各クジがあたる確率 q_i と総死亡確率 q の比が期間を通して一定であるとする。)」となる。この場合、 m 個の当たりクジが出た場合は、 $1/m$ の確率でそれぞれの当たりクジ死因で死亡することになる。

このように考えると総生存確率 p は、

$$p = p_1 \cdot p_2 \cdots p_n = (1 - q_1) \cdot (1 - q_2) \cdots (1 - q_n) \quad (6)$$

として求まる。ここで、 n は死因の数、 p_i は i 番目の死因のクジがはずれる確率 (生存公算)、 q_i は i 番目の死因のクジが当たる確率 (死亡公算) である。一方、現実に観測される死因別死亡数を期間初頭の母集団人口数で除して推定される死因別死亡確率 Q_i と全生存確率 p とには、

$$p = 1 - q = 1 - (Q_1 + Q_2 + \cdots + Q_n) = 1 - (Q_1 + Q_{-1}) \quad (7)$$

という関係が成立する。 q は、全死因による総死亡確率である。次に、 $\{q_i\}$ と $\{Q_i\}$ の関係を式で表わすこととする。 $f(i, m)$ を死因 i を含み m 個のクジが当たる確率とすると、

$$Q_i = f(i, 1) + \frac{1}{2} f(i, 2) + \cdots + \frac{1}{n} f(i, n) \quad (8)$$

と表わせる。 $f(i, m)$ は、

$$1 = \prod_{j=1}^n (p_j + q_j) \quad (9)$$

の右辺を展開した時の q_i を含み m 個の q_j を含んだ項の総和である。そこでこれを求めることを考える。さて、

$$\begin{aligned} \prod_{j=1}^n (p_j + q_j) = & p_1 p_2 \cdots p_n + q_1 p_2 \cdots p_n + p_1 q_2 \cdots p_n + \cdots + q_1 q_2 \cdots q_n \quad (10) \\ & + p_1 q_2 \cdots p_n + p_1 p_2 q_3 \cdots p_n + \cdots + p_1 p_2 \cdots q_n \\ & \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \quad \vdots \\ & + p_1 p_2 \cdots q_n + q_1 p_2 p_3 p_4 \cdots q_n \\ & + p_1 q_2 q_3 p_4 \cdots p_n \\ & + p_1 q_2 p_3 q_4 \cdots p_n \\ & \vdots \quad \vdots \quad \vdots \\ & + p_1 q_2 p_3 p_4 \cdots q_n \\ & \vdots \\ & + p_1 p_2 \cdots q_{n-2} q_{n-1} p_n \\ & + p_1 p_2 \cdots q_{n-2} p_{n-1} q_n \\ & + p_1 q_2 \cdots p_{n-2} q_{n-1} q_n \end{aligned}$$

であるが、 n 個の死因から、死因 i を除いた他の死因、即ち、死因1, 死因2, ..., 死因 $i-1$, 死因 $i+1$, ..., 死因 n に番号を付け直したものを、死因 k_1 , 死因 k_2 , ..., 死因 k_{n-1} についてくじの当りはずれの組合せを同様に考えたうえで両辺に q_i を乗ずれば、

$$\begin{array}{cccc}
 m=1 & m=2 & m=3 & m=n \\
 \downarrow & \downarrow & \downarrow & \downarrow \\
 q_i \prod_{j=1}^{n-1} (p_{k_j} + q_{k_j}) = & q_i p_{k_1} p_{k_2} \cdots p_{k_{n-1}} + q_i q_{k_1} p_{k_2} \cdots p_{k_{n-1}} + q_i p_{k_1} q_{k_2} \cdots p_{k_{n-1}} + \cdots + q_i p_{k_1} p_{k_2} \cdots q_{k_{n-1}} & + q_i q_{k_1} q_{k_2} p_{k_3} p_{k_4} \cdots p_{k_{n-1}} + q_i q_{k_1} p_{k_2} q_{k_3} p_{k_4} \cdots p_{k_{n-1}} + \cdots + q_i q_{k_1} q_{k_2} \cdots q_{k_{n-1}} & \\
 & \vdots & \vdots & \\
 & + q_i p_{k_1} p_{k_2} \cdots q_{k_{n-1}} + q_i q_{k_1} p_{k_2} p_{k_3} p_{k_4} \cdots q_{k_{n-1}} & + q_i p_{k_1} q_{k_2} q_{k_3} p_{k_4} \cdots p_{k_{n-1}} & \\
 & & + q_i p_{k_1} q_{k_2} p_{k_3} q_{k_4} \cdots p_{k_{n-1}} & \\
 & & \vdots & \\
 & & + q_i p_{k_1} q_{k_2} p_{k_3} p_{k_4} \cdots q_{k_{n-1}} & \\
 & & \vdots & \\
 & & + q_i p_{k_1} p_{k_2} \cdots q_{k_{n-3}} q_{k_{n-2}} p_{k_{n-1}} & \\
 & & + q_i p_{k_1} p_{k_2} \cdots q_{k_{n-3}} p_{k_{n-2}} q_{k_{n-1}} & \\
 & & \vdots & \\
 & & + q_i p_{k_1} p_{k_2} \cdots p_{k_{n-3}} q_{k_{n-2}} q_{k_{n-1}} &
 \end{array} \tag{11}$$

となるから、 $f(i, 1), f(i, 2), f(i, 3), \dots$ は、

$$f(i, 1) = q_i p_{k_1} p_{k_2} \cdots p_{k_{n-1}},$$

$$\begin{aligned}
 f(i, 2) &= q_i q_{k_1} p_{k_2} \cdots p_{k_{n-1}} \\
 &+ q_i p_{k_1} q_{k_2} \cdots p_{k_{n-1}} \\
 &\vdots \\
 &+ q_i p_{k_1} p_{k_2} \cdots q_{k_{n-1}},
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 f(i, 3) &= q_i q_{k_1} q_{k_2} p_{k_3} p_{k_4} \cdots p_{k_{n-1}} \\
 &+ q_i q_{k_1} p_{k_2} q_{k_3} p_{k_4} \cdots p_{k_{n-1}} \\
 &\vdots \\
 &+ q_i q_{k_1} p_{k_2} p_{k_3} p_{k_4} \cdots q_{k_{n-1}} \\
 &+ q_i p_{k_1} q_{k_2} q_{k_3} p_{k_4} \cdots p_{k_{n-1}} \\
 &+ q_i p_{k_1} q_{k_2} p_{k_3} q_{k_4} \cdots p_{k_{n-1}} \\
 &\vdots \\
 &+ q_i p_{k_1} q_{k_2} p_{k_3} p_{k_4} \cdots q_{k_{n-1}}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &\vdots \\
 &+ q_i p_{k_1} p_{k_2} \cdots q_{k_{n-3}} q_{k_{n-1}} p_{k_{n-1}} \\
 &+ q_i p_{k_1} p_{k_2} \cdots q_{k_{n-3}} p_{k_{n-1}} q_{k_{n-1}} \\
 &\vdots \\
 &+ q_i p_{k_1} p_{k_2} \cdots p_{k_{n-3}} q_{k_{n-1}} q_{k_{n-1}},
 \end{aligned}$$

となる。ここで、 $p_1 p_2 \cdots p_n = p$ であるから、

$$\begin{aligned}
f(i,1) &= p \cdot \frac{q_i}{p_i}, \\
f(i,2) &= p \cdot \frac{q_i}{p_i} \sum_{j=1}^{n-1} \left(\frac{q_{k_j}}{p_{k_j}} \right), \\
f(i,3) &= p \cdot \frac{q_i}{p_i} \sum_{j_1=1}^{n-2} \left(\frac{q_{k_{j_1}}}{p_{k_{j_1}}} \sum_{j_2=j_1+1}^{n-1} \left(\frac{q_{k_{j_2}}}{p_{k_{j_2}}} \right) \right), \\
&\vdots
\end{aligned}$$

以下同様にして,

$$f(i,m) = p \cdot \frac{q_i}{p_i} \cdot \sum_{j_1=1}^{n-m+1} \left(\frac{q_{k_{j_1}}}{p_{k_{j_1}}} \cdot \sum_{j_2=j_1+1}^{n-m+2} \left(\frac{q_{k_{j_2}}}{p_{k_{j_2}}} \right) \dots \sum_{j_{m-2}=j_{m-3}+1}^{n-2} \left(\frac{q_{k_{j_{m-2}}}}{p_{k_{j_{m-2}}}} \right) \cdot \sum_{j_{m-1}=j_{m-2}+1}^{n-1} \left(\frac{q_{k_{j_{m-1}}}}{p_{k_{j_{m-1}}}} \right) \dots \right) \quad (12)$$

が得られる.

次に, $\{Q_i\}$ から $\{q_i\}$ を求める方法について説明する.

死因数 n が 4 以下であれば, (12) 式の n 個の連立方程式を代数的に解き, $\{Q_i\}$ から $\{q_i\}$ を求めることも可能であり, Jhonson and Johnson は $n=2$ としたときについての評価を行なっている (2) 式による値). しかしながら, n が 5 以上の場合は $\{Q_i\}$ から $\{q_i\}$ を代数的に求められないため, $\{q_i\}$ を与えて $\{Q_i\}$ を求めることを繰り返し行うことにより本来の $\{Q_i\}$ を導くような $\{q_i\}$ を求めるほかない.

実際の計算手順を, 以下に示す.

- (1) $\{q_i\}$ の推定値 $\{\hat{q}_i\}$ の初期値として $\{q_{i_1}\}$ (他のものでもよい) を与える.
- (2) $\{\hat{q}_i\}$ を用いて (12) 式より $\{Q_i\}$ の暫定値 $\{\hat{Q}_i\}$ を求める.
- (3) 新たな $\{q_i\}$ の推定値として $\{\hat{q}_i \cdot (Q_i / \hat{Q}_i)\}$ を与える.
- (4) 必要な有効桁数が得られるまで (2) と (3) を繰り返す.

以上により $\{q_i\}$ を求めることができる.

各近似式を評価するにあたっては, 死因別死亡確率 $\{Q_i\}$ (すべての死因別死亡確率の列) から死亡公算 $\{q_i\}$ (すべての死因別死亡公算の列) の真の値は直接には求められないため, 前報告同様のモデル計算として適当な条件を満たす $\{q_i\}$ を与えて, これより $\{Q_i\}$ を求め, この $\{Q_i\}$ より各近似式を用いて推定される $\{q_{i_1}\}$ を $\{q_i\}$ と比較した.

次に, モデル計算の方法を説明する. ここでは以下に示す 2 通りの方法により $\{q_i\}$ を設定し, この条件の下に $\{Q_i\}$ を決定し, このような $\{Q_i\}$ をもたらすような $\{q_i\}$ を反復計算によって求めた. この $\{Q_i\}$ から, 各近似式を用いて $\{q_{1_1}\}$, $\{q_{2_1}\}$, $\{q_{3_1}\}$, $\{q_{4_1}\}$, $\{q_{5_1}\}$ を求め, $\{q_i\}$ との比較を行った.

(方法 1)

$$\begin{cases}
q = 0.2 \\
Q_1 \neq Q_2 = Q_3 = \dots = Q_n \\
Q_i: Q_{-1} (= Q_2 + Q_3 + \dots + Q_n) = 0.5, \quad 2 \\
(\text{死因 1 の占める割合が, } 1/3, 2/3) \\
n = 6, 11, 21
\end{cases}$$

(方法 2)

$$\begin{cases}
q = 0.2 \\
\{q_i\} \text{ は公比 } 0.75 \text{ の等比数列} \\
n = 6, 21
\end{cases}$$

3. 結果

(方法1)

$Q_1: Q_{-1} = 0.5, 2$ としたときの $\{q_{1_i}\} \sim \{q_{5_i}\}$ の誤差を図1, 2に示す。 q_i に対する誤差として q_{1_i} を q_i で除してさらに1を減じた値を用い、これが死因別死亡確率 $\{Q_i\}$ の大きさ (常用対数をとってある) とともにどのように変化するかを示してある。これは、方法2においても同様である。また、方法1においては $q_{1_2} \sim q_{1_n}$ ($l=1, 2, 3, 4, 5$) の値はすべて等しいので、 q_{1_2} のみを示し、 n が等しいものを直線で結んである。

図1 $q = 0.2, Q_1: Q_{-1} = 0.5$ としたときの $q_{1_i} \sim q_{5_i}$ ($i = 1, 2 \sim n$) の誤差

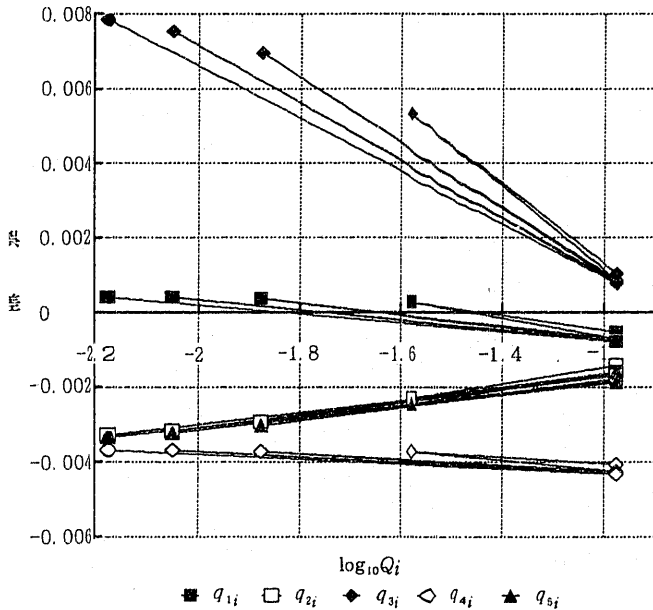
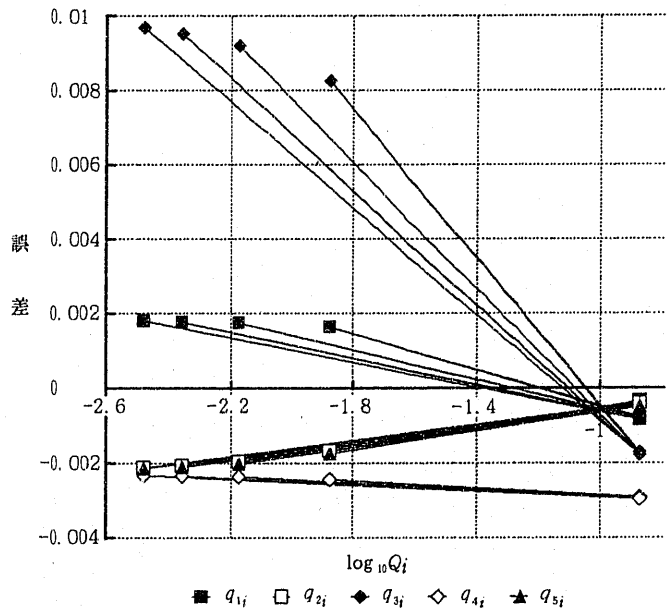


図2 $q = 0.2, Q_1: Q_{-1} = 2.0$ としたときの $q_{1_i} \sim q_{5_i}$ ($i = 1, 2 \sim n$) の誤差



まず、 $\{q_{1_i}\}$ であるが、これは、おおむね他の近似式より誤差が少ないことが明らかとなった。死因1の占める割合が、 $\frac{1}{3}, \frac{1}{2}, \frac{2}{3}$ と変化するに従い、 q_{1_i} の誤差は大した変化は見られぬものの $q_{2_i} \sim q_{5_i}$ は誤差が大きく減少した。次に誤差の小さい近似式は、 $\{q_{2_i}\}$ であるが、 $\{q_{2_i}\}$ および $\{q_{5_i}\}$ の誤差は、互いにほぼ同様の変化を示し、 Q_i が増加するに従い誤差が小さくなった。 $Q_1: Q_{-1} = 0.5$ のときには、 q_{2_i}, q_{5_i} とともに q_{1_i} より小さい誤差を示した。方法1, 方法2を通して、 $\{q_{1_i}\}$ より小さい誤差が見られたのはこのときだけである。また、これらの近似値の誤差は、 Q_i が小さくなるほど絶対値が増大した。 $\{q_{3_i}\}$ の誤差は、 $\{Q_i\}$ が0.03より小さいとき (q_{3_2}) には、他の近似式の誤差のいずれのものより大きな値を示した。特に、 $\{Q_i\}$ が0に近いときほど誤差は大きく、1%近い誤差が見られた。一方、 q_{3_i} の誤差は、比較的小さかった。 $\{q_{4_i}\}$ の誤差は、 $\{Q_i\}$ が0.03より小さいときには、 $\{q_{3_i}\}$ の次に大きな値を示したが、 q_{4_i} は、同じ $\{Q_i\}$ による他の近似値に比べて大きな誤差を示した。 $\{q_{4_i}\}$ だけは、 $\{Q_i\}$ が増加するに従い誤差が増加した。

(方法2)

$n = 6, 21$ としたときの $\{q_i\}$ に対する $\{q_{1_i}\} \sim \{q_{5_i}\}$ の誤差を n の値に応じて図3, 4に示す。

いずれの場合にも誤差の大きさの傾向は共通している。全ての場合を通して $\{q_{1_i}\}$ の誤差が最も小さく、次に $\{q_{2_i}\}$ および $\{q_{5_i}\}$ が小さい。 $\{Q_i\}$ が0.03より小さいところでは $\{q_{3_i}\}$ が最も大きな誤差を示している。 $\{q_{4_i}\}$ は、 Q_i が0に近いところでは $\{q_{2_i}\}$ および $\{q_{1_i}\}$ とほとんど同じ大きさの誤差を示すものの、 $\{Q_i\}$ が0.04より大きいところでは、最も大きな誤差を示した。

図3 $q = 0.2, n = 6, \{q_i\}$ を公比 0.75 の等比数列としたときの $q_{1_i} \sim q_{5_i}$ の誤差

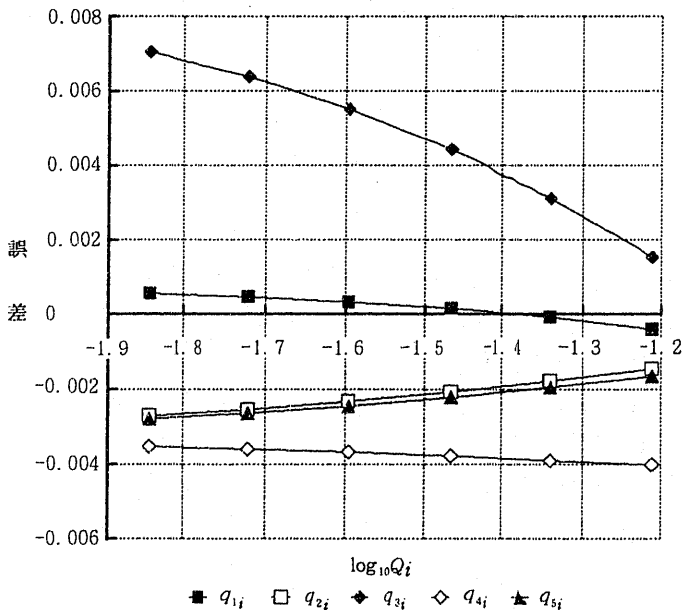
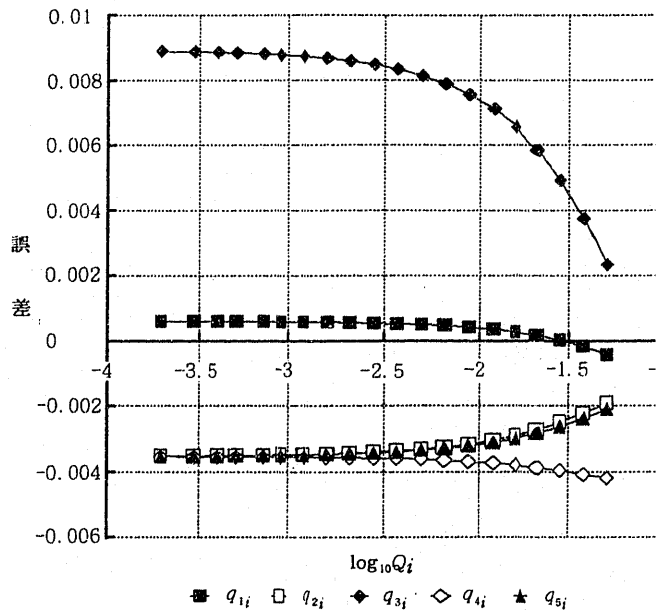


図4 $q = 0.2, n = 21, \{q_i\}$ を公比 0.75 の等比数列としたときの $q_{1_i} \sim q_{5_i}$ の誤差



4. 考察

$\{q_{1_i}\} \sim \{q_{5_i}\}$ は、 $\{q_i\}$ との間に明らかに一定の法則にしたがった差を生じている。しかしながら、これはそのときそのときの条件により微妙に異なっている。例えば、 $\{q_{1_i}\}$ の誤差を示す点を結んだ折れ線が Q_i 軸と交わる点は条件によって前後に変動している。従って、これを簡単な直線などで補正するのは容易ではない。

それぞれの近似式についてみると、 $\{q_{1_i}\}$ は、全体を通して小さい誤差を示した。ただし、 Q_i が 0.1 前後より大きいところでは $\{q_{2_i}\}, \{q_{3_i}\}, \{q_{5_i}\}$ より大きな誤差を示した。 $\{q_{2_i}\}$ と $\{q_{5_i}\}$ はほとんど同じ誤差を示した。

これらのことから、人間の生命表における死因別死亡公算についての問題を扱う場合は、1 年間の期間においては 0.1 より十分に小さい場合が多いと考えられることから、 $\{q_{1_i}\}$ を用いるのが最も望ましいことが明らかとなった。計算の簡略化を望むのであれば、 $\{q_{5_i}\}$ は、きわめて単純な式により比較的誤差の少ない近似値をあたえるものといえる。しかしながら、死因別死亡確率が 0.1 を超えるような場合は、 $\{q_{1_i}\}$ はもはや最適な近似式とはいえない。このときは、 $\{q_{2_i}\}$ が最も適当であり、 $\{q_{5_i}\}$ がそれに準ずるといえる。いずれの近似式においても誤差の最大値は高々 1% であった。

5. まとめ

本研究は、特定死因の死亡公算の真の値を算出する方法を示した。次に、これを用いてこれまで近似値どうしの比較によってのみでしか評価されていなかった特定死因の死亡公算の推定値算出方法に対して真の値と比較することによる評価を行なった。その結果、総死亡確率が 0.2 の場合、

- (1) いずれの近似式の誤差も高々 1% 以内である、
 - (2) 一番誤差の少ない近似値を与えることが多かったのは、(1) 式によるものである、
 - (3) 死因別死亡確率が 0.1 を超える場合には、(2) 式の誤差が最も小さい、
 - (4) 計算が簡単であるにもかかわらず、比較的よい近似を示したのは(5) 式である、
- ことが明らかとなった。

P.ブルデューの「出生力戦略」の人口学的評価

小 島 宏

はじめに

P.ブルデュー (Pierre Bourdieu) は1981年からコレージュ・ド・フランス社会学教授を務めており、名実ともにフランスを代表する社会学者である。彼の影響は人口学にも及び、彼の唱えた「結婚戦略 (stratégie matrimoniale)」は欧米の歴史人口学者、家族人口学者によってしばしば言及されている。彼は「出生力戦略 (stratégie de fécondité)」についても若干論じており、「マルサス主義の終えん」と題された I N S E E (国立統計経済研究所) の A. Darbel との共著論文の中で出生力の決定要因モデル (分析枠組) を提示している¹⁾。前者の一部は出生力と社会移動の関係に関するもので、後者はそのような関係のほか人口政策変数を明示的に組み込んだ包括的な枠組で、いずれも人口学的にみて非常に興味深いものであるが、人口学者の注目を集めるに至っていない。

筆者はかつて彼の結婚戦略について論じたことがあるし、フランスの人口政策について論じたこともあるので²⁾、この機会に彼の出生力戦略と出生力モデルを紹介し、それらに対する若干の評価を人口学的観点を中心に述べてみたい。なお、本稿では紙幅の都合により、実証面からの評価は行わない³⁾。

1. 出生力戦略

ブルデューの社会理論にとって「戦略」はキー概念であり、レヴィストロースをはじめとする構造主義的人類学者の規則尊重主義 (juridisme) 的、客観主義的傾向を批判するための手段として考案されたものである。構造主義的人類学者たちは実践を固定的な規則の実行として扱うが、彼はむしろ戦略が実践をコントロールしていると考える⁴⁾。この概念はこれと密接な関係をもつ「ハビトゥス (habitus)」の概念とともに、彼が1960年代初頭にアルジェリアのカピリアやピレネー山村のベアルンで行ったフィールド調査の経験を基に、両地点での結婚慣行 (実践) の統計的規則性を説明する際に編み出されたものである。

1) Pierre Bourdieu et Alain Darbel, "La fin d'un malthusianisme?", Darras (ed.), *Le partage des bénéfices. Expansion et inégalité en France*. Paris, Minuit, 1966, pp.135-154.

2) 小島宏, 「農家嫁不足の社会経済的背景」, 早稲田大学大学院文学研究科修士論文, 1979年。

Hiroshi Kojima, "Marriage Strategies in Bourdieu's System of Reproduction Strategies", Unpublished MS, Department of Sociology, Brown University, 1987.

小島宏, 「フランス——女性労働と家族形成」, 水野朝夫 (編), 『経済ソフト化時代の女性労働——日米欧の経験——』, 有斐閣, 1984年。

3) 実証面からの評価としては以下のものがある。

Jean-Claude Deville, "La fécondité serait-elle héréditaire?", *Economie et Statistique*, No.116, p.11.

Claude Thélot, *Tel père, tel fils? Position sociale et origine familiale*, Paris, Dunod, 1982, p.206.

なお、家族法学的評価としては以下のものがある。

丸山茂, 「家族のストラテジー——ピエール・ブルデューの家族研究」, 『判例タイムズ』, 第608号, 1986年, pp.18-23.

4) Bourdieu, *Choses dites*. Paris, Minuit, 1987, p.79.

しかしながら、ブルデューは戦略そのものを厳密に定義していない。最近の著作でも子供の頃からの社会活動（特に子供のゲーム）への参加を通じて獲得された、ゲーム感覚のような実践感覚の産物とあいまいに定義し、実践感覚をゲームの経験を通じて獲得され、意識と会話の深層で機能するような、論理ないしゲームの内在的必然性の実践的コントロールと定義している⁵⁾。また、戦略の基礎となる原則としてハビトゥスがあるとし、これは物質的な生活状態と家庭のしつけによって教え込まれた性向のシステムで実践の生成・統一原理を構成すると述べている⁶⁾。

ブルデューは出生力戦略も定義していないし、それを含むと思われる生物学的再生産戦略も定義していないが、後者は彼の議論⁷⁾からみて主としてリネージュの生物学的存続と労働力の再生産を指すようである。ただし、彼は結婚戦略、出生力戦略といった個別の戦略を生物学的、文化的、社会的再生産戦略全体から切り離すことができないとも述べている⁸⁾。

ブルデューはカピリア、ベアルン、現代フランス社会のそれぞれについて異なった内容の出生力戦略を述べている。カピリアにおける出生力戦略は早婚によって最大多数の男子を最高速度で産み出すことを目的とする⁹⁾。これに対して第一次大戦前のベアルンにおける出生力戦略は晩婚によって出生力抑制を行うことを目的とする。より正確には、世襲財産の維持・存続、労働力の保持といった観点から男子が必要なため、少なくとも一人の男子を確保しながら最小限の数の女子を生むことが望まれた。というのは、女子が労働力としてあまり大きな貢献をしない上にその結婚に伴って婚資を支払わねばならないため、世襲財産の存続を脅す可能性があったからである。しかし、出生力抑制の手段が不完全で子供の性別の選択が不可能であるために失敗することが多く、そのような場合には結婚戦略によって非長子を遅く結婚させたり、まったく結婚させなかったりして世襲財産の維持・存続がはかられた。ただし、貧農、奉公人、日雇労働者といった貧困層はこれらの戦略を用いるゲームとは無関係であったため、出生力が高かった¹⁰⁾。

この最後の部分は現代フランス社会に関するブルデューの以下の議論とも重なる。彼の『ディスタクシオン』によれば、小市民の出生力戦略は経済的、文化的資本の初期蓄積を消費の制限によってのみ達成できる人々のもので、彼らはそれによってすべての資源を少数の子供に集中投資して集団の上方社会移動を継続する。これに対して、労働者階級は二世代の間に支配者階級に入れる可能性がほとんどないために出生力抑制をそれほど強く行わないし、支配者階級は地位を維持するだけなので生物学的再生産の機能が異なる¹¹⁾。最後の点については本書で触れられていないが、ブルジョア上層では家柄の古さと子供数の間に密接な相関があるというM. de Saint Martinとの共著論文の結論はしばしば引用されている¹²⁾。また、本書で小市民のマルサス主義的（出生力抑制的）傾向は一種の自己搾取と位置付けられているが、この点については以下の出生力モデルに関する議論と密接な関係をもつ。

5) Bourdieu, 前掲（注4）書, p.79, p.77.

6) Bourdieu, "Les stratégies matrimoniales dans le système de stratégies de reproduction", *Annales. Economies, Sociétés, Civilisations*, Vol.27, No.4/5, p.1106.

7) Bourdieu, 前掲（注6）論文, p.1106.

8) Bourdieu, 前掲（注4）書, p.85.

9) Pierre Bourdieu, *Le sens pratique*, Paris, Minuit, 1980, p.317.

10) Bourdieu, 前掲（注6）論文, p.1122.

11) Pierre Bourdieu, *La distinction. Critique sociale du jugement*, Paris, Minuit, 1979 (= *Distinction: A Social Critique of the Judgement of Taste*, Cambridge, MA, Harvard University Press, 1984), pp.331-333.

12) Deville, 前掲（注3）論文, p.11.

Thélot, 前掲（注3）書, p.206.

2. 出生力モデル

図1は前述のDarbelとの共著論文に示された出生力の決定要因モデルを翻訳したものである。紙幅の都合によりこれ自体の説明は省略するが、原文のわかりにくい部分は本文の説明に従って意識したので概要はつかめるものと思われる¹³⁾。以下においては中産階級の出生行動を中心に彼らの議論を紹介する。

本稿では、まずM. Febvayの研究に従って、戦前と戦後を通じて中産階級で出生力をもっとも低いにもかかわらずその間の上昇率をもっとも高いことと、その要因としてその間に施行された家族手当制度による所得の相対的増加があることを指摘し¹⁴⁾、残りの部分でそのメカニズムを論じている。彼らによれば、子供の相対的費用をもっとも高いのは上方社会移動が大きく、優れて上方社会移動の手段、すなわち教育を子供に備えさせるようにもっとも強く駆り立てられた（中産階級の）家族である¹⁵⁾。また、中産階級は彼らがしばしば批判する子たくさん主義（lapinisme）をもつ大衆階級から自らを区別するためにマルサス主義的態度をもつ¹⁶⁾。

以上のような予算制約と嗜好をもつ中産階級、特に被雇用者層において家族手当制度導入による出生力上昇率をもっとも高かったのは、それによって上方社会移動と将来に対する不安をもっとも大きい彼らの安心感が強められ、合理的計算に基づく長期的な計画が立てられるようになり、彼らにとって安定と上方社会移動の条件と思われていたマルサス主義的態度が緩められたためである。ただし、中産階級の中でも商工業自営業者層は家族手当や税制上の優遇措置の恩恵を受けなかったため、出生力があまり上昇しなかった¹⁷⁾。また、選択的な出生の増加と高学歴化による子供の将来の保障に関する願望の一般化が親の責任感の強化と子供と家族生活の価値の増大を示す一方で、家族の不完全な統合に関する大部分の指標が悪化していることから、特に中産階級で拡大家族と地域共同体の弱体化と併行して、夫婦家族を中心とする新種の社交性が発達する傾向があると推定できる¹⁸⁾。

3. 「出生力戦略」の評価

(1) 戦略概念の評価

ブルデューの出生力戦略と出生力モデルに関する評価を述べる前に、彼の戦略概念に対する若干の批判を行うことにする。第一に、DiMaggioが彼の概念装置全般について指摘しているところであるが¹⁹⁾、用語が一貫して使われておらず、満足な定義が与えられることが少ない。このことは前述の戦略の定義にも当てはまる。第二に、Crowが述べる通り²⁰⁾、最近の社会学で多用される戦略という用語の定義に関して合意はないにしても、通常は長期的な展望をもった意識的かつ合理的な決定を意味している。しかし、ブルデューは戦略が計画や意識的、合理的計算の産物でないと述べており²¹⁾、彼の用法は一般性を欠く。

第三に、ブルデューは多くの場合に戦略の主体として家族を念頭に置いているようであるが、Crow

13) 人口政策の具体的内容については前掲（注2）論文、小島宏（1984）の拙稿を参照されたい。

14) Bourdieu, 前掲（注1）論文, p.136.

15) Bourdieu, 前掲（注1）論文, p.140.

16) Bourdieu, 前掲（注1）論文, p.147.

17) Bourdieu, 前掲（注1）論文, pp.152-153.

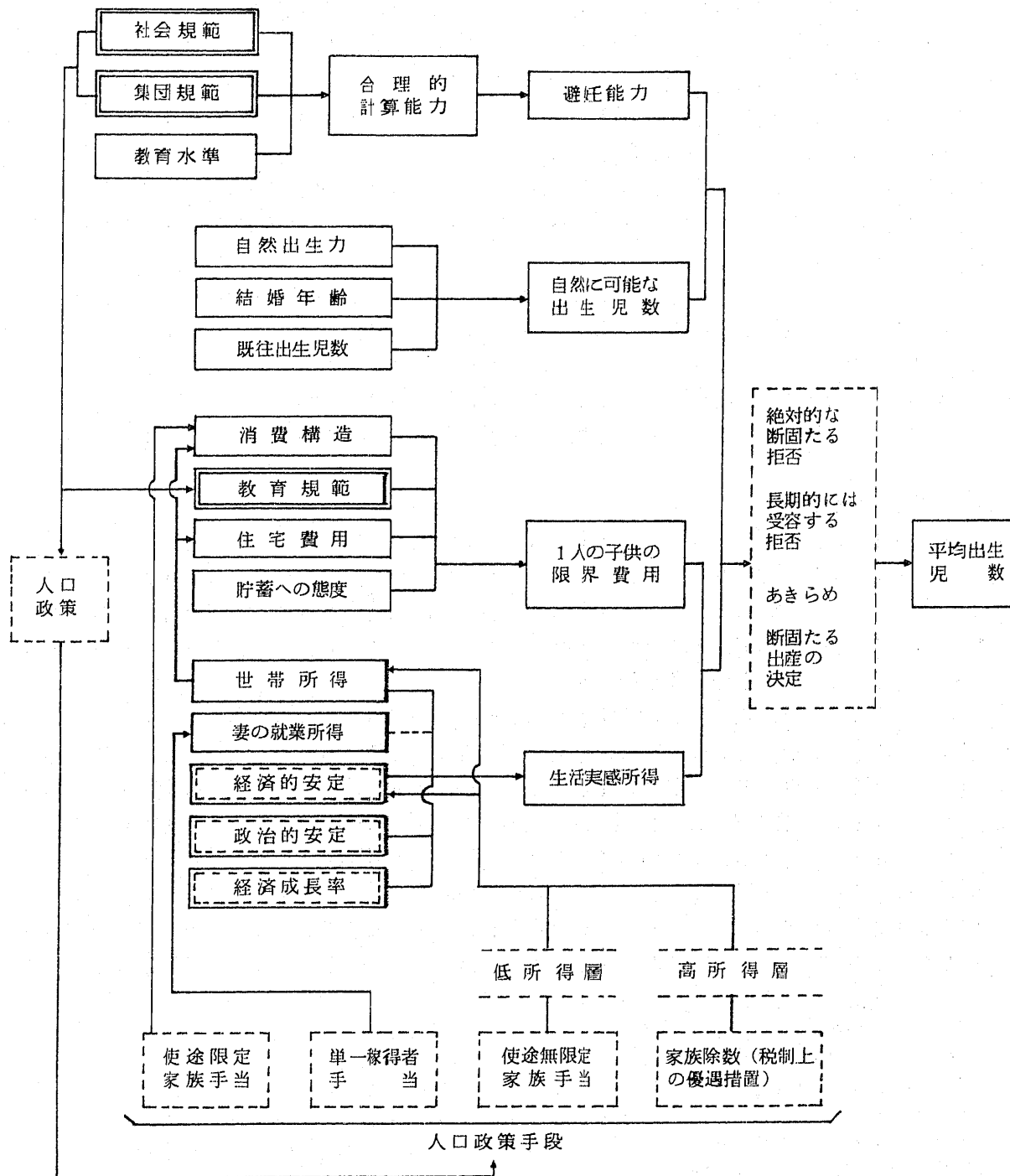
18) Bourdieu, 前掲（注1）論文, p.154.

19) Paul DiMaggio, "Review Essay: On Pierre Bourdieu", *American Journal of Sociology*, Vol. 84, No.6, 1979, p.1467.

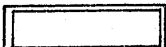
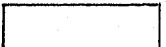
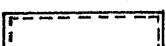
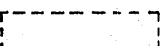
20) Graham Crow, "The Use of the Concept of 'Strategy' in Recent Sociological Literature", *Sociology*, Vol.23, No.1, 1989, p.2, p.19.

21) Bourdieu, 前掲（注4）書, p.79.

図1 出生力に影響を与える変数全体の図式



凡例

	明示的規範		構造変数
	動向変数		政策変数

(出所) Bourdieu et Darbel, 前掲(注1)書, P.145.
 (注) 「妻の就業所得」の右側の点線は筆者が補った。

が述べるように²²⁾ 家族（世帯）は利害が一致しない個人を含むので個人単位の分析も必要であろう。実際、ブルデュー自身も結婚戦略に関して家族成員間の利害の不一致を認めている²³⁾。また、人口学では夫と妻の出生力目標が必ずしも一致しないことは周知の事実である²⁴⁾。人口学においてはかつて J. Matras が「家族形成の社会的戦略」を唱え、それを結婚・出産上の地位に関する個人的戦略（個人にとって可能で代替的な行為の進路）別の成員の分布と定義したが²⁵⁾、これは一つの便法であろう。近年 G. Becker が「悪ガキ定理（Rotten Kid Theorem）」を唱え、いかに利己的な受益者も恵与者の家族所得を最大化し、そのことによってすべての行為の他の受益者に対する影響を内面化すると定義しているが²⁶⁾、これはもう一つの便法であるし、ブルデューの戦略概念に近いもののようにも思われる。

第四に、L. Tilly が指摘する通り²⁷⁾、戦略は社会関係を再生産する傾向があるが、状況が変化する場合にはそれ自体も変化しうるので、この点に関する分析も必要であろう。実際、ブルデュー自身も「独身と農民の状態」という論文の中では戦略ということばこそ使っていないが、ベアルンにおける社会変動に伴う結婚戦略の変化について論じているし²⁸⁾、出生力モデルの中にも動向変数を組み込んでいるので、出生力戦略についても社会変動の影響によって変化するものとして論じるべきであろう。

(2) 出生力戦略の評価

前述の戦略概念に対する批判はいずれも出生力戦略全般に当てはまることであるが、もう一点付け加えるとすれば三つの社会（カピリア、ベアルン、現代フランス）における出生力戦略が有機的に結び付けられて論じられていないことがある。前述の通り、後二者の社会における出生力戦略には類似性がみられ、理論上の関連があることが伺われるが、カピリアとそれらの社会における出生力戦略の間には相違があるし、理論上の関連も伺われない。

このような相違の一部は J. Goody が相続権（heirship）戦略におけるアフリカとユーラシアの相違の要因として述べている社会経済的背景の差違²⁹⁾によって説明できそうである。すなわち、前者では基本的生産手段（土地）の不足がほとんどなく、結婚によって娘の社会的地位がほとんど影響を受けないため、特定の土地を相続人に相続させることに関する重圧が被相続人にかからないのに対して、後者では社会経済的地位が相続にかかっているため、被相続人は相続人が社会的階梯をすべり落ちないように相続させることを目ざすとともに自らの老後の問題と土地の将来に関心をもっていることから、前者では出生力抑制があまり必要でないのに対して後者では必要となる。また、Goody は男子相続人が選好される社会においては出産（parenthood）戦略の一つとして、男子の誕生後に出生力抑制

22) Crow, 前掲（注20）論文, pp.9-11.

23) Bourdieu, 前掲（注4）書, p.86.

24) 最近のフランスについては以下の分析がある。

Laurent Toulement, "Les souhaits en matière de fécondité : comparaison des réponses des deux conjoints", Henri Leridon et alii (eds.), *La seconde révolution contraceptive. La régulation des naissances en France de 1950 à 1985* (INED «Travaux et Documents» Cahiers No.117), Paris, PUF, 1987, pp.226-247.

25) Judah Matras, "The Social Strategy of Family Formation: Some Variations in Time and Space", *Demography*, Vol.2, 1965, p.349.

26) Gary S. Becker, *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA, Harvard University Press, 1981, p.183.

27) Louise Tilly, "Individual Lives and Family Strategies in the French Proletariat", *Journal of Family History*, Vol.4, No.2, 1979, p.139.

28) Pierre Bourdieu, "Célibat et condition paysanne", *Etude rurale*, No.5/6, 1962, pp.32-135.

29) Jack Goody, *Production and Reproduction: Comparative Study of the Domestic Domain*, Cambridge, England, Cambridge University Press, 1976, p.97.

が開始される傾向が強いことを挙げ、それが乳幼児死亡率の高い場合には次男の誕生後に開始されるが、低い場合には長男の誕生後に開始されると述べている³⁰⁾。このような乳児死亡率の差違もカピリアとベアルンおよび現代フランスとの間にみられる出生力戦略の相違の一部をもたらしている可能性がある。

次に、現代フランス社会における社会移動と出生力の関係に関するブルデューの出生力戦略仮説のあいまいさについて若干述べてみる。Kasarda *et al.* は両者の因果関係に関する仮説として論理的には①両者の関係はみせかけである、②出生力が社会移動に影響する、③社会移動が出生力に影響する、④両者が相互に影響する、の四種類がありうるとしている³¹⁾。一見したところブルデューの仮説は②に当たるが、世代間社会移動に関する親の願望が出生力に影響を与えるとすれば③に当たるようでもある。また、彼は中産階級の禁欲的エトスが教育（社会移動の手段）と出生力の両者に対する態度に影響を与えたと述べているので³²⁾、①に当たるとも言える。他方、G. Stevensは社会移動を平均的（構造）移動と相対的（周流）移動に区分しているが³³⁾このような視点からみるとブルデューのいう上方社会移動が中産階級全体のものか、その中の一部の家族のものかが必ずしも明確でない場合がある。さらに、F. de Singlyは子供の上方社会移動によって親子間の文化的、人間関係の距離が広がることが多いと述べているが³⁴⁾ そうだとすれば出生力戦略とそれを構成要素とする文化的、社会的、生物学的再生産戦略の間に矛盾があることにならないのであろうか。

(3) 出生力モデルの評価

図1に示された出生力決定要因モデルはいくつかの点で発表された当時としては画期的なものであった。第一に、子供の需要に関する変数だけでなく、供給に関する変数（出生力抑制に関するものも含む）を組み込んでいる上に、それらに影響を与える政策変数まで含んでおり、非常に包括的である。第二に、「既往出生児数」や動向変数が含まれていることにより動学的な分析の枠組としても利用しうる。第三に、「教育規範」、「住宅費用」、「貯蓄への態度」が変数として明示的に組み込まれている点がユニークである上に、わが国における出生力の分析に密接な関連をもつ。というのは、第8次出生力調査の結果によれば被雇用者層で「教育費が高い」、「子育てに金がかかる」、「家が狭い」を理想子供数と予定子供数のギャップの理由として挙げた者が多数を占めたからである³⁵⁾。

しかし、このモデルにも現時点からみると若干の制約がある³⁶⁾。第一に、子供の供給に関して重要な乳幼児死亡、人工妊娠中絶、出生間隔に関する変数が含まれていない。第二に、人口全体の出生力

30) Goody, 前掲(注29)書, p.96.

31) J. D. Kasarda, J. O. G. Billy and K. West, *Status Enhancement and Fertility: Reproductive Responses to Social Mobility and Educational Opportunity*, Orlando, Academic Press, 1986, pp. 47-67.

32) Pierre Bourdieu, "La transmission de l'héritage culturel", Darras (ed.), *Le partage des bénéfices. Expansion et inégalité en France*, Paris, Minuit, 1966, p. 399.

Pierre Bourdieu et Jean-Claude Passeron, *La reproduction. Éléments pour une théorie du système d'enseignement*, Paris, Minuit, 1970, pp. 244-245.

33) Gillian Stevens, "Social Mobility and Fertility: Two Effects in One", *American Sociological Review*, Vol. 46, No. 5, 1981, pp. 573-585.

34) François de Singly, *Fortune et infortune de la femme mariée. Sociologie de la vie conjugale*, Paris, PUF, 1987, pp. 192-193.

35) 人口問題研究所, 「昭和57年第8次出生力調査(結婚と出生力に関する全国調査)——第I報告書——日本人の結婚と出産」(実地調査報告資料), 1983年, p. 87.

36) Strauss-Kahn は以下の文献で、ブルデューらが中産階級において追加出生児の相対費用ではなく絶対費用が高いと述べているとして批判しているが、ブルデューらは前述の通りに相対価格ということばを使っているので、この批判は的外れである。

Dominique Strauss-Kahn, *Economie de la famille et accumulation patrimoniale*, Paris, Editions Cujas, 1977, pp. 169-170.

に影響を与える未婚者と離死別者の割合と出生力が明示的に考慮されていない。第三に、経済的誘因の出生促進効果を自明のものとしているが、現在に至るまで必ずしもその効果が実証されていない³⁷⁾。

おわりに

最後に、ブルデューの出生力戦略と出生力モデルの学問的系譜について若干述べる。まず、社会移動と出生力の関係に関する彼の議論は、明記されていないがA. Dumontの古典的著作『人口減退と文明』で展開された「社会的毛細管現象」仮説に端を発し、P. Leroy-BeaulieuやJ. Bertillonによって引き継がれたものである³⁸⁾。また、引用文献等からINED（国立人口研究所）等の研究者による実証分析の³⁹⁾影響も受けていることが伺われる。

出生力モデル全体について直接的な影響を与えた研究は見出せなかったが、子供の供給についてはINED等における歴史人口学的、生物人口学的研究の影響が伺われる。また、引用文献が書かれていないがR. EasterlinやC. Westoffの名前が出てくるところからみても内容からみても、特に子供の需要についてはアメリカの経済人口学的、社会人口学的研究の成果⁴⁰⁾を取り入れているようである。政策変数についてはINSEEのFebvayの研究に負うと論文の最初に記されている。なお、ブルデューの著作全体がマルクス、デュルケム、ウェーバーといった古典的社会学者の影響を受けているので、当然のことながら彼の出生力理論も彼らの影響を受けていると言えよう。

37) 小島宏, 「出生促進政策の有効性」, 『人口問題研究』, 第45巻第2号, 1989年, pp.15-34.

38) Arsène Dumont, *Dépopulation et civilisation. Etude démographique*, Paris, Lecrosnier et Babé, 1890.

Jacques Bertillon, *La dépopulation de la France. Ses conséquences, ses causes, mesures à prendre pour la combattre*, Paris, 1911.

Paul Leroy-Beaulieu, *La question de la population*, Paris, 1913.

これらの古典の内容は以下の文献で紹介されているので参照されたい。

黒田俊夫, 「フランス社会学における人口論」, 南亮三郎(編), 『人口論史——人口学への道——』, 勁草書房, 1960年, pp.256-267.

岡田實, 『フランス人口思想の発展』, 千倉書房, 1984年, pp.202-221.

39) 例えば, 以下のものがある。

Marcel Bresard, "Mobilité sociale et dimension de la famille", *Population*, Vol.5, No.3, 1950, pp.533-566.

Alain Girard, "Mobilité sociale et dimension de la famille. Deuxième partie", *Population*, Vol.6, No.1, 1951, pp.103-124.

Alain Girard et Henri Bastide, "La stratification sociale et la démocratisation de l'enseignement", *Population*, Vol.18, No.3, 1963, pp.435-472.

40) 例えば, 以下のものが考えられる。

NBER (ed.), *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton, Princeton University Press, 1960.

Charles Westoff et al. (eds.), *Family Growth in Metropolitan America*, Princeton, Princeton University Press, 1961.

書評・紹介

Lado Ruzicka, Guillaume Wunsch, and Penny Kane (eds.),
Differential Mortality : Methodological Issues and Biosocial Factors,

Oxford, Clarendon Press, 1989, vii + 259pp.

本書は、国際人口学会 (IUSSP) の研究専門部会の一つである「死亡研究委員会」が、1982年から1984年にかけてとりあげた「乳幼児死亡率に対する生物学的、社会経済的要因の影響に関する研究」の成果をとりまとめたものである。

国際人口学会の死亡委員会がこのテーマを掲げた当時は、死亡研究における重要な時期であった。1970年代の半ばから死亡率にかかわる社会経済的要因が重要視されるようになり、研究を進めるうえで分析枠組みの整備が進んだことが上げられよう。さらに途上国を中心に「死亡率改善の停滞化」論争があった。また、世界出生力調査データを用いた個票データに基づく乳幼児死亡率研究が進められ、緻密な研究が展開されつつあったことが上げられる。そのような「人口学的死亡研究」の発展を背景としながら、国際人口学会の「死亡研究委員会」の活動が進められた。

国際人口学会は日本の研究機関である総合研究開発機構 (NIRA) と共同で、1984年11月24日から27日の3日間、埼玉県にある国立婦人教育会館において「死亡率の社会経済的相関に関するセミナー」を開催し、内外から多くの専門家を集めて活発な討議を行った。本書におさめられている論文の多くは、そのセミナーに提出された論文からなっており、多くの日本人研究者が討議に参加したことを付記しておきたい。

さて、本書は4部構成となっており、第1部では前述のセミナーのオーガナイザーでもあった元オーストラリア国立大学教授のルジチカによる「死亡率格差の研究における問題と論点」と題する論文において、死亡格差研究全般の概説と本書に納められた論文の概要が示されている。第2部は「方法論」として、4編の論文が掲載されている。取り上げられた内容は執筆者によってまちまちであるが、人口学をベースに隣接諸科学との方法における融合化を目指した論文によって構成されている。また第3部では、「生物学的、社会的要因」と題して6編の論文が掲載され、そのうち4編の論文は地域別の乳幼児死亡率趨勢分析で、残りの2編はやや専門的に絞り込んだテーマの要因分析である。最後の第4部では「危機的状況下の死亡率」が取り上げられている。ここでは2編の論文が掲載され、1編は分析概念の整理をテーマとし、他の1編は中国における1960年代初頭の「飢饉と死亡率」を扱った研究論文が掲載されている。

本書を通じていえることは、本書に掲げられたテーマと個々の論文の間に、やや遊離があるように感じられることである。個々の論文は、それぞれ重要な課題をかかげてはいるものの、本書全体を見渡したときにやや統一性に欠ける印象を受ける。それはある意味で「死亡率格差」の研究自体がもつ幅広さを証明していることなのかも知れない。また死亡率格差の研究が、社会経済的な分析や生物学的な分析視角をもって行わなければならないというテーマの難しさを抱えていることの反映ともいえる。いずれにせよ、本書は1980年代の前半における死亡率格差研究をみるうえで、重要な示唆を与えてくれる書物であることには違いない。

(高橋重郷)

Vaughan Bevan, *The Development of British Immigration Law*

London, Croom Helm, 1986, 443pp.

1988年現在、イギリスは、年間出生率が13‰、死亡率が12‰に対して、入移民割合が4‰、出移民割合も同様に4‰を記録している。以上の数字からうかがえるように、イギリス全体の人口変動に移民は大きな役割を果たしている。日本も近年外国人の流入が増加しているとはいえ、人口変動に及ぼすその影響力は、イギリスの比ではない。

ところで、イギリスは、厳密に言うとは島国ではなく、アイルランドと陸続きの国家である。実際、イギリスの移民の歴史において、アイルランドとの関係が非常に多く問題とされている。しかし、イギリスは、日本と同様に先進国であり、ほぼ島国であるという条件を同じくする。さらには、在日朝鮮人と在イギリスアイルランド人の存在があり、国内の外国人の存在に関しては平行に語る事ができる。

したがって、日本のこれからの国際移民の政策を考える際にも、日本と同様の状態にあり、経験を豊かに積む国の移民の法律事情から学ぶことは重要である、と考えられる。

本書は、「イギリスの移民法の発達」を扱う。第1章は、導入で、今後の章の要点が、語彙豊かに語られる。第2章は、移民の歴史が描かれる。4つの時期——ノルマン征服から18世紀まで、ナポレオン時代、1836年から1905年まで、1905年の外国人法から現在まで——が手際よくまとめられている。第3章は、国籍(citizenship)に関して、定義と時の政治・経済状況との関係によるその変化を扱う。著者は、イギリスも他国同様に、国内の経済事情が悪化すると、移民を制限するようになると指摘する。その法律条項の変遷を、時には近く細かく、時には遠く大つかみにとらえ的確に描く。また、特に、イギリスは、「連邦共和国」の概念を持つ国家であり、国籍の概念が複雑であるため、本章は、国籍のわかりやすい説明となるであろう。第4章は、入国手続き関係の法律の変化が描かれる。

また、著者は、移民を第1次移民(英国国民、帰還国民、職を求めてくるEEC圏からの移民、難民等)と第2次移民(1次移民の扶養家族の移民)に分ける。第5章は第1次移民、第6章は第2次移民に関してであるが、イギリスの移民政策は、1960年代には、第1次移民を制限し、1970年代に入って、第2次移民の数が増大すると、その制限をとるようになった、と解釈している。第7章は、一時的滞在者が扱われる。それは、主に、労働者、学生、滞在者からなるが、学生の名で移民がなされる場合も多いと言う。第8章は、移民の国外撤去——追放と他の方法——に関して述べられる。第9章は、「結論」を述べ、最後に、1984年の議会での古くて新しい移民コントロールの論争——強化すべきか緩和すべきか——をとりあげている。そこでは、結論が下されるというよりは、問題の明確化に終わっているが、万人に満足すべき解決策などなく、解決は常に一時的であり、さらに問題をはらむことは不可避である、という視点を提示するものである。

本書は、以上のような内容を持つ、388ページからなる本文と25ページを超える情報量の大きい文献索引を含む443ページの大部な本であるが、法律的観点からの移民問題のハンドブックとして大きな力となるであろう。

また、本書を読むと、今日の移民問題が決して新しい問題ではないことを把握せざるを得ないであろう。望むらくは、より詳細な目次と各章の要約が欲しかったところである。

(坂井博通)

統 計

第42回簡速静止人口表

(1988年4月～1989年3月)

はじめに

第42回簡速静止人口表は、1988年4月1日から89年3月31日までの死亡統計と1988年10月1日現在の日本人人口の推計を用いて算定した。静止人口表の作成方法は、第38回静止人口表と同様に各歳別に計算する方法を用いた。主要な結果をここに収録するが、作成方法および結果の詳細については、人口問題研究所の研究資料第250号および第262号を参照されたい。

主要結果

出生時の平均余命（平均寿命）は、男子が75.65年であり、女子は81.48年となった。前回と比べ、男子は0.09年の伸び、女子は0.13年といずれも小さな伸びであった。平均寿命の男女差は5.83年で、昨年より0.04年の拡大とわずかに変化した。前回、今回といずれも0.1年でいどの寿命の伸びであり、2年続きで寿命の伸びは小さなものにとどまった。

各年齢の平均余命の伸びは、参考表に示したように、男子では50歳くらいまで少しずつ伸びているが高年齢で伸び悩みがみられるのに対し、女子ではさほど大幅な伸びではないが高年齢の80歳くらいまでまんべんなく伸びている。

20歳まで生存する確率は、男子98.78%、女子99.16%、65歳まで生存する確率は、男子82.30%、女子91.00%、85歳まででは男子26.80%、女子47.09%である。出生したもののうち生存者と死亡者の割合が半々になる年齢（確率寿命）は、前年と同じく男子78歳、女子84歳となっており、平均寿命より数年先のこととなっている。

静止人口表（生命表）における記号の名称と定義

記号	名 称	定 義
${}_nL_x$	x 歳の生存年数（静止人口）	$\int_0^n l(x+t) dt$
T_x	x 歳以後の生存延べ年数 （静止人口の合計）	$\int_0^\omega l(x+t) dt$
l_x	x 歳の生存数	$l_0 \times \prod_{t=0}^{x-1} P_t$
${}_nd_x$	x 歳から $x+n-1$ 歳の死亡数	$l_x - l_{x+n}$
${}_np_x$	x 歳から $x+n$ 歳までの生存率	$\frac{l_{x+n}}{l_x}$
${}_nq_x$	x 歳から $x+n$ 歳までの死亡率	$\frac{{}_nd_x}{l_x}$
$\overset{\circ}{e}_x$	x 歳の平均余命	$\frac{T_x}{l_x}$

参考表 年齢別余命 (e_x) の比較：第42回と第41回

(年)

年 齢 x	男			女		
	第 42 回	第 41 回	差	第 42 回	第 41 回	差
0	75.652	75.563	0.089	81.481	81.349	0.132
1	75.025	74.967	0.058	80.840	80.713	0.127
2	74.082	74.026	0.056	79.890	79.767	0.123
3	73.121	73.068	0.054	78.923	78.800	0.122
4	72.150	72.097	0.053	77.945	77.822	0.124
0 - 4	75.652	75.563	0.089	81.481	81.349	0.132
5 - 9	71.173	71.120	0.052	76.962	76.837	0.125
10 - 14	66.253	66.199	0.054	72.015	71.892	0.123
15 - 19	61.310	61.256	0.054	67.058	66.932	0.126
20 - 24	56.501	56.445	0.056	62.134	62.007	0.127
25 - 29	51.718	51.656	0.062	57.226	57.103	0.123
30 - 34	46.906	46.846	0.060	52.329	52.203	0.126
35 - 39	42.092	42.036	0.056	47.447	47.322	0.125
40 - 44	37.336	37.283	0.053	42.611	42.480	0.131
45 - 49	32.687	32.638	0.049	37.834	37.708	0.126
50 - 54	28.172	28.136	0.036	33.132	33.014	0.118
55 - 59	23.877	23.871	0.007	28.534	28.424	0.109
60 - 64	19.857	19.860	-0.003	24.043	23.946	0.097
65 - 69	16.028	16.031	-0.004	19.690	19.614	0.076
70 - 74	12.466	12.485	-0.019	15.563	15.504	0.059
75 - 79	9.328	9.338	-0.009	11.766	11.721	0.045
80 - 84	6.740	6.779	-0.039	8.483	8.464	0.019
85 - 89	4.774	4.825	-0.051	5.902	5.889	0.013
90 - 94	3.292	3.316	-0.024	3.962	3.962	0.000
95 - 99	2.208	2.188	0.020	2.573	2.587	-0.014
100+	1.432	1.366	0.066	1.612	1.637	-0.025

第1表 年齢（5歳・各歳）別の結果

(1) 男 Male

第42回簡速静止人口表

年 齢 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 ${}_n d_x$	生 存 率 ${}_n b_x$	死 亡 率 ${}_n q_x$	平均余命 e_x
	${}_n L_x$	${}_n T_x$					
0 年	99,647	7,565,177	100,000	493	0.99507	0.00493	75.652
1	99,468	7,465,530	99,507	76	0.99924	0.00076	75.025
2	99,404	7,366,062	99,431	53	0.99947	0.00053	74.082
3	99,358	7,266,658	99,378	39	0.99961	0.00039	73.121
4	99,323	7,167,300	99,339	31	0.99968	0.00032	72.150
0 - 4	497,200	7,565,177	100,000	693	0.99307	0.00693	75.652
5 - 9	496,222	7,067,977	99,307	115	0.99884	0.00116	71.173
10 - 14	495,753	6,571,754	99,192	90	0.99909	0.00091	66.253
15 - 19	494,833	6,076,002	99,102	323	0.99674	0.00326	61.310
20 - 24	492,879	5,581,169	98,779	395	0.99600	0.00400	56.501
25 - 29	490,982	5,088,289	98,384	373	0.99621	0.00379	51.718
30 - 34	489,073	4,597,307	98,011	410	0.99581	0.00419	46.906
35 - 39	486,604	4,108,234	97,601	599	0.99386	0.00614	42.092
40 - 44	482,781	3,621,629	97,002	975	0.98994	0.01006	37.336
45 - 49	476,591	3,138,849	96,026	1,527	0.98410	0.01590	32.687
50 - 54	466,704	2,662,258	94,500	2,548	0.97304	0.02696	28.172
55 - 59	450,210	2,195,554	91,952	4,057	0.95588	0.04412	23.877
60 - 64	426,220	1,745,343	87,895	5,594	0.93636	0.06364	19.857
65 - 69	392,848	1,319,123	82,301	7,997	0.90283	0.09717	16.028
70 - 74	343,665	926,275	74,304	11,849	0.84053	0.15947	12.466
75 - 79	272,968	582,610	62,455	16,515	0.73557	0.26443	9.328
80 - 84	181,698	309,642	45,940	19,139	0.58338	0.41662	6.740
85 - 89	91,887	127,943	26,800	15,848	0.40867	0.59133	4.774
90 - 94	30,483	36,057	10,953	8,429	0.23041	0.76959	3.292
95 - 99	5,251	5,573	2,524	2,299	0.08917	0.91083	2.208
100 +	322	322	225	225	0.00000	1.00000	1.432

第1表 年齢（5歳・各歳）別の結果（つつき）

(2) 女 Female

第42回簡速静止人口表

年 齢 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 ${}_n d_x$	生 存 率 ${}_n p_x$	死 亡 率 ${}_n q_x$	平均余命 \bar{e}_x
	${}_n L_x$	${}_n T_x$					
0 年	99,685	8,148,138	100,000	440	0.99560	0.00440	81.481
1	99,528	8,048,453	99,560	61	0.99939	0.00061	80.840
2	99,478	7,948,925	99,499	41	0.99958	0.00042	79.890
3	99,443	7,849,447	99,457	29	0.99971	0.00029	78.923
4	99,418	7,750,004	99,429	21	0.99979	0.00021	77.945
0 - 4	497,552	8,148,138	100,000	592	0.99408	0.00592	81.481
5 - 9	496,843	7,650,586	99,408	71	0.99928	0.00072	76.962
10 - 14	496,538	7,153,743	99,336	61	0.99938	0.00062	72.015
15 - 19	496,115	6,657,205	99,275	117	0.99882	0.00118	67.058
20 - 24	495,414	6,161,090	99,158	153	0.99845	0.00155	62.134
25 - 29	494,577	5,665,676	99,004	185	0.99813	0.00187	57.226
30 - 34	493,538	5,171,099	98,820	236	0.99762	0.00238	52.329
35 - 39	492,087	4,677,560	98,584	359	0.99635	0.00365	47.447
40 - 44	489,854	4,185,473	98,225	545	0.99446	0.00554	42.611
45 - 49	486,504	3,695,619	97,680	823	0.99158	0.00842	37.834
50 - 54	481,338	3,209,115	96,857	1,259	0.98700	0.01300	33.132
55 - 59	473,664	2,727,777	95,598	1,844	0.98071	0.01929	28.534
60 - 64	462,355	2,254,113	93,754	2,756	0.97061	0.02939	24.043
65 - 69	444,793	1,791,759	90,999	4,449	0.95111	0.04889	19.690
70 - 74	415,767	1,346,966	86,549	7,403	0.91446	0.08554	15.563
75 - 79	366,897	931,199	79,146	12,624	0.84050	0.15950	11.766
80 - 84	286,363	564,302	66,522	19,430	0.70792	0.29208	8.483
85 - 89	179,497	277,939	47,093	22,246	0.52760	0.47240	5.902
90 - 94	78,079	98,442	24,846	16,932	0.31854	0.68146	3.962
95 - 99	18,664	20,363	7,915	6,861	0.13318	0.86682	2.573
100 +	1,699	1,699	1,054	1,054	0.00000	1.00000	1.612

第2表 年齢(各歳)別の結果

(1) 男 Male

第42回簡速静止人口表

年 齡 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 d_x	生 存 率 p_x	死 亡 率 q_x	平 均 余 命 e_x
	L_x	T_x					
0 日	1,916	7,565,177	100,000	215	0.99785	0.00215	75.652
7	5,739	7,563,261	99,785	65	0.99935	0.00065	75.796
4 週	9,014	7,557,522	99,720	49	0.99950	0.00050	75.788
2 月	8,305	7,548,508	99,670	27	0.99973	0.00027	75.735
3	24,903	7,540,204	99,644	66	0.99934	0.00066	75.672
6	49,771	7,515,301	99,578	71	0.99928	0.00072	75.471
0 年	99,647	7,565,177	100,000	493	0.99507	0.00493	75.652
1	99,468	7,465,530	99,507	76	0.99924	0.00076	75.025
2	99,404	7,366,062	99,431	53	0.99947	0.00053	74.082
3	99,358	7,266,658	99,378	39	0.99961	0.00039	73.121
4	99,323	7,167,300	99,339	31	0.99968	0.00032	72.150
5	99,293	7,067,977	99,307	28	0.99972	0.00028	71.173
6	99,266	6,968,683	99,279	26	0.99974	0.00026	70.193
7	99,242	6,869,417	99,253	23	0.99977	0.00023	69.211
8	99,220	6,770,176	99,230	20	0.99980	0.00020	68.227
9	99,201	6,670,956	99,210	18	0.99982	0.00018	67.241
10	99,184	6,571,754	99,192	16	0.99983	0.00017	66.253
11	99,168	6,472,570	99,176	16	0.99983	0.00017	65.264
12	99,151	6,373,403	99,159	16	0.99984	0.00016	64.274
13	99,135	6,274,251	99,143	17	0.99982	0.00018	63.285
14	99,115	6,175,117	99,126	24	0.99976	0.00024	62.296
15	99,085	6,076,002	99,102	36	0.99964	0.00036	61.310
16	99,041	5,976,917	99,066	52	0.99947	0.00053	60.332
17	98,980	5,877,876	99,014	69	0.99931	0.00069	59.364
18	98,905	5,778,896	98,945	80	0.99919	0.00081	58.405
19	98,822	5,679,991	98,865	85	0.99914	0.00086	57.452
20	98,736	5,581,169	98,779	85	0.99914	0.00086	56.501
21	98,652	5,482,432	98,694	82	0.99916	0.00084	55.550
22	98,572	5,383,780	98,611	78	0.99921	0.00079	54.596
23	98,496	5,285,207	98,534	75	0.99924	0.00076	53.639
24	98,422	5,186,711	98,459	74	0.99924	0.00076	52.679
25	98,347	5,088,289	98,384	76	0.99923	0.00077	51.718
26	98,271	4,989,943	98,309	76	0.99923	0.00077	50.758
27	98,195	4,891,672	98,233	75	0.99924	0.00076	49.797
28	98,121	4,793,476	98,158	73	0.99925	0.00075	48.834
29	98,048	4,695,355	98,085	73	0.99925	0.00075	47.870

第2表 年齢(各歳)別の結果(つづき)

(1) 男(つづき) Male

第42回簡速静止人口表

年 齢 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 d_x	生 存 率 p_x	死 亡 率 q_x	平均余命 e_x
	L_x	T_x					
30	97,974	4,597,307	98,011	75	0.99924	0.00076	46.906
31	97,898	4,499,333	97,936	78	0.99921	0.00079	45.941
32	97,819	4,401,435	97,859	81	0.99917	0.00083	44.977
33	97,736	4,303,616	97,778	85	0.99913	0.00087	44.014
34	97,647	4,205,881	97,693	92	0.99906	0.00094	43.052
35	97,551	4,108,234	97,601	100	0.99897	0.00103	42.092
36	97,446	4,010,682	97,501	111	0.99887	0.00113	41.135
37	97,330	3,913,237	97,390	121	0.99876	0.00124	40.181
38	97,205	3,815,906	97,269	129	0.99867	0.00133	39.230
39	97,072	3,718,701	97,140	139	0.99857	0.00143	38.282
40	96,925	3,621,629	97,002	154	0.99841	0.00159	37.336
41	96,762	3,524,704	96,848	174	0.99821	0.00179	36.394
42	96,577	3,427,942	96,674	195	0.99798	0.00202	35.459
43	96,371	3,331,365	96,479	217	0.99775	0.00225	34.530
44	96,145	3,234,994	96,262	236	0.99755	0.00245	33.606
45	95,900	3,138,849	96,026	255	0.99735	0.00265	32.687
46	95,634	3,042,949	95,771	277	0.99711	0.00289	31.773
47	95,345	2,947,315	95,495	302	0.99684	0.00316	30.864
48	95,029	2,851,970	95,193	330	0.99653	0.00347	29.960
49	94,683	2,756,941	94,862	363	0.99618	0.00382	29.063
50	94,301	2,662,258	94,500	402	0.99574	0.00426	28.172
51	93,875	2,567,957	94,097	450	0.99522	0.00478	27.290
52	93,398	2,474,083	93,647	505	0.99461	0.00539	26.419
53	92,864	2,380,685	93,143	564	0.99394	0.00606	25.559
54	92,268	2,287,822	92,579	627	0.99323	0.00677	24.712
55	91,609	2,195,554	91,952	692	0.99248	0.00752	23.877
56	90,885	2,103,945	91,260	755	0.99173	0.00827	23.054
57	90,100	2,013,060	90,505	815	0.99099	0.00901	22.242
58	89,257	1,922,960	89,690	871	0.99029	0.00971	21.440
59	88,360	1,833,703	88,819	924	0.98960	0.01040	20.645
60	87,407	1,745,343	87,895	981	0.98883	0.01117	19.857
61	86,394	1,657,936	86,914	1,045	0.98798	0.01202	19.076
62	85,315	1,571,542	85,869	1,114	0.98702	0.01298	18.302
63	84,165	1,486,227	84,755	1,186	0.98601	0.01399	17.536
64	82,939	1,402,062	83,569	1,267	0.98483	0.01517	16.777

第2表 年齢(各歳)別の結果(つづき)

(1) 男(つづき) Male

第42回簡速静止人口表

年 齢 x	静 止 人 口		生 存 数	死 亡 数	生 存 率	死 亡 率	平 均 余 命
	L_x	T_x	l_x	d_x	p_x	q_x	e_x
65年	81,629	1,319,123	82,301	1,354	0.98355	0.01645	16.028
66	80,223	1,237,494	80,947	1,459	0.98198	0.01802	15.288
67	78,702	1,157,271	79,489	1,586	0.98005	0.01995	14.559
68	77,047	1,078,569	77,903	1,725	0.97785	0.02215	13.845
69	75,248	1,001,523	76,178	1,873	0.97541	0.02459	13.147
70	73,296	926,275	74,304	2,030	0.97268	0.02732	12.466
71	71,186	852,979	72,274	2,192	0.96967	0.03033	11.802
72	68,907	781,793	70,082	2,366	0.96624	0.03376	11.155
73	66,453	712,887	67,716	2,540	0.96248	0.03752	10.528
74	63,823	646,433	65,176	2,721	0.95825	0.04175	9.918
75	61,009	582,610	62,455	2,908	0.95343	0.04657	9.328
76	58,002	521,601	59,547	3,106	0.94783	0.05217	8.760
77	54,792	463,599	56,440	3,313	0.94130	0.05870	8.214
78	51,381	408,808	53,127	3,507	0.93399	0.06601	7.695
79	47,785	357,427	49,620	3,680	0.92583	0.07417	7.203
80	44,036	309,642	45,940	3,812	0.91703	0.08297	6.740
81	40,197	265,605	42,128	3,864	0.90828	0.09172	6.305
82	36,326	225,409	38,264	3,874	0.89876	0.10124	5.891
83	32,468	189,083	34,391	3,838	0.88841	0.11159	5.498
84	28,671	156,615	30,553	3,753	0.87718	0.12282	5.126
85	24,984	127,943	26,800	3,618	0.86499	0.13501	4.774
86	21,455	102,960	23,182	3,436	0.85180	0.14820	4.441
87	18,131	81,505	19,747	3,208	0.83754	0.16246	4.128
88	15,055	63,373	16,538	2,942	0.82214	0.17786	3.832
89	12,262	48,318	13,597	2,644	0.80553	0.19447	3.554
90	9,776	36,057	10,953	2,326	0.78764	0.21236	3.292
91	7,614	26,281	8,627	1,998	0.76839	0.23161	3.046
92	5,780	18,666	6,629	1,672	0.74772	0.25228	2.816
93	4,264	12,887	4,956	1,360	0.72554	0.27446	2.600
94	3,049	8,623	3,596	1,072	0.70177	0.29823	2.398
95	2,106	5,573	2,524	817	0.67632	0.32368	2.208
96	1,400	3,467	1,707	599	0.64912	0.35088	2.031
97	892	2,067	1,108	421	0.62006	0.37994	1.866
98	542	1,176	687	282	0.58907	0.41093	1.711
99	312	634	405	180	0.55606	0.44394	1.567
100+	322	322	225	225	0.00000	1.00000	1.432

第2表 年齢(各歳)別の結果(つづき)

(2) 女 Female

第42回簡速静止人口表

年 齢 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 d_x	生 存 率 p_x	死 亡 率 q_x	平均余命 e_x
	L_x	T_x					
0 日	1,916	8,148,138	100,000	196	0.99804	0.00196	81.481
7	5,740	8,146,223	99,804	61	0.99939	0.00061	81.623
4 週	9,016	8,140,482	99,743	40	0.99959	0.00041	81.615
2 月	8,307	8,131,466	99,702	27	0.99973	0.00027	81.557
3	24,911	8,123,159	99,675	59	0.99941	0.00059	81.496
6	49,794	8,098,247	99,616	57	0.99943	0.00057	81.294
0 年	99,685	8,148,138	100,000	440	0.99560	0.00440	81.481
1	99,528	8,048,453	99,560	61	0.99939	0.00061	80.840
2	99,478	7,948,925	99,499	41	0.99958	0.00042	79.890
3	99,443	7,849,447	99,457	29	0.99971	0.00029	78.923
4	99,418	7,750,004	99,429	21	0.99979	0.00021	77.945
5	99,399	7,650,586	99,408	18	0.99982	0.00018	76.962
6	99,382	7,551,188	99,390	16	0.99984	0.00016	75.975
7	99,367	7,451,806	99,374	14	0.99986	0.00014	74.987
8	99,354	7,352,439	99,360	13	0.99987	0.00013	73.998
9	99,342	7,253,085	99,348	11	0.99989	0.00011	73.007
10	99,331	7,153,743	99,336	11	0.99989	0.00011	72.015
11	99,320	7,054,412	99,325	11	0.99989	0.00011	71.023
12	99,309	6,955,092	99,314	12	0.99988	0.00012	70.031
13	99,296	6,855,784	99,303	13	0.99987	0.00013	69.039
14	99,282	6,756,488	99,289	15	0.99985	0.00015	68.048
15	99,267	6,657,205	99,275	17	0.99983	0.00017	67.058
16	99,248	6,557,939	99,258	20	0.99980	0.00020	66.070
17	99,227	6,458,690	99,238	24	0.99976	0.00024	65.083
18	99,201	6,359,464	99,215	27	0.99972	0.00028	64.098
19	99,173	6,260,262	99,187	30	0.99970	0.00030	63.116
20	99,143	6,161,090	99,158	30	0.99970	0.00030	62.134
21	99,113	6,061,947	99,128	29	0.99970	0.00030	61.153
22	99,084	5,962,834	99,099	30	0.99970	0.00030	60.171
23	99,053	5,863,750	99,069	31	0.99969	0.00031	59.189
24	99,021	5,764,697	99,038	33	0.99967	0.00033	58.207
25	98,987	5,665,676	99,004	34	0.99965	0.00035	57.226
26	98,953	5,566,688	98,970	35	0.99965	0.00035	56.246
27	98,917	5,467,736	98,935	36	0.99963	0.00037	55.266
28	98,880	5,368,818	98,899	39	0.99961	0.00039	54.286
29	98,840	5,269,939	98,860	41	0.99959	0.00041	53.307

第2表 年齢(各歳)別の結果(つづき)

(2) 女 Female

第42回簡速静止人口表

年 齢 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 d_x	生 存 率 p_x	死 亡 率 q_x	平 均 余 命 e_x
	L_x	T_x					
30年	98,799	5,171,099	98,820	42	0.99957	0.00043	52.329
31	98,756	5,072,300	98,777	44	0.99956	0.00044	51.351
32	98,710	4,973,545	98,734	46	0.99953	0.00047	50.373
33	98,663	4,874,834	98,687	49	0.99950	0.00050	49.397
34	98,611	4,776,171	98,638	54	0.99945	0.00055	48.421
35	98,555	4,677,560	98,584	59	0.99940	0.00060	47.447
36	98,493	4,579,006	98,525	65	0.99934	0.00066	46.476
37	98,424	4,480,513	98,460	72	0.99927	0.00073	45.506
38	98,349	4,382,089	98,388	78	0.99920	0.00080	44.539
39	98,267	4,283,740	98,309	85	0.99914	0.00086	43.574
40	98,179	4,185,473	98,225	91	0.99907	0.00093	42.611
41	98,084	4,087,294	98,133	99	0.99899	0.00101	41.650
42	97,980	3,989,210	98,034	109	0.99889	0.00111	40.692
43	97,867	3,891,230	97,925	118	0.99880	0.00120	39.737
44	97,744	3,793,363	97,807	127	0.99870	0.00130	38.784
45	97,613	3,695,619	97,680	136	0.99861	0.00139	37.834
46	97,471	3,598,007	97,544	147	0.99849	0.00151	36.886
47	97,317	3,500,535	97,397	162	0.99834	0.00166	35.941
48	97,146	3,403,219	97,235	179	0.99815	0.00185	35.000
49	96,957	3,306,073	97,055	198	0.99796	0.00204	34.064
50	96,750	3,209,115	96,857	215	0.99778	0.00222	33.132
51	96,527	3,112,365	96,642	231	0.99760	0.00240	32.205
52	96,287	3,015,838	96,411	249	0.99742	0.00258	31.281
53	96,028	2,919,551	96,162	270	0.99719	0.00281	30.361
54	95,746	2,823,523	95,892	293	0.99694	0.00306	29.445
55	95,441	2,727,777	95,598	317	0.99668	0.00332	28.534
56	95,112	2,632,336	95,281	340	0.99643	0.00357	27.627
57	94,760	2,537,224	94,941	365	0.99616	0.00384	26.724
58	94,381	2,442,464	94,576	394	0.99583	0.00417	25.825
59	93,970	2,348,083	94,182	428	0.99545	0.00455	24.931
60	93,524	2,254,113	93,754	465	0.99504	0.00496	24.043
61	93,040	2,160,590	93,290	503	0.99460	0.00540	23.160
62	92,516	2,067,550	92,786	545	0.99413	0.00587	22.283
63	91,948	1,975,034	92,242	591	0.99359	0.00641	21.412
64	91,327	1,883,086	91,650	652	0.99289	0.00711	20.546

第2表 年齢(各歳)別の結果(つづき)

(2) 女(つづき) Female

第42回簡速静止人口表

年 齢 x	静 止 人 口		生 存 数 l_x	死 亡 数 d_x	生 存 率 p_x	死 亡 率 q_x	平均余命 $\overset{\circ}{e}_x$
	L_x	T_x					
65 年	90,642	1,791,759	90,999	719	0.99210	0.00790	19.690
66	89,885	1,701,117	90,279	795	0.99119	0.00881	18.843
67	89,048	1,611,231	89,484	879	0.99017	0.00983	18.006
68	88,122	1,522,183	88,605	974	0.98900	0.01100	17.179
69	87,095	1,434,061	87,631	1,081	0.98766	0.01234	16.365
70	85,955	1,346,966	86,549	1,199	0.98615	0.01385	15.563
71	84,694	1,261,011	85,350	1,325	0.98448	0.01552	14.775
72	83,301	1,176,317	84,026	1,463	0.98259	0.01741	14.000
73	81,763	1,093,017	82,563	1,616	0.98043	0.01957	13.239
74	80,055	1,011,254	80,947	1,801	0.97775	0.02225	12.493
75	78,149	931,199	79,146	2,013	0.97457	0.02543	11.766
76	76,020	853,050	77,133	2,247	0.97087	0.02913	11.059
77	73,645	777,029	74,886	2,504	0.96656	0.03344	10.376
78	71,006	703,384	72,382	2,778	0.96162	0.03838	9.718
79	68,076	632,378	69,604	3,082	0.95572	0.04428	9.085
80	64,831	564,302	66,522	3,403	0.94884	0.05116	8.483
81	61,295	499,470	63,119	3,668	0.94189	0.05811	7.913
82	57,503	438,175	59,451	3,914	0.93417	0.06583	7.370
83	53,479	380,672	55,537	4,132	0.92560	0.07440	6.854
84	49,254	327,193	51,405	4,312	0.91611	0.08389	6.365
85	44,874	277,939	47,093	4,444	0.90563	0.09437	5.902
86	40,390	233,066	42,648	4,517	0.89408	0.10592	5.465
87	35,867	192,675	38,131	4,523	0.88139	0.11861	5.053
88	31,375	156,808	33,608	4,454	0.86747	0.13253	4.666
89	26,991	125,433	29,154	4,308	0.85223	0.14777	4.302
90	22,791	98,442	24,846	4,085	0.83559	0.16441	3.962
91	18,851	75,651	20,761	3,790	0.81744	0.18256	3.644
92	15,238	56,800	16,971	3,433	0.79771	0.20229	3.347
93	12,006	41,562	13,538	3,029	0.77629	0.22371	3.070
94	9,194	29,556	10,509	2,595	0.75309	0.24691	2.812
95	6,820	20,363	7,915	2,153	0.72800	0.27200	2.573
96	4,884	13,543	5,762	1,723	0.70092	0.29908	2.350
97	3,361	8,659	4,039	1,326	0.67175	0.32825	2.144
98	2,213	5,298	2,713	976	0.64039	0.35961	1.953
99	1,386	3,085	1,737	683	0.60672	0.39328	1.776
100 +	1,699	1,699	1,054	1,054	0.00000	1.00000	1.612

全国人口の再生産に関する主要指標：1988年

はじめに

1988年日本の全国人口の再生産に関する主要指標を、1988年1月から12月までの出生・死亡統計（確定数）、1988年10月1日現在の日本人人口の推計結果および第42回簡速静止人口表の数値に基づいて算出した。その内容は1930年全国人口を標準人口とする標準化人口動態率、女子の人口再生産率ならびに女子の安定人口諸指標である。各指標の定義については、研究資料の第243号（1986年12月刊）を参照されたい。なお、女子の安定人口諸指標のうち年齢構造係数については、従来、女子の年齢構造係数のみを示してきた。安定人口諸指標がその年齢別出生・死亡秩序による人口の究極の姿を示すものであることおよび安定人口の年齢構造が標準化動態率算定の基礎人口に用いられることなどの意義に鑑み、今回の算定では、男子の年齢構造をも参考として年齢ピラミッドの図とともに示すことにした。なお、ここに示す男子の年齢構造は、女子人口の安定人口増加率に基づき算定されたものであって、男子人口の安定人口増加率に基づくものではないことを注意しなければならない。

主要結果

1988年の出生数は1,314,006であり、死亡数は793,014である。前年の1987年の出生数は、ヒノエウマの年における136万1千よりも1万4千少ない134万7千であった。1988年は前年の出生数よりさらに3万3千少なく、これによって戦後をもとより20世紀に入ってから日本が経験するもっとも少ない出生数の記録を更新した。死亡数は、1983年以降の漸増傾向が1986年に一時とまったが、87年にはまた微増の傾向を示していた。1988年は前年に比べ4万2千の大幅増加となり、年間80万の大台に迫る勢いとなった。これは前年に比べ、主として高年齢層において心疾患、脳血管疾患、肺炎、気管支炎といった死因による死亡数の増加がみられたことによる。

1988年の普通出生率は10.77%、普通死亡率は6.50%、自然増加率は4.27%となり、普通出生率と自然増加率は、戦後のもっとも低い水準の記録を更新した。前年に比べ普通出生率は0.31ポイント、自然増加率は0.63ポイントの低下となったのに対し、逆に普通死亡率は0.32ポイントの上昇となった。

標準化人口動態率をみると、出生率は前年の11.95%から0.29ポイント低下して11.66%となり、死亡率は前年の2.88%に対し0.02ポイントだけ増加の2.90%であった。また標準化自然増加率は8.76%となった。標準人口である1930年人口の年齢構成は若年齢の比重が大きいため、比較的若い年齢層の率の変化が大きい出生率などの変動には相対的に大きく反応するが、1987年から88年にかけての死亡率の変動のように高年齢層の率の変化に対してはあまり反応しないとみられる。

人口再生産率は、1981年から84年まで上昇傾向にあったが、その後は最近における出生率の低下を反映して低下している。1988年の合計特殊出生率は1.656となり、1987年より0.035ポイント低下した。年齢別出生率を前年と比較すると、30歳台前半では出生率はむしろ上昇回復しているが、20歳台の低下とくに後半の出生率の低下が大きく響いており、結果として合計特殊出生率の大幅な低下となっている。それにともなって、1988年の総再生産率は0.806、純再生産率は0.796とそれぞれ前年より低下した。

女子人口の安定人口動態率をみると、標準化人口動態率と同様、増加率と出生率はともに前年より低下し、死亡率は上昇した。1988年の女子の安定人口世代間隔は、28.76年である。また、安定人口年齢構造の女子における65歳以上の人口割合は28.40%と1988年実際人口の13.26%の2倍以上の割合となっている。

1988年の安定人口増加率 r の値は -0.00791 であるが、この r が長期に持続すると仮定すると、すなわち安定人口理論の増加率が適用できるような長い期間（理論上は無限の期間、実用上は世代間隔にして10世代以上の3~400年以上）にわたって1988年の年齢別出生率・死亡率の組み合わせが継続するとすると、その場合の継続期間後の人口規模が計算できる。それは多分に仮設的な計算に過ぎないものであり、いわゆる将来推計のようにそうなることが予想されるといった性格の数値ではない。しかし仮にそうした計算をしてみると、1988年の年齢別出生率・死亡率が継続するとして1988年に1億2,200万の人口が、500年後には233万に、また1,000年後には4万4,600余になるという計算結果がでた。これは、相当長期にわたり理論上計算される一定の人口増加（減少）率が続いた場合についての仮設的な計算であるから、ただちにどうといったものではないが、参考としては興味

深い数値である。

安定人口年齢構造は、これまで女子人口についてのみ計算結果が公表されてきた。ところで安定人口年齢構造は、その年齢別出生率・死亡率による人口集団の究極の姿を表現するものであり、また標準化人口動態率の標準人口に用いられるなど、単に女子集団だけに観察を止めておくには惜しい独自の意義をもっている。そこで1988年については試みとして、男子をも含めた安定人口年齢構造の計算結果を示すことにする。ただし、ここでの男子の年齢構造は、従来と同じ女子人口の安定人口増加率 r を用いてそれらに男子の静止人口および男女性比を適用してもとめたものである。より具体的には以下の方法による。

安定人口における女子の年齢構造の計算は、次の式によってもとめられる¹⁾。

$$c_{x+0.5}^F = b \cdot e^{-r(x+0.5)} \cdot L_x^F$$

ただし、 $c_{x+0.5}^F$ は安定人口における満 x 歳の女子人口、 r は女子人口の安定人口増加率、 b は安定人口出生率、 L_x^F は女子の静止人口である。

そこで男子人口の年齢構造をもとめる場合にも基本的にこの式を援用して

$$c_{x+0.5}^M = b \cdot e^{-r(x+0.5)} \cdot L_x^M \cdot s$$

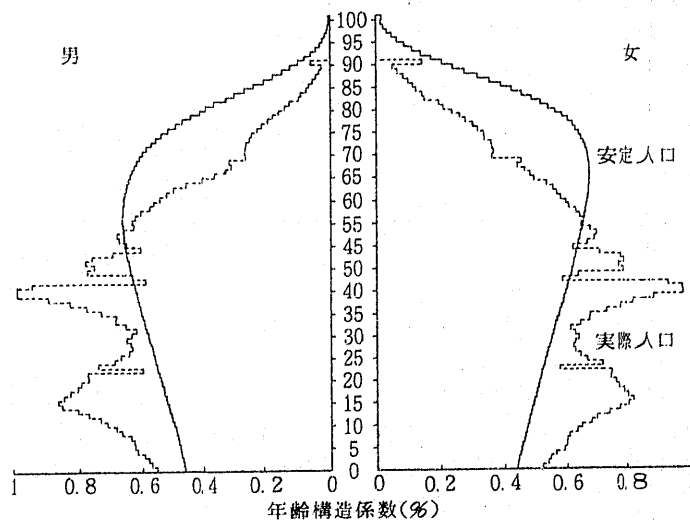
によった。ここで L_x^M は男子の静止人口、 s は出生性比である²⁾。

論理的一貫性からは、安定人口における男子の年齢構造をもとめる場合には男子人口の増加率を用いるべきであるが、男子と女子では再生産期間および結婚年齢の違いにより世代間隔が異なるため増加率も異なり、男子と女子の人口構成も整合性がとれないことになる。したがってここでは男子の年齢構成を計算するに際しても、女子人口の安定人口増加率を適用し、それに出生時の男女性比を乗じさらに男子の静止人口を適用した。

結果は図1に示すもので1988年の実際人口（日本人）に比べて非常になめらかではあるが高齢化が進んでいること、高齢化の進行は女子において著しいことが分かる。

図1. 安定人口と実際人口の年齢ピラミットの比較

Figure 1. Population Pyramid for Stable and Actual Population:1988



注) 安定人口の100歳には100歳以上のものを含み、
実際人口の90歳には90歳以上のものを含む。

1) 人口問題研究所、『研究資料』、第161号、1964年11月、p.11. 参照。

2) 本稿の安定人口における男子の年齢構造の計算方法については、次の文献を参照。

H. Shryock and J. Siegel, *The Methods and Materials of Demography*, US Bureau of the Census, 1975, pp.526-531.

岡崎陽一、『人口統計学』、古今書院、1980年、pp.150-158.

第1表 年次別標準化人口動態率：1925年～1988年（付 普通人口動態率）

Table1. Standardized and Crude Vital Rates: 1925-1988

年次 Year	標準化人口動態率(‰) Standardized vital rates			1930年を基準とした指数(%) Index of standardized vital rates(1930=100)			〔参考〕普通人口動態率(‰) Crude vital rates		
	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc. rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc. rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate	自然増加率 Natural inc. rate
1925	35.27	20.24	15.03	109.0	111.4	106.0	34.92	20.27	14.65
1930	32.35	18.17	14.18	100.0	100.0	100.0	32.35	18.17	14.18
1940	27.74	16.80	10.94	85.7	92.5	77.2	28.95	16.24	12.71
1947	30.87	15.40	15.47	95.4	84.8	109.1	34.54	14.68	19.86
1950	25.47	11.03	14.44	78.7	60.7	101.8	28.27	10.95	17.32
1955	16.88	7.70	9.18	52.2	42.4	64.7	19.52	7.82	11.70
1960	14.69	7.02	7.67	45.4	38.6	54.1	17.30	7.61	9.69
1965	15.74	5.99	9.75	48.7	33.0	68.8	18.67	7.17	11.50
1970	15.26	5.22	10.04	47.2	28.7	70.8	18.76	6.91	11.85
1975	14.32	4.25	10.07	44.3	23.4	71.0	17.09	6.31	10.78
1976	13.65	4.09	9.56	42.2	22.5	67.4	16.30	6.25	10.05
1977	13.31	3.88	9.43	41.1	21.4	66.5	15.46	6.08	9.38
1978	13.25	3.76	9.49	41.0	20.7	66.9	14.92	6.08	8.84
1979	13.07	3.60	9.47	40.4	19.8	66.8	14.23	5.97	8.26
1980	12.76	3.62	9.14	39.4	19.9	64.5	13.56	6.21	7.35
1981	12.55	3.48	9.07	38.8	19.2	64.0	13.05	6.15	6.90
1982	12.75	3.31	9.44	39.4	18.2	66.6	12.84	6.03	6.81
1983	12.95	3.31	9.64	40.0	18.2	68.0	12.70	6.23	6.47
1984	12.96	3.20	9.76	40.1	17.6	68.8	12.46	6.19	6.27
1985	12.53	3.06	9.47	38.7	16.8	66.8	11.90	6.25	5.65
1986	12.26	2.99	9.27	37.9	16.5	65.4	11.43	6.21	5.22
1987	11.95	2.88	9.07	36.9	15.9	64.0	11.08	6.18	4.90
1988	11.66	2.90	8.76	36.0	16.0	61.8	10.77	6.50	4.27

1930年全国人口を標準人口に採り、Newsholme - Stevenson の任意標準人口標準化法の直接法による。総務庁統計局の国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生・死亡数によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、1947年以降は日本人人口を用いている。なお、1940年以前および1973年以降は沖縄県を含んでいる。

第2表 年次別女子の人口再生産率：1925年～1988年
Table 2. Reproduction Rates for Female: 1925-1988

年次 Year	合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NRR	再生産 残存率 (3) / (2)	静止粗 再生産率 (1) / (3)	(1) - (5)	1930年を基準とした指数 Index of reproduction rates (1930=100)		
							合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NRR
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)			
1925	5.107	2.511	1.559	0.621	3.276	1.831	108.4	109.3	102.5
1930	4.713	2.297	1.521	0.662	3.099	1.614	100.0	100.0	100.0
1940	4.113	2.006	1.437	0.716	2.862	1.251	87.3	87.3	94.5
1947	4.541	2.208	1.717	0.778	2.645	1.896	96.4	96.1	112.9
1950	3.650	1.772	1.511	0.853	2.416	1.234	77.4	77.1	99.3
1955	2.369	1.152	1.058	0.918	2.239	0.130	50.3	50.2	69.6
1960	2.004	0.975	0.921	0.945	2.176	-0.172	42.5	42.4	60.6
1965	2.139	1.042	1.008	0.967	2.122	0.017	45.4	45.4	66.3
1970	2.135	1.031	1.004	0.974	2.126	0.009	45.3	44.9	66.0
1975	1.909	0.926	0.908	0.981	2.102	-0.193	40.5	40.3	59.7
1976	1.852	0.898	0.882	0.982	2.100	-0.248	39.3	39.1	58.0
1977	1.801	0.874	0.859	0.983	2.097	-0.296	38.2	38.0	56.5
1978	1.792	0.870	0.855	0.984	2.095	-0.303	38.0	37.9	56.2
1979	1.769	0.858	0.845	0.985	2.093	-0.324	37.5	37.4	55.6
1980	1.747	0.848	0.835	0.985	2.091	-0.344	37.1	36.9	54.9
1981	1.741	0.846	0.833	0.986	2.089	-0.348	36.9	36.8	54.8
1982	1.770	0.861	0.849	0.986	2.085	-0.315	37.6	37.5	55.8
1983	1.801	0.875	0.864	0.987	2.084	-0.283	38.2	38.1	56.8
1984	1.811	0.882	0.870	0.987	2.081	-0.270	38.4	38.4	57.2
1985	1.764	0.858	0.848	0.988	2.081	-0.317	37.4	37.4	55.8
1986	1.723	0.837	0.827	0.988	2.084	-0.361	36.6	36.4	54.4
1987	1.691	0.822	0.812	0.988	2.083	-0.392	35.9	35.8	53.4
1988	1.656	0.806	0.796	0.989	2.080	-0.423	35.1	35.1	52.4

注：国勢調査人口およびそれに基づく推計人口，人口動態統計による出生数ならびに生命表の生残数（ L_x ）
によって算出。率算出の基礎人口は，1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を，1947年以
降は日本人人口を用いている。なお，1940年以前および1973年以降は沖縄県を含む。

第3表 年次別女子の安定人口動態率, 平均世代間隔および年齢構造係数: 1925年~1988年
(付 女子の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation of Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Populations for Female: 1925-1988

年次 Year	安定人口動態率(‰) Intrinsic vital rates			安定人口 平均世代 間隔(年) Ave. len. of gen.	安定人口年齢構造係数(%) Age composition of stable population			[参考] 実際人口年齢構造係数(%) Age composition of actual population		
	増加率 Increase rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate		0-14	15-64	65+	0-14	15-64	65+
1925	15.19	35.95	20.76	29.24	37.57	57.77	4.66	36.54	57.73	5.73
1930	14.19	32.87	18.68	29.56	35.79	58.83	5.38	36.45	58.11	5.44
1940	11.99	28.60	16.61	30.22	33.59	60.36	6.05	35.71	58.84	5.45
1947	18.09	32.12	14.03	29.89	36.34	58.42	5.24	34.04	60.50	5.47
1950	14.12	25.30	11.18	29.23	32.07	60.87	7.07	34.11	60.24	5.65
1955	1.95	15.86	13.91	28.77	22.23	64.15	13.62	32.10	61.89	6.02
1960	-2.95	12.72	15.67	27.86	18.81	64.63	16.57	28.82	64.80	6.39
1965	0.30	13.80	13.50	27.68	20.23	63.72	16.05	24.64	68.43	6.93
1970	0.16	13.42	13.26	27.73	19.80	63.06	17.14	22.94	69.26	7.80
1975	-3.51	11.25	14.76	27.47	17.12	61.92	20.95	23.35	67.79	8.86
1976	-4.57	10.67	15.24	27.50	16.39	61.48	22.13	23.30	67.56	9.14
1977	-5.51	10.17	15.68	27.60	15.74	61.00	23.25	23.22	67.35	9.44
1978	-5.64	10.03	15.68	27.67	15.55	60.61	23.84	23.06	67.20	9.74
1979	-6.09	9.84	15.93	27.73	15.31	60.60	24.09	22.82	67.10	10.07
1980	-6.48	9.61	16.08	27.79	15.00	60.23	24.77	22.52	67.11	10.37
1981	-6.53	9.54	16.07	27.88	14.91	60.00	25.09	22.43	66.89	10.68
1982	-5.84	9.77	15.60	27.98	15.19	59.79	25.02	21.99	67.03	10.98
1983	-5.22	10.01	15.23	28.06	15.49	59.78	24.72	21.57	67.16	11.27
1984	-4.94	10.06	14.99	28.17	15.54	59.47	24.99	21.11	67.37	11.52
1985	-5.84	9.64	15.47	28.32	15.00	59.18	25.81	20.61	67.38	12.01
1986	-6.68	9.18	15.86	28.45	14.39	58.40	27.22	20.04	67.60	12.36
1987	-7.27	8.92	16.19	28.60	14.05	58.22	27.73	19.40	67.77	12.83
1988	-7.91	8.64	16.55	28.76	13.68	57.93	28.40	18.72	68.01	13.26

第4表 女子の安定人口増加率, 出生率および死亡率ならびに平均世代間隔

Table 4. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of Stable Population for Female: 1988

安定人口指標	1988年	1987年	差
安定人口増加率 r	-0.00791	-0.00727	-0.00064
安定人口出生率 b	0.00864	0.00892	-0.00028
安定人口死亡率 d	0.01655	0.01619	0.00036
安定人口平均世代間隔 \bar{T}	28.76493	28.60126	0.16367
静止人口平均年齢 u	41.89665	41.84122	0.05543
静止人口平均世代間隔 α	28.70065	28.54377	0.15688

第5表 女子の年齢（各歳・5歳階級）別人口，出生数，出生率および生残数ならびに人口再生産率：1988年
 Table 5. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age, and Reproduction Rates for Female: 1988

年 齢 x (1)	女子人口 P_x^F (2)	出 生 数			出 生 率		生 残 数 (静止人口) L_x^F (8)	期待女兒数 (8) × (7) 10万 (9)
		総 数 B_x (3)	男 B_x^M (4)	女 B_x^F (5)	出生率 (3) / (2) (6)	女兒出生率 (5) / (2) (7)		
15	1,004,748	120	70	50	0.00012	0.00005	99,267	0.00005
16	981,595	615	320	295	0.00063	0.00030	99,248	0.00030
17	957,881	2,064	1,092	972	0.00215	0.00101	99,227	0.00101
18	928,749	4,634	2,406	2,228	0.00499	0.00240	99,201	0.00238
19	914,822	9,901	4,986	4,915	0.01082	0.00537	99,173	0.00533
20	893,365	17,204	8,915	8,289	0.01926	0.00928	99,143	0.00920
21	899,400	24,812	12,713	12,098	0.02759	0.01345	99,113	0.01333
22	701,036	35,139	17,869	17,269	0.05012	0.02463	99,084	0.02441
23	868,680	57,924	29,908	28,017	0.06668	0.03225	99,053	0.03194
24	808,215	79,319	40,786	38,533	0.09814	0.04768	99,021	0.04720
25	785,500	102,717	52,605	50,112	0.13077	0.06380	98,987	0.06314
26	762,736	120,438	61,893	58,545	0.15790	0.07676	98,953	0.07594
27	753,407	130,073	66,984	63,088	0.17265	0.08374	98,917	0.08282
28	761,666	131,923	67,980	63,942	0.17320	0.08395	98,880	0.08300
29	779,136	126,860	65,340	61,519	0.16282	0.07896	98,840	0.07803
30	762,419	106,392	54,653	51,739	0.13955	0.06786	98,799	0.06703
31	742,092	86,772	44,589	42,183	0.11693	0.05684	98,756	0.05612
32	784,666	71,974	36,769	35,206	0.09173	0.04487	98,710	0.04428
33	817,290	56,426	28,785	27,642	0.06904	0.03382	98,663	0.03336
34	820,131	42,629	21,900	20,728	0.05198	0.02527	98,611	0.02492
35	880,566	32,084	16,457	15,626	0.03644	0.01775	98,555	0.01749
36	934,180	24,070	12,371	11,699	0.02577	0.01252	98,493	0.01233
37	997,905	17,229	8,762	8,467	0.01727	0.00848	98,424	0.00835
38	1,078,623	12,652	6,442	6,210	0.01173	0.00576	98,349	0.00566
39	1,188,522	8,933	4,602	4,331	0.00752	0.00364	98,267	0.00358
40	1,186,039	5,642	2,905	2,737	0.00476	0.00231	98,179	0.00227
41	1,131,166	2,939	1,505	1,434	0.00260	0.00127	98,084	0.00124
42	711,413	1,149	580	569	0.00162	0.00080	97,980	0.00078
43	776,050	706	334	372	0.00091	0.00048	97,867	0.00047
44	950,019	384	193	191	0.00040	0.00020	97,744	0.00020
45	924,927	194	106	88	0.00021	0.00010	97,613	0.00009
46	953,093	52	37	15	0.00005	0.00002	97,471	0.00002
47	935,148	20	16	4	0.00002	0.00000	97,317	0.00000
48	857,272	9	6	3	0.00001	0.00000	97,146	0.00000
49	750,276	6	2	4	0.00001	0.00001	96,957	0.00001
Total	30,982,733	1,314,006	674,883	639,123	1.65636	0.80563	3,448,090	0.79627
15-19	4,787,795	17,334	8,874	8,460	0.00362	0.00177	99,223	0.00175
20-24	4,170,696	214,397	110,191	104,206	0.05141	0.02499	99,083	0.02476
25-29	3,842,445	612,011	314,803	297,208	0.15928	0.07735	98,915	0.07651
30-34	3,926,598	364,193	186,696	177,498	0.09275	0.04520	98,708	0.04462
35-39	5,079,796	94,969	48,635	46,334	0.01870	0.00912	98,417	0.00898
40-44	4,754,687	10,820	5,517	5,303	0.00228	0.00112	97,971	0.00109
45-49	4,420,716	281	167	114	0.00006	0.00003	97,301	0.00003

本表の数値は，前掲第1～3表の各指標の1988年分算定に用いたものである。

女子人口は，総務庁統計局の推計による1988年10月1日現在の日本人人口。出生数は，厚生省大臣官房統計情報部の1988年人口動態統計。生残数は，人口問題研究所の第42回簡速静止人口表（1988年4月～89年3月）による L_x^F 。なお，本表の出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に，50歳以上のものを49歳に加え，不詳の出生数については，15～49歳の既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

(6)欄の Totalは合計特殊出生率，(7)欄の Totalは総再生産率，(9)欄の Totalは純再生産率。

第6表 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および死亡率：1988年
 Table 6. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates
 by 5 year Age Groups and Sexes : 1988

年 齢 階 級 x	総 数 Both sexes			男 Male			女 Female		
	人 口 P_x	死亡数 D_x	死亡率 m_x	人 口 P_x^M	死亡数 D_x^M	死亡率 m_x^M	人 口 P_x^F	死亡数 D_x^F	死亡率 m_x^F
Total	122,026,137	793,014	0.00650	59,963,996	428,094	0.00714	62,062,141	364,920	0.00588
0 - 4	6,926,284	8,821	0.00127	3,553,464	4,905	0.00138	3,372,820	3,917	0.00116
5 - 9	7,713,309	1,451	0.00019	3,952,178	883	0.00022	3,761,131	568	0.00015
10 - 14	9,204,241	1,391	0.00015	4,717,694	865	0.00018	4,486,547	526	0.00012
15 - 19	9,828,891	4,433	0.00045	5,041,096	3,285	0.00065	4,787,795	1,148	0.00024
20 - 24	8,520,750	4,778	0.00056	4,350,054	3,484	0.00080	4,170,696	1,293	0.00031
25 - 29	7,783,085	4,480	0.00058	3,940,640	3,029	0.00077	3,842,445	1,451	0.00038
30 - 34	7,923,671	5,300	0.00067	3,997,073	3,393	0.00085	3,926,598	1,906	0.00049
35 - 39	10,209,318	10,392	0.00102	5,129,522	6,611	0.00129	5,079,796	3,782	0.00074
40 - 44	9,526,732	14,608	0.00153	4,772,045	9,362	0.00196	4,754,687	5,246	0.00110
45 - 49	8,793,399	21,375	0.00243	4,372,683	13,907	0.00318	4,420,716	7,468	0.00169
50 - 54	8,109,724	33,060	0.00408	4,012,070	22,231	0.00554	4,097,654	10,829	0.00264
55 - 59	7,460,462	47,689	0.00639	3,657,024	32,961	0.00901	3,803,438	14,728	0.00387
60 - 64	6,297,541	58,195	0.00924	2,970,858	38,276	0.01288	3,326,683	19,919	0.00599
65 - 69	4,592,514	65,006	0.01415	1,905,292	38,227	0.02006	2,687,222	26,779	0.00997
70 - 74	3,674,260	91,745	0.02497	1,529,041	53,265	0.03484	2,145,219	38,480	0.01794
75 - 79	2,841,128	127,409	0.04484	1,133,100	68,525	0.06048	1,708,028	58,884	0.03447
80+	2,620,828	292,882	0.11175	930,162	124,886	0.13426	1,690,666	167,996	0.09937

本表の数値は、前掲第1表の標準化死亡率の1988年分算定に用いたものである。

人口は、総務庁統計局の推計による1988年10月1日現在の日本人人口、死亡数は、厚生省大臣官房統計情報部の1988年人口動態統計による。なお、本表の死亡数は、年齢不詳分を既知の男女年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

第7表 女子の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：1988年
 Table 7. Age Composition of Stable Population for Female : 1988

年 齢 x	構造係数 C_x^f	年 齢 x	構造係数 C_x^f	年 齢 x	構造係数 C_x^f	年 齢 x	構造係数 C_x^f	年 齢 x	構造係数 C_x^f
0	0.865	25	1.046	50	1.246	75	1.227	0 - 4	4.384
1	0.870	26	1.054	51	1.253	76	1.203	5 - 9	4.555
2	0.877	27	1.062	52	1.260	77	1.175	10 - 14	4.736
3	0.883	28	1.070	53	1.267	78	1.142	15 - 19	4.923
4	0.890	29	1.078	54	1.273	79	1.103	20 - 24	5.114
5	0.897	30	1.087	55	1.279	80	1.059	25 - 29	5.312
6	0.904	31	1.095	56	1.285	81	1.009	30 - 34	5.514
7	0.911	32	1.103	57	1.290	82	0.954	35 - 39	5.720
8	0.918	33	1.111	58	1.295	83	0.895	40 - 44	5.924
9	0.925	34	1.119	59	1.300	84	0.830	45 - 49	6.121
10	0.932	35	1.128	60	1.304	85	0.763	50 - 54	6.300
11	0.940	36	1.136	61	1.308	86	0.692	55 - 59	6.450
12	0.947	37	1.144	62	1.311	87	0.619	60 - 64	6.550
13	0.955	38	1.152	63	1.313	88	0.546	65 - 69	6.555
14	0.962	39	1.160	64	1.314	89	0.473	70 - 74	6.374
15	0.969	40	1.169	65	1.315	90	0.403	75 - 79	5.850
16	0.977	41	1.177	66	1.314	91	0.336	80 - 84	4.748
17	0.985	42	1.185	67	1.312	92	0.274	85 - 89	3.093
18	0.992	43	1.193	68	1.309	93	0.217	90 - 94	1.398
19	1.000	44	1.201	69	1.304	94	0.168	95 - 99	0.347
20	1.007	45	1.209	70	1.297	95	0.125	100 +	0.033
21	1.015	46	1.217	71	1.288	96	0.091	0 - 14	13.675
22	1.023	47	1.224	72	1.277	97	0.063	15 - 64	57.928
23	1.031	48	1.232	73	1.264	98	0.042	65 +	28.397
24	1.038	49	1.239	74	1.247	99	0.026	Total	100.000

第8表 男女別安定人口年齢構造と実際人口年齢構造：1988年

Table 8. Age Composition of Stable Population and Actual Population : 1988 (%)

年 齢 age x	安定人口年齢構造係数 Age composition of stable population			年 齢 age x	実際人口年齢構造係数 Age composition of actual population		
	男女計 Both Sexes	男 Male	女 Female		男女計 Both Sexes	男 Male	女 Female
Total	100.000	48.954	51.065	Total	100.000	49.140	50.860
0 - 4	4.600	2.362	2.238	0 - 4	5.676	2.912	2.764
5 - 9	4.777	2.452	2.325	5 - 9	6.321	3.239	3.082
10 - 14	4.966	2.549	2.418	10 - 14	7.543	3.866	3.677
15 - 19	5.160	2.647	2.513	15 - 19	8.055	4.131	3.924
20 - 24	5.353	2.743	2.611	20 - 24	6.983	3.565	3.418
25 - 29	5.554	2.842	2.712	25 - 29	6.378	3.229	3.149
30 - 34	5.761	2.946	2.815	30 - 34	6.493	3.276	3.218
35 - 39	5.969	3.049	2.920	35 - 39	8.367	4.204	4.163
40 - 44	6.171	3.147	3.024	40 - 44	7.807	3.911	3.896
45 - 49	6.357	3.232	3.125	45 - 49	7.206	3.583	3.623
50 - 54	6.509	3.293	3.216	50 - 54	6.646	3.288	3.358
55 - 59	6.597	3.304	3.293	55 - 59	6.114	2.997	3.117
60 - 64	6.598	3.254	3.344	60 - 64	5.161	2.435	2.726
65 - 69	6.467	3.120	3.346	65 - 69	3.764	1.561	2.202
70 - 74	6.093	2.839	3.254	70 - 74	3.011	1.253	1.758
75 - 79	5.332	2.345	2.986	75 - 79	2.328	0.929	1.400
80 - 84	4.047	1.623	2.424	80 - 84	1.325	0.498	0.827
85 - 89	2.432	0.853	1.579	85 - 89	0.620	0.207	0.413
90 - 94	1.007	0.294	0.714	90 +	0.202	0.057	0.145
95 - 99	0.230	0.053	0.177				
100 +	0.020	0.007	0.033				
0 - 14	14.344	7.363	6.981	0 - 14	19.540	10.017	9.523
15 - 64	60.029	30.458	29.572	15 - 64	69.209	34.618	34.591
65 +	25.627	11.134	14.512	65 +	11.251	4.505	6.745

安定人口年齢構造係数のうち男子についてのもともめ方は本文参照。

実際人口年齢構造係数は、総務庁統計局の1988年10月1日現在日本人人口による。

ONo.6 (1989. 11)

Migration of the Elderly in Japan.

(Reprinted from *Elderly Migration: An International Comparative Study*,
ed. by Rogers, A., & Serow, W. J., Institute of Behavioral Science,
Univ. of Colorado, 1988)

Atsushi OTOMO and Tatsuya ITOH

ONo.7 (1989. 11)

Regional Trends in Psycho-Social Research in Fertility and Family Planning

(Reprinted from *Population Research Leads*, No.9, UN, ESCAP, 1980)

Shigemi KONO

ONo.8 (1989. 12)

Socio-Economic Correlates of Mortality in Asian Countries

(Reprinted from *Socio-Economic Correlates of Mortality in Japan and ASEAN*,
ed. by Meng, N. S., Institute of Southeast Asian Studies, Singapore 1986)

..... Shinsuke MORIO and Shigesato TAKAHASHI

ONo.9 (1989. 12)

Trends and Differential in Fertility

(Reprinted from *Population of Japan*, Country Monograph Series, No.11,
UN, ESCAP, 1984)

Makoto ATOH

人口問題研究所創立五十周年記念誌 (1989. 8. 30)

第50回人口問題審議会総会

人口問題審議会(厚生省)の第50回総会が平成元年11月30日(木)午前10時半より12時半まで、中央合同庁舎第5号館厚生省特別第1会議室において開催された。今回の会議においては、次に示すように、国際人口移動について、3つの報告があり、その報告をめぐる質疑討論が行われた(カッコ内は報告者)。

外国人の入国管理及び在留管理の概要(田中耕太郎 厚生省大臣官房政策課調査室長)
国際人口移動の概要 A. 世界の動向(阿藤誠 人口問題研究所人口政策研究部長)
B. 日本の動向(廣嶋清志 人口問題研究所人口情報部長)

討議を受けて、国際人口移動に関する特別委員会が設置された。委員は以下の通りである(11月30日現在)。

人口問題審議会委員

(氏名)	(現職)
石井須美	三和電気工業(株)取締役会長
伊藤善市	東京女子大学文理学部教授
伊部英男	年金制度研究開発基金理事長
大熊由紀子	朝日新聞社論説委員
○岡崎陽一	日本大学法学部教授
尾崎美千生	毎日新聞社人口問題調査会幹事
*小澤雅子	東京工業大学工学部助教授
加藤寛	慶応義塾大学経済学部教授
久保正	日本労働組合総評議会副議長
小泉明	国立公害研究所副所長
*河野稠果	人口問題研究所所長
小谷直道	読売新聞社論説委員
小西秀次	キリンビール(株)相談役
小林和正	日本大学人口研究所顧問

坂 卷 熙	毎日新聞社論説委員
*佐々波 秀彦	国連地域開発センター所長
鈴木 永二	三菱化成(株)取締役会長
高島 隆平	朝日生命保険相互会社代表取締役会長
田中 文雄	王子製紙(株)取締役相談役
土居 健郎	聖路加国際病院診療顧問
*橋本 道夫	(前)筑波大学教授
羽田 春兔	日本医師会会長
菱沼 從尹	寿命学研究会理事長
人見 康子	慶応義塾大学法学部教授
前川 一男	全国一般労働組合同盟会長
松 永 英	(前)国立遺伝学研究所所長
村松 稔	(前)埼玉県立衛生短期大学学長
山崎 倫子	日本女医会会長
◎山本 正淑	日本赤十字社社長

◎会長, ○会長代理

人口問題審議会専門委員

国井 長次郎	家族計画国際協力財団理事長
黒田 俊夫	日本大学人口研究所名誉所長
安川 正彬	慶応義塾大学経済学部教授
*阿藤 誠	人口問題研究所人口政策研究部長
*内野 澄子	人口問題研究所人口構造研究部長
*清水 浩昭	人口問題研究所人口動向研究部長
*廣嶋 清志	人口問題研究所人口情報部長

*は特別委員会委員

(廣嶋清志記)

厚生省「これからの家庭と子育てに関する懇話会」

厚生大臣との私的懇話会である「これからの家庭と子育てに関する懇話会」が木村尚三郎東大教授議長のもとで平成元年10月13日 厚生省特別第1会議室で開催され、人口問題研究所長 河野稠果は「人口問題からみた児童家庭施策」と題する報告を約1時間行い、質疑を受けてそれに答えた。本懇話会には委員の先生方のほかに、古川貞二郎厚生省児童家庭局長も出席された。

(河野稠果記)

日本人口学会関東地域部会第4回研究報告会

1989年11月11日(土)午後2～5時、東洋大学1号館4階視聴覚教室において、岡田實地域部会担当理事(中央大学)と小芥米清運営委員長(東洋大学)の御尽力により、日本人口学会関東地域部会第4回研究報告会が開催された。小芥米委員長の進行の下に岡田實理事が開会の辞を述べられ、続いて小林和正座長(日本大学)の司会により以下の二つの報告が行われた。

1. 人口食糧問題の再認識……………畑 井 義 隆 (明治学院大学)
2. 出産力調査から見たヒノエウマ……………大 谷 憲 司 (人口問題研究所)

当日は、30名ほどの出席者があり、活発な質疑応答が行われた。

(大谷憲司記)

第62回日本社会学会大会

日本社会学会(会長:森岡清美 成城大学教授)の第62回大会は、1989年10月21日(土)と22日(日)の両日にわたって新宿区の早稲田大学(大会運営委員長:外木典夫)で開かれた。初日から2日目の午前にかけて49の部会(四つのテーマ・セッションを含む)で約200の一般研究報告が行われた。2日目午後には当研究所の評議員でもあられる森岡先生による「死のコンボイ経験世代の戦後」と題された会長講演に続き、「社会理論のフロンティア」、「天皇制と天皇現象」、「国際化と社会変動」、「家族の国際比較——「夫婦」の絆のゆくえを問う——」の四つのテーマ部会が開かれたが、会長講演と最後の二つのテーマ部会には人口とも関連が深い内容が含まれていた。

第59回大会以降、人口部会がなくなったままであるが、当研究所の研究員が以下の二つの報告を行った。

- 地理的通婚圏の研究(家族Ⅲ部会)……………鈴木 透
ブルデューの「生物学的再生産」戦略とその評価(学説研究Ⅳ)……………小 島 宏

以上のほか、人口と関連する内容の報告としては以下のものがあった。

- ライフコース・社会構造・歴史変動の相互連関へのパースペクティブ
(基礎理論Ⅱ)……………安 藤 由 美 (早稲田大学)
- 都市構造再編連合の形成と展開——「世界都市」化の政治基盤——
(都市)……………町 村 敬 志 (筑波大学)
- 現代日本における生命再生産労働に関する一考察——生命再生産に関する
フェミニズム理論の新たな課題について(女性)……………後 藤 澄 江 (名古屋大学)
- 大恐慌と第二次大戦がアメリカのライフ・コースに与えた影響
——二つのコーホートの比較——(ライフコース)……………タマラ・ハレブン(ハーバード大学)
- ライフコースにおける社会的加齢過程(ライフコース)
- 1) 社会時間における青年期から成人前期へ……………嶋 崎 尚 子 (早稲田大学)
 - 2) 出来事達成からみた中年期のコーホート分析……………藤 見 純 子 (大正大学)
 - 3) 意識の側面からみたライフコース……………佐 藤 友美子 (早稲田大学)
 - 4) ライフコースのコーホート比較における方法論的問題……………大久保 孝 治 (早稲田大学)
- 階層的通婚と地位達成(階層・階級)……………鹿 又 伸 夫 (立命館大学)
- 都市家族のソーシャル・ネットワークとサポート(家族Ⅲ)……………前 田 信 彦 (上智大学)
目 黒 依 子 (上智大学)
- 親族関係と都市移動の意志決定(家族Ⅲ)……………関 孝 敏 (北海道大学)
- フランスにおける移民と多元的医療——ル・アブルの産院インタビュー
調査から——(保健・医療)……………松 橋 恵 子 (桜美林大学)
- (小島 宏記)

日本老年社会科学会第31回大会

日本老年社会科学会（会長：柄澤昭秀）の第31回大会は、平成元年11月14日（火）、15日（水）、16日（木）の三日間にわたり、名古屋市中小企業振興会館で開催された。本大会は、同朋大学社会福祉学部の前田甲子郎教授を大会会長とし、愛知県、名古屋市、同朋大学の後援のもとに運営された。

人口研究、人口問題に関連した一般報告演題および報告者は次のとおりである。

1. 内野 澄子「都市高齢者の健康と生活——秋田、山形、熊本、大分4市の事例調査から——」
2. 黒田 俊夫「開発途上国の高齢化問題」
3. 大淵 律子「痴呆老人の家族支援のためのガイドライン」
4. 染谷 倣子「ハンガリー老人の生活状況」
5. 榎本 和子「老人委託家族ケア」
6. 小田 利勝「大学生の老後観に関する一考察」
7. 堀川 恵子「日本の老人のネットワーキングに関する基礎的研究」
8. 清水 浩昭「世帯形成の地域差——山形県農村と鹿児島県農村の比較研究」
9. 竹嶋 祥夫「単身高齢者の生活実態に関する研究——千里ニュータウン吹田市城居住者の場合——」
10. 若林 佳史「1984年世田谷電話局洞道内通信ケーブル火災事故の独居老人に対する影響——高齢者と災害に関する検討（その3）——」
11. 大間 知千代「メキシコ・アカプルコ第14回国際老年学会大会に出席した印象」

（清水浩昭記）

一橋大学経済研究所主催「国際経済研究セミナー」

一橋大学経済研究所主催“International Symposium on Making Economies More Efficient and More Equitable: Factors Determining Income Distribution”が1989年11月27日から29日の3日間東京都文京区の如水会館で開催された。本セミナーには約25名の論文発表者、予定討論者および議長が正式リストによる参加者として参加した。人口問題研究所からは河野稠果所長が第1日目11月27日第3セッション「所得分布に関する人口学的要因」に“Well-being among Children and the Aged in Japan: A Demographic Interpretation”と題するペーパーを一橋大学倉林義正教授議長のもとで発表した。このペーパーの予定討論者は日本大学人口研究所 小川直宏教授と京都大学経済学部 橋本俊詔教授であった。なお、本セミナーの組織者は一橋大学経済研究所長 溝口敏行教授である。

（河野稠果記）

国連人口部主催、ソ連政府・モスクワ国立大学・リガ国立大学協力の 「人口と開発計画国際シンポジウム」

標記の国連シンポジウムが1989年12月4日から8日にかけての5日間、ソ連邦ラトビア共和国首都リガのラトビア・ホテルにおいて開催された。本シンポジウムは、国連経済社会理事会の決議によって、国連人口部がいかに経済社会計画に人口変数を取り入れ、将来推計を行うかという国連マニュアルを完成し、出版したのを記念して、ソ連政府およびモスクワ国立大学とリガ国立大学と協同で開催したシンポジウムであり、世界各国の専門家、ソ連各地の大学の専門家・教授、関連国連機関からの上級職員約40名が出席した。日本からは厚生省人口問題研究所長 河野稠果と日本大学人口研究所 小川直宏教授が出席した。このシンポジウムの目的は、人口と開発計画の統合（integration）における最前線の知識をレビューし、それを基に第一線にいるこの領域の専門家の知見

を深め、さらに一層の発展を促進させると共に、これらに関する勧告をまとめることにあった。

今シンポジウムの議長として、ポーランドのジャージー・ホルツァー (Jerzy Holzer) 国立統計・人口研究所長が議長に、そして人口問題研究所長 河野綱果が第1副議長に、モスクワ国立大学人口研究所長 デミトリ・バレンテイ (Dimitry Valentei) が第2副議長に、リガ国立大学統計・人口学部長 ペータリス・ズビドリンス (Peteris Zvidrins) が第3副議長に選出された。

シンポジウムは、開発計画における最近の傾向、統合のため必要な条件、経済・社会・人口モデル、人口および機能集団・地域人口に対する推計技術、そしてこれらの技術を使つての開発計画従事者のトレーニングのあり方を論じた。そして、これらを基に23の勧告をまとめて、次回の国連経済社会理事会にかけることになっている。

二つ三つこの会議で感じたことを述べよう。その第一はペレストロイカとグラスノスチのもとに行われた本シンポジウムには多くのソ連各地の大学から専門家が参集したが、彼等が非常に卒直かつフランクであったことだ。また何人かの、モスクワ国立大学におかれてある国連人口センターの専門家が日本のことをよく知っており、そのうちいくたりかは日本語が読め、我が人口問題研究所発行の『人口問題研究』等の発送を要請したことである。

第2の点は、ソ連の学者は日本人の学者と大いに交流したいと思つてはいるが、チャンネルがきわめて乏しいことである。ソ連の人口データも十分我々に accessible ではない。これからは、もっと多くのデータが入手できるよう、仲々普通のルートでは入手しにくい。今回は幸いにも1989年センサスの速報や、死亡率に関するデータを入手できたので、機会があればこれらを紹介してみたいと思う。

(河野綱果記)

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS (JINKŌ MONDAI KENKYŪ)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Shigemi KONO *Managing Editor:* Kiyosi HIROSIMA
Associate Editors: Makoto ATOH Sumiko UCHINO Hiroaki SHIMIZU
 Michiko YAMAMOTO Noriko SHIRAISHI

CONTENTS

Articles

- Selected Time Distributions in the Process to Marriage and
 Pregnancy in Japan Kenji OTANI ... 1~16
 Increases in the Life Expectancy and Retirement Ages Kyo HANADA ...17~29
 Household Composition of Migrants in Japan, 1980 Tatsuya ITOH ...30~45

Notes

- Evaluation of the Approximation of the Partial Crude
 Probability of Death Tamotsu OHBA ...46~51
 A Demographic Evaluation of P. Bourdieu's "Fertility
 Strategy" Hiroshi KOJIMA ...52~58

Research Material

- The Recent Demographic Situation of the People Living Outside
 Their Families by Prefecture Chizuko YAMAMOTO ...59~69

Book Reviews

- Lado Ruzicka, Guillaume Wunsch and Penny Kane (eds.),
Differential Mortality: Methodological Issues and Biosocial Factors
 (S. TAKAHASHI)70
 Vaughan Bevan, *The Development of British Immigration Law* (H. SAKAI).....71

Statistics

- The Forty-Second Abridged Life Tables: April 1988 - March 198972~81
 Population Reproduction Rates for All Japan: 198882~89

- Miscellaneous News90~95