

人口問題研究

第49巻第4号

(通巻209号)

1994年1月刊行

調査研究

世帯主のコーホート変化に着目した家族類型別世帯数の推計手法
 —その2 世帯形成期の配偶関係推計と家族類型別世帯主率推計— ……大江守之… 1~22

研究ノート

流行初期におけるHIV感染者数の推定とコントロール戦略……………稲葉 寿… 23~33

資料

都道府県別将来人口推計における自然増加と社会増加：1990~2010年……………廣 嶋 清 志… 34~42
 フランスにおける家族政策の効果……………小 島 宏… 43~56
 男女別労働力生命表：1990年……………石 川 晃… 57~70

書評・紹介

L. A. Gavrilov and N. S. Gavrilova,
The Biology of Life Span: A Quantitative Approach (金子隆一)…………… 71
 OECD, *Urban Policies for Ageing Populations* (大江守之)…………… 72

統計

全国人口の再生産に関する主要指標：1992年…………… 73~80
 主要国の平均余命および主要死因別標準化死亡率：最新資料…………… 81~85

雑報

人事の異動一定例研究報告会の開催—資料の刊行—第56回人口問題審議会総会—日本人口学会東北・関東部会合同例会—第45回教育社会学シンポジウム—第66回日本社会学会—経済統計学会第37回全国総会—人文地理学会—第7回応用地域科学研究会研究発表大会—第28回日本都市計画学会学術研究発表会—厚生科学研究家庭出生問題総合調査研究・研究シンポジウム—外国関係機関からの来訪者一日誌…………… 86~93

調 査 研 究

世帯主のコーホート変化に着目した家族類型別世帯数の推計手法

— その2 世帯形成期の配偶関係推計と家族類型別世帯主率推計 —

大 江 守 之

I はじめに

本稿は、1993年4月に報告した家族類型別世帯数の推計手法に関する研究¹⁾の第2報である。その1では、世帯主年齢35歳以上の家族類型間の遷移過程をモデル化し、これを用いて家族類型別将来世帯数を推計する方法について論じた。その2にあたる本稿では、世帯主年齢15~34歳の世帯形成期の世帯数を家族類型別に推計する方法について報告する。なお、「日本の世帯数の将来推計—1993年10月推計—」²⁾は、この2つの論文において報告した方法によって推計したものである。

採用した方法は配偶関係別・家族類型別世帯主率法であり、これ自体に新規性はない。ここで報告する新しい点は、第1に、「日本の将来推計人口—平成4(1992)年9月推計—」³⁾(以下「全国人口推計」という)の推計過程において求められた女子の年齢別初婚率をもとに、将来の男女年齢別・配偶関係別人口割合(未婚率, 有配偶率, 死別率, 離別率)を推計し、現在進行中の晩婚化傾向を世帯推計に反映させたことである。第2に、親子同居モデルを用いて有配偶男子の世帯主率の上昇を見通すとともに、全国人口推計で得られた女子の年齢別第1子出生率をもとに将来の有配偶無子の女子人口を推計し、これらから夫婦のみの世帯主率をはじめとする将来の有配偶男子の家族類型別世帯主率を推計したことである。このように、本推計手法の特徴は、配偶関係別・家族類型別世帯主率法のパラメータ設定に当たって単純な外挿を行なうのではなく、これまで人口問題研究所において開発されてきた出生モデルや親子同居モデルの成果を統合的に展開した点にある。

以下では、まず配偶関係別・家族類型別世帯主率法を選択した理由を整理した上で、女子の初婚率をベースにした男女の配偶関係別人口割合の推計方法と結果について述べ、次いで有配偶男子の家族類型別世帯主率の推計方法と結果について述べる。最後に、これらの方法によって推計された将来の配偶関係別人口割合と配偶関係別・家族類型別世帯主率を用いて、15~34歳の家族類型別世帯数を推計し、この推計システム全体について考察を加えることにしたい。

1) 大江守之、「世帯主のコーホート変化に着目した家族類型別世帯数の推計手法—その1 家族類型別純遷移率法の提案—」、『人口問題研究』, 第49巻第1号, 1993年4月, pp.39-46.

2) 廣嶋清志, 大江守之, 山本千鶴子, 小島克久, 「日本の世帯数の将来推計(1993年10月推計)」, 『人口問題研究』, 第49巻3号, 1993年10月, pp.72-86.

3) 厚生省人口問題研究所(阿藤誠, 金子武治, 高橋重郷, 大場保, 金子隆一, 三田房美), 『日本の将来推計人口(平成4年9月推計)』, 研究資料274号, 1992年9月

II 配偶関係別・家族類型別世帯主率法の採用

世帯主率法は、一般的に推計精度の高い将来人口を利用でき、それによって人口構造変化を織り込んだ推計が可能であるという点で実用性の高い推計手法である⁴⁾。しかし、少なからぬ短所を有することも繰り返し指摘されてきた。例えば、年齢別世帯主率が経年的に変化している場合に、推計に必要な将来の世帯主率をどのように求めるのかという点が推計技術上最も大きな問題として存在するが、その背景には、世帯主率法が世帯の発生、変容、消滅という世帯変化のプロセスを反映しえていない点、あるいはコーホートによって異なる世帯形成のメカニズムを捉えられていない点など、世帯主率法の本質的な問題が存在している。こうした欠点を補うために、部分的にコーホートのアプローチを取り入れたり、独立的に求められる年齢別世帯主率を相互に調整するプロセスを加えるといった改良の試みが行なわれてきた⁵⁾。

しかし、ここでは世帯主率法そのものに変更を加えることはしない。すなわち、男女年齢別・家族類型別世帯数は以下のように、人口、配偶関係別人口割合、世帯主率から求められる。

$$H_i^s(x,t) = \sum_m P^s(x,t) r^s(m,x,t) h_i^s(m,x,t) \quad (1)$$

ここで、 $H_i^s(x,t)$ は t 年における家族類型 i 、性 s 、世帯主年齢 $x \sim x+4$ ($x=15, 20, 25, 30$)の世帯数、 $P^s(x,t)$ は t 年における性 s 、年齢 $x \sim x+4$ の人口、 $r^s(m,x,t)$ は t 年における性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 、配偶関係 m の人口割合、 $h_i^s(m,x,t)$ は t 年における家族類型 i 、性 s 、世帯主年齢 $x \sim x+4$ 、配偶関係 m の世帯主率である。

繰り返すまでもなく、現在進行中のわが国の人口構造変化を規定している最大の要因は、出生率の低下とその背後にある晩婚化、晩産化である。世帯構造面との関連でみると、この動きは20代から30代前半にかけての未婚率の上昇、有配偶率の低下という配偶関係構造の変化となって現われ、さらに第1子出生時期の遅れを伴って「単独世帯」及び「夫婦のみの世帯」の相対的増加と「親と子供から成る世帯」の相対的減少という世帯の家族構造変化となって現われる。全国人口推計における中位推計の仮定では、晩婚化は女子の1950年出生コーホートの24.4歳から1973年出生コーホートの27.2歳まで進行するとされており⁶⁾、今後も晩婚化はしばらく続く。したがって、世帯形成期の世帯推計に当たっては、まず配偶関係の変化を織り込むことが重要となる。配偶関係別人口を世帯数に変換していく配偶関係別世帯主率法は、これに適した手法である。

世帯主率法で問題とされるのは、上述のように将来の世帯主率の設定であるが、ここでは15～34歳の年齢のみを対象とするために、世帯主率設定の困難を最初からかなりの程度回避できる。第一に、この年齢層の場合、未婚、有配偶、死別、離別という4つの配偶関係のうち、死別及び離別が少なく、これらの世帯主率のレベルにあまり注意を払わなくてよい。離別率は年齢とともに上昇するが、34歳以下で最も高い30～34歳の女子でも1990年で2.9%に過ぎない。第二に、未婚の場合、世帯主となるのはほとんどが「単独世帯」であり、この世帯主率は近年の変動が大きくないため、将来の見通しは比較的容易である。第三に、有配偶の場合、女子は世帯主となる比率が極めて低く、男子は「夫婦のみの世帯」と「親と子供から成る世帯」に分かれ、「単独世帯」と「その他の一般世帯」の比率は小さ

4) Shigemi Kono, "The Headship Rate Method for Projecting Households", in John Bongaarts, Thomas Burch and Kenneth Wachter (eds.), *Family Demography*, Oxford University Press, 1987, pp. 287-308.

5) Andrew Mason and Rachel Racelis, *A Comparison of Four Methods for Projecting Households*, East-West Population Institute, East-West Center, 1992

6) 前掲3)

表1 世帯主の男女5歳別・配偶関係別・家族類型別世帯数及び世帯主率（1990年）

性	配偶関係	家族類型 年齢	世帯数					人口	世帯主率(%)								
			総数	夫のみ の世帯	婦 の世帯	親と 子供 成世帯	子 と か ら る 世帯		単 独 世帯	そ の 他 一 般 世帯	総数	夫のみ の世帯	婦 の世帯	親と 子供 成世帯	子 と か ら る 世帯	単 独 世帯	そ の 他 一 般 世帯
男	未婚	15～19歳	378,494	0	661	372,546	5,287	5,045,638	7.5	0.0	0.0	7.4	0.1				
		20～24歳	1,311,208	0	10,600	1,260,557	40,051	4,118,695	31.8	0.0	0.3	30.6	1.0				
		25～29歳	985,170	0	35,707	912,936	36,527	2,624,582	37.5	0.0	1.4	34.8	1.4				
		30～34歳	517,999	0	54,922	443,281	19,796	1,280,043	40.5	0.0	4.3	34.6	1.5				
	有配偶	15～19歳	9,637	4,454	2,557	2,350	276	13,990	68.9	31.8	18.3	16.8	2.0				
		20～24歳	217,501	95,658	107,640	7,506	6,697	276,913	78.5	34.5	38.9	2.7	2.4				
		25～29歳	1,109,662	411,241	634,923	14,059	49,439	1,381,770	80.3	29.8	45.9	1.0	3.6				
		30～34歳	2,037,304	362,522	1,467,395	24,053	183,334	2,560,955	79.6	14.2	57.3	0.9	7.2				
	死別	15～19歳	3	0	0	3	0	15	20.0	0.0	0.0	20.0	0.0				
		20～24歳	248	0	29	206	13	558	44.4	0.0	5.2	36.9	2.3				
		25～29歳	593	0	173	361	59	1,155	51.3	0.0	15.0	31.3	5.1				
		30～34歳	1,800	0	697	740	363	3,040	59.2	0.0	22.9	24.3	11.9				
	離別	15～19歳	113	0	3	108	2	157	72.0	0.0	1.9	68.8	1.3				
		20～24歳	3,056	0	333	2,494	229	5,585	54.7	0.0	6.0	44.7	4.1				
		25～29歳	14,296	0	2,121	11,066	1,109	25,824	55.4	0.0	8.2	42.9	4.3				
		30～34歳	32,326	0	6,328	22,903	3,095	54,531	59.3	0.0	11.6	42.0	5.7				
	総数	15～19歳	388,247	4,454	3,221	375,007	5,565	5,059,800	7.7	0.1	0.1	7.4	0.1				
		20～24歳	1,532,013	95,658	118,602	1,270,763	46,990	4,401,751	34.8	2.2	2.7	28.9	1.1				
		25～29歳	2,109,721	411,241	672,924	938,422	87,134	4,033,331	52.3	10.2	16.7	23.3	2.2				
		30～34歳	2,589,429	362,522	1,529,342	490,977	206,588	3,898,569	66.4	9.3	39.2	12.6	5.3				
女	未婚	15～19歳	244,522	0	298	239,672	4,552	4,795,705	5.1	0.0	0.0	5.0	0.1				
		20～24歳	685,260	0	3,903	639,290	42,067	3,682,263	18.6	0.0	0.1	17.4	1.1				
		25～29歳	346,944	0	7,643	312,689	26,612	1,604,279	21.6	0.0	0.5	19.5	1.7				
		30～34歳	160,768	0	8,178	144,158	8,432	535,038	30.0	0.0	1.5	26.9	1.6				
	有配偶	15～19歳	1,264	358	124	744	38	35,493	3.6	1.0	0.3	2.1	0.1				
		20～24歳	8,229	2,427	2,516	2,841	445	583,349	1.4	0.4	0.4	0.5	0.1				
		25～29歳	19,853	3,355	10,208	5,223	1,067	2,295,605	0.9	0.1	0.4	0.2	0.0				
		30～34歳	32,818	2,340	22,854	5,163	2,461	3,193,773	1.0	0.1	0.7	0.2	0.1				
	死別	15～19歳	31	0	12	18	1	55	56.4	0.0	21.8	32.7	1.8				
		20～24歳	626	0	271	320	35	1,364	45.9	0.0	19.9	23.5	2.6				
		25～29歳	2,380	0	1,759	445	176	4,234	56.2	0.0	41.5	10.5	4.2				
		30～34歳	7,897	0	6,260	784	853	11,654	67.8	0.0	53.7	6.7	7.3				
	離別	15～19歳	271	0	178	80	13	635	42.7	0.0	28.0	12.6	2.0				
		20～24歳	9,015	0	6,566	1,933	516	17,207	52.4	0.0	38.2	11.2	3.0				
		25～29歳	38,270	0	28,004	8,075	2,191	64,318	59.5	0.0	43.5	12.6	3.4				
		30～34歳	72,749	0	54,272	13,951	4,526	111,013	65.5	0.0	48.9	12.6	4.1				
	総数	15～19歳	246,088	358	612	240,514	4,604	4,831,888	5.1	0.0	0.0	5.0	0.1				
		20～24歳	703,130	2,427	13,256	644,384	43,063	4,284,183	16.4	0.1	0.3	15.0	1.0				
		25～29歳	407,447	3,355	47,614	326,432	30,046	3,968,436	10.3	0.1	1.2	8.2	0.8				
		30～34歳	274,232	2,340	91,564	164,056	16,272	3,851,478	7.1	0.1	2.4	4.3	0.4				

い(表1)。近年、「夫婦のみの世帯」と「親と子供から成る世帯」のそれぞれの世帯主率が晩婚化に伴う晩産化によって変動しており、ポイントはこれをどのように見通すかにある。配偶関係別・家族類型別世帯主率法では1つの年齢階級に対して、2つの性、4つの配偶関係、4つの家族類型の組合せで26(未婚、死別、離別に「夫婦のみの世帯」はない)の世帯主率を設定する必要があるが、15~34歳人口を対象とするのであれば、以上のように将来値の設定に注意を払うべき対象は少なくすむ。

ここでのアプローチの仕方は、世帯主率法のモデルとしての簡素な性質はそのままにしながら、将来の配偶関係別人口と特定の世帯主率の設定を詳細に検討しようというものであり、それをコーホートのアプローチによって行なおうとするものである。

Ⅲ 配偶関係別人口割合の将来推計

1. 女子の配偶関係別人口割合の推計方法

全国人口推計における女子の年齢別出生順位別出生率推計の過程において、女子の年齢別初婚率が推計されている⁷⁾。この15~34歳の女子の各歳・各年別将来初婚率を主たるベースとして、将来の配偶関係別人口割合を推計する。推計方法は、「わが国女子の世代結婚表：1950~87」(以下「世代結婚表」という)の作成に用いられた方法に以下のような修正を加えたものである⁸⁾。すなわち、10月1日現在の配偶関係別人口割合を求めるために、歴年で集計されている初婚数等を10月1日~9月31日の期間に組み替え、これを同じコーホートの4月1日の現在人口で除す形に定式化した点である。以下、図1にしたがって順に述べよう。

(1) 修正初婚率の推計

世帯推計は国勢調査の一般世帯数をベースにしており、将来推計値も全て10月1日現在の値である。したがって、この推計に用いる配偶関係別人口割合も10月1日現在で求められなければならない。一方、人口動態率は歴年で計算されるものであり、推計された将来の女子の年齢別初婚率も歴年の値である。「わが国女子の世代結婚表：1950~87」では、歴年値をそのまま用いて1月1日現在の配偶関係割合を求めているが、ここでは10月1日現在の配偶関係割合を求めるために各年の10月1日時点における過去1年間の修正初婚率を推計する。なお、ベースとする初婚率のうち過去のものについては、全国人口推計で用いられた届け出遅れ補正済みのデータを用いる。

まず初婚率と日本人女子人口から初婚数を計算する。この歴年の初婚数を各年の10月1日における過去1年間の修正初婚数に組み替える方法は以下のようなものである。動態統計による t 年 s 歳の初婚数のうち、 t 年10月1日時点 s 歳での初婚数の割合は図2のレキシス図に示したAの部分に相当する。いま、 t 年 s 歳の初婚者が一様に分布していると仮定すると、 t 年 s 歳の初婚数に占めるAの面積割合は $15/32$ である。次に、 $t-1$ 年10月1日では未婚であったが、 t 年10月1日に初めて有配偶者としてカウントされる s 歳の人口について考えると、A以外にB、C、Dの部分があることがわかる。つまり、 t 年の $s-1$ 歳の初婚者の一部($9/32$)、 $t-1$ 年の s 歳の初婚者の一部($2/32$)、 $t-1$ 年の $s-1$ 歳の初婚者の一部($6/32$)である。実際には初婚者はレキシス図で示される時間の中に一様に分布している訳ではないが、ここでは一様分布を仮定して、これらの合計を修正初婚数とする。修正初婚数を t 年 s 歳と $t-1$ 年 $s-1$ 歳の日本人女子人口の平均値で割ったものが修正初婚率である。

7) 金子隆一による。年齢別出生率の推計方法に関しては以下で詳しく論じられている。

金子隆一、「年齢別出生率の将来推計システム」、『人口問題研究』、第49巻第1号、1993年4月、pp.17-38

8) 世代結婚表の作成方法と結果については以下を参照。

厚生省人口問題研究所(石川晃)『わが国女子の世代結婚表：1950~87』、研究資料第261号、1989年10月

図1 配偶関係別人口割合の推計フロー

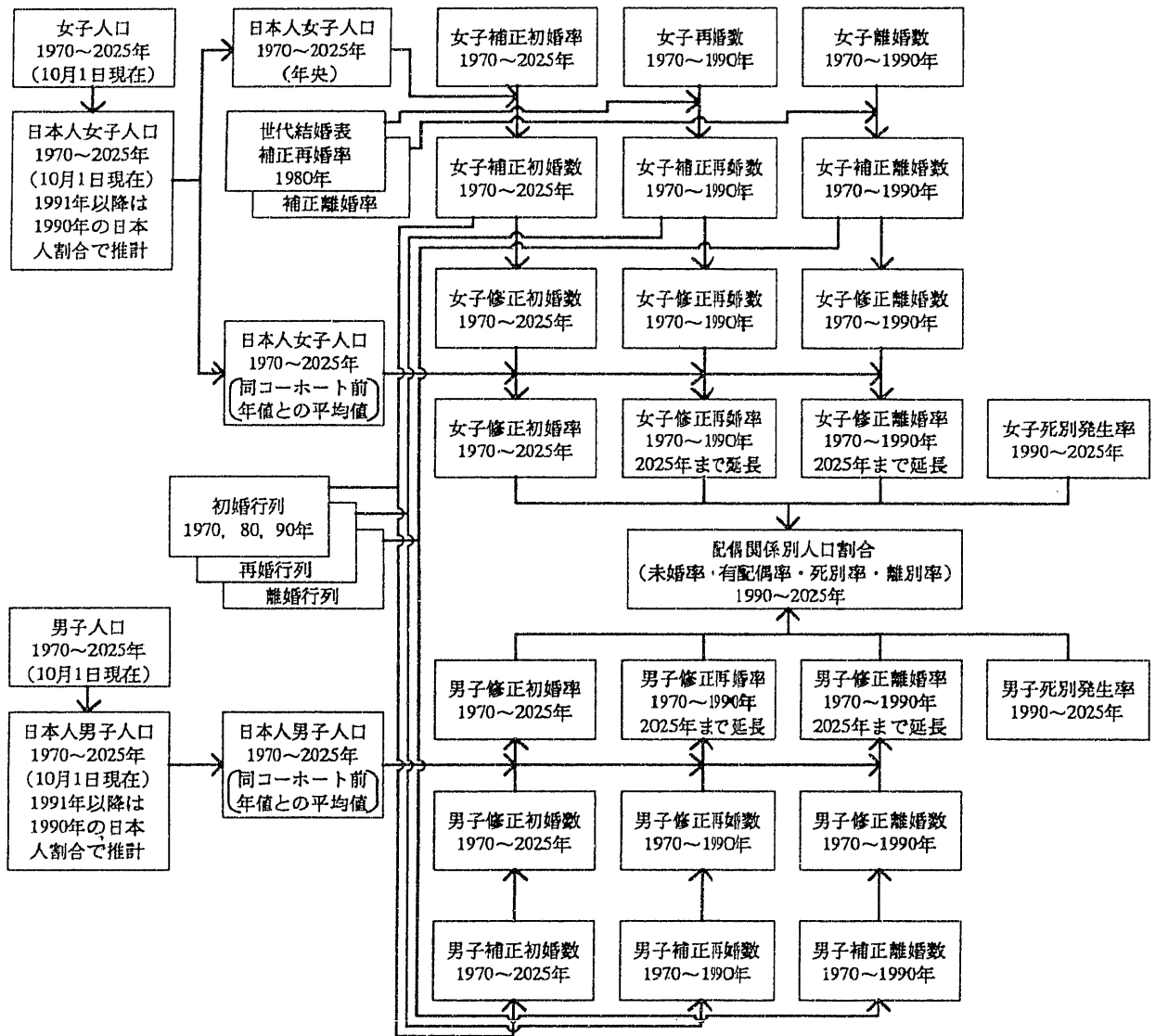
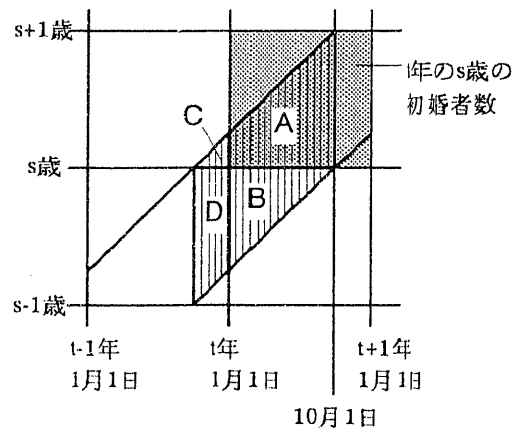


図2 歴年の初婚数と修正初婚数（10月1日現在における過去1年間の初婚数）の関係



(2) 修正再婚率, 修正離婚率, 死別発生率の推計

配偶関係別人口割合を求めるには, 初婚率の他に再婚率, 離婚率, 死別発生率が必要である.

まず, 再婚率については, 最初に 1970~1990 年の再婚数の届け出遅れを補正する. 補正率は, 世代結婚表の 1980 年の補正再婚率と 1980 年の日本人女子人口 (年央) から得た補正再婚数を人口動態統計による再婚数で除して求め, これを一律に適用する. 届け出遅れを補正した再婚数を初婚数の場合と同様に組み替えて, 各年の 10 月 1 日における過去 1 年の修正再婚数を求め, さらに修正初婚率と同様の計算によって修正再婚率とする. 1991 年以降の修正再婚率は 1990 年の値をそのまま延長する.

離婚率も再婚率と同様の手順によって修正離婚率を得る.

死別発生率は, 世代結婚表と同様に, 15~34 歳の女子のそれぞれについて 3 歳年長の男子の死亡率とし, 将来の死亡率は全国人口推計における死亡率を用いる.

以上のように, 初婚率と死別発生率に関しては全国人口推計による将来値を利用できるが, 再婚率と離婚率に関しては 1990 年値を将来に適用している. 本来はこれらに関しても将来値を推計すべきであるが, これは今後の課題である. ただ, ここでは 15~34 歳の年齢層のみを対象としているため, 配偶関係別人口割合は再婚率や離婚率の影響をあまり大きく受けず, 1990 年値を延長しても精度上大きな問題は生じないと考えられる.

(3) 配偶関係別人口割合の推計

以上で得られた修正初婚率, 修正再婚率, 修正離婚率, 死別発生率から将来の配偶関係別人口割合を推計する.

まず, 有配偶率の求め方について述べよう. 各年 10 月 1 日現在の各歳の有配偶者数は, 1 年前の同コホートの有配偶者数に 1 年間の初婚者と再婚者が加わり, 離婚者と死別者が離脱することによって求められる. 当然, 1 年間の死亡が考慮されなければならない. したがって, 以下の式が成り立つ.

$$M(x,t) = \frac{P(x,t)}{P(x-1,t-1)} M(x-1,t-1) \{1 - q(x,t)\} + \frac{2P(x,t)}{P(x-1,t-1) + P(x,t)} \{FM^*(x,t) + RM^*(x,t) - D^*(x,t)\} \quad (2)$$

$M(x,t)$, $FM^*(x,t)$, $RM^*(x,t)$, $D^*(x,t)$, $P(x,t)$ は, それぞれ x 歳 t 年の有配偶者数, 修正初婚数, 修正再婚数, 修正離婚数, 日本人人口であり, $q(x,t)$ は x 歳の 3 歳年上の t 年の男子の死亡率すなわち死別発生率である. 両辺を $P(x,t)$ で除し, さらに, 有配偶率, 修正初婚率, 修正再婚率, 修正離婚率をそれぞれ,

$$m(x,t) = \frac{M(x,t)}{P(x,t)}, \quad fm(x,t) = \frac{2FM^*(x,t)}{P(x-1,t-1) + P(x,t)}$$

$$rm(x,t) = \frac{2RM^*(x,t)}{P(x-1,t-1) + P(x,t)}, \quad d(x,t) = \frac{2D^*(x,t)}{P(x-1,t-1) + P(x,t)}$$

とおけば, (2) 式は (3) 式のようになる.

$$m(x,t) = m(x-1,t-1) \{1 - q(x,t)\} + fm(x,t) + rm(x,t) - d(x,t) \quad (3)$$

$$m(15,t) = fm(15,t)$$

であるから, 有配偶率 $m(x,t)$ は死別発生率, 修正初婚率, 修正再婚率, 修正離婚率から順次求められる.

次に, 未婚率 $nm(x,t)$ であるが, これは初婚を経験していない割合であるから,

$$nm(x, t) = 1 - \{fm(x, t) + fm(x-1, t-1) + \dots + fm(15, t-x+15)\} \quad (4)$$

のように、コーホート別の累積修正初婚率を1から引いた値として求められる。

離別率はコーホート別の累積修正離婚率から再婚によって有配偶へと離脱した者の割合を除いたものであり、また死別率も同様にコーホート別の累積死別発生率から再婚分を差し引いたものである。離別者と死別者から同じ割合で再婚者が発生すると仮定すると、死別率 $wd(x, t)$ 及び離別率 $dv(x, t)$ は以下のようなになる。

$$wd(x, t) = [1 - \{m(x, t) + nm(x, t)\}] \frac{cwd(x, t)}{cwd(x, t) + cdv(x, t)} \quad (5)$$

$$dv(x, t) = [1 - \{m(x, t) + nm(x, t)\}] \frac{cdv(x, t)}{cwd(x, t) + cdv(x, t)} \quad (6)$$

$$cwd(x, t) = m(x-1, t-1)q(x, t) + m(x-2, t-2)q(x-1, t-1) + \dots + m(15, t-x+15)q(16, x-16) \quad (7)$$

$$cdv(x, t) = d(x, t) + d(x-1, t-1) + \dots + d(15, t-x+15) \quad (8)$$

ここで $cwd(x, t)$ 及び $cdv(x, t)$ はそれぞれ累積死別率と累積離別率である。

1970年から2025年までの15～34歳の修正初婚率、修正離婚率、修正再婚率、死別発生率を用意すると、配偶関係別割合はコーホートで積み上げていくため、15～34歳の推計値がそろうのは1989年以降である。そこで、1990年の推計結果を国勢調査の実績値と比較し、この方法による推計精度を確かめてみよう。結果は図3に示した。有配偶率は26歳以上で推計結果が国勢調査を僅かに上回り、逆に未婚率は僅かに下回っている。また、離別率は推計結果が国勢調査を上回っているが、差の絶対値は極めて小さい（グラフのスケールに注意）。死別率も僅かに推計結果が上回っている。全体として、概ね精度よく推計されていると言えよう。50歳までの推計を行なっている世代結婚表⁹⁾においても、1985年の推計結果と国勢調査を比較しているが、これをみると30代半ばから乖離が大きくなるのがわかる。世帯推計に用いる目的から35歳以上の推計結果を必要としない本研究では、精度の落ちるおそれのある年齢層の推計を結果的に回避できていると言える。なお、1990年の実績値との一貫性を整えるため、1990年の推計結果と国勢調査との乖離から補正率を求め、これをベースに1991年～2025年の配偶関係別人口割合を補正する。

2. 男子の配偶関係別人口割合の推計方法

(1) 修正初婚率の推計

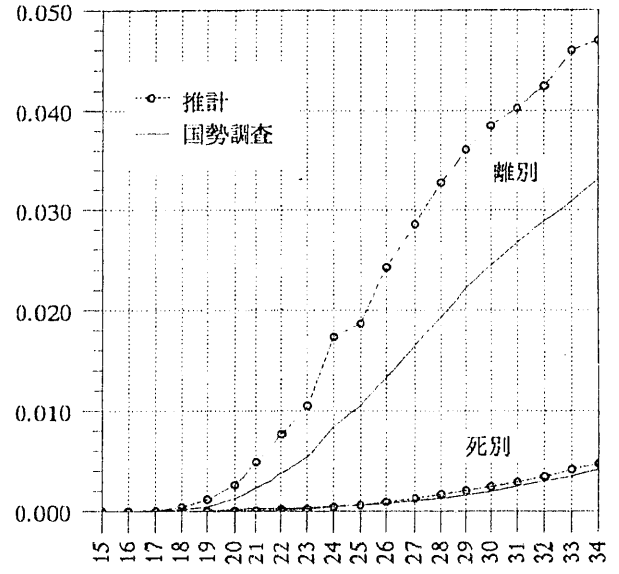
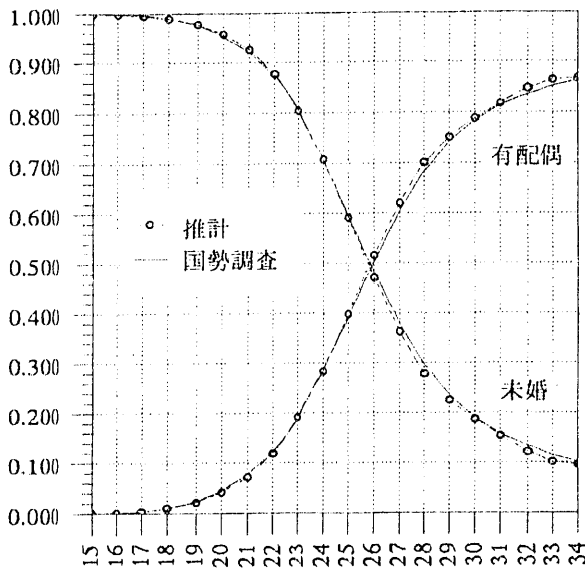
男子についても、女子の場合と同様に、歴年の初婚数から修正初婚数を求めるプロセスから入る必要がある。全国人口推計では女子の初婚率しか用意されていないため、男子の初婚数は女子の初婚数を初婚行列¹⁰⁾によって変換することで求める。すなわち、 t 年の初婚行列を A_t 、女子の年齢別初婚数のベクトルを f_t 、男子の年齢別初婚数のベクトルを m_t とすると、以下のように、女子の年齢別初婚数を A_t の転置行列にかけることによって男子の年齢別初婚数が得られる。

9) 前掲8) p.9

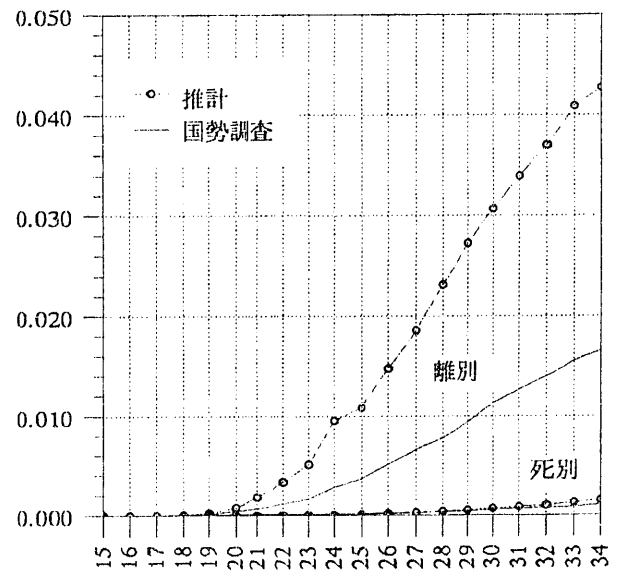
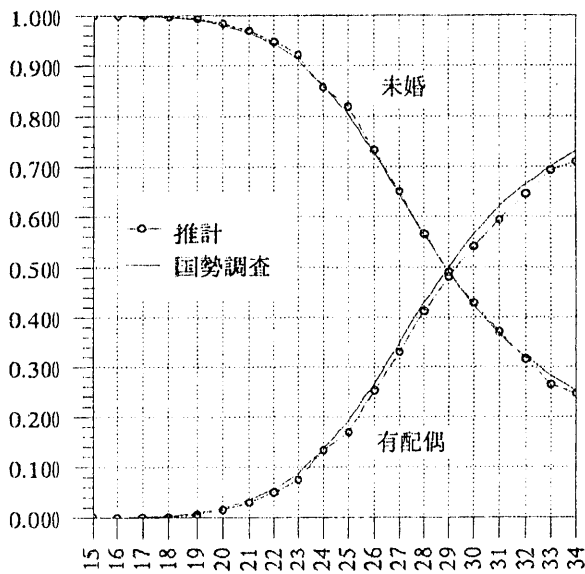
10) ここで初婚行列と呼ぶのは、各年の人口動態統計による夫婦とも初婚の場合の「夫の同居時の年齢（各歳）・妻の同居時の年齢（各歳）別婚姻件数」の表から作成する、妻の年齢を行に夫に年齢を列にとった行列であり、各歳の妻に対する夫の年齢別割合を要素とするものである。

図5 配偶関係別人口割合の推計結果（国勢調査との比較：1990年）

女子



男子



$$m_i = A_i T f_i \quad (9)$$

求める男子の年齢は17～34歳(15及び16歳の初婚者はいない)であり、入力する女子の年齢は15～44歳までとった。45歳以上の女子と34歳以下の男子の初婚の組合せは皆無ではないが、極めて少数であり、無視しうる(図4)。

過去の男子の初婚数は人口動態統計より得られるが、届け出遅れの補正が必要である。このプロセスを簡略に行なうため、次のような方法をとる。1970年、1980年、1990年の初婚行列によって補正済みの女子初婚数を変換して男子の補正済み初婚数を求め、これを人口動態統計の初婚数で除して届け出遅れの補正率を計算する。図5が得られた結果であり、1971～1979年、1981～1989年は各歳別に直線補完により補正率を求め、これを人口動態統計の初婚数に乗じて補正初婚数を得る。

1991～2025年の男子の初婚数は、1990年の初婚行列を用いて女子の将来初婚数を変換する。将来の初婚行列はコーホート規模の影響を受けて変化することが確実である¹¹⁾。また、初婚年齢が上昇することに伴う男女の年齢の組合せの変化も生じよう。本来ならばこうした変化を見通した将来の初婚行列を作成することが必要であるが、これ自体大きな研究テーマであり、本研究の枠を超えるため、ここでは1990年の行列を一律に適用する。

以上のように得られた男子の初婚数は、女子の場合と同様に、修正初婚数に組み替え、さらに修正初婚率とする。

(2) 修正再婚率、修正離婚率、死別発生率の推計

再婚数、離婚数とも過去の届け出遅れの補正方法は初婚率の場合と同様であり、将来値の推計方法も、同様に再婚行列、離婚行列によって女子の将来再婚数、将来離婚数を変換する。これらを修正再婚数、修正離婚数に組み替え、修正再婚率、修正離婚率とする。

死別発生率は、女子の場合と逆に3歳年下の女子の死亡率を用いる。

(3) 配偶関係別人口割合の推計

修正初婚率、修正再婚率、修正離婚率、死別発生率から将来の配偶関係別人口割合を推計する方法は女子の場合と同様である。

男子についても1990年の推計結果を実績値と比較すると、女子の場合より若干乖離が大きいものの、概ね精度よく推計されていることがわかる(図3)。1990年の乖離から補正率を計算し、将来値を

図4 初婚行列(1990年)

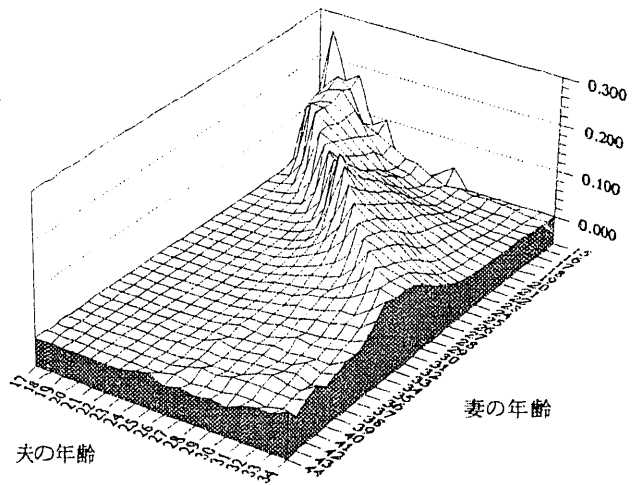
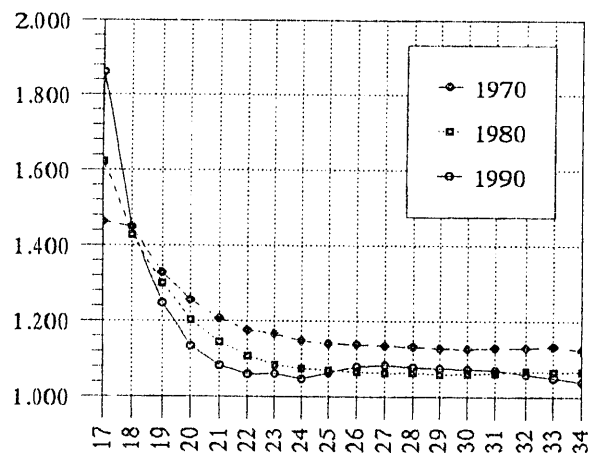


図5 男子初婚数の届け出遅れ補正率



11) やや古いですが、結婚難の問題に関する研究動向をレビューした文献に以下のものがある。

小島宏、「性比不均衡と結婚力(Nuptiality)の変動」、『人口学研究』、第7号、1984年5月、pp.53-58

補正することによって最終的な配偶関係別人口割合を得る。

3. 配偶関係別人口割合の推計結果

以上の方法を整理したのが図1である。これにしたがって推計した1991年から2025年までの各年の15～34歳各歳別の配偶関係別人口割合と全国人口推計を用いて、5歳階級別の配偶関係別人口割合を計算した。表2は全国世帯数推計に用いた2010年までの推計結果を示したものである。

表2 世帯主の男女5歳階級別・配偶関係別人口割合の推計結果
(単位：%)

性・配偶関係・年齢			年				
			1990年	1995年	2000年	2005年	2010年
男	未婚	15～19歳	99.7	99.7	99.7	99.7	99.7
		20～24歳	93.6	93.9	93.6	93.7	93.6
		25～29歳	65.1	66.9	66.9	66.5	66.4
		30～34歳	32.8	34.1	34.4	37.3	37.3
	有配偶	15～19歳	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3
		20～24歳	6.3	6.0	6.3	6.2	6.2
		25～29歳	34.2	32.4	32.4	32.7	32.9
		30～34歳	65.7	64.3	64.0	61.1	61.1
	死別	15～19歳	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
		20～24歳	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
		25～29歳	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
		30～34歳	0.1	0.0	0.1	0.1	0.1
離別	15～19歳	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	
	20～24歳	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1	
	25～29歳	0.6	0.7	0.7	0.7	0.7	
	30～34歳	1.4	1.5	1.5	1.6	1.6	
女	未婚	15～19歳	99.3	99.1	99.1	99.1	99.2
		20～24歳	86.0	87.2	86.9	87.2	87.0
		25～29歳	40.4	47.1	48.2	47.5	47.9
		30～34歳	13.9	17.7	20.4	21.3	20.8
	有配偶	15～19歳	0.7	0.8	0.8	0.9	0.8
		20～24歳	13.6	12.3	12.6	12.3	12.5
		25～29歳	57.8	51.1	50.0	50.7	50.3
		30～34歳	82.9	79.1	76.3	75.4	75.9
	死別	15～19歳	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
		20～24歳	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
		25～29歳	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
		30～34歳	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2
離別	15～19歳	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0	
	20～24歳	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	
	25～29歳	1.6	1.7	1.7	1.7	1.7	
	30～34歳	2.9	3.0	3.1	3.1	3.1	

へと上昇を続ける。この上昇幅は男子の30～34歳よりも大きい。

12) 1990年の国勢調査結果から男子の25～29歳の未婚率を計算すると64.4%となる。ここでの値は1.1%を占める配偶関係不詳を比例配分したものである。

このように、男子では30代前半で、女子は20代後半と30代前半で未婚率の上昇が続くと見通される。ただし、これは最初に述べたように、全国人口推計の女子の初婚率設定に基づく結果であり、晩婚化や非婚化に対する見通しが異なれば、異なる結果となるという性格を有するものである。

IV 有配偶男子の家族類型別・将来世帯主率の設定

1. 男女別・配偶関係別・家族類型別の世帯主率の設定方法

以上で推計した男女5歳階級別の配偶関係別人口割合を全国人口推計に乗ずることによって、将来の男女5歳階級別・配偶関係別人口が得られる。次に必要となるのは、これに対応する世帯主率、すなわち、男女5歳階級別・配偶関係別・家族類型別世帯主率である。この1990年の値は表1に示した通りであり、値の存在しない未婚、死別、離別の「夫婦のみの世帯」を除く26類型（年齢4区分を加えると104の組み合わせ）が存在する。それぞれについて2010年までの将来値を設定するのは相当に複雑な作業であるが、世帯主数の絶対数が多いのは、表3に示したように、男子の未婚の「単独世帯」、男子の有配偶の「夫婦のみの世帯」と「親と子供から成る世帯」、女子の未婚の「単独世帯」の4類型に過ぎない。これら以外については、1975年から1990年の過去4時点の傾向から、修正指数曲線で延長するか、1990年値あるいは過去何時点かの平均値を固定して延長するかを選択した。いずれにしても将来世帯数に大きな相違をもたらすものではない。4類型のうち男女の未婚の「単独世帯」の世帯主率は安定した傾向を有しているため、男子については傾向延長を、女子については固定による延長を選択した。

残る有配偶男子の「夫婦のみの世帯」と「親と子供から成る世帯」の世帯主率はともに近年の変動が大きい。まず、有配偶男子の世帯主率（全家族類型）自体が大きく変動しており、例えば30～34歳についてみると、1975年の83.6%から1985年の78.2%まで低下したのち、1990年には79.6%へと上昇に転じた。また、家族類型別にみると、「夫婦のみの世帯」の世帯主率は1975年の8.3%から1990年の14.2%まで上昇を続けており、一方、「親と子供から成る世帯」の世帯主率は同期間に63.1%から57.3%へと低下し続けている（表6）。以下では、こうした変動の大きい有配偶男子の世帯主率の将来推計の方法を検討する。最初に全家族類型の世帯主率についてみた上で、家族類型別の世帯主率について検討を加える。

2. 有配偶男子の将来世帯主率の推計

有配偶男子の将来世帯主率の推計については全面的に廣嶋の研究成果によっている¹³⁾、廣嶋は、有

表3 家族類型別の将来世帯主率の設定方法（15～34歳）

性 配偶関係	家族類型	単独世帯	夫婦のみの世帯	親と子供から成る世帯	その他の一般世帯
	男	未婚	傾向延長		傾向延長
有配偶		固定	人口モデル	人口モデル	人口モデル
死別		固定		傾向延長	固定
離別		傾向延長		傾向延長	傾向延長
女	未婚	固定		固定	固定
	有配偶	固定	固定	固定	固定
	死別	固定		傾向延長	固定
	離別	傾向延長		傾向延長	固定

注：□ 絶対数の多い類型
 人口モデル 有配偶無子の女性割合および親子同居モデルによる世帯主率の設定
 傾向延長 修正指数曲線による1985～90年の延長
 固定 1990年値あるいは過去の平均値で固定

13) 廣嶋による親子同居の人口学的研究の成果はいくつもの論文に示されているが、一つの集大成的論文として以下のものがある。

廣嶋清志、「若年有配偶男子の世帯形成動向：過去と将来」、『人口学研究』、第16号、1993年5月、pp.1～16

配偶男子を親との同居・非同居に分け、同居の世帯主率と非同居の世帯主率とから有配偶男子の世帯主率が構成されるというモデルを提示している。このモデルのポイントは、同居率が同居可能率と同居実現率の積によって表現でき、一方の同居可能率は兄弟数（子供数）と親の寿命という人口学的変数によって決定され、他方の同居実現率は人々の選択によって決定されることを明示したことにあ
る。1975年から1985年の間、20～24歳、25～29歳、30～34歳の有配偶男子の世帯主率が持続的に低下し、1990年にかけて一転して上昇した現象は、このモデルによって同居可能率の頭打ちと同居実現率の一貫した低下から説明され、1985年を境に同居志向に変化が生じたのではないことが明らかにされた。

2000年までの有配偶男子の世帯主率の将来推計は、既に廣嶋¹⁴⁾によって行なわれているが、ここでは各変数の推計を若干見直すとともに、2010年まで推計を延長する。なお、有配偶男子の絶対数が極めて少ない15～19歳は、この方法による推計からは除外した。

詳しい方法は廣嶋¹⁵⁾を参照されたいが、まず同居率の1990年までの実績値は国勢調査から得る。同居可能率は過去から将来にかけてモデルから算出される。1990年までの同居実現率は、同居率を同居可能率で除して求められる。この値は表4に示したように単調減少であり、これを延長して将来の同居実現率を求める。この時用いる関数は1985年から1990年の変化率を定数とする指数関数である。ただし、20～24歳に関してのみ、廣嶋の方法に修正を加えた。すなわち、この年齢層は1985年以前の傾向と比較して1985年から1990年の変化が大きいため、85～90年の変化率を用いると過小な結果と

表4 有配偶男子の将来世帯主率の推計結果

(単位：%)

区分・年齢		年							
		1975年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年
同居 実現率	20～24歳	34.5	29.9	29.3	22.8	21.0	18.5	16.3	14.4
	25～29歳	48.9	42.2	34.4	25.1	18.3	13.4	9.8	7.1
	30～34歳	52.6	50.5	44.2	33.7	25.7	19.6	14.9	11.4
同居 可能率	20～24歳	66.9	81.3	89.4	92.8	92.0	92.0	92.0	92.0
	25～29歳	56.4	66.9	81.3	89.4	92.0	92.0	92.0	92.0
	30～34歳	52.3	57.8	67.7	80.4	88.7	92.0	92.0	92.0
同居 率	20～24歳	23.1	24.8	26.2	21.2	19.3	17.0	15.0	13.2
	25～29歳	27.6	28.2	28.0	22.4	16.8	12.3	9.0	6.5
	30～34歳	27.5	29.2	29.9	27.1	22.8	18.0	13.7	10.5
同居 世帯主率	20～24歳	13.1	11.7	3.0	6.6	5.4	4.5	3.7	3.1
	25～29歳	21.8	19.1	15.5	15.0	14.5	14.0	13.6	13.2
	30～34歳	42.2	34.1	29.0	26.2	23.7	21.4	19.3	17.5
非同居 世帯主率	20～24歳	97.7	97.7	98.1	98.2	98.2	98.2	98.2	98.2
	25～29歳	99.1	99.1	99.4	99.1	99.1	99.1	99.1	99.1
	30～34歳	99.3	99.3	99.4	99.4	99.4	99.4	99.4	99.4
世帯主率	20～24歳	78.2	76.8	74.5	78.5	80.3	82.2	84.0	85.6
	25～29歳	77.8	76.6	75.9	80.3	84.8	88.6	91.4	93.5
	30～34歳	83.6	80.2	78.3	79.6	82.1	85.3	88.4	90.8

14) 前掲13)

15) 前掲13)

なるおそれがあることから、1975年から1990年の傾向を指数関数で回帰し、将来に延長した。これらの将来の同居実現率と同居可能率から、将来の同居率が計算され、20～24歳、25～29歳、30～34歳のいずれの年齢でも2010年にかけて同居率は低下すると見通される。これは、将来の同居可能率が頭打ちとなるため、同居実現率の低下がそのまま同居率に反映されることになるからである。

同居の世帯主率は、廣嶋による2000年までの推計をそのまま延長した、具体的には、近年の低下傾向をやはり85～90年の変化率を定数とする指数関数で延長する。一方、非同居世帯の世帯主率は、ほぼ100%に近いため、1990年の値をそのまま延長する。

将来の世帯主率 h は、以下のように、これらの演算から求められる。

$$h = ch_c - (1-c)h_n \quad (10)$$

ここで、 c は同居率、 h_c は同居の世帯主率、 h_n は非同居の世帯主率である。結果は表4に示したように、3つの年齢階層とも2010年にかけて上昇を続けるというものである。

3. 有配偶男子の家族類型別・将来世帯主率の推計

上述したように、近年の晩婚化、晩産化、少産化の傾向は、「夫婦のみの世帯」の世帯主率の上昇という結果となって現われている。こうした変化の将来の傾向を見通すために、以下のような方法をとった。

(1) 女子の年齢別・有配偶無子率の推計

34歳までの「夫婦のみの世帯」は、結婚し、まだ第1子が生まれていない夫婦のうち、夫婦のみで世帯を形成しているケースとみてよい。これを推計する第1ステップとして、女子の年齢別の有配偶無子の比率を求めよう。この方法は基本的に未婚率を求める方法と同様である。すなわち、全国人口推計データから得られる将来の女子の年齢別第1子出生率をもとにコーホート別累積第1子出生率を求め、これを1から引くことによって年齢別の無子率を得る。次に、無子率から未婚率を引き、さらにこの既婚無子率から死別および離別分をとりさり、有配偶無子率とする。 x 歳 t 年の第1子出生率を $ffr(x, t)$ とすると、無子率 $ncl(x, t)$ は以下のように表現できる。

$$ncl(x, t) = 1 - \{ffr(x, t) + ffr(x-1, t-1) + \dots + ffr(15, t-x+15)\} \quad (11)$$

これと(3)式、(4)式で得られた有配偶率、未婚率を用いて、有配偶無子率 $mcl(x, t)$ は、

$$mcl(x, t) = \frac{\{ncl(x, t) - nm(x, t)\}m(x, t)}{1 - nm(x, t)} \quad (12)$$

で求められる。

具体的には、配偶関係別人口割合の場合と同様に、10月1日時点における過去1年間の第1子出生率、すなわち修正第1子出生率への組み替えを行なうといったプロセスをとり、最終的に上記の式によって女子の年齢各歳別有配偶無子率を求め、さらに将来の女子人口も用いて5歳階級別の割合を求める。1990年の国勢調査から、子供のいない夫婦を含む家族類型に属する有配偶女子の割合を求めて推計値と比較すると、20～24歳で10%程度の比較的大きな乖離が生じている他は極めてよく合っている(表5)。1990年の24歳人口の多くは丙午生まれの人口であり、このことが20～24歳の乖離に何らかの影響を与えていると考えられる。配偶関係別人口割合の場合には、各歳別の実績値が得られたため、1990年の実績値と推計値の乖離から補正率を設定し、1991年以降の推計値を補正したが、有配偶無子率の場合には、各歳別の実績値がないため補正は行わない。結果は表5に示した通りであり、有配偶女子人口に占める無子の割合は、15～19歳でやや低下する以外は20～24歳、25～29歳、30～34歳のいずれにおいても上昇する。特に、30～34歳では1990年の10.9%から2000年の20.1%へと急速

表5 有配偶無子の女子率と夫婦のみの世帯の男子世帯主率

(単位：%)

分類	年齢	年	実績値					推 計 値				
			1990年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年				
有配偶無子の女子率	15～19歳		50.4	49.4	50.4	48.4	47.7	47.3				
	20～24歳		45.0	40.5	43.7	45.4	45.9	46.1				
	25～29歳		29.0	29.0	34.3	36.6	36.7	36.9				
	30～34歳		10.9	10.4	16.5	20.1	20.6	20.5				
有配偶無子の女子の夫婦のみの世帯帰属率	15～19歳		83.0		87.5	90.1	92.2	93.9				
	20～24歳		79.4		84.9	88.1	90.6	92.6				
	25～29歳		81.1		86.9	89.9	92.3	94.2				
	30～34歳		78.8		80.6	82.2	83.6	84.9				
有配偶無子で夫婦のみの世帯に帰属する女子率	15～19歳		41.8		44.1	43.6	44.0	44.4				
	20～24歳		35.7		37.1	40.0	41.6	42.7				
	25～29歳		23.5		29.8	32.9	33.9	34.8				
	30～34歳		8.6		13.3	16.6	17.2	17.4				
有配偶無子で夫婦のみの世帯の男子世帯主率	15～19歳		31.8		32.9	34.0	34.4	34.8				
	20～24歳		34.5		36.4	38.2	39.9	41.0				
	25～29歳		29.8		35.0	37.8	38.8	39.6				
	30～34歳		14.2		18.3	22.8	26.4	28.7				

に上昇すると見通される。

(2) 男子の「夫婦のみの世帯」の世帯主率の推計

女子の5歳階級別の有配偶無子率から男子の5歳階級別の「夫婦のみの世帯」の世帯主率の推計を行なう手順は以下のようなものである。

まず有配偶無子の女子のうち「夫婦のみの世帯」に属する割合を過去の傾向から将来に延長する。具体的には1985年から1990年の変化率を定数とする指数曲線を用いて表5に示した値を得た。次に、有配偶無子の女子率と「夫婦のみの世帯」への所属率を掛け合わせて、有配偶無子で「夫婦のみの世帯」に属する女子率を計算した。さらに、これを男子の「夫婦のみの世帯」の世帯主率へ変換する一次式を1980年から1990年のデータの直線回帰によって求めた。

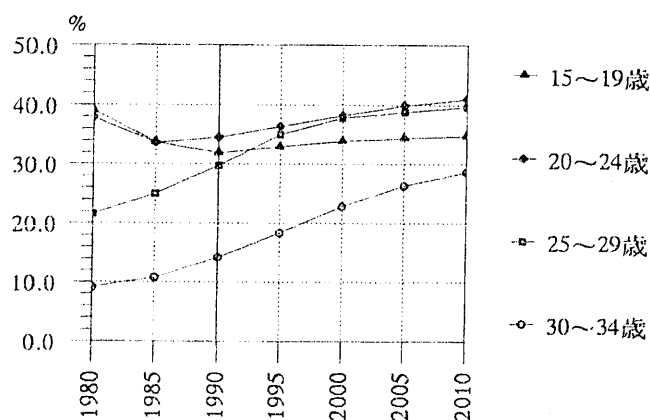
決定係数は15～19歳が0.94、25～29歳が1.00、30～34歳が1.00と3時点の分布が直線に乗ったが、20～24歳だけは無相関となったため、1985年と1990年の関係を延長した。

結果は表5および図6に示したようになっており、有配偶男子に貞める「夫婦のみの世帯」の世帯主率はどの年齢階級でも上昇しているが、女子の場合と同様に、30～34歳において1990年の14.2%から2010年の28.7%へと約2倍に跳ね上がる急激な上昇が見通される。

(3) 有配偶男子の家族類型別・将来世帯主率の推計

親子同居モデルから導いた有配偶男子の将来世帯主率と有配偶男子の「夫婦のみの世帯」の世帯主率から、有配偶男子の家族類型別の世帯主率を求める。まず、「単独世帯」と「その他の一般世帯」の

図6 有配偶男子の夫婦のみの世帯主率の推計結果



将来値を設定する。「単独世帯」の世帯主率は、過去の変動が不規則な場合には過去の平均値で、また安定している場合には1990年値で固定して将来に延長する。「その他の一般世帯」については低下傾向が続いているため、1985年から1990年の変化率を定数とする指数曲線で延長した。

親子同居モデルから有配偶男子の世帯主率が求められている20～24歳、25～29歳、30～34歳については、これから「夫婦のみの世帯」「単独世帯」「その他の一般世帯」の世帯主率を引いて「親と子供から成る世帯」の世帯主率を求めた。また、15～19歳については「親と子供から成る世帯」の世帯主率を1990年値で固定して延長し、他の家族類型の世帯主率と合計して有配偶男子の世帯主率を求めた。

これらを整理したものが表6である。20～34歳の3つの年齢階級における「親と子供から成る世帯」の世帯主率は、世帯主率全体から「夫婦のみの世帯」の世帯主率を引くことによって、ほぼ求まる形になっているが、結果をみると20～24歳及び25～29歳では1980年以降あるいは1985年以降の緩やかな上昇が2010年まで続くという結果となっており、また30～34歳では1980年以降の低下傾向が2000年まで続き、その後は横這いとなるという結果になっている。つまり、親子同居が減少する結果として高まる若年有配偶男子の世帯主率の上昇は、ほとんどが「夫婦のみの世帯」の世帯主率の上昇となって現われ、「親と子供から成る世帯」の傾向に大きな変化をもたらさないという結果が得られたということである。

表6 有配偶男子の家族類型別・将来世帯主率の推計結果

(単位：%)

家族類型	年 年齢	年							
		1975年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年
総数	15～19歳	59.8	73.7	67.0	68.9	66.4	67.1	67.2	67.4
	20～24歳	78.2	76.8	74.5	78.5	80.3	82.2	84.0	85.6
	25～29歳	77.8	76.6	75.9	80.3	84.8	88.6	91.4	93.5
	30～34歳	83.6	80.2	78.3	79.6	82.1	85.3	88.4	90.8
夫婦のみの世帯	15～19歳	38.6	38.9	33.7	31.8	32.9	34.0	34.4	34.8
	20～24歳	39.3	37.8	33.6	34.5	36.4	38.2	39.9	41.0
	25～29歳	21.6	21.5	24.9	29.8	35.0	37.8	38.8	39.6
	30～34歳	8.3	9.1	10.7	14.2	18.3	22.8	26.4	28.7
親と子供から成る世帯	15～19歳	10.3	12.3	19.8	18.3	18.3	18.3	18.3	18.3
	20～24歳	34.0	32.5	36.1	38.9	39.4	39.8	40.2	40.9
	25～29歳	49.4	48.6	45.7	45.9	46.0	47.5	49.8	51.4
	30～34歳	63.1	60.5	58.0	57.3	57.0	56.8	57.2	58.0
単独世帯	15～19歳	9.1	19.4	10.4	16.8	13.9	13.9	13.9	13.9
	20～24歳	1.6	3.3	1.9	2.7	2.4	2.4	2.4	2.4
	25～29歳	0.6	0.9	0.8	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0
	30～34歳	0.5	0.7	0.8	0.9	0.9	0.9	0.9	0.9
その他の一般世帯	15～19歳	1.9	3.1	2.9	2.0	1.3	0.9	0.6	0.4
	20～24歳	3.3	3.2	2.8	2.4	2.1	1.9	1.6	1.4
	25～29歳	6.2	5.5	4.5	3.6	2.9	2.3	1.8	1.5
	30～34歳	11.7	10.0	8.7	7.2	5.9	4.8	3.9	3.2

V 15～34歳の配偶関係別・家族類型別の将来世帯数

第Ⅲ章及び第Ⅳ章で得られた男女5歳階級別の配偶関係別人口割合と配偶関係別・家族類型別世帯主率、さらに全国人口推計から、(1)式によって男女5歳階級別・家族類型別の将来世帯数を推計した結果が表7である。

世帯数は、第2次ベビーブーム世代に当たる1990年の15～19歳コーホートが、「その他の一般世帯」を除く全家族類型で、それぞれピークを形成しつつ推移する。世帯主率をみると、男子全体では、20～24歳で緩やかな低下傾向を示すが、25～29歳では1990年の51.9%から2010年の56.2%へ、30～34歳では66.0%から70.5%へと、ともに4ポイント強上昇する。男子世帯主について家族類型別にみると、「夫婦のみの世帯」の世帯主率は25～29歳、30～34歳においてともに上昇するが、特に30～34歳での上昇が大きい。これは晩婚化・晩産化による有配偶の「夫婦のみの世帯」主率が有配偶率の低下を大きく上回るためである。「親と子供から成る世帯」の世帯主率は25～29歳では上昇、30～34歳では逆に低下する。前者は、25～29歳における親子非同居傾向の進行から有配偶の当該世帯主率が上昇し、有配偶率の低下を上回るためであり、後者は有配偶率の低下の影響をより大きく受けるためである。「単独世帯」の世帯主率は20～24歳で低下、25～29歳、30～34歳では上昇する。20～24歳での低下は未婚の「単独世帯」主率の設定がそのまま現れたものであり、大都市圏生まれの割合の上昇によって進学等に伴う単独世帯化傾向が弱まるためであると考えられる。25～29歳、30～34歳での上昇、特に30～34歳での上昇は未婚率の上昇に伴うものである。女子の「単独世帯」においても25～29歳、30～34歳での上昇がみられるが、これも未婚率の上昇に伴うものである。

図7および図8に35歳以上の推計結果も含む家族類型別の世帯主率を示した。男子の場合、34歳以下では「夫婦のみの世帯」の30～34歳の世帯主率の上昇が最も特徴的である。35歳以上も含めた全体の変化でみると、やはり大きいのは高齢層の変化であり、「夫婦のみの世帯」および「単独世帯」での世帯主率の上昇と「その他の一般世帯」での低下が顕著である。また、女子では高齢の「単独世帯」の世帯主率の上昇が特徴となっている。

VI まとめ

本研究は全国世帯数推計に向けた推計手法開発のために行なわれたものである。その1で報告したように、家族類型別純遷移率のアイデアが先にあり、研究を進めていく過程で純遷移率が不安定な34歳以下をどのように推計するかが課題として浮かびあがってきた。純遷移率法は地域人口推計に用いるコーホート要因法と同様の考え方のモデルであり、したがって人口推計において出生を別途推計する必要があるのと同様に15～19歳の世帯数を別途推計する必要がある。もともと、この部分を世帯主率法で対応しようとしていたことから、世帯主率法による推計の対象を34歳まで拡大することが検討された。

34歳以下の純遷移率が不安定な原因は、近年の晩婚化とそれに伴う晩産化の進行によって世帯形成プロセスに変化が生じているためであるとの認識から、世帯主率法の中でも、配偶関係別人口割合の推計をベースとする配偶関係別世帯主率法を採用することとした。全国人口推計の推計過程において女子の年齢別初婚率が計算されており、将来の女子の配偶関係別人口割合を導く条件が整っていたこともこの手法を採用した理由の一つである。男子の初婚数等は初婚行列等を用いて女子の将来初婚数等から変換したが、34歳以下のみを対象としたため、全年齢を対象とした際に生ずる可能性がある男女の初婚数の不一致等の問題を回避することができ、男子の配偶関係別人口割合の推計も円滑に行な

表7 世帯主の男女5歳階級別・家族類型別の将来世帯数及び世帯主率

(単位：世帯，%)

性・ 家族類型・年齢		区分・年	世 帯 数					世 帯 主 率				
			1990年	1995年	2000年	2005年	2010年	1990年	1995年	2000年	2005年	2010年
男	夫 婦 のみの 世 帯	15～19歳	4	3	2	2	2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
		20～24歳	96	111	104	94	84	2.1	2.2	2.4	2.5	2.6
		25～29歳	411	510	628	555	497	10.0	11.4	12.2	12.7	13.0
		30～34歳	363	483	657	825	764	9.2	11.8	14.6	16.1	17.5
		総 数										
	親と子 供から 成る 世 帯	15～19歳	3	2	2	2	1	0.1	0.0	0.0	0.0	0.0
		20～24歳	119	130	114	98	86	2.6	2.5	2.6	2.6	2.6
		25～29歳	674	704	819	732	659	16.4	15.7	16.0	16.8	17.3
		30～34歳	1,530	1,559	1,686	1,843	1,586	38.8	38.1	37.5	36.0	36.3
		総 数										
	単 独 世 帯	15～19歳	381	311	270	233	220	7.4	7.1	7.1	7.0	7.0
		20～24歳	1,293	1,445	1,203	1,034	882	28.8	28.2	27.6	27.1	26.7
		25～29歳	955	1,081	1,249	1,071	944	23.3	24.0	24.4	24.5	24.7
		30～34歳	502	535	594	728	620	12.7	13.1	13.2	14.2	14.2
		総 数										
	その他 の一般 世 帯	15～19歳	6	4	4	3	3	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
		20～24歳	48	53	44	38	32	1.1	1.0	1.0	1.0	1.0
		25～29歳	88	82	80	59	45	2.1	1.8	1.6	1.4	1.2
		30～34歳	207	177	161	148	105	5.3	4.3	3.6	2.9	2.4
		総 数										
女	夫 婦 のみの 世 帯	15～19歳	0	0	0	0	0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
		20～24歳	2	3	3	3	2	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
		25～29歳	3	4	5	4	4	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
		30～34歳	2	3	3	3	3	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
		総 数										
	親と子 供から 成る 世 帯	15～19歳	1	1	0	0	0	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
		20～24歳	13	15	13	11	10	0.3	0.3	0.3	0.3	0.3
		25～29歳	48	53	61	54	48	1.2	1.2	1.3	1.3	1.3
		30～34歳	93	97	106	120	103	2.4	2.4	2.5	2.5	2.5
		総 数										
	単 独 世 帯	15～19歳	243	207	181	157	148	5.0	5.0	5.0	5.0	5.0
		20～24歳	653	744	630	553	478	15.0	15.3	15.2	15.3	15.2
		25～29歳	332	413	473	396	350	8.3	9.5	9.7	9.6	9.7
		30～34歳	168	211	261	304	253	4.3	5.3	6.0	6.3	6.1
		総 数										
	その他 の一般 世 帯	15～19歳	5	3	3	2	1	0.1	0.1	0.1	0.1	0.1
		20～24歳	43	48	40	34	29	1.0	1.0	1.0	0.9	0.9
		25～29歳	30	34	35	27	22	0.8	0.8	0.7	0.7	0.6
		30～34歳	16	17	18	19	14	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4
		総 数										
総 数	15～19歳	248	211	184	159	149	5.1	5.1	5.1	5.1	5.0	
	20～24歳	712	810	686	601	519	16.4	16.6	16.6	16.6	16.5	
	25～29歳	414	504	574	481	424	10.4	11.6	11.8	11.6	11.7	
	30～34歳	279	328	388	446	373	7.2	8.2	9.0	9.2	9.0	
	総 数											

図7 世帯の家族類型別・年齢5歳階級別・男子世帯主率の推移（1970～2010年）

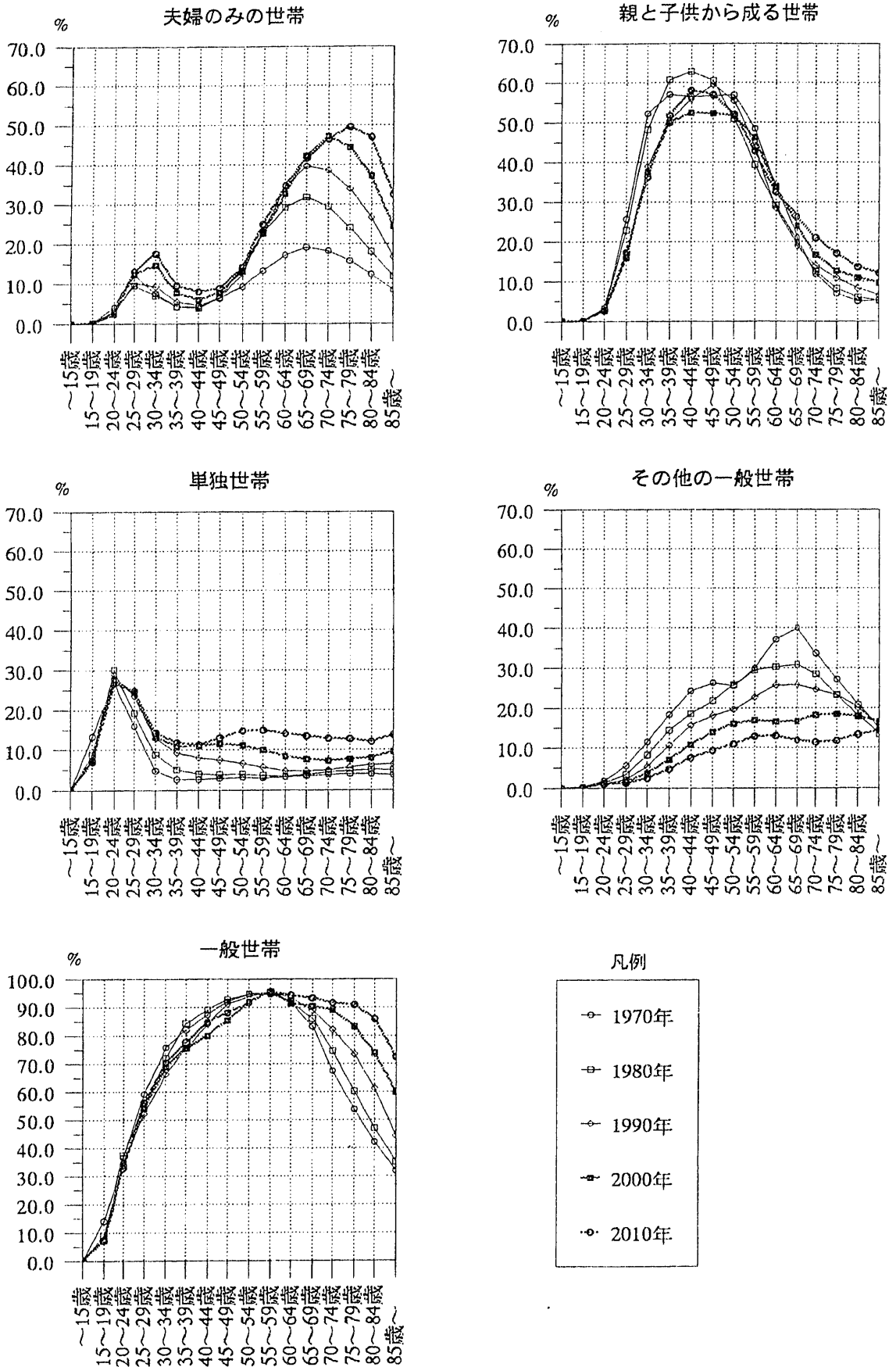
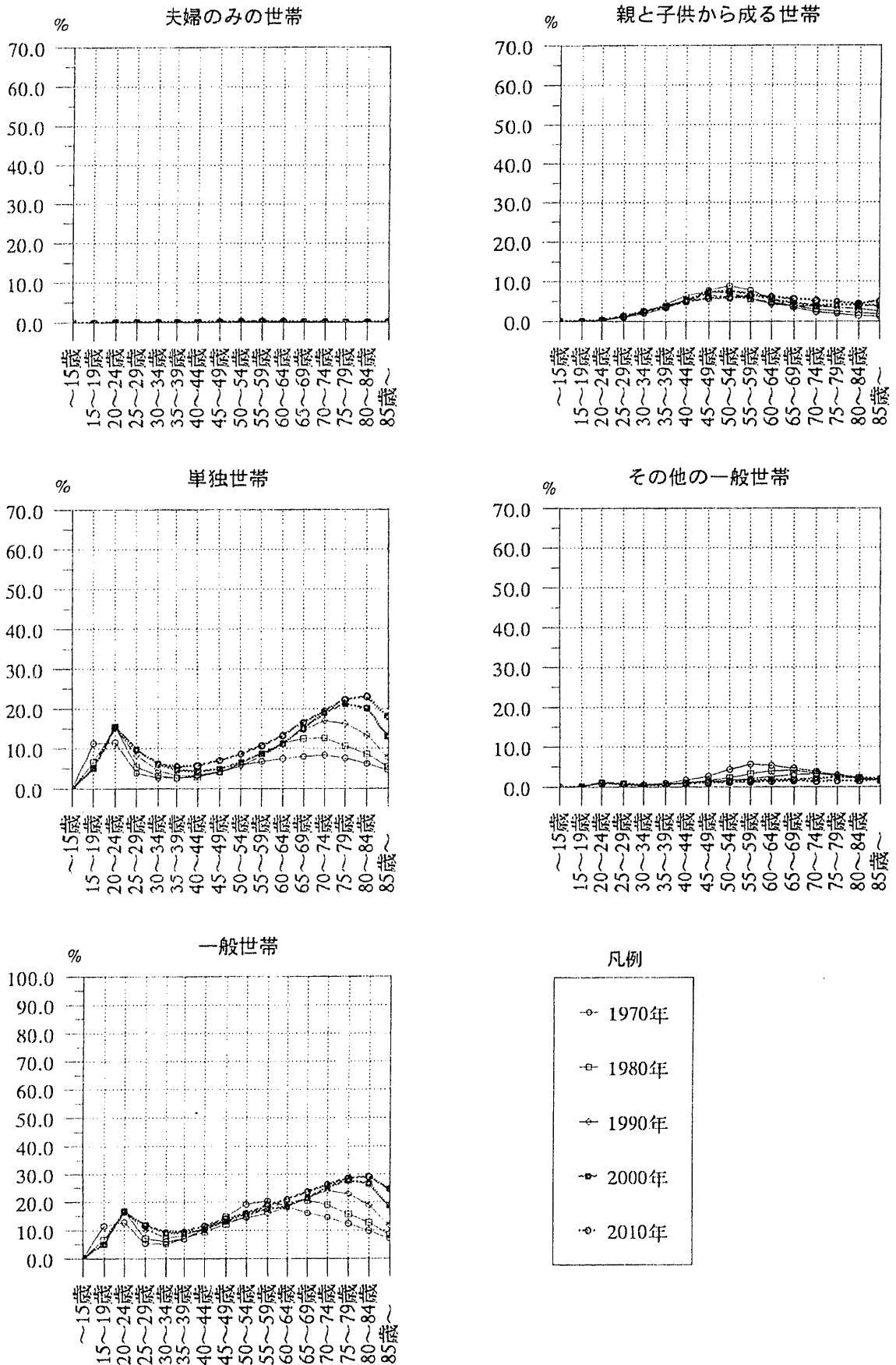


図8 世帯の家族類型別・年齢5歳階級別・女子世帯主率の推移（1970～2010年）



えた。また、年齢が高くなるにつれて増加する離別や死別による配偶関係別人口割合の精度低下も避けることができた。このようにして、全国人口推計とリンクした将来の配偶関係別人口割合を導き、世帯形成期における未婚率の上昇や有配偶率の低下を定量的に明らかにしたことが本研究の特徴の一つである。この過程において、いくつかの今後の課題が残された。第一は将来の初婚行列の推計であり、女子の年齢別の初婚率に基づいて男子の初婚率を推計しようとするならば、晩婚化やコーホート規模の変化が初婚年齢の組み合わせにどのような変化をもたらすのかを見通す研究が不可欠となる。第二は将来の女子の年齢別の離婚率や再婚率の推計であり、離婚や再婚の増加が見込まれる今後においては、これらの将来推計が必要となる。

世帯主率の設定についてみると、前回の世帯推計¹⁶⁾では配偶関係別人口から世帯主数を推計し、これを家族類型別割合で分割するという方法を採用したが、今回は家族類型別世帯主率を用いた。これは、対象年齢が限定されており、さらにそれが34歳以下であることから、死別や離別の世帯主率が極めて小さく、設定あるいは推計の必要な世帯主率の種類が結果的に限定されるためである。限定的な世帯主率の中でも、有配偶男子の世帯主率が今後どのように変化し、それが「夫婦のみの世帯」と「親と子供から成る世帯」にどう分かれるかに重点を置いて検討した。その結果、親子同居モデルの利用による有配偶世帯主率の導出と女子の有配偶無子率に基づく「夫婦のみの世帯」の世帯主率の導出によって、30～34歳の「夫婦のみの世帯」の世帯主率の顕著な上昇が見込まれること、しかし、親子非同居傾向の進展によって「親と子供から成る世帯」の世帯主率は低下しないと見通せることなどが明らかになった。この過程での課題は、「夫婦のみの世帯」に属する女子の有配偶無子率を同世帯の男子の世帯主率に変換するプロセスの精度を高めることである。

以上のように、いくつかの課題が残されたものの、これまで研究されてきた出生モデルや親子同居モデルをベースに、配偶関係別人口割合と有配偶男子の家族類型別世帯主率を推計し、配偶関係別世帯主率法によって34歳以下の家族構造の変化を見通すという方法は、これまでの世帯主率法におけるパラメータの外挿や目標設定という方法と比較して、確度の高い結果を得られる可能性が高く、また外れたとしてもその要因がどこにあるのかを構造的に明らかにできる点で優位性をもっている。また、その1で提案した35歳以上での家族類型別純遷移率法の適用も、特に高齢層での家族構造の変化を見通す上で有効であることが既存のデータで確認されている。もちろん、今後の国勢調査によって実績値が明らかにされなければ本当の意味での評価はできないが、この二つを組み合わせた家族類型別純遷移率・世帯主率併用法は、世帯構造の変動メカニズムの分析を基礎とした新しい推計方法の提案としての意味を有するものと考えられる。ただし、世帯推計システム全体として改善が必要なのは、34歳以下での家族構造の変動が35歳以上の家族類型別純遷移率の構造的変動に影響するというプロセスを含んでいない点である。次回の推計においても本方法を採用するとすれば、手法改良の最大の課題はこの点にある。

16) 厚生省人口問題研究所(阿藤誠, 廣嶋清志, 伊藤達也, 山本千鶴子, 石川晃, 三田房美)

『わが国世帯数の将来推計(試算) - 昭和60年~100年 - (昭和62年10月推計)』, 研究資料第249号, 1987年11月

謝辞

本研究を進めるに際して、全国人口推計の出生率推計システムを担当された金子隆一国際人口研究室長から女子の将来初婚率、第1子出生率のデータ提供を受け、また配偶関係別人口割合の推計方法に関する有益な助言をいただいた。廣嶋清志人口政策研究部長からは親子同居率の将来推計の考え方に関してご教示を受けた。また、小島克久世帯構造研究室研究員には結婚行列の入力、過去の世帯主率の入力及び計算に関して協力をいただいた。深く謝意を表する次第である。

The Method for Projecting Households by Family Type
in Terms of Headship Cohort Change
—Part 2. Projecting Marital Status and Headship Rates
by Family Type in Household Formation Stage—

Moriyuki OE

This article is the part 2 of the study on the method for projecting households by family type. The part 1 was on modelling the transition process among different family types of households headed by over 35 years old, and on the method for projecting households by family type using the transition model. The part 2 focuses on the method for projecting households in the formation stage headed by under 34 years old. "Household Projections for Japan, October 1993" was calculated by the methods developed through this study.

We adopted headship rate method by marital status and family type, and the method itself is not new. The first point newly developed is that we projected the marital status by sex under 34 years old from 1995 through 2010 based on the age-specific first marriage rates of women used in "Population Projections for Japan, September 1992". Through this process, Household Projections was linked with Population Projections and reflected tendency of late marriage. The second point is that we foresaw the raise of the married male headship rates based on the Hiroshima's co-residence model and projected the married male headship rates by family type, especially those of married couple from the rates of married childless women based on the age-specific fertility rates of the first parity and the age-specific first marriage rates. The characteristics of this study is not extrapolating mechanically the parameters of headship rate method by marital status and family type, but rather developing the method to project them based on the marriage and fertility model and the co-residence model developed in the Institute of Population Problems.

Among projection outcomes, the proportion never married of male aged 30-34 goes up from 32.8 per cent to 37.3 per cent between 1990 and 2010, and the proportion never married of female aged 25-29 from 40.4 per cent to 47.1 per cent. Tendency of late marriage will continue to the beginning of the twenty-first century. On the other hand, the male headship rate of married couple aged 30-34 increases from 18.3 per cent in 1990 to 28.7 per cent in 2010 and this is the most remarkable change among all age groups and family types.

研究ノート

流行初期における HIV 感染者数の推定とコントロール戦略

稲 葉 寿

1. はじめに：HIV/AIDS 流行過程の一般的特性

エイズ（後天性免疫不全症候群：acquired immunodeficiency syndrome/AIDS）の流行は今日の世界の保健衛生上の最大の課題の一つであることは論をまたない。エイズはヒト免疫不全ウイルス（human immunodeficiency virus/HIV）の感染によって引き起こされると考えられている。1993年12月末現在、世界で85万人（累計）がAIDS患者と確認され、WHOの推計（1993年1月）によれば未確認を含めてAIDS患者は250万人、HIV感染者は1300万人におよぶとされている¹⁾。我国においてもエイズサーベイランス委員会報告によると1993年9月までに報告された累積AIDS患者数は601人、累積HIV感染者数は3029人となっており、感染者の対人口比は小さいながらその数は指数関数的に増大してきており、HIV流行の初期段階にあると考えられる。

HIVは一度感染すると生涯感染しており、有効な治療がなされなければ非常に高い確率でエイズに進展すると考えられている。この感染からエイズの発症に至る潜伏期間はこれまで知られている感染症に比べて極めて長期間であり、8年から10年におよぶ。しかもこの間、感染者の感染力（infectivity）は大きく変動すると考えられている。したがってAIDS患者数とHIV感染者数の間には大きなギャップが存在する。

これまでのところAIDSに対する有効な治療法は確立されておらず、一旦発症すれば極めて高い死亡率を示す。従ってその大規模な流行は感染集団の死亡率を上昇させ、長期的にはウイルスの侵入を受けた人口集団（host population）の人口学的構造（成長率、年齢構造等）に影響を及ぼすことになる。極端な場合には全体の人口成長率を押し下げること考えられ得る。一方、潜伏期間が人口学的に有意な程度に長いことは、HIVの拡散過程がhost populationの人口学的変動の影響を被るであろうことを意味している。すなわち長期的にみるとHIVの拡散過程とhost populationの人口変動過程は相互に影響を及ぼし合うことになり、いずれか一方の存在を無視することはできない²⁾。

HIVの感染経路は、(a) 同性間ないし異性間の性的接触、(b) 汚染血液および血液製剤による暴露、(c) 汚染された注射針・注射筒の共有、(d) 汚染された臓器および組織の移植、(e) 経胎盤および出産時の母から子への感染、にほぼ限られると考えられているが、感染リスクは感染経路やリスク・グループの行動如何によって異なる。また国や地域によってもHIV感染のパターン、主なりリスク要因は大きく異なっている。

上記の感染経路のなかでも異性間の性的接触による感染および母から子への垂直感染は、リスク集団が性的活動をおこなう人口すべてからなり、最も規模が大きいため今後の我国におけるエイズ拡散

1) 以下参照：橋本修二，福富和夫，森尾眞介，市川誠一，山本尚子，苗村光広，曾田研二，「HIV感染者数とAIDS患者数と将来推計」、『日本公衆衛生雑誌』，第40巻10号，1993年10月，pp.926-933。

2) エイズ流行の人口学的モデルについては以下を参照：United Nation and World Health Organization, *The AIDS epidemic and its demographic consequences* 1991.

過程において主要な位置を占めることになる。しかも性的接触のパターンは host population の年齢構造によって大きく異なることから、エイズの流行が拡大するにつれて、host population の人口学的発展 (demographic evolution) との間に強い相互作用が発生すると考えられる。この点もまた古典的な感染症流行のダイナミクスからエイズの力学をわかつポイントであると同時にその解析を困難にする大きな要因でもある。

以上のことから予想されるように、一般に感受性人口中における HIV 拡散の問題は複雑な非線形力学系として定式化され、その大域的挙動を解析することは困難である。しかしながら流行初期においては感染集団の規模は感受性人口に比べて十分小さい、disease-free steady state の近傍で線形化されたシステムを考慮すれば十分である。以下では線形化モデルに依拠して感染流行初期における感染者数、基本再生産比および成長モーメント等の推定問題を考察する。

2. 安定成長下での HIV 感染者数の推定

一般に HIV 感染者はその長い感染期間中に自覚症状が少ないため自発的な検査を受ける可能性は小さく、統計的に捕捉される確率は低い。感受性人口集団全成員に対する抗体検査ないし統計学的に有効なサンプル検査のようなシステムがない限り、その感染者数を直接測定することはできない³⁾。しかし一方で、ひとたび AIDS へと発展した場合には現在ではほぼ確実に AIDS 患者として認定記録されると期待してよいであろう。その場合でも HIV 感染者の感染時間分布と新規感染者の発生率がしられない限り感染者数を直接的に復元するのは困難である。こうした状況下で、その流行初期において AIDS 患者数の記録から潜在的な HIV 感染者数を、一定の仮定のもとで間接的に推定する問題を以下で考えよう⁴⁾。

今 $i(t, \tau)$ を時刻 t , 感染からの持続時間 τ の HIV 感染人口の密度関数とする。したがって t 時刻における HIV 感染者総数は

$$I(t) = \int_0^{\infty} i(t, \tau) d\tau. \quad (1)$$

自然死亡率を無視して、 $\gamma(\tau)$ を持続時間 τ において AIDS へ進展する推移強度 (瞬間的発症率) とすれば以下が成り立つ:

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial \tau} \right) i(t, \tau) = -\gamma(\tau) i(t, \tau), \quad (2)$$

$$i(t, 0) = b(t), \quad (3)$$

ここで $b(t)$ は HIV 感染者発生率 (新たに発生してくる単位時間あたりの感染者数) である。そこで以下を得る:

$$i(t, \tau) = b(t - \tau) l(\tau), \quad (4)$$

$$l(\tau) := \exp\left(-\int_0^{\tau} \gamma(\sigma) d\sigma\right). \quad (5)$$

3) HIV 感染の急激な拡大に直面しているタイでは全国抽出血清疫学調査がおこなわれ、感染者数の推定がなされている。以下参照: 大谷明, 「エイズ感染はなぜ拡大するか」, 『日本公衆衛生雑誌』, 第 39 巻 4 号, 1992 年 4 月, pp.193-195.

4) 以下で見るようにこれは死者の記録から全人口の規模を適及推定しようとする人口学的問題と全く形式的には同一である。ここでは推定問題の原理的側面を考察することが主目的であり、推計計算の実行が目標ではない。

ここで $l(\tau)$ は感染後 τ 時間を経て感染・未発症状態に残存している確率である⁵⁾。さらに $B(t)$ を t 時刻までの累積感染者数とすれば

$$B(t) = \int_{-\infty}^t b(\sigma) d\sigma. \quad (6)$$

時刻 t における AIDS 患者の単位時間あたりの新規発生数 $A(t)$ は以下で与えられる。

$$A(t) = \int_0^{\infty} \gamma(\tau) i(t, \tau) d\tau. \quad (7)$$

また AIDS 患者の累積発生数は

$$C(t) = \int_{-\infty}^t A(\sigma) d\sigma, \quad (8)$$

であり、以下が成り立っている。

$$B(t) = I(t) + C(t). \quad (9)$$

いま HIV 侵入の初期を想定し、新規感染者は指数関数的に増大していると仮定する：

$$b(t) = b_0 e^{rt}. \quad (10)$$

これは流行過程がその初期において線形システムで記述されると考えられることから、想定される持続的な成長モードとしては指数関数が最も支配的 (dominant) であると考えられるからである。このとき以下が成り立つ：

$$B(t) = \frac{b_0}{r} e^{rt}, \quad (11)$$

$$C(t) = \frac{b_0 e^{rt}}{r} \int_0^{\infty} e^{-r\sigma} l(\sigma) \gamma(\sigma) d\sigma, \quad (12)$$

$$I(t) = b_0 e^{rt} \int_0^{\infty} e^{-r\sigma} l(\sigma) d\sigma, \quad (13)$$

すなわち仮定 (10) のもとでは累積患者数は指数関数的に成長する。したがって AIDS 患者が 100% 捕捉されると仮定した場合、累積患者数記録が指数関数的成長を示さない限りこの仮定は採用できないことを注意しておこう。

(12)–(13) から以下を得る：

$$\frac{C(t)}{I(t)} = \frac{\kappa}{r}, \quad (14)$$

ここで

$$\kappa := \frac{\int_0^{\infty} e^{-r\sigma} l(\sigma) \gamma(\sigma) d\sigma}{\int_0^{\infty} e^{-r\sigma} l(\sigma) d\sigma}, \quad (15)$$

5) 以下では簡単のため、ある有限時間 ω で $l(\omega) = 0$ 、すなわち感染者は全て AIDS へ進展すると仮定しておく。したがって $F(\tau) = 1 - l(\tau)$ は incubation distribution を与える。以下参照：R. Brookmeyer and M. H. Gail, "A method for obtaining short-term projections and lower bounds on the size of the AIDS epidemic", *Journal of the American Statistical Association*, vol.83, No.402, 1988, pp.301-308.

であり, (4) と (10) から

$$\frac{\int_0^{\infty} e^{-r\sigma} l(\sigma) \gamma(\sigma) d\sigma}{\int_0^{\infty} e^{-r\sigma} l(\sigma) d\sigma} = \frac{\int_0^{\infty} i(t, \tau) \gamma(\tau) d\tau}{\int_0^{\infty} i(t, \tau) d\tau}, \quad (16)$$

とかけるから, κ は成長率 r での指数成長下での HIV 感染者集団から AIDS 患者が発生する率 (発症率) であり, 以下を得る.

$$\kappa = \frac{A(t)}{I(t)}. \quad (17)$$

以上から仮定 (10) の下では累積患者数 $C(t)$ または新規患者発生数 $A(t)$, 発症率 κ , 成長率 r がわかれば HIV 感染者数が推定されることになる. 一般に新規患者発生数は絶対値が小さく, 届出遅れや確率的ゆらぎによる影響を大きく受けるであろうから, (17) から $I(t)$ を求めるのは望ましくない. 累積患者数から成長率をもとめ, (14) によって感染者数を推定するほうが安定した結果を得られるであろう.

Example: 我国におけるエイズ予防法の施行 (1989年5月) 以降, 1993年11月までの凝固因子製剤⁶⁾ 以外の原因による AIDS 患者の累積数は 1989年5月からの経過年数を t 年とすると

$$C(t) \approx \exp(3.896 + 0.3568t), \quad (18)$$

によって極めて良く近似される (Fig.1). そこで成長率 $r=0.3568$ であるとしよう. 次に発症率 κ をもとめよう. 感染者としての平均寿命 (平均潜伏期間) e_0 は以下で与えられる:

$$e_0 := \int_0^{\infty} l(\tau) d\tau, \quad (19)$$

また発症に至る待機時間分布の確率密度関数 $\gamma(\tau)l(\tau)$ の標準偏差を σ とすれば

$$\sigma^2 = - \int_0^{\infty} (\tau - e_0)^2 \frac{d\gamma(\tau)l(\tau)}{d\tau} d\tau. \quad (20)$$

このとき $\gamma(\tau)l(\tau)$ は平均寿命の周囲に集中した分布であると想定すれば, 以下の近似式が成り立つことが知られている⁷⁾.

$$e_0 \approx \frac{1}{r} \left[\log \left(1 + \frac{r}{\kappa} \right) + \log \left(1 + \frac{r^2 \sigma^2}{2} \right) \right]. \quad (21)$$

したがって以下を得る:

6) 汚染された凝固因子製剤は HIV の初期流行における重要な感染源であったが現在では十分にコントロールされており, もはや新たな感染の要因とはならないと考えて, これを要因とする患者・感染者を推定の対象からはずした.

7) T. Hamada, S. Kanno and E. Kano, "Stationary stage structure of yeast population with stage dependent generation time", *J. theor. Biol.*, 1982,97, pp.393-414; 浜田哲夫, イーストの人口論, 地人書館 1984. および本稿の Appendix 参照.

$$\kappa \approx \frac{r \left(1 + \frac{r^2 \sigma^2}{2}\right)}{e^{r e_0} - \left(1 + \frac{r^2 \sigma^2}{2}\right)}. \quad (22)$$

$e_0=10$ とした場合, $0 \leq \sigma \leq 2$ であれば κ は高々 1% 程度である. もし $e_0=7$ とすれば 3 ないし 4% となり, 感染者としての寿命が短いほど発症率 κ はおおきくなる. また (22) から明らかに分散 σ^2 がおおきくなれば発症率 κ は増大する. (14) より HIV 感染者数は累積患者数の r/κ 倍であるから, $e_0=10$ (year) と仮定すると $\sigma=0$ (すべての感染者が感染後 10 年目に一斉に AIDS へ進展する場合) とした場合はほぼ 35 倍で, σ が増大するにつれ減少し, $\sigma=2$ で約 28 倍となることがわかる. したがってこの場合, 指数関数的成長の仮定のもとでは各時点において累積患者数の少なくとも 20 倍から 30 倍の感染者が存在すると考えられよう. 一方, $e_0=7$ とすれば $\sigma=0$ でもこの比率は高々 11 倍程度である⁸⁾. ただし以上の推定方法は発症確率密度 $l(\tau)$ $\gamma(\tau)$ の集中度が低い場合には近似式 (21) の精度が落ちるために妥当性を喪うことに注意しなければならない. 生残率 $l(\tau)$ に関するより正確な情報が得られれば近似式に頼る必要はなく, (15) を直接計算すれば良い.

以上からわかるように一般に発症率は感染者の感染期間の長さとその分散に鋭敏に反応すると考えられるから, 感染者としての生残率曲線 $l(\tau)$ (あるいは incubation distribution $F(\tau)=1-l(\tau)$) の推定は患者の背後に潜在する感染者プールの規模を推定する際に決定的に重要である.

3. 基本再生産比 R_0 の推定

AIDS 患者はリスク行為をおこなわず, HIV 感染者は AIDS へ進展しない限りリスク行為を中断しないと仮定する. このとき新規感染者は感染者から HIV を伝達されることで発生する. そこで感染時間 τ の感染者が二次感染者を再生産する率を $\beta(\tau)$ とすれば,

$$b(t) = \int_0^\infty \beta(\tau) i(t, \tau) d\tau. \quad (23)$$

したがって以下の再生方程式 (ロトカの積分方程式) を得る:

$$b(t) = \int_0^\infty \beta(\sigma) l(\sigma) b(t-\sigma) d\sigma. \quad (24)$$

すなわち $\beta(\tau)$ は人口学における年齢別出生率に相当するものであり, これを導入することで HIV 感染者人口に対する安定人口モデル⁹⁾ を考えたことになる. そこで成長率 r は以下 (ロトカの特性方程式) を満たすはずである¹⁰⁾:

$$1 = \int_0^\infty e^{-r\tau} \beta(\tau) l(\tau) d\tau. \quad (25)$$

8) $B(t)=I(t)+C(t)$ であり, $I(t)$ に比べて $C(t)$ は小さいから, 累積 HIV 感染者数も HIV 感染者数とほぼ同数と考えて良いことがわかる.

9) 安定人口理論については以下を参照: J. H. Pollard, *Mathematical Models for the Growth of Human Populations*, Cambridge University Press, 1973.; Nathan Keyfitz, *Introduction to the Mathematics of Populations*, Addison-Wesley, 1977; Nathan Keyfitz, *Applied Mathematical Demography*, 2nd Edition, Springer-Verlag, 1985.

10) ロトカの特性方程式はその非負な積分核が有限な区間上だけで正值である場合, 無数の複素根を持ち得るが, 実根は唯一つであり支配的である (複素根の実部はこの実根より小さい). このとき実根 r による指数関数的成長 $b(t)=b_0 e^{rt}$ はロトカの積分方程式の解として与えられる成長軌道としては唯一の持続可能 (persistent) なものであり, 他の成長モードは過渡的なものにすぎない. この意味で再生産構造 (23) を導入した場合, 観測された成長率は安定人口成長率に他ならないことがわかる.

純再生産関数を $\phi(\tau) := \beta(\tau)l(\tau)$ と定義すれば、基本再生産比 (basic reproduction ratio) R_0 は以下で与えられる:

$$R_0 = \int_0^{\infty} \phi(\tau) d\tau. \quad (26)$$

R_0 は一人の感染者がその全潜伏期間において再生産する二次感染者の期待数と解釈される¹¹⁾. したがって $R_0 > 1$ であれば感染者数は拡大再生産され ($r > 0$) 流行がおこるが, $R_0 < 1$ であれば流行は自然消滅することになる ($r < 0$). すなわち R_0 は流行が拡大するか否かの閾値条件 (threshold condition) を与える.

我々は HIV 感染の $\phi(\tau)$ の形態については極めて乏しい情報しかない. 例えば性的接触による感染においては, $\beta(\tau)$ は感染時間 τ における一回の性交あたりの HIV の伝達確率 $h(\tau)$ と単位時間あたりの感受性パートナーとの性交頻度 $c(\tau)$ の積として与えられよう. すなわち

$$R_0 = \int_0^{\infty} c(\tau)h(\tau)l(\tau)d\tau. \quad (27)$$

伝達確率 $h(\tau)$ は感染時間に依存して変化すると考えられているが, その平均値を \bar{h} とし, 性交頻度は一定と仮定すれば

$$R_0 = \bar{c}e_0. \quad (28)$$

したがって $(\bar{c}e_0)^{-1}$ が性交頻度の閾値を与えることになろう¹²⁾. また母子感染では出産確率と一回の出産において垂直感染が発生する確率の積になるであろう. すなわち一般に感染経路によって β は大きく異なっているはずであり, ここで考察しているような集計された平均量としての β の形態は特定しがたい.

そこで以下では ϕ の形状について二つの極端な仮定のもとで R_0 を計算してみよう.

$$\Phi(\tau) := \frac{\phi(\tau)}{R_0}, \quad (29)$$

とすれば

$$\int_0^{\infty} \Phi(\tau) d\tau = 1, \quad (30)$$

であり, Φ は標準化された純再生産関数である. このとき

$$R_0 = \frac{1}{\int_0^{\infty} e^{-r\tau} \Phi(\tau) d\tau}. \quad (31)$$

以下の 2 ケース, 一様分布 (潜伏期間を 10 年間とする) と指数分布を考えよう.

11) 数理疫学における R_0 についての包括的議論は以下を参照: O. Diekmann, J. A. P. Heesterbeek, J. A. J. Metz, "On the definition and the computation of the basic reproduction ratio R_0 in models for infectious diseases in heterogeneous populations", *J. Math. Biol.*, 1990, 28, pp.365-382. またロトカモデルの HIV 拡散問題への適用と R_0 の推定については以下も参照: N. Brouard, "SIDA: durée d'incubation, taux de croissance, taux de reproduction nette", *Population* 1987, 6, pp.797-818. 年齢構造を持つ人口における HIV 拡散についての R_0 については以下がある: H. Inaba, The invasion problem for the HIV infection in a homosexual community, In: *Mathematical Topics in Biology*, 数理解析研究所講義録 827, pp. 32-44, 京都大学数理解析研究所 1993 年 3 月.

12) K. Dietz, "On the transmission dynamics of HIV", *Math. Biosci.*, 1988, 90, pp.397-414.

$$\Phi(\tau) = \begin{cases} \frac{1}{10} (0 \leq \tau \leq 10) \\ 0 (\tau > 10), \end{cases} \quad (32)$$

$$\Phi(\tau) = e^{-\tau}, \quad (33)$$

このときそれぞれ以下を得る：

$$R_0 = \frac{10re^{10r}}{e^{10r} - 1}, \quad (34)$$

$$R_0 = 1 + r. \quad (35)$$

先に述べた我国の例では (32) からは $R_0 = 3.67$, (33) を用いた場合は $R_0 = 1.36$ を得る. すなわち Φ が指数分布をしている (感染初期に再生産率が集中している) 場合は, 一様分布の場合に比べて R_0 がずっと小さいにもかかわらず同じ成長率を与える. このことは以下にみるように成長のモーメントが Φ の形態により大きく異なることを意味している.

4. 成長モーメントとコントロール戦略

R_0 は流行が持続・拡大するか消滅へ向かうかの臨界条件を与えているから, HIV 感染をコントロールする戦略は, $R_0 < 1$ という条件を導くように構想されねばならない. その際, 臨界条件 $R_0 = 1$ が達成された場合に感染者数の将来動向がどうなるかを知ることは現在の流行の内包する意味を考察するうえで重要な情報である.

安定人口において R_0 が瞬間的に 1 に等しく調整された場合に, 将来的に出現する定常人口の規模と初期人口規模の比率 (成長モーメント) ζ を与えるものとして以下の Keyfitz のモーメント公式がある¹³⁾:

$$\zeta = \frac{be_0}{r\mu} \left(\frac{R_0 - 1}{R_0} \right), \quad (36)$$

ここで b は初期人口の粗出生率, e_0 は平均寿命, μ は定常人口における平均出産年齢である:

$$b = \frac{1}{\int_0^\infty e^{-r\tau} \ell(\tau) d\tau}, \quad (37)$$

$$\mu = \int_0^\infty a\Phi(a) da \quad (38)$$

我々の HIV 感染人口成長モデルにおいては発症率 κ は粗死亡率に相当するから, $b = r + \kappa$ である. したがって

$$\zeta = \left(1 + \frac{\kappa}{r} \right) \frac{e_0}{\mu} \left(\frac{R_0 - 1}{R_0} \right). \quad (39)$$

我国の例において $e_0 = 10$, $\sigma = 0$, $r = 0.3568$ として, Φ としては一様分布を採用すれば $\mu = 5$, $R_0 = 3.67$ であるから, $\zeta = 1.5$, 指数分布では $\mu = 1$, $R_0 = 1.357$ であるから $\zeta = 2.7$ を得る. したがって指数分布を仮定した場合のほうがより大きな成長モーメントを持っている.

13) 以下参照: Nathan Keyfitz, "On the momentum of population growth", *Demography*, Vol.8, No.1, 1971, pp.71-80; Nathan Keyfitz, *Applied Mathematical Demography*, 2nd Edition, Springer-Verlag 1985; Keith Tognetti, Some extensions of the Keyfitz momentum relationship, *Demography* Vol.13, No.4, 1976, pp.507-519.

すなわち以上のような仮定のもとでは、いま直ちに臨界条件 $R_0=1$ が達成された場合でも、現在の推定された HIV 感染者人口の約 1.5 倍から 2.7 倍の感染者が将来において定常的に存在することになる。臨界条件がいまただちに実現されるというのは極めて非現実的に困難な事態であり、かつ過渡的には上記の定常人口をうわまって感染人口が増加するであろうから、初期時点の推定感染者数の 2~3 倍程度の感染者数は将来において実現される感染者数のミニマムと考えておく必要があることになろう。

5. 非線形モデルへ

これまで「感染者=感染源」と考えてきたが、一般に HIV 感染者が自己の感染を認識した場合には性交渉等のリスク行為を変更ないし中断する可能性が高い¹⁴⁾。しかも感染の危険性とリスク行為を避けるようなキャンペーンが効果を上げるにしたがって感染者の捕捉率は高まるであろうから、感染者のうち感染源となるリスク集団の規模は縮小してくることが期待される。同様に感受性集団においてもリスク行為を避ける者が増加し、感染者が増大することによりその規模は小さくなり、感受性人口集団の規模の非減少関数と考えられる再生産率 β は減少するであろう。このようなキャンペーンは感染者集団の規模が大きくなり、AIDS 患者が増大するにしたがってその効果を増大させると考えられる。

一般的には伝染病のモデルは感受性人口と感染人口との非線形相互作用モデルとして定式化され、はじめに述べたように感染人口が感受性人口に比べて十分小さい範囲においては、その線形化モデルが妥当すると考えられている。しかしながらそれは病気の侵入の後でも人々の行動パターンが変化しないとした場合であり、感染人口の成長は感受性人口減少によってのみ制約されると想定している。実際にはこうした過程によって HIV 感染が自然に定常状態に至るとは考えにくく、行動パターンの変化にともなう感染人口の一種の自己制約的な（非線形の）の成長が、感染人口が感受性人口に比して十分小さい範囲においても発生すると考えられるであろう。

いま感染源となる感染者 (infectious) の密度分布を $j(t, \tau)$ とし、瞬間的なリスク行動を中断する推移強度を $\varepsilon(A(t))$ 、再生産率を $\beta(\tau, A(t))$ とし、それらは先の考察にしたがって $\varepsilon(A)$ は患者数 $A(t)$ の増加関数、 $\beta(\cdot, A)$ は減少関数であると仮定する。このとき感染者 (infecteds) 密度分布 i および感染源感染者密度分布 j の時間発展は以下のような非線形システムで表されよう。

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial \tau}\right) i(t, \tau) = -\gamma(\tau) i(t, \tau), \quad (40)$$

$$\left(\frac{\partial}{\partial t} + \frac{\partial}{\partial \tau}\right) j(t, \tau) = -(\gamma(\tau) + \varepsilon(A(t))) j(t, \tau), \quad (41)$$

$$i(t, 0) = j(t, 0) = \int_0^{\infty} \beta(\tau, A(t)) j(t, \tau) d\tau \quad (42)$$

$$A(t) = \int_0^{\infty} \gamma(\tau) i(t, \tau) d\tau \quad (43)$$

$$i(0, \tau) = i_0(\tau), \quad j(0, \tau) = j_0(\tau), \quad (44)$$

14) このような行動パターンの変化が伴わなければ、AIDS 発症を遅延させる治療を行った場合は、感染源感染者としての寿命が大きくなるため、 R_0 は増大し、感染者の増加を促すことになる。個体の治療ということと集団レベルでの流行の抑止ということとはかならずしも同じことではなく、背反することすらありうる。この点についてはアンダーソンとメイが注意を促している。以下参照：R. M. アンダーソン、R. M. メイ、「エイズ流行の数学的モデル」、『日経サイエンス』、1992年7月、pp.100-106。

ここで $i_0(\tau)$, $j_0(\tau)$ は初期分布である¹⁵⁾.

患者人口のサイズ A に依存する基本再生産数 $R_0(A)$ を以下のように定義する:

$$R_0(A) = \int_0^{\infty} \beta(\tau, A) l(\tau) e^{-\epsilon(A)\tau} d\tau. \quad (45)$$

$R_0(A) = 1$ の解 $A = A^*$ が存在すれば, システム (40) - (44) は以下のような定常分布 $i^*(\tau)$, $j^*(\tau)$ を有する:

$$i^*(\tau) = \frac{A^* l(\tau)}{1 - l(\infty)}, \quad (46)$$

$$j^*(\tau) = \frac{A^* l(\tau) e^{-\epsilon(A^*)\tau}}{1 - l(\infty)}. \quad (47)$$

経験的には $A = 0$ の近傍で $R_0 > 1$ であるから十分大きな A に対して $R_0(A) < 1$ となるならば $R_0(A) = 1$ の解は少なくとも一つは存在するであろう. したがって得られた定常解が安定であれば HIV 感染が持続的に存在する (endemic state) ことになろう. すなわち R_0 が HIV/AIDS の拡散にともなって減衰する場合は一定規模以上感染は拡大しないであろうが, 消滅もせず host population と HIV は共存する可能性がある.

しかしこの場合も anti-AIDS キャンペーンの効果は患者数の規模にかかわらず持続し, R_0 を継続的に 1 以下にコントロールできるならば HIV 感染は減衰し, 消滅することが期待できる.

6. おわりに

以上でみてきたように AIDS 患者の増大傾向が指数関数的である場合には, この HIV 感染者数の推定問題は人口学における安定人口理論の応用として考えることができる. またこの方法は将来推計としては指数曲線の延長による外挿法となるから短期間しか使用できないであろうが, HIV 拡散過程の力学的理解に基づいた推計・推定が行われる点が, 統計的な推計法とは異なる利点である. 先に述べたように安定人口モデルはより実態を反映した流行過程の動学モデルの出発点として有効であり, こうした動学モデルは短期的および長期的な流行過程の理解および流行抑止戦略の評価のためには不可欠のものなのである. とりわけ感染人口の再生産構造から導かれる R_0 は, 非線形 (伝染病) システムの線形化によって常に見いだされ, 伝染病の侵入条件 (threshold condition) を決定するばかりでなく, 定常状態 (endemic state) の存在や安定性等の大域的な挙動をもきめていく点で決定的に重要な指標である¹⁶⁾. この点は現実には指数関数的成長が観測されるか否かには関わらず, システムの数学的構造によって決まっていることは注意しておかねばならない. したがって流行抑止戦略の設計と影響評価は R_0 に基づいてなされるべきであろう.

一方, 対象人口が複数の異質な系からなり, 各系が独立であるかまたは近接的な相互作用によってしか結び付けられていない場合には集計された量としての HIV 感染者数ないし AIDS 患者数は指数関数的成長は示さない可能性がある. 実際, アメリカ合衆国における累積患者数は時間の三乗に比例

15) 非線形の構造化人口モデル (structured population models) については以下を参照: M. E. Gurtin and R. C. MacCamy, "Non-linear age-dependent population dynamics", *Arch. Rational Mecha. Anal.* 1974, 54, pp.281-300; G. F. Webb, *Theory of Nonlinear Age-Dependent Population Dynamics*, New York: Marcel Dekker 1985; J. A. J. Metz and O. Diekmann(eds.), *The Dynamics of Physiologically Structured Populations*, (Lect. Notes in Biomath. 68), Berlin, Springer-Verlag, 1986.

16) H. Inaba, "Threshold and stability results for an age-structured epidemic model.", *J. Math. Biol.* Vol.28, No.4, 1990, pp.411-434.

して増加していると報告されているが¹⁷⁾、これは host population が規模とリスクレベルにおいて異なる多数のリスクグループの集合であり、小規模の高リスクグループにおいては流行が短期間で定常状態 (endemic state) に到達してしまうが、低リスクグループにおける感染人口の成長はよりゆるやかであり、その中で感染人口が飽和するリスク集団が高リスクグループから低リスクグループへと順次移動していく (saturation wave) ためであると考えられている。従ってそのような場合は指数関数的な初期成長は観測されず、はじめから大域的な力学的挙動の結果として患者数の成長法則を理解する必要があることになる。

一般に homogeneous な人口集団においても、先に述べたように流行も初期段階を過ぎれば仮に行動パターンが変化せずとも感受性人口集団が縮小してくるために非線形相互作用を無視した線形モデルは機能しなくなる。したがって流行の大域的挙動を考察するためには感受性人口と感染人口の相互作用を明示的にとり入れた非線形モデルを扱う必要がある。また伝播過程は性、年齢構造、リスク行為の頻度等によって異なるからそうした人口の内部構造も考慮したモデル化が必要となろう¹⁸⁾。さらに前節で言及したように現実にはパラメータ自体が流行の拡大にともなって変化していくと考えられ、このパラメータの外生的変化は、現実における HIV 流行の長期的趨勢を考える際には決定的に重要であるが同時に最も予測が困難な点であろう。

Appendix

ここで (21) の導き方を簡単に示しておく。はじめに以下の積分 J を計算しよう。

$$J := \int_0^{\infty} e^{-rz} l(z) \gamma(z) dz = -e^{-re_0} \int_0^{\infty} e^{-r(z-e_0)} \frac{dl(z)}{dz} dz. \quad (48)$$

ここで $l(z)\gamma(z)$ は $z=e_0$ のまわりに集中した分布と仮定すれば、右辺の積分は以下のように近似されよう：

$$\int_0^{\infty} e^{-r(z-e_0)} \frac{dl(z)}{dz} dz \approx \int_0^{\infty} \left[1 - r(z-e_0) + \frac{r^2(z-e_0)^2}{2} \right] \frac{dl(z)}{dz} dz. \quad (49)$$

したがって以下を得る：

$$J \approx e^{-re_0} \left[1 + \frac{r^2 \sigma^2}{2} \right]. \quad (50)$$

一方、

$$J = 1 - r \int_0^{\infty} e^{-rz} l(z) dz, \quad (51)$$

より以下を得る：

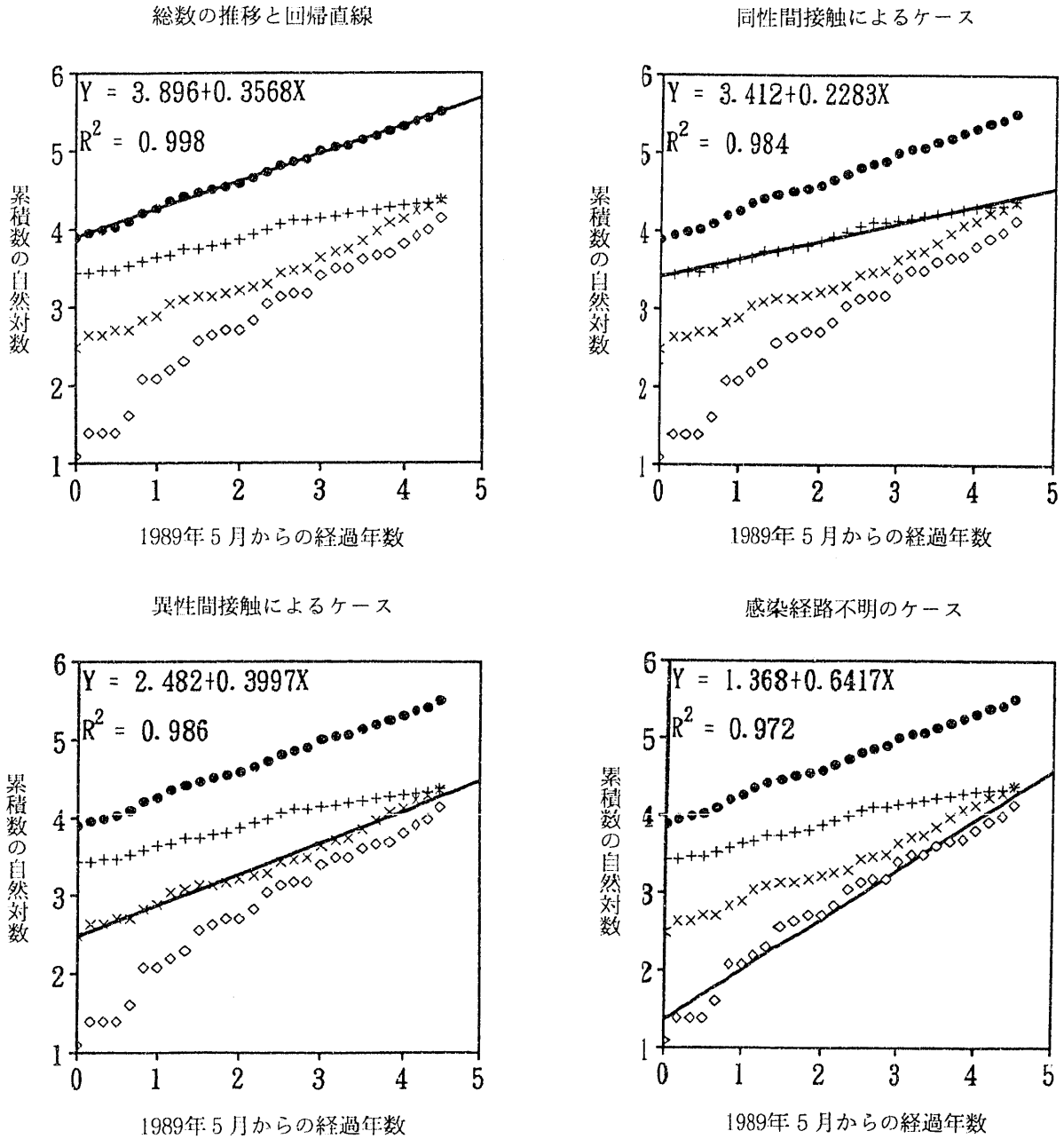
17) 以下を参照：S. A. Colgate, E. A. Stanley, J. M. Hyman, C. R. Qualls and S. P. Layne, AIDS and a risk-based model, *Los Alamos Science* 1989, No.18, pp.2-39.

18) エイズ流行の数学的モデルは欧米においてきわめて活発に研究されつつあり、大量の文献がある。代表的なものとして以下をあげておく：J. G. Jager and E. J. Ruitenberg, *Statistical Analysis and Mathematical Modelling of AIDS*, Oxford : Oxford Univ. Press, 1988 ; C. Castillo-Chavez(ed.), *Mathematical and Statistical Approach to AIDS Epidemiology*, (Lect. Notes in Biomath.83), Berlin : Springer-Verlag, 1989 ; H. W. Hethcote and J. W. Van Ark, *Modeling HIV Transmission and AIDS in the United States*, (Lect. Notes in Biomath. 95), Berlin : Springer-Verlag, 1992 ; N. P. Jewell, K. Dietz and V. T. Farewell(eds.), *AIDS Epidemiology : Methodological Issues*, Boston : Birkhäuser 1992.

$$J = \frac{\kappa}{\kappa + r} \quad (52)$$

(50) と (52) から (21) を得るのは容易であろう。

Figure 1. 日本における累積 AIDS 患者数の推移



各グラフの横軸は1989年5月からの経過年数、縦軸はエイズサーベイランス委員会に報告された日本のエイズ患者（ただし凝固因子製剤による感染のケースを除く）の累積数の自然対数である。heteroは異性間性的接触、homoは男性同性愛による感染を示す。実線は回帰直線である。

- total
- × hetero
- + homo
- ◇ unknown

 資 料

都道府県別将来人口推計における自然増加と社会増加 ： 1990～2010年

廣嶋清志・三田房美

1. はじめに

最近、いくつかの都道府県でその人口動向に対して関心が高まり、人口に関する研究会や審議会などが開かれ、その対策について検討が行われている。こうした中で、都道府県別の将来人口における社会増加、自然増加に関心を持たれている。たしかに、人口動向に対する対策を検討するとき、人口流出や出生率などの人口変動要因に関する推計値があると好都合であると思われる。

そこで、今回、将来の都道府県別人口増加について社会増加と自然増加とに分けた値を人口問題研究所による将来人口推計の公表数値¹⁾に基づき試算した。なお、この結果は資料の性質により後述のような一定の偏りをもっているので注意を要する。

2. 定義および計算方法

人口の自然増加および社会増加とは、多くの人口統計学の教科書にあるように、「自然増加=出生数-死亡数」、「社会増加=転入数-転出数」と定義されるが、年齢別人口の自然増加と社会増加の定義はあまりみられない。年齢別人口の社会増加は自明である。この自然増加も別に難しいことがらでもないが、念のため定義しておこう。0～19歳人口については「出生-死亡-加齢による退出」、20～64歳人口については「加齢による参入-死亡-加齢による退出」、65歳以上人口については「加齢による参入-死亡」である。

このような社会増加と自然増加の日本における計算例はそう多くない。人口は国勢調査によることが基本になるが、自然増加に関わる人口動態統計の集計が1月～12月の期間であり、集計対象が日本人のみで外国人を含まないこと、社会増加に関わる住民基本台帳にもとづく統計がやはり日本人のみを対象としていることなどの理由で、意外に簡単には計算できないからである²⁾。都道府県別の自然増加、社会増加は、総務庁統計局によって計算結果³⁾が公表されており、これがよく利用されている。

将来人口推計においても、都道府県別の出生数、死亡数、転出数、転入数があれば、自然増加、社

1) 厚生省人口問題研究所(金子武治, 石川晃, 稲葉寿, 坂東里江子)『都道府県別将来推計人口(平成4年10月推計)』, 研究資料第275号, 1992年10月。

2) 人口動態統計や住民基本台帳に基づく移動統計が日本人に限定されていることによる問題は以前から指摘されている。たとえば、「国勢調査との統一的利用を困難にしている。」(p.167)三瀧信邦, 関彌三郎編, 『経済統計論』, 有斐閣, 1985年。

3) 毎年の値については、最近のものは下記の通り。

総務庁統計局『平成4年10月1日現在推計人口』, (人口推計資料No.65), 1993年6月。

国勢調査間5年間については同じく下記の通り。

総務庁統計局, 『我が国人口の概観』, (平成2年国勢調査解説シリーズNo.1), 1992年3月。

会増加は即座に算出できるが、今回の将来人口推計においてはこれらの数値が計算されていない。そこで、この方法によらず、ここでは封鎖人口（人口移動率0）の推計値を用い、この人口では自然増加のみによって人口が増加したものとみなし、通常の将来推計人口からこの封鎖人口を引いた差を社会増加とみなすことにする。1990～2010年についてのこの計算結果は表1以下に示す通りである。ここに示す社会増加率および自然増加率は社会増加および自然増加を期首人口によって割ったものである。

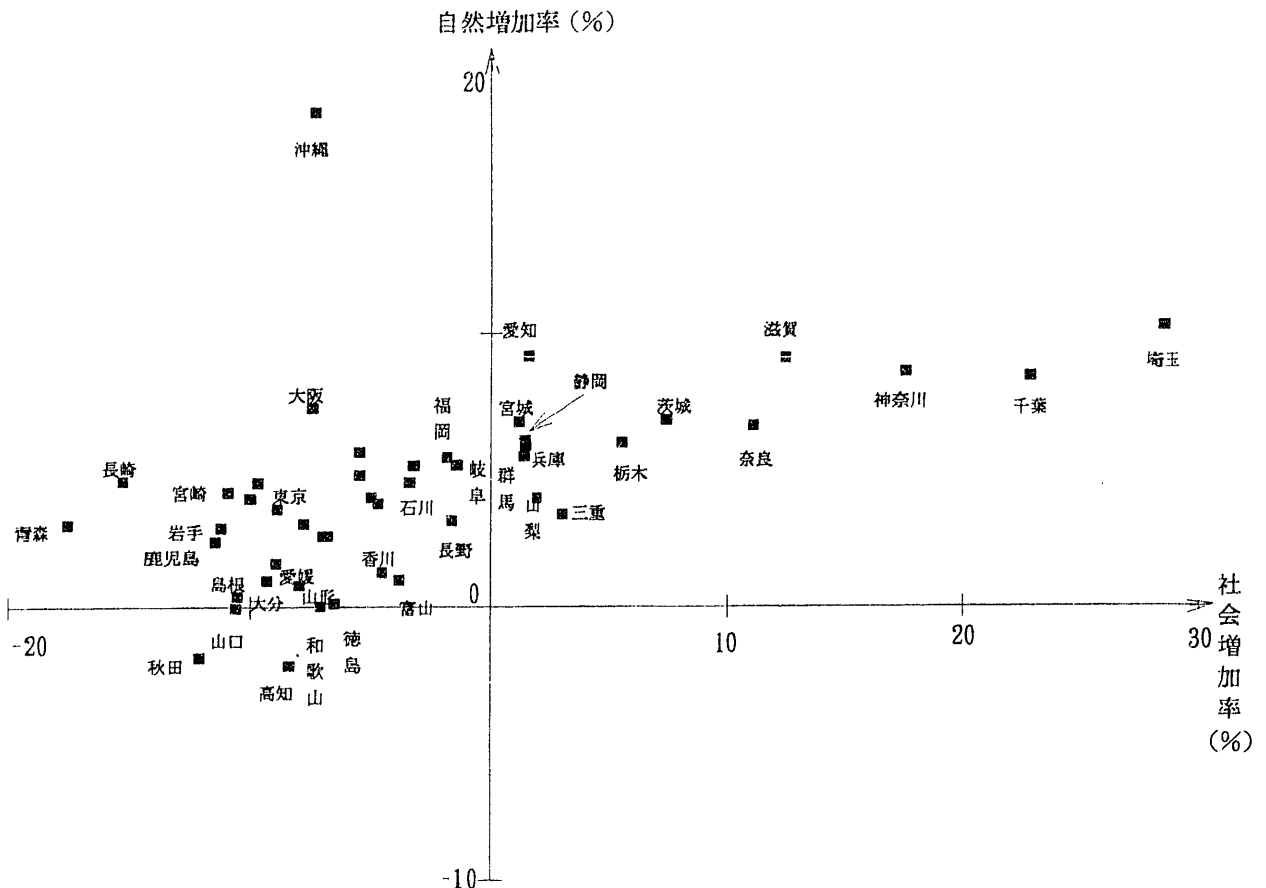
なお、封鎖人口は1990年人口を起点にするものしか発表されていないので、1990～2010年をさらに分割して計算することはできない。

また、都道府県別純移動数には国際人口移動によるものを含んでいるので、本来、日本全体では社会増加は0とならないはずであるが、国際人口移動が極めて少ないものと仮定されているので、ここでは便宜的に日本全体の社会増加は0とされている。

3. 計算方法の吟味

このような計算方法の特性と注意点を述べておこう。統計局の公表値のような実際の観察期間において発生した出生数、死亡数は、その期間に発生した転入数、転出数と独立というわけではなく、お互いに影響を受けている。たとえば、一般に転出、転入は若者で多く起こるから、転入が多ければ出生が多くなり、転出が多ければ出生が少なくなる。また、高い転入超過率（プラスの社会増加率）は

図1 都道府県別将来推計人口の社会増加と自然増加：1990年～2010年



死亡率を低め、出生率を高め、高い転出超過率（マイナスの社会増加率）は死亡率を高め、出生率を低める。したがって、これらの相互関係を捨象した今回の計算によると転入率の高いところでは自然増加率が過小となり、転出超過率（マイナスの社会増加率）の高いところでは自然増加率が過大となる。したがって、図1に示すような社会増加率と自然増加率の相関関係はより強くなり、その傾きはより大きくなるはずである。

そこで、この計算方法と対照的な方法として、全く逆に、自然増加の方を統制し、出生と死亡が全く存在せず純移動率のみによって人口が変化するという仮定に基づく人口推計を行い、この「無出生・無死亡人口」を社会増加のみにより増加した人口とみなし、通常の将来推計人口からこれを引いた差を自然増加とみなすのである。この方法によれば、上記とは逆に自然増加率の高いところでは転入率が過小となり、自然増加率が低いところでは転出率が過大となる。

結局、封鎖人口による計算と無出生・無死亡人口による計算はいわば両極端の結果を示すもので、これらのふたつの結果をもとにするならば、その平均値がより理想的な結果といえよう。ただし、今回の人口推計では無出生・無死亡人口の推計は行われていない。

ところで、1992年に行われた都道府県別将来人口推計は性・年齢別人口そのものによって都道府県推計値の合計と全国推計値のずれを調整するいわば「人口調整法」によっているが、今後の将来人口推計においては、出生、死亡、移動をより細かく把握することが求められるので、そのためにはたとえばこれらの人口変動要因を別個に性・年齢別に全国推計値と調整する方法（要因調整法）が考えられる。人口変動要因はいずれも全国値が全国人口推計によってすでに算出されているものであり、これと一致するよう調整することにより都道府県別人口の合計そのものも自動的に全国人口と一致することが保障されている。

4. 結果

(1) 総人口

都道府県別人口の社会増加率、自然増加率は表1に示す通りで、東京を除く東京圏3県、京阪神圏の滋賀、奈良の2県で高い。愛知、大阪では社会増加率が低いにもかかわらず、自然増加率はわりに高い。沖縄も同様であるが、これは主として出生率が1990年以前から高かったことによるものとみられる。

なお、自然増加がマイナスの県が少ないのはこの方法による歪みを表しており、社会増加率のマイナスが大きい県では自然増加率がマイナスであるものももっと多いものとみられる。

(2) 0～19歳人口

0～19歳人口においては、自然増加率は最低（秋田）の-26.2%から最高（滋賀）の-8.6%まで、すべての都道府県でマイナスとなっている。社会増加率は青森の-14.1%から埼玉の24.0%まで自然増加率より差が大きく、マイナスとプラスに分布している。0～19歳人口の増加全体がプラスの県は埼玉、千葉、神奈川、滋賀の4県に限られる。

社会増加率と自然増加率の関係をみると、社会増加率のマイナスが大きい県で、自然増加率のマイナスも大きい（図2）。

(3) 20～64歳人口

20～64歳人口においては、社会増加率のばらつきは青森の-49.7%から埼玉の71.0%まで自然増加率のばらつき（秋田-49.7%から沖縄35.5%）より大きい。

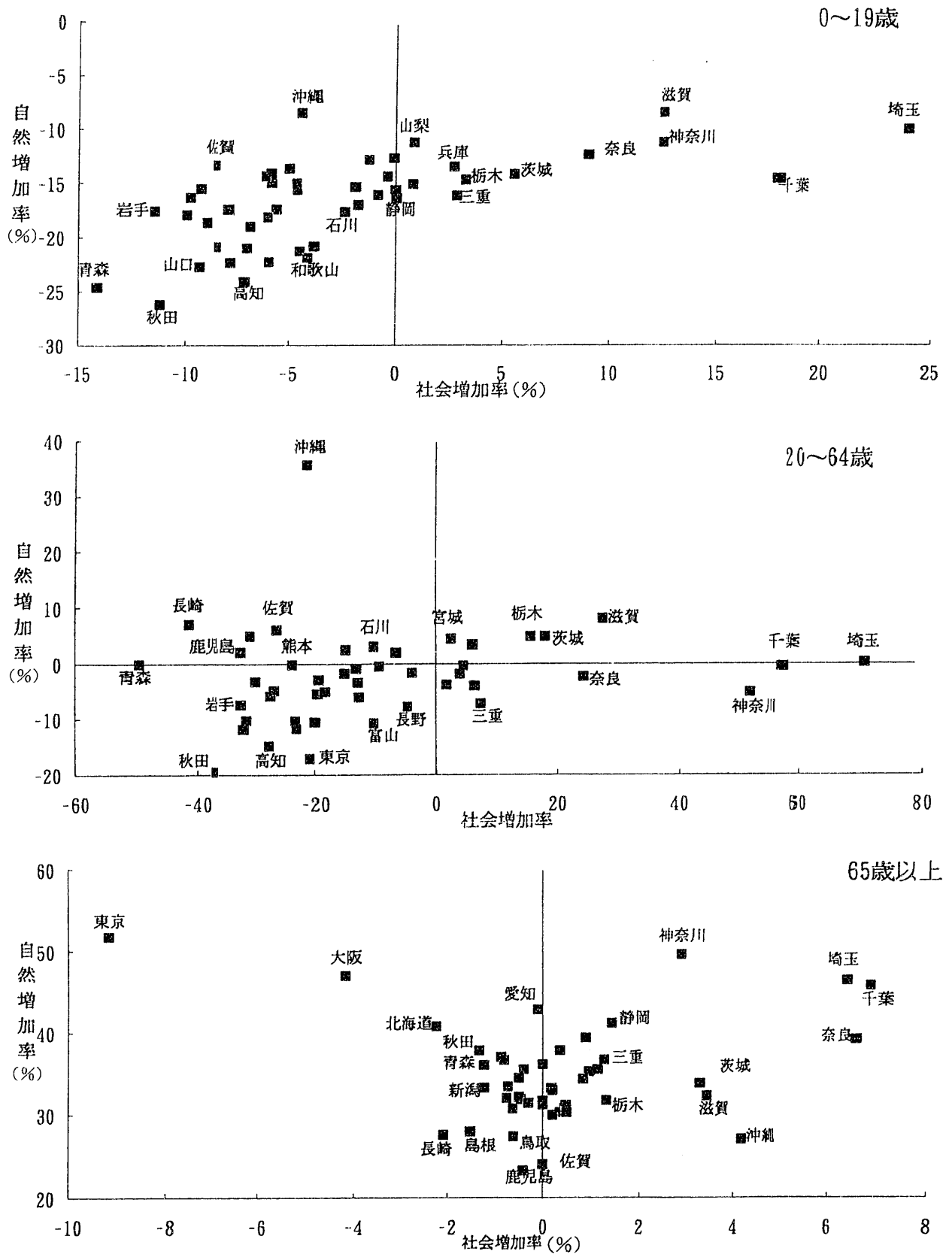
社会増加率と自然増加率との関係をみると、0～19歳人口とほぼ同様の右上がりの関係が現れている。ただし、社会増加率のマイナスの大きい県でもその自然増加率はプラスのところはかなりある。

(4) 65歳以上人口

65歳以上人口においては、他の2つの年齢区分とは異なり、自然増加率は鹿児島島の23.2%から東京の51.8%まですべてプラスであり、かつ過疎県で相対的に小さく、大都市地域で大きい。社会増加率は東京の-9.2%から千葉の6.9%までと、自然増加率に比べはるかに小さい。その結果、65歳以上人口が減少する県はない。

社会増加率と自然増加率との関係を見ると、社会増加のプラスにおける右上がりの関係と社会増加マイナスにおける右下がりとの混在しているようにもみえる。

図2 都道府県別年齢別人口の社会増加と自然増加：1990～2010年



資料：表4による。

表1 都道府県別将来推計人口の社会増加と自然増加：1990年～2010年

都道府県	人口(千人)		1990～2010年人口増加(千人)			1990～2010年増加率(%)		
	1990年	2010年	合計	社会増加	自然増加	合計	社会増加	自然増加
全国	123,611	130,397	6,786	0	6,786	5.5	0.0	5.5
1 北海道	5,644	5,306	-338	-563	225	-6.0	-10.0	4.0
2 青森	1,483	1,269	-214	-259	45	-14.4	-17.5	3.0
3 岩手	1,417	1,300	-117	-158	41	-8.3	-11.2	2.9
4 宮城	2,249	2,428	179	27	152	8.0	1.2	6.8
5 秋田	1,227	1,056	-171	-148	-23	-13.9	-12.1	-1.9
6 山形	1,258	1,168	-90	-100	10	-7.2	-7.9	0.8
7 福島	2,104	2,090	-14	-115	101	-0.7	-5.5	4.8
8 茨城	2,845	3,251	406	212	194	14.3	7.5	6.8
9 栃木	1,935	2,159	224	108	116	11.6	5.6	6.0
10 群馬	1,966	2,102	136	28	108	6.9	1.4	5.5
11 埼玉	6,405	8,886	2,481	1,825	656	38.7	28.5	10.2
12 千葉	5,555	7,288	1,733	1,265	468	31.2	22.8	8.4
13 東京	11,856	11,230	-626	-1,052	426	-5.3	-8.9	3.6
14 神奈川	7,980	10,061	2,081	1,395	686	26.1	17.5	8.6
15 新潟	2,475	2,371	-104	-168	64	-4.2	-6.8	2.6
16 富山	1,120	1,089	-31	-42	11	-2.8	-3.8	1.0
17 石川	1,165	1,179	14	-39	53	1.2	-3.3	4.5
18 福井	824	816	-8	-41	33	-1.0	-5.0	4.0
19 山梨	853	904	51	17	34	6.0	2.0	4.0
20 長野	2,157	2,191	34	-34	68	1.6	-1.6	3.2
21 岐阜	2,067	2,145	78	-29	107	3.8	-1.4	5.2
22 静岡	3,671	3,947	276	53	223	7.5	1.4	6.1
23 愛知	6,691	7,410	719	107	612	10.7	1.6	9.1
24 三重	1,793	1,909	116	55	61	6.5	3.1	3.4
25 滋賀	1,222	1,485	263	152	111	21.5	12.4	9.1
26 京都	2,602	2,607	5	-142	147	0.2	-5.5	5.6
27 大阪	8,735	8,720	-15	-649	634	-0.2	-7.4	7.3
28 兵庫	5,405	5,801	396	79	317	7.3	1.5	5.9
29 奈良	1,375	1,619	244	153	91	17.7	11.1	6.6
30 和歌山	1,074	998	-76	-76	0	-7.1	-7.1	0.0
31 鳥取	616	589	-27	-43	16	-4.4	-7.0	2.6
32 島根	781	702	-79	-82	3	-10.1	-10.5	0.4
33 岡山	1,926	1,909	-17	-90	73	-0.9	-4.7	3.8
34 広島	2,850	2,906	56	-91	147	2.0	-3.2	5.2
35 山口	1,573	1,406	-167	-166	-1	-10.6	-10.6	-0.1
36 徳島	832	779	-53	-54	1	-6.4	-6.5	0.1
37 香川	1,023	990	-33	-46	13	-3.2	-4.5	1.3
38 愛媛	1,515	1,404	-111	-135	24	-7.3	-8.9	1.6
39 高知	825	738	-87	-69	-18	-10.5	-8.4	-2.2
40 福岡	4,811	4,988	177	-86	263	3.7	-1.8	5.5
41 佐賀	878	833	-45	-85	40	-5.1	-9.7	4.6
42 長崎	1,563	1,398	-165	-237	72	-10.6	-15.2	4.6
43 熊本	1,840	1,753	-87	-143	56	-4.7	-7.8	3.0
44 大分	1,237	1,134	-103	-115	12	-8.3	-9.3	1.0
45 宮崎	1,169	1,091	-78	-127	49	-6.7	-10.9	4.2
46 鹿児島	1,798	1,636	-162	-205	43	-9.0	-11.4	2.4
47 沖縄	1,222	1,354	132	-89	221	10.8	-7.3	18.1

資料：人口問題研究所『都道府県別将来推計人口』1992年10月。

注：社会増加は将来推計人口から年齢別純移動率を0として計算された将来人口(封鎖人口)を引いたもの。なお、純移動率0の将来人口は、全国計において本来国際人口移動による増加を除いて計算すべきであり、全国計の社会増加は国際人口移動による増加が現れるべきであるが、少数(28千)であるので0として計算されている。

表2 都道府県別年齢別人口：1990～2010年

都道府県	人 口 (千人)								
	1990年			2010年			2010年(封鎖人口)		
	0～19歳	20～64歳	65歳以上	0～19歳	20～64歳	65歳以上	0～19歳	20～64歳	65歳以上
全 国	32,579	76,105	14,928	27,452	75,200	27,746	27,452	75,200	27,746
1 北海道	1,480	3,488	676	1,062	2,999	1,246	1,149	3,441	1,279
2 青 森	400	691	192	245	692	331	301	891	336
3 岩 手	369	842	206	266	695	338	303	814	341
4 宮 城	622	1,359	268	533	1,402	493	528	1,386	487
5 秋 田	299	737	192	187	568	301	221	678	305
6 山 形	316	738	205	266	632	300	261	705	302
7 福 島	572	1,231	302	453	1,159	477	486	1,245	475
8 茨 城	795	1,711	339	726	1,892	633	682	1,749	607
9 栃 木	533	1,163	239	472	1,272	415	454	1,189	408
10 群 馬	525	1,184	257	447	1,206	449	449	1,182	443
11 埼 玉	1,799	4,074	532	2,049	5,355	1,482	1,617	4,077	1,366
12 千 葉	1,531	3,514	511	1,583	4,388	1,317	1,306	3,506	1,211
13 東 京	2,697	7,905	1,253	1,950	6,879	2,402	2,192	7,441	2,649
14 神奈川	2,071	5,203	707	2,096	6,171	1,794	1,837	5,095	1,734
15 新 潟	639	1,458	378	492	1,298	582	527	1,423	590
16 富 山	283	668	169	210	608	271	223	637	271
17 石 川	313	691	161	250	668	260	258	700	260
18 福 井	217	485	122	173	454	190	183	483	191
19 山 梨	221	505	127	198	510	196	196	496	195
20 長 野	549	1,260	347	471	1,191	530	478	1,217	529
21 岐 阜	561	1,243	263	455	1,212	477	465	1,234	475
22 静 岡	980	2,246	445	819	2,266	862	819	2,227	848
23 愛 知	1,836	4,197	657	1,600	4,369	1,441	1,601	4,259	1,443
24 三 重	472	1,077	243	409	1,077	422	395	1,043	416
25 滋 賀	351	724	147	365	848	272	321	752	260
26 京 都	679	1,595	329	552	1,480	574	586	1,583	580
27 大 阪	2,285	5,603	847	1,829	5,065	1,825	1,961	5,487	1,920
28 兵 庫	1,441	3,320	645	1,285	3,290	1,225	1,245	3,265	1,212
29 奈 良	378	838	159	365	921	332	331	829	307
30 和歌山	273	637	165	202	542	254	213	605	256
31 鳥 取	161	355	100	128	319	143	138	350	144
32 島 根	197	442	142	148	360	194	166	422	197
33 岡 山	508	1,132	286	408	1,048	454	431	1,115	453
34 広 島	759	1,708	382	627	1,632	648	642	1,704	651
35 山 口	398	925	250	270	751	385	307	878	387
36 徳 島	209	493	129	155	429	195	169	471	194
37 香 川	263	603	157	198	553	239	208	587	241
38 愛 媛	393	889	233	283	765	357	310	870	359
39 高 知	202	481	142	139	395	204	153	451	203
40 福 岡	1,306	2,905	600	1,084	2,845	1,059	1,095	2,931	1,048
41 佐 賀	242	503	133	189	454	191	209	518	191
42 長 崎	433	901	229	307	752	339	357	931	348
43 熊 本	485	1,071	284	368	955	430	397	1,070	429
44 大 分	322	724	192	225	617	292	250	705	293
45 宮 崎	324	678	167	229	594	268	256	694	268
46 鹿 児 島	482	1,017	299	356	871	409	403	1,027	411
47 沖 縄	408	693	122	355	751	249	373	838	232

資料：厚生省人口問題研究所『都道府県別将来推計人口』1992年10月。

注：表1参照。

表3 都道府県別年齢別人口増加：1990～2010年

都道府県	1990～2010年人口増加 (千人)								
	合 計			自然増加			社会増加		
	0～19歳	20～64歳	65歳以上	0～19歳	20～64歳	65歳以上	0～19歳	20～64歳	65歳以上
全 国	-5,127	-905	12,818	-5,127	-905	12,818	0	0	0
1 北海道	-418	-489	570	-331	-47	603	-87	-442	-33
2 青 森	-155	-199	139	-99	-0	144	-56	-199	-5
3 岩 手	-103	-147	132	-66	-28	135	-37	-119	-3
4 宮 城	-89	43	225	-94	27	219	5	16	6
5 秋 田	-112	-169	109	-78	-59	113	-34	-110	-4
6 山 形	-80	-106	95	-55	-33	97	-25	-73	-2
7 福 島	-119	-72	175	-86	14	173	-33	-86	2
8 茨 城	-69	181	294	-113	38	268	44	143	26
9 栃 木	-61	109	176	-79	26	169	18	83	7
10 群 馬	-78	22	192	-76	-2	186	-2	24	6
11 埼 玉	250	1,281	950	-182	3	834	432	1,278	116
12 千 葉	52	874	806	-225	-8	700	277	882	106
13 東 京	-747	-1,026	1,149	-505	-464	1,396	-242	-562	-247
14 神奈川	25	968	1,087	-234	-108	1,027	259	1,076	60
15 新 潟	-147	-160	204	-112	-35	212	-35	-125	-8
16 富 山	-73	-60	102	-60	-31	102	-13	-29	0
17 石 川	-63	-23	99	-55	9	99	-8	-32	0
18 福 井	-44	-31	68	-34	-2	69	-10	-29	-1
19 山 梨	-23	5	69	-25	-9	68	2	14	1
20 長 野	-78	-69	183	-71	-43	182	-7	-26	1
21 岐 阜	-106	-31	214	-96	-9	212	-10	-22	2
22 静 岡	-161	20	417	-161	-19	403	0	39	14
23 愛 知	-236	172	784	-235	62	786	-1	110	-2
24 三 重	-63	0	179	-77	-34	173	14	34	6
25 滋 賀	14	124	125	-30	28	113	44	96	12
26 京 都	-127	-115	245	-93	-12	251	-34	-103	-6
27 大 阪	-456	-538	978	-324	-116	1,073	-132	-422	-95
28 兵 庫	-156	-30	580	-196	-55	567	40	25	13
29 奈 良	-13	83	173	-47	-9	148	34	92	25
30 和歌山	-71	-95	89	-60	-32	91	-11	-63	-2
31 鳥 取	-33	-36	43	-23	-5	44	-10	-31	-1
32 島 根	-49	-82	52	-31	-20	55	-18	-62	-3
33 岡 山	-100	-84	168	-77	-17	167	-23	-67	1
34 広 島	-132	-76	266	-117	-4	269	-15	-72	-3
35 山 口	-128	-174	135	-91	-47	137	-37	-127	-2
36 徳 島	-54	-64	66	-40	-22	65	-14	-42	1
37 香 川	-65	-50	82	-55	-16	84	-10	-34	-2
38 愛 媛	-110	-124	124	-83	-19	126	-27	-105	-2
39 高 知	-63	-86	62	-49	-30	61	-14	-56	1
40 福 岡	-222	-60	459	-211	26	448	-11	-86	11
41 佐 賀	-53	-49	58	-33	15	58	-20	-64	0
42 長 崎	-126	-149	110	-76	30	119	-50	-179	-9
43 熊 本	-117	-116	146	-88	-1	145	-29	-115	1
44 大 分	-97	-107	100	-72	-19	101	-25	-88	-1
45 宮 崎	-95	-84	101	-68	16	101	-27	-100	0
46 鹿 児 島	-126	-146	110	-79	10	112	-47	-156	-2
47 沖 縄	-53	58	127	-35	145	110	-18	-87	17

資料：表2による。

表4 都道府県別年齢別人口増加率：1990～2010年

都道府県	1990～2010年増加率(%)								
	合計			自然増加			社会増加		
	0～19歳	20～64歳	65歳以上	0～19歳	20～64歳	65歳以上	0～19歳	20～64歳	65歳以上
全 国	-15.7	-2.8	39.3	-15.7	-2.8	39.3	0.0	0.0	0.0
1 北海道	-28.2	-33.0	38.5	-22.3	-3.2	40.7	-5.9	-29.8	-2.2
2 青森	-38.8	-49.8	34.8	-24.7	-0.1	36.0	-14.1	-49.7	-1.3
3 岩手	-27.9	-39.8	35.8	-18.0	-7.5	36.6	-9.9	-32.3	-0.8
4 宮城	-14.3	6.9	36.2	-15.2	4.4	35.2	0.9	2.5	1.0
5 秋田	-37.5	-56.5	36.5	-26.2	-19.6	37.8	-11.2	-36.9	-1.3
6 山形	-25.3	-33.5	30.1	-17.5	-10.4	30.7	-7.8	-23.2	-0.6
7 福島	-20.8	-12.6	30.6	-15.0	2.5	30.2	-5.8	-15.0	0.3
8 茨城	-8.7	22.8	37.0	-14.3	4.8	33.7	5.6	17.9	3.3
9 栃木	-11.4	20.5	33.0	-14.8	4.8	31.7	3.3	15.6	1.3
10 群馬	-14.9	4.2	36.6	-14.5	-0.4	35.4	-0.4	4.6	1.1
11 埼玉	13.9	71.2	52.8	-10.1	0.2	46.4	24.0	71.0	6.4
12 千葉	3.4	57.1	52.6	-14.7	-0.5	45.7	18.1	57.6	6.9
13 東京	-27.7	-38.0	42.6	-18.7	-17.2	51.8	-9.0	-20.8	-9.2
14 神奈川	1.2	46.7	52.5	-11.3	-5.2	49.6	12.5	52.0	2.9
15 新潟	-23.0	-25.0	31.9	-17.5	-5.5	33.2	-5.5	-19.5	-1.3
16 富山	-25.8	-21.2	36.0	-21.3	-10.8	36.0	-4.5	-10.4	0.0
17 石川	-20.1	-7.3	31.6	-17.7	3.0	31.6	-2.4	-10.4	0.0
18 福井	-20.3	-14.3	31.3	-15.7	-0.9	31.8	-4.6	-13.4	-0.5
19 山梨	-10.4	2.3	31.2	-11.3	-4.1	30.8	0.9	6.3	0.5
20 長野	-14.2	-12.6	33.3	-12.9	-7.8	33.2	-1.3	-4.7	0.2
21 岐阜	-18.9	-5.5	38.1	-17.1	-1.6	37.8	-1.8	-3.9	0.4
22 静岡	-16.4	2.0	42.6	-16.5	-1.9	41.1	0.0	3.9	1.4
23 愛知	-12.9	9.4	42.7	-12.8	3.4	42.8	-0.1	6.0	-0.1
24 三重	-13.3	0.0	37.9	-16.3	-7.3	36.7	2.9	7.3	1.3
25 滋賀	4.0	35.3	35.6	-8.6	8.0	32.2	12.5	27.3	3.4
26 京都	-18.7	-16.9	36.1	-13.7	-1.7	37.0	-5.0	-15.2	-0.9
27 大阪	-20.0	-23.5	42.8	-14.2	-5.1	47.0	-5.8	-18.5	-4.2
28 兵庫	-10.8	-2.1	40.2	-13.6	-3.8	39.3	2.8	1.7	0.9
29 奈良	-3.4	22.0	45.8	-12.5	-2.3	39.2	9.1	24.3	6.6
30 和歌山	-26.0	-34.8	32.6	-21.9	-11.8	33.3	-4.1	-23.0	-0.7
31 鳥取	-20.5	-22.4	26.7	-14.4	-3.0	27.3	-6.1	-19.4	-0.6
32 島根	-24.9	-41.6	26.4	-15.6	-10.3	27.9	-9.3	-31.3	-1.5
33 岡山	-19.7	-16.5	33.1	-15.1	-3.4	32.9	-4.6	-13.1	0.2
34 広島	-17.4	-10.0	35.0	-15.5	-0.5	35.4	-1.9	-9.5	-0.4
35 山口	-32.2	-43.7	33.9	-22.8	-11.9	34.4	-9.4	-31.8	-0.5
36 徳島	-25.8	-30.6	31.6	-19.0	-10.6	31.1	-6.8	-20.0	0.5
37 香川	-24.7	-19.0	31.2	-20.9	-6.1	31.9	-3.8	-12.9	-0.8
38 愛媛	-28.0	-31.6	31.6	-21.1	-4.9	32.1	-6.9	-26.7	-0.5
39 高知	-31.2	-42.6	30.7	-24.2	-15.0	30.2	-7.0	-27.6	0.5
40 福岡	-17.0	-4.6	35.1	-16.2	2.0	34.3	-0.8	-6.6	0.8
41 佐賀	-21.9	-20.2	24.0	-13.4	6.0	24.0	-8.5	-26.3	0.0
42 長崎	-29.1	-34.4	25.4	-17.6	7.0	27.5	-11.5	-41.4	-2.1
43 熊本	-24.1	-23.9	30.1	-18.2	-0.2	29.9	-6.0	-23.7	0.2
44 大分	-30.1	-33.2	31.1	-22.4	-5.9	31.4	-7.7	-27.4	-0.3
45 宮崎	-29.3	-25.9	31.2	-20.9	4.9	31.2	-8.4	-30.8	0.0
46 鹿児島	-26.1	-30.3	22.8	-16.4	2.1	23.2	-9.8	-32.3	-0.4
47 沖縄	-13.0	14.2	31.1	-8.6	35.5	27.0	-4.4	-21.3	4.2

資料：表2, 3による。

フランスにおける家族政策の効果*

小 島 宏

1. はじめに

わが国においても国際家族年を迎えて家族政策についての関心が高まりつつある。特に、1990年の「1.57ショック」以降、出生促進を目的の一つとする家族政策に関する議論が盛んになったように見受けられる¹⁾。その際、最近出生率が人口の置き換え水準に回復したスウェーデンと並んでしばしば言及されるのが、戦前から出生促進的な家族政策を実施し、西欧諸国の中では比較的高い出生率を維持しているフランスである。しかし、フランスにおける家族政策の効果ないし有効性に焦点を合わせた研究はフランスでもあまりないようである²⁾。そこで、本稿はその潜在的効果に焦点を合わせ、わが国で家

*本研究の一部は(財)恩賜財団母子愛育会の家庭・出生問題総合調査研究推進事業による海外派遣事業と厚生科学研究費による「西欧諸国の出生率と家族・家庭政策の関係に関する比較研究」に対する助成の成果である。

1) 例えば、『平成4年度 国民生活白書』(経済企画庁, 1992年)の副題は「少子化社会の到来, その影響と対応」で家族政策に関する言及が随所でなされているだけでなく、特集部分の最終項が「家族政策と国民のコンセンサス」と題されており、わが国でも国民的コンセンサスの下に家族政策を実施する必要性も訴えている。

2) フランスの出生・家族政策の効果ないし有効性を主題にした最近の研究として、例えば以下のものがある。
Olivia Ekert, "Effets et limites des aides financières aux familles : une expérience et un modèle", *Population*, Vol.41, No.2, 1986, pp.327-348.

Didier Blanchet, "Les effets démographiques de différentes mesures de politique familiale : un essai d'évaluation", *Population*, Vol.42, No.1, 1987, pp.99-128.

Didier Blanchet, and Olivia Ekert-Jaffé, "The Demographic Impact of Family Benefits : Evidence from a Micro-Model and from a Macro-Data", Paper presented at the IUSSP Seminar on the Family, the Market and the State in Ageing Societies, Sendai, Japan, September 1988.

Linda Hantrais, "La fécondité en France et au Royaume-Uni : les effets possibles de la politique familiale", *Population*, Vol.47, No.4, 1992, pp.987-1016.

Michel Glaude, "Neutralité ou efficacité de la politique familiale", *Economie et Statistique*, No.256, 1992, pp.25-27.

また、フランスを含む先進諸国の1980年代半ば頃までの研究のレビューについては拙稿、それ以降のものについてはHecht and Leridonの論文を参照されたい。

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

Jacqueline Hecht and Henri Leridon, "Fertility Policies : a Limited Influence?", Daniel Noin and Robert Woods (eds.), *The Changing Population of Europe*, Oxford, Blackwell, 1993, pp.62-75.

なお、本稿の一部はこの拙稿と重複する。その他、関連する拙稿としては以下のものがある。

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, 1983年, 162-184.

小島宏, 「ヨーロッパ諸国における出生促進政策について」, 『人口問題研究』, 第178号, 1986年, pp.54-61.

小島宏, 「フランス——一貫した家族政策をとり続けて」, 『愛育』, 第57巻12号, 1992年, pp.26-29.

小島宏, 『『西欧諸国の出生率と家族・家庭政策の関係に関する比較研究』のための外国出張報告』, 日本総合愛育研究所(編)『平成4年度 家庭・出生問題総合調査研究推進事業報告書』, 日本総合愛育研究所, 1993年, pp.91-98.

また、最近わが国でフランスの出生・家族政策の諸側面を扱った最近の研究としては、例えば以下のものがある。

岡崎陽一, 「フランスの人口政策」, 『政経研究』, 第30巻1号, 1993年, pp.109-146.

岡田実, 「現代フランスの人口思想」, 『経済学論叢』, 第27巻1・2号, 1986年, pp.1-17.

族政策を実施する可能性を探るための参考資料を提供することを目指している。

フランスにおいても他の国と同様、家族政策の画一的な定義はないようである。例えば、経済社会評議会の1991年の報告書では政府の諮問文書から「フランスの家族政策は基本的に社会福祉施策の実施と家族給付と税制上の優遇措置の複雑な制度の実施に依存する。実際の施策は最貧家族と多子家族に対する施策を中心にしながらすべての家族を支援することを目的とする。」という定義を引用して同評議会の1981年の勧告で提唱された総合的家族政策 (*politique familiale globale*) の定義と比べてやや限定的であると、白らは「両親は時間、空間、所得の大きな部分を子供のために捧げているし、国民全体を無関心のままに留めることができないような社会的投資に関するものであるため、公的権力が両親によって扶養されるそれぞれの子供の存在を認知することを目的とするもの」と定義しており³⁾、政府部内でも不一致があることを示している。また、「家族政策」という言葉を単数 (*la politique familiale*) として使うべきか、複数 (*les politiques familiales*) として使うべきかについても意見の相違がある⁴⁾。

Fragonard によれば、国家の予算配分における「家族」部門の区分も慣例に基づくもので、確固としたものではない。その主要な部分は社会保障制度の枠組みの中で実施されている家族給付である。そこには子供を扶養する家族に対する社会扶助が含まれるが、それは困難な状況にあるものを対象としている。また、税制における「家族除数」(世帯所得を家族の人数で除したものに課税して求めた1人当たりの税額に人数を乗じて世帯の税額を計算する制度。ただし、子供は2人目までそれぞれ0.5人分であるが、3人目からそれぞれ1人分となる)を含む。しかし、教育投資とその無料化の度合いが子供をもつ家族にとって大きな影響をもつにもかかわらず、教育制度は家族政策に含まれていない(国家による投資という区分に含まれている)。ただし、家族給付の一つである新学年手当は含まれている。従って、フランスにおける家族政策は主として家族給付制度から成り、家族除数を通じた税制上の給付制度も含む。なお、家族政策に寄与する経済主体は国家だけでなく、保育所や学校給食を通じて寄与する地方自治体、賃金や休暇制度を通じて寄与する企業のほか家族手当金庫、健康保険基金、

岡村美保子、「(フランス) 家族に関する法律」、『外国の立法』、第27巻3号、1988年、pp.140-148。

神尾真知子、「フランスの育児休暇法」、『季刊 労働法』、第163号、1992年、pp.68-79。

神尾真知子、「フランスにおける単親家族と社会保障」、『海外社会保障情報』、第104号、1993年、pp.4-18。

近藤功、「フランスの児童手当四十年(1)～(3)」、『児童手当』、第16巻4～6号、1986年。

社会保障研究所(編)、『フランスの社会保障』、東京大学出版会、1989年。

日本労働研究機構(平井和秀)、『フランスの労働事情』、日本労働研究機構、1990年。

藤井良治、「フランスの家族と家族手当政策」、『海外社会保障情報』、第86号、1988年、pp.1-13。

船橋恵子、「現代フランスの産育——仕事と育児の両立——」、『現代女性空間』、第10号、1993年、pp.107-120。

船橋恵子、「出産・育児に対する支援制度のあり方——フランスの例を検討しながら日本の制度形成を考える——」、『社会保障研究』、第29巻第1号、1993年、pp.54-64。

3) Conseil Economique et Social (Hubert Brin), *La politique familiale française*, Paris, Direction des journaux Officiels, 1991, p.31, 70, 144.

4) 例えば、以下の2冊の書物の書名の違いからも伺われる。

Jacques Bichol, *La politique familiale : jeunesse, investissement, avenir*, Paris, Cujas, 1992.

Michel Messu, *Les politiques familiales : du natalisme à la solidarité*, Paris, Ouvrière, 1992.

なお、Messu (p.7) は家族政策が複数の施策として実施されているので複数のものとして論じる必要があると述べている。他方、前掲(注3)の経済社会評議会報告書(p.144)はフランスでは様々な形態の家族政策があり、それらがすべての家族を平等に扱っていないので、それらを評価する際には家族政策を複数のものとして扱うべきだとも述べているが、一般的には単数の総合的家族政策として扱うべきとの立場を取っている。

年金基金を含む社会保障制度体がある。また、家族政策の手段としては①家族給付の支給や税額の減免による家族の可処分所得の増大、②教育、保健、保育に関する施設やサービスの可能な限り無料での提供、③家族によって消費される財・サービス（例えば、交通費）の価格の減免、④両親の労働生活に関する困難の除去、の四者が念まれる⁵⁾。

歴史的にみると、フランスの家族政策の生成と発展の思想的背景には出生促進主義 (natalisme) と家族擁護主義 (familialisme) の二大潮流があり、それぞれを代表する人々が政策形式に関与してきた⁶⁾。従って、家族政策というよりも出生・家族政策と呼ぶ方が適切であろう⁷⁾。そこで、以下では特に区別する必要がない場合には出生・家族政策と呼ぶことにする。本稿ではまず、フランスにおける出生・家族政策の目的と特質に若干触れる。次に、出生・家族政策が効果をもつための前提条件である正統性と国民における受容について論じる。最後に、出生・家族政策の効果の問題を出生促進、所得再分配、労働供給の観点から論じる。

2. 出生・家族政策の目的と特質

出生・家族政策とは限らず、政策効果の評価は目的の達成との関係で行われる。また、政策は目的に応じて様々な特質をもつ。Fagnaniによれば、他の EC 諸国と比べてフランスの家族政策は①「出生促進主義的」とされる目的の追求、②第3子の重点化、③家族給付の第2子以降からの支給、④大部分が拠出金による財源、⑤古くからの家族担当大臣の存在、といった特質をもつ⁸⁾。

このように近隣諸国との比較をしても歴史的な展開をみても、フランスの家族政策には出生促進主義的な意図が強く表れているが、最近の政府の公式見解では出生促進が必ずしも前面に出てこないようである。例えば、経済社会評議会の1991年の報告書では政府の諮問文書に書かれた家族政策の主要な目的として①家族の扶養負担の補償の一般的な、税制上の、社会福祉的な支援によって実現される社会的公正の目的、②所得制限付き給付の発展を正当化する、社会的再分配の目的 (1970年以降)、③第3子への支援強化に反映されるような人口学的目的、を挙げており⁹⁾、社会政策的目的が前面に出ている。

他方、Fragonardによれば、家族政策の機能としては①家族に対する適切な生活水準の保障、②若年層の教育・訓練、③子供の養育と両親の就業の両立、④就業女子と非就業女子の年金格差の是正、の四者がある。そして、これらの機能を通じて達成されるべき目的としては①家族の扶養負担の補償、②選択の自由の保証、③出生の促進がある。このような目的をもった家族政策の中心を占める家族給付制度には①受給の普遍性、②拠出金による資金調達、③居住地単位の基金、④法的枠組み、の四つの原則がある。また、その特質としては第一に、普遍性の原則にもかかわらず、フランスの家族給付の支給額は子供数、夫婦と子供の年齢、所得によって異なり、特定の種類の家族を優遇している。第二に、フランスの家族給付制度は家族形成の初期段階にいる夫婦を大幅に優遇するとともに思春期の子供をもつ夫婦を若干優遇している。第三に、フランスの家族給付制度は低所得層を優遇しているが、

5) Bertrand Fragonard, "Les fondements du système français", *CAF Dossiers*, No.4/1986, 1987, pp.4-5.

6) Messu, 前掲 (注4) 書。

7) 両者の定義と関係については以下の拙稿を参照されたい。

小島宏, 「出生政策と家族政策の関係について」, 『人口問題研究』, 第174号, 1985年, pp.63-68.

なお, 前掲 (注3) の経済社会評議会報告書 (p.144) は前述の通り家族政策を定義するとともに, 出生促進政策を「まずモデルを決定した上でそのモデルの枠内で家族の扶養負担を考慮に入れることを目的とするもの」と定義している。

8) Jeanne Fagnani, "Comparaison des politiques familiales en Europe", *Recherches et Prévisions*, No.32, 1993, p.24.

9) Conseil Economique et Social, 前掲 (注3) 書, p.33.

税制上の給付制度は高所得層を優遇している¹⁰⁾。

家族給付の中でも家族手当は古い歴史をもつが、人口の大部分を給付対象とするようになったのは1932年のことである。1939年の「家族法典」によって全人口を対象とするようになり、1945年の「社会保障法典」によって社会保障制度に統合された。第二次大戦後も、特に1980年前後と1985年前後に新規の手当が創設されたり、様々な改訂が行われて現在に至っている。また、多子家族に対する税制上の優遇措置も1920年、1939年に導入され、1945年には現在まで存続している「家族除数」の制度が創設された。1980年代に入ると「家族除数」も改訂されて多子家族に対する優遇措置が強化される一方で所得制限が設けられた。家族給付制度の歴史には1920年、40年、45年、80年、85年の頃に施策強化の波が見られるが、これらの波は出生促進的意図に基づくものであったと思われる。戦前については波が戦争前後に重なるが、これは青壮年人口の数がより直接的に兵隊の数と結びついたためだけでなく、政治的混乱の中で出生・家族政策が政治家の人気取りのために利用されたからでもある¹¹⁾。戦後については政権交代の時期にそのような波があるのも政治家が人気取りに利用したためであろう。従って、出生・家族政策の最も直接的な目的の一つは政治家の人気上昇かもしれないが、その効果として得票率ない支持率の上昇があったかどうかは今後検討すべき課題であろう。

3. 出生・家族政策が効果的であるための前提条件

出生促進政策が成功するための要件として、Chesnaisは①施策の作用する余地があること、②施策の的が良く絞られていること、③施策が近代的で、規模、革新性、一貫性、任意性といった特性について評価されること、の三者を挙げている¹²⁾。Leridonはむしろ政策客体の視点から出生促進政策が有効性をもつために尊重すべき原則として①明示され、国民が必要性を理解できないという偏見がないこと、②倫理性と有効性を保つため、国民の願望に直接抵触しないこと、③個人の選択の多様性を尊重し、その多様性の中で全体的目標を達成しうるし、達成せねばならないことを認識すること、の三者を挙げている¹³⁾。人口高等委員会の1980年の総括報告書はChesnaisと同様な点を指摘した後、出生行動に影響を与える諸要因が厳密に分析され、それぞれに政府が影響を与えられることが成功の前提条件であると述べている¹⁴⁾。

これらの大部分は、個別にみると家族政策が成功するための条件としての妥当なものである。しかし、これらの条件を同時に満足させることはできないし、様々な要素を考慮に入れた家族政策が実施されていることがそれを理解しにくくし、その効果を弱めている可能性が強い。Villacによれば、家族政策については①非介入、②選択の自由、③誘導性、④保険、の四つの概念ないし論理があり得るし、そのような国家と個人に関する概念とともに表明される、所得再分配における経済的論理として⑤社会福祉、⑥平等、⑦家族擁護主義、の三つの論理がある。フランスの家族政策においてこれらの異なる論理（①はフランスに無関係）がたとえ矛盾しないとしても共存することがその一貫性を損ない、その目的を理解しにくいものになっている¹⁵⁾。

10) Fragonard, 前掲(注5)論文, pp.5-9.

11) 小島 宏, 「家族に関する人口政策と永久平和」, 南亮三郎・石南國(編)『世界平和と人口政策』, 千倉書房, 1985年, p.75.

12) Jean-Claude Chesnais, "Les conditions d'efficacité d'une politique nataliste : examen théorique et exemples historiques", IUSSP (éd.), *International Population Conference, Florence, 1985, Volume III*, Liege, IUSSP, 1985, pp.416.

13) Henri Leridon, "Les politiques démographiques, sont-elles efficaces?", *Projet*, No.87, 1974, pp.778.

14) Haut Comité de la Population, *Rapport de synthèses des travaux du Haut Comité de la Population*, Paris, La Documentation Française, 1980, p.32.

15) Michel Villac, "Politique familiale et redistribution en direction des familles", *Recherches et Prévisions*, No.28, 1992, pp.9-10.

他方、1984年にEvelyne Sullerotが経済社会評議会の報告書を基に書いた書物が大きな反響を呼んで以来¹⁶⁾、家族政策の家族構成に対する中立性が問題とされるようになった。すなわち、家族政策が非標準的と考えられる構成の家族を優遇しているため同棲、離婚等を助長しているのではないかと憂慮されるようになった¹⁷⁾。実際、前述のFragonardの言葉の通り、フランスの家族政策は普遍性の原則にも関わらず、特定の属性をもった家族を優遇している。しかし、Claudeは家族に対する税制上の優遇措置についてであるが、限られた予算の下では政策の対象を絞った方が効果的であるという考え方を示し、単純性と透明性が必要であると述べている¹⁸⁾。従って、特定の対象に的を絞ることが正統化される限りにおいて、出生・家族政策が国民に理解されて受け入れられれば、ある程度の効果をもつことが期待される。

出生促進政策というよりも家族政策の正統性と有効性の観点から生活状態研究観測センター(CREDOC)は家族と家族政策に関するサンプル調査を1963年から実施してきた。これは1961年に全国家族手当金庫(CNAF)をはじめとする家族関係団体の要請を受けたためであるが、この目的は児童の扶養負担を評価し、社会的な正統性をもつ証明の手段(公的機関による科学的なサンプル調査)によって家族給付の継続と増額の必要性を示すことばかりでなく、家族給付が受給者によって適切に利用されていることを示すことでもあった。実際、家族給付による所得再分配については以前から論争があり、家族給付が本来の目的通りに利用されているかどうか論点となっていた。すでに1950年代初頭には、単一所得手当の支持者たちが国立人口研究所(INED)のサンプル調査によって不正受給が非常に少ないことを証明することを余儀なくされていた¹⁹⁾。1971年の「家族と若年層のニーズと願望」の調査は社会福祉施設の利用可能性や母親の時間配分といったテーマを扱い、1978年以降の「フランス人の生活状態と願望」の年次調査はそれらに関する主観的なデータの時系列を提供している²⁰⁾。これらの調査もやはり、政府介入を正統化ないし正当化するような結果を出している。

1991年と1992年の調査結果を紹介したStrobel et Villacによれば、対象者の96%が扶養する子供がある家族を支援することが重要だと考えており、社会保障の各部門の給付のうちで家族給付を増額すべきであるという回答が最も多かった(25.7%)。他方、回答者が現行の家族給付制度の目的と考えているものの順位は前述の政府の明示的な意図とは若干異なり、①出生率維持(22.9%)、②貧困対策(22.7%)、③所得と無関係な、子供をもつ家族の支援(15.4%)、④所得格差是正(14.7%)、⑤乳幼児をもつ家族の支援(11.8%)、⑥問題を抱える家族の支援(6.5%)、⑦家族の住宅状況改善(4.9%)、⑧わからない(1.1%)の順であった。しかし、今後第一の目的とすべきものの順位は政府の明示的な意図に近く、同じ1991年の調査では②(33.3%)、④(24.0%)、③(9.9%)、①(9.0%)、⑤(8.7%)、⑥(8.2%)、⑦(6.6%)、⑧(0.3%)の順であった²¹⁾。従って、全体としての家族政策ないし家族給付制度について国民はかなりの程度理解を示し、受け入れていることがわかる。

他方、フランスの人口政策は調査研究・情報普及活動が中心であると言われ²²⁾、人口家族高等審議

16) Evelyne Sullerot, *Pour le meilleur et sans le pire*, Paris, Fayard, 1984.

17) そのような関心に触発された家族政策に対する批判としては例えば、以下の書物がある。

René Théry, *Pour une politique de la famille*, Paris, Cerf, 1988.

18) Claude, 前掲(注2)論文, p.26.

19) Rémi Lenoir, "Transformations du familialisme et reconversions morales", *Actes de la Recherches en Sciences Sociales*, No.59, 1985, pp.35-36.

20) Benoît Riandey, "Répertoire des enquêtes démographiques : bilan pour la France métropolitaine", *Revue française de Sociologie*, Vol.30, No.2, 1989, pp.285.

21) Pierre Strobel et Michel Villac, "Les Français face aux politiques familiales", *Recherches et Prévisions*, No.33, 1993, pp.17-22.

22) Direction de la Population et des Migrations, "Rapport d'activité 1990", Paris, DPM, 1990, p.7.

Direction de la Population et des Migrations, "Rèperes sur la population", Paris, DPM, p.20.

会の前身も1965年と1980年に人口情報に関する報告書を出してきた²³⁾。また、INEDも1947年から1987年まで16回(1947, 49, 55, 56, 59, 62, 65, 66, 67, 68, 74, 75, 76, 78, 82, 87年の各年)にわたって継続的に人口に関する意識調査を実施してきた²⁴⁾。それらの調査では、出生行動・意識とともに人口政策に対する意識も尋ねられている。それらの結果によれば、理想子供数が完結子供数を上回る者が多く、出生・家族政策に賛成する者が多いことから、ある程度は政府介入が正統化されている。

INEDの意識調査のうちで結果が公表されているものとしては最新のものである1987年の「人口、結婚、生殖に関する意識調査」を分析したCharbitによれば、対象者の47.1%が人口増加を望み、43.8%が人口維持を望み、わずか5.8%しか人口減少を望んでいない(3.3%が無回答)。また、対象者の53.0%が子供をもちたい夫婦を支援するため、政府が施策を講じるべきだと考え、42.9%がその問題は夫婦のみに関わるものであると考える。予想されるように、出生増加を望む者の中には政府介入に賛成する者が多い。人口増加を望む者では63.7%が政府の介入に賛成し、人口維持を望む者では44.7%が政府の介入に賛成し、人口減少を望む者でさえ35.6%が(出生抑制的な)政府の介入に賛成している。また、上級職者で人口増加を望む者の割合と政府介入に賛成する者の割合が高いのが目に付く²⁵⁾。

全体として、家族への経済的支援(家族給付、税制上の優遇措置等)は対象者のうちの37.3%によって適正だと考えられており、44.3%によって不十分だと考えられている。また、第3子を生んだ母親が育児のために家庭に留まった場合に3年間支給される2,400フランの(養育親)手当は82.2%もの対象者によって良い施策であると考えられている。また、その改善方法として39.2%の者が「低所得家庭への給付の増額」、24.5%の者が「第2子からの支給」、19.2%の者が「支給年数延長」、15.0%の者が「現行給付の増額」、2.1%の者が「変更せず・無回答」を選択した²⁶⁾。従って、最近のフランスでは政府の家族への介入、特に経済的支援が支持され、正統化されていることがわかる。

しかし、政府介入に賛成する者は常に多数派を占めていたわけではなく、1975年と1976年のINEDの意識調査の結果を見ると、少数派から多数派への変化が認められる。すなわち、1975年には出生力低下を停止させるために政府が対策を講じるべきだとする者が39%で、講じるべきでないとする者が47%であったが、1976年にはそれぞれ46%と37%となった。無回答の者が14%から17%へと増加したことやサンプル誤差があることを考慮してもやはり変化があったと考えるべきであろう。しかし、1976年の調査では政府が出生促進のための宣伝(プロパガンダ)をするべきでないとする者が50%で、するべきだと考える者の割合(36%)を上回っていた²⁷⁾。従って、このような逆転の背後には政府の積極的な情報普及活動があり、一部の者はそれに対する反感をもったのかもしれない。

この1976年調査の分析結果に基づいて無回答の割合を職業別に分析したLenoirによれば、家族政策に関する質問のうちで一般的で実体験から遠いもの(例えば、出生力低下を停止させるための政府介入の必要性)については一般大衆の回答率の方が上級職者・自由業者よりも低いが、具体的で日常生活に影響があるもの(例えば、女子の就業に関するもの)については一般大衆の回答率が同等かそ

23) Haut Comité consultatif de la Population et de la Famille, *L'information de l'opinion sur les problèmes démographiques*, Paris, La Documentation Française, 1965.

Haut Comité de la Population, *L'information démographique*, Paris, La Documentation Française, 1980.

24) Riandey, 前掲(注20)論文, p.293.

25) Yves Charbit, "L'opinion sur la politique démographique, la nuptialité et les nouvelles techniques de procréation en mai 1987", *Population*, Vol.44, No.6, 1989, pp.1160-1161.

26) Charbit, 前掲(注25)論文, pp.1161-1162.

27) Henri Bastide et Alain Girard, "Attitudes des française sur la conjoncture démographique, la natalité et la politique familiale à la fin de 1976", *Population*, Vol.32, No.3, 1977, p.538.

れ以上に高くなっている。従って、家族生活の政治化の度合いについて階層間の差異があることになる。また、最近の各種調査の結果でも上級職者・自由業者がほぼ一貫して政府介入に対してもっとも好意的である²⁸⁾。同様に、1970年代のINEDの意識調査結果を分析したHussも①エリートと一般大衆の間に差があるが、縮小しつつあること、②言動と行動の間に差があるが、出生目標達成の阻害(理想児数と完結児数の差)要因を克服するために必要なすべての条件が政策によって満たされるとすれば、その差も縮小する可能性がある。すなわち、フランスの世論は出生促進政策に好意的なエリートと、伝統的に反出生促進主義的だが変化しつつある人々を含む一般大衆によって形成されている²⁹⁾。政治家たちはこのような世論を考慮しながら政策決定を行っている。

さらに、Lenoirも各種調査結果の分析結果から上級職者と自由業者が妻の就業の有無に関わらず、出生促進主義的であることを示し、その理由を考察している。すなわち、彼らの間では出生減退が悪いことであると考える者の割合が高いし、職業活動と母親としての活動の両立を可能にするためにハーフタイムの仕事を増やすことが好ましいと考える者の割合も高い。しかし、同時に彼らこそ出生力低下が最初に生じ、特に妻が高等教育を受けた場合に出生力低下の度合いがもっとも大きく、妻がパートタイムの仕事に就く度合いがもっとも小さい階層である。このようなエリート層における家族領域での二面性は彼らの立場に関する両義性から生じるが、これは彼らがブルジョアであると同時に支配層であるという「社会的二重人格」によるものである。彼らはその地位ゆえ、特に代表となる場合に責任を与えられ、全体的利益(国家の至上の利益)に基づく言動と行動をとる傾向があるが、これは彼らの階層全体の利益とは必ずしも一致しない。エリート層にとっての公私の区別が重要で、他人にとって良いことが自分にとって良いことである限りは両者の区別を行うことが非常に困難であるが、出生促進主義については自らが出生抑制主義的行動をとっているため立場上の発言ができる³⁰⁾。

国際的にみると、フランスは他の西欧諸国と比べて世論が出生促進主義に傾いている³¹⁾。また、この傾向は高い社会経済的地位をもつ者で強くみられるが、これは1980年代にオランダやイタリアで行われた調査の結果と逆の傾向である³²⁾。出生促進政策についてオランダとイタリアの調査結果を分析したPalomba *et al.* は低学歴の者で政府の介入に賛成する傾向が強いことを見出している³³⁾。他の西欧諸国と比較してフランスで人口問題に対する関心が高いのはフランスの政治的地位が低下した1870~1940年代に人口が停滞していたこと、特にライバルの隣国ドイツでこの間に人口が4,000万人から7,000万人に増加したことがあると言われる³⁴⁾。そして、フランス国民が出生促進主義的で政府介入に受容的である背景には普仏戦争以来、一貫した、中央集権的な政府による情報普及活動があると思われる。戦争が終わる度に敗戦や苦戦の一因として低出生力、人口高齢化、人口活力の無さが挙げられ、出生促進主義的キャンペーンが繰り返されてきたし、最近では移民の増大との関係で出生促進を唱える政治家もいる。また、戦前からマスメディアやそこに登場するインテリの論調が出生促

28) Rémi Lenoir, "L'état et la construction de la famille", *Actes de la Recherches en Sciences Sociales*, Vol.91/92, 1992, p.21.

29) Marie-Monique Huss, *Demography, public opinion and politics in France 1974-80*, London, Department of Geography, Queen Mary College, University of London, 1980, pp.47-48.

30) Lenoir, 前掲(注19)論文, pp.43-44.

31) Huss, 前掲(注29)書, p.25.

32) 小島宏, "Attitudes toward Fertility Trends and Policy in Japan", 『人口学研究』, 第15号, 1992年, p.21.

33) R. A. Palomba *et al.*, "Attitudes toward Demographic Trends and Population Policy: A Comparative Multivariate Analysis of Survey Results from Italy and the Netherlands", *European Journal of Population*, Vol.4, No.4, 1989, p.311.

34) Richard Tomlison, "The French Population Debate", *Public Interest*, No.76, 1984, p.112.

進主義的である場合が多いことや、政治家やインテリに率いられた出生促進主義的団体が活発な活動を繰り広げてきたことも無視できない。

1945年に創設されたINEDは調査研究活動とともに情報普及活動を主要目的としており、1968年には人口家族高等諮問委員会の要請に従って人口教育資料の作成を主要目的の一つとする人口問題情報センター(CIPP)が付設された。このように国立研究機関が非中立的な立場をとることについては批判があるが³⁵⁾、このような状況が続いているところをみると、それが少なくとも政府関係者やオピニオン・リーダーの多くには支持されているものと思われる。また、一般大衆の多くも支持ないし黙認しているものと思われる。CREDOCやCNAFによる調査研究活動や情報普及活動に加えて、INED等の人口関係機関の努力が複雑な家族給付制度の理解に役立ち、出生・家族政策を受け入れやすくし、その効果を高めている可能性がある。

4. 出生・家族政策の潜在的効果

フランスでは家族政策がある程度、出生促進主義的意図に基づいていたため、かなり以前からその出生促進効果を明らかにするための試みが行われてきたが、つい最近までのものは必ずしも科学的でない手法によるものであったし、手法が改善された最近の研究でさえ出生促進効果を完全に明らかにしているとは言い難い。これは出生促進政策の効果ないし有効性を定義し、測定することが困難なためである。Chesnaisによれば、有効性は実施された手段とその手段を特徴付けるような、達成された成果との関係である。それは、人口学的指標の変化をそれに対応する施策の合成指標の変化と比較することによって測定する。しかし、施策の指標は不正確かつ不適當なことが多く、存在しない場合すらある³⁶⁾。他方、経済社会評議会の1991年の報告書は家族政策の有効性を明確に定義していないが、目的との関係で測定する必要があり、その指標の選択は家族政策の動機付けとの関係で中立的でない³⁷⁾と述べている。従って、出生・家族政策の効果ないし有効性の測定は、別個の施策体系の枠内で個別に行われる必要がある。

他方、家族政策としての所得再分配政策の効果ないし有効性の指標として扶養子供数に応じた家族給付の家計(収入と支出)に対する効果も推計されてきた。しかし、この種の研究は因果関係がより直接的なため、方法論上の問題は比較的少ないが、家計の状態の変化を通じた出生・家族政策の出生行動に対する影響を明らかにすることはできなかった。また、両親、特に母親の労働供給に対する出生・家族政策の効果についても測定が困難である。第一に、全般的に女子の就業率が上昇している状況においてはどの程度までが政策の変化による労働供給の増大でどの程度までが労働供給の増大による政策の変化かを見定めるのが難しい。第二に、実施時の経済情勢が決定的であるため、政策効果を測定するためにはその影響が特定されねばならない³⁸⁾。しかし、社会行動に影響を与える要因は多数あるし、それらを統制することは困難であるので、いずれの政策についてもその効果を測定することは容易でない。

(1) 出生力に対する効果

1950年代のFebvayによる研究では社会経済的階層間の出生力格差の変化と各階層が家族給付制

35) 例えば、以下のものがある。

Bertrand Lemennicier, *Le marché du mariage et de la famille*, Paris, PUF, 1988, p.194.

Hervé Le Bras, *Marianne et les lapins. L'obsession démographique*, Paris, Olivier Orban, 1991.

36) Chesnais, 前掲(注12)論文, p.413.

37) Conseil Economique et Social, 前掲(注3)書, p.144.

38) D. Blanchet *et al.*, "Feminine Activity and Fertility in France", EC (ed.), *Study on the Relationship between Female Activity and Fertility*, Volume 2, Brussels, EC, 1991, p.30.

度の対象となった時期を結び付けて家族給付の出生促進効果の存在を示そうとしたが³⁹⁾、他の条件が統制されていないため必ずしも証明されたとは言い難い。1970年代には Lery が同様の研究を行い、Calot and Hecht が他の西欧諸国との合計特殊出生率 (TFR) の比較に基づいてフランスにおける家族給付の出生促進効果を TFR の 10% ないし 0.2 の上昇と当て推量している⁴⁰⁾。また、de Lavergnée の研究のように税制の時系列的変化や課税対象期間の推移が出生の数やタイミングに影響を与えていない可能性が強いことを示そうとしたものもあったが⁴¹⁾、やはり他の条件が統制されていないため必ずしも証明されたとは言い難い。1980年代に入ると、より科学的な手法による実証分析が行われるようになり、この当て推量を裏付けるような形で Ekert が EC8 カ国のマクロデータに基づく重回帰分析によってフランス並の家族給付が TFR を 0.2 (10%) 上げること、子供の総費用をまかなうような給付が TFR を 0.5 上げること、月額 100 ドルの給付が TFR を 0.1 上げること示した⁴²⁾。また、Blanchet が仮定的な家族給付増額と仮定的な追加出生児数の関係から 3 子家族のみへの月額 1,000 フランの給付が 3 子家庭を 16% 増やすことを示した⁴³⁾。さらに、Blanchet and Ekert-Jaffé の研究も、Ekert と同様手法で同様の結果を得ている⁴⁴⁾。

これに対して Blanchet *et al.* のマイクロ・シミュレーションに基づく推計によれば、フランスの家族給付を他の西欧諸国並に低水準で出生順位による差がないものにする、TFR が 0.4 下がることになる。従って、フランスの出生・家族政策の潜在的出生促進効果が以前の推計結果より大きなものとなるが、これは母親の就業に対する効果を通じた効果によるものであろう⁴⁵⁾。Ekert と同様の手法による Gauthier の研究は OECD 諸国における家族給付平均額の 25% 増額が TFR を 0.02 上昇させること、出産休暇中の平均補償額の 25% の増額が同じ効果をもつこと、公立保育所の供給増加が TFR を若干低下させることを示している。さらに、22 カ国を三つのグループに分け、フランスを含む家族給付と保育施設に関する施策が手厚い 4 カ国 (他にオーストリア、ベルギー、ルクセンブルグ) ではそれらの施策の強化があまり大きな効果をもたないが、出産休暇中の平均補償額の改善が比較的大きな効果をもつことを見出した⁴⁶⁾。

他方、Ekert-Jaffé et Maugué はマイクロ・データ (INED の家庭生活・職業生活に関する調査) を用いて、有配偶女子における家族給付の出生促進効果を分析している。その重回帰分析の結果によれば、子供 1 人当たり 1,000 フラン (1988 年価格) の家族給付増額 (家族給付総額の 6 分の 1) は 1 年後に出生児数を 0.073 人増加させることになる。従って、小さいが確実な出生促進効果があることに

39) Maurice Febvay, "Niveau et évolution de la fécondité par catégorie socio-professionnelle en France", *Population*, Vol.14, No.4, 1959, pp.729-739.

40) Alain Lery, "L'évolution de la fécondité avant et après la dernière guerre", *Economie et Statistique*, No.37, 1972, pp.21-33.

Gérard Calot and Jacqueline Hecht, "The Control of Fertility Trends", Council of Europe (ed.), *Population Decline in Europe*, London, Edward Arnold, 1978, pp.178-196.

41) Nicolas Brejon de Lavergnée, "Pour une réforme du quotient familial", *Revue de Science Financière*, Vol.68, No.2, 1976, pp.304-308.

42) Ekert, 前掲 (注 2) 論文, p.344.

43) Blanchet, 前掲 (注 2) 論文, "Les effets démographiques...", pp.114-117.

なお、Blanchet の次の論文では母親の就業状態別の効果が分析されている。

Didier Blanchet, "Contraintes économiques, politique familiale et arbitrage activité féminine-fécondité", INED (éd.), *Démographie, famille et société en France et en Union Soviétique*, Paris, INED / PUF, 1992, pp.65-77.

44) Blanchet and Ekert-Jaffé, 前掲 (注 2) 論文, p.12.

45) Blanchet *et al.*, 前掲 (注 38) 論文, p.47.

46) Anne Gauthier, "Family Policies in Comparative Perspective", *Centre for European Studies, Nuffield College, Oxford, Discussion Paper*, No.5, 1991, p.20.

なる。この結果は第3子が第2子の2倍、第1子の20倍の給付を支給されることを考慮に入れている。また、これはBlanchet and Ekert-Jafféによるマクロ・データの分析結果（1988年価格の1,000フランの家族給付増額による合計特殊出生率の0.077の増加）とほぼ同じ効果を示している。また、出生順位別の分析結果はこの家族給付増額の潜在的効果が主として第3子における効果によるものであることを示している。第1子に関する分析結果はその出生が経済的変数によって左右されないことを示し、第2子に関する分析結果は家族給付増額が統計的に有意な効果をもたないが、有配偶女子の就業所得が有意な効果をもつことを示している。所得の効果は第3子以降で非常に有意なものとなり、就業の中断による所得喪失の可能性が出生に関する意思決定に大きな影響を及ぼしていることが伺われる。また、第3子に対する1,000フランの家族給付増額は1年後に第3子の出生を0.013人（32%）増加させることになる。第4子以降の出生は稀になっているため、第4子に対する家族給付増額はあまり効果がないようである。従って、家族給付の出生促進効果はないとは言えないが、限界的な部分で社会環境と出生力の根本的傾向に適合した場合にのみ効果があるようである。フランスにおける家族給付の小さいが無視できない効果は出生力低下で大きな影響を受けた第3子に対するものである。この分析結果の統計的妥当性を信じるとすれば、家族給付がなければ第3子を生まなかつたであろう有配偶女子の13%が第3子を生んだことになる⁴⁷⁾。

以上でみた通り、出生・家族政策、特に家族給付は必ずしも大きな出生促進効果をもたないが、この理由としては様々なことが言われている。Tapinosは①逆効果、②代替効果、③夫婦の希望への逆行、の三者を挙げている。逆効果としては夫婦に出生力決定における経済的要素の重要性を認識させることと所得分配を悪化させることがあり、出生抑制効果をもつ可能性がある。また、代替効果とは、家族給付が一時所得ではなく定期所得として認識されるようになると、それが予定された養育費の一部として家計に組み込まれて出生促進効果をもたなくなることを言う。夫婦の希望に逆行する場合、政府が利用できる手段では出生促進をすることができない⁴⁸⁾。また、人口高等委員会による1980年の総括報告書はその時点のフランスの出生促進政策があまり有効でない理由として①制度が非常に複雑になったこと、②経済的誘因の実質価値が次第に低下したこと、③人口目標が社会保障目標のためにぼやけてきたこと、④一部の経済的誘因が他の政策目標と両立しなくなってきたこと、⑤家族に対する施策全体が縮小したこと、の五者を挙げている⁴⁹⁾。しかし、出生・家族政策が必ずしも大きな出生促進効果をもたないとしてもすでに実施しているフランスのような国ではやめることができない。Leridonによれば、その理由は①有効性が証明されなくても皆無とは言えないこと、②政策の後退が国民の反発を招き、出生力低下をもたらす可能性があること、③家族政策として実施されている場合には他の目的もあること、の三者である⁵⁰⁾。

(2) 所得再分配に対する効果

家族給付制度による家族間の所得再分配に対する影響は給付を通じたものだけに留まらない。各家族（就業者）は家族手当金庫に対する拠出を行っているからである。そこで、1983年の一地方（Saône-et-Loire）におけるクロスセクションのデータからであるが、世帯の収支に関する推計がSimmonet et Billerによってなされた。全受給世帯の平均月額についてみると、1,460フランを受給

47) Olivia Ekert-Jaffé et Christine Maugué, "La politique familiale", Georges Tapinos (éd.), *La France dans deux générations. Population et société dans le premier tiers du XXI^e siècle*, Paris, Fayard, 1992, pp. 249-253.

48) Georges Tapinos, *Eléments de démographie. Analyses, déterminants socio-économiques et histoire des populations*, Paris, Armand Colin, 1986, pp.324-325.

49) Haut Comité de la Population, 前掲（注14）, pp.49-51.

50) Leridon, 前掲（注13）, p.778.

し、585 フランを拠出したが、各家族の状況、特に子供数によって収支の状況は大きく異なった。子供数に伴って給付額が増えるため、無子家族は拠出金の63%の給付金（産前手当と住宅手当）しか受け取れず、収支がマイナスになったのに対して、1子家族は142%、2子家族は159%、3子家族は458%、4子家族は971%と収支がプラスになり、子供数が3人以上になると黒字が増えた。また、子供の年齢によっても給付額が異なるが、拠出金は子供の数と年齢によってほとんど変わらないので、子供の数と年齢に伴う収支の変化は主として給付額の変動による。

しかし、所得についてはその変化に伴って給付額が変動するだけでなく、拠出金も変化する。税引き後の所得月額が0フランでは給付額が3,000フラン強で拠出金が0フランであるが、所得の上昇に伴って給付額が急減すると同時に拠出金が増え、所得月額が12,500フランあたりで両者が同じになった。所得月額が1,700フラン未満の家族ではほぼ100%が拠出金を上回る給付金を受け取っていたが、所得月額が8,500フラン以上では40%程度になった。これは拠出金が所得月額の上限まで所得とともに増加し、多子家族では母親の就業率が低いために所得が低くなり、一部の手当が子供の数と年齢によって所得とともに変化し（支給できなくなり）、片親手当が低所得層に集中的に給付されるためである。片親家族では拠出月額が292フランであるのに対して支給月額が1,667フランと後者の前者に対する比が559%にも上った。また、両親揃った家族では片稼ぎの場合は拠出月額が483フランで支給月額が1,742フランで比が358%となっていたが、共稼ぎの場合は拠出月額が958フランで支給月額が883フランで比が93%となっていた。従って、共稼ぎの場合は狭義の家族給付の収支についてだけみると赤字になる⁵¹⁾。しかし、i時点でも片稼ぎ家族と共稼ぎ家族の間には世帯所得に大きな差があるし、同一の家族でもライフサイクルの段階に応じて共稼ぎになったり、片稼ぎになったりするのでそれらを考慮した推計も必要であろう。

このような推計は直接的には家計に対する効果、間接的には出生促進的な効果を探ることを目的として1980年代初頭からCalotを初めとする研究者によってなされてきた⁵²⁾。Lattèsによる第3子出生時の母親の退職による賃金喪失の補償に関する推計結果によれば、第3子出生後の20年間の年平均の収支についてみると、所得階層にかかわらず、母親が第3子出生に伴って退職した場合、賃金の43~48%が（税制上の優遇措置を含み、その割合は高所得層ほど高い）家族給付によって補償されるが、世帯所得は4~5分の1低下することが示されている。従って、このような機会費用のほかにかかる第3子の直接費用を考慮に入れると、第3子を出産するために退職すると生活水準が大幅に低下し、家族給付による補償が十分でないことがわかる⁵³⁾。

結局、現行の家族給付制度は必ずしも有配偶女子の就業を前提として作られてこなかったため、両親の就業と出産・育児を両立させようとする家族にとっても両立をあきらめた家族にとっても不満足なものとなっている。従って、就業する母親が多数派となった現在、それは出生促進的な効果を十分にもちえない。それどころか、Raymondによれば、1985年に創設された乳幼児手当（AJE）と養育親手当（APE）が1986年の法律改正によって支給条件が変わったため、かえって出生抑制効果をもつようになったとのことである。すなわち、所得制限があるAJEの生後4ヶ月目以降の分が3歳未満の子供の数に関係なく1家族について1人分しか給付されなくなり、APEも併給できなくなったため、

51) G. Simmonet et F. Biller, "Prestations/Cotisations : une mesure de la redistribution", *CAF Dossiers*, No.4/1986, 1987, pp.35-39.

52) Gérard Calot, "Niveau de vie et nombre d'enfants : un bilan de la législation familiale et fiscale française de 1978", *Population*, Vol.35, No.1, 1980, pp.9-55. なお、この内容については前掲（注2）拙稿、「フランス——女性労働と家族形成」で紹介している。

53) Gérard Lattès, "Aide à la famille et coût des enfants", *Economie et Statistique*, No.203, 1987, pp.61-67.

就業中断の回数と期間を減らすために3年以内に2人の子供を生もうとする有配偶女子にとって不利な制度となった。同時に、若い夫婦に対する貸付金制度が結婚後4年以内の出生数に応じて減額されるという制度が廃止されたことも出生抑制効果をもったと言われる⁵⁴⁾。法律改正の目的は家族間の公平と出生の促進であったが、逆効果をもたらした可能性すらあるわけで、家族政策の評価の難しさを物語っている。

(3) 労働供給に対する効果

出生・家族政策が両親、特に母親の労働供給に及ぼす影響についてフランスで研究が行われるようになったのは比較的最近のことであるためか、それらの研究は必ずしも実証的なデータに基づいているわけでない。例えば、Hantraisは育児休業制度がなくなったイギリスと比べてフランスでは有配偶女子が育児のために安定的な雇用の継続を犠牲にする必要がないと制度上の可能性について述べたり、パートタイム雇用を促進する政策を採らないイギリスと比べてそれを採るフランスでは出産・育児期の就業継続が可能になっていると述べたりしているが、実際の育児休業の取得状況や出産・育児期のパートタイム就業について数値が示されている訳ではない⁵⁵⁾。しかし、実証的な研究も増えつつある。

Blanchet *et al.*によれば、Bourguignon et Magnacが家族給付と税制上の給付の有配偶女子の就業率に対する有意な負の効果（就業率を低下させる傾向）を見出したが、扶養する子供が税制で完全に無視されると就業率が低下する傾向も見出した。また、育児休業制度や保育制度の労働供給に対する影響に関する同様の実証研究はないようである。さらに、彼ら自身のマイクロ・シミュレーションに基づく推計結果によれば、フランスの第3子に的を絞った高水準の家族給付は母親の就業率を上昇させている。これは第3子に対する高額の給付を休業補償として使う母親よりも保育費用として使う母親の方が多いためだと解釈されている⁵⁶⁾。このことは間接的にフランスの保育政策の就業促進効果（そして出生促進効果）も示している。

他方、フランスの育児休業は1984年1月4日の法律により制定され、100人以上の規模の企業に1年以上勤務した両親のいずれかが育児のために子供が3歳になるまで完全または部分的に休業することができる権利が与えられたが、1991年1月3日の法律でハーフタイム以外の週当たり16時間からフルタイムの80%までの範囲で休業中の労働時間を選択する権利とともに復職時に職業訓練を受けられる権利が与えられ、1993年1月27日の法律で企業による復職時ないし復職前の職業訓練が規定された⁵⁷⁾。また、1985年1月4日の法律により制定され、1986年12月29日の法律で対象者について修正が加えられたAPEは過去10年間に2年以上の就業経験がある両親のいずれかが第3子の養育のために就業しない場合に3歳になるまで支給される。これは事実上第3子を生んだ雇用労働者世帯に対する育児休業手当となっているが、1993年1月1日現在の給付額は2,871フランである。これらを含む家族政策上の施策が世帯の労働供給に対して及ぼした影響を評価することは容易でないが、いくつかの試みがなされている。

1992年にCNAF等が全国の事業所、官公署等で実施した「育児休業」に関するサンプル調査の結果を分析したRenaudatによれば、育児休業制度の利用者は推定対象者の10%程度で利用率は比較的低く、利用者のうちで女子が占める割合は民間部門で98.5%、公共部門で99%と、父親の労働供給にほとんど影響を及ぼしておらず、母親の労働供給に与える影響も比較的小さい。出生順位別にみると

54) Michel Raymond, "La loi du 29 septembre 1986 relative à la famille : complexe, injuste et anti-nataliste", *Droit Social*, No.4, 1987, pp.335-344.

55) Hantrais, 前掲(注2)論文, pp.1004-1006, 1010-1011.

56) Blanchet *et al.*, 前掲(注38)論文, p.30, 41.

57) Evelyne Renaudat, "Les salariés en congé parental", *Recherches et Prévisions*, No.32, 1993, p.13.

育児休業取得者の40%前後（官公庁45%、公共企業体40%、民間38%）が第3子出生後に取得しており、APEの効果が明かである。また、1991年にパートタイムの育児休業を取得する者が急増したことから、1991年の法律改正の影響による可能性が強い⁵⁸⁾。

他方、家族手当金庫の社会福祉職員による質的な調査の結果によれば、雇用保障と所得減少に関する不安から中級職者や不安定就業者はパートタイム就業を選択できないため、これらの労働条件の改善は必ずしも有配偶女子の労働供給に対して大きな効果をもたない。また、中級職者は再適応を容易にするための職業訓練を得にくいことによる復職への不安から育児休業制度をあまり利用できない⁵⁹⁾。しかし、後者の問題に関しては1991年と1993年の法律改正によりある程度解消されたはずである。従って、育児休業制度は乳幼児をもつ母親の一部の労働供給を減少させていることは確実であろう。また、第3子を生んだ母親についてはAPEの効果と相まって労働供給の減少を促進している度合いがさらに大きいようである。しかし、これらの制度が有配偶女子の労働市場からの完全な撤退を阻止しているとすれば、ライフサイクルを通じての労働供給を増大させている可能性もある。また、育児休業を取得せずに就業を継続する母親が多いことは間接的に保育政策が成功し、労働供給の増大に寄与していることを示す。この点についてはイギリス、旧西ドイツやその他のEC諸国との比較研究でも指摘されている⁶⁰⁾。

5. おわりに

フランスでは出生・家族政策の潜在的効果を上げるため、その改善について様々な提言や勧告が行われている。人口高等委員会は1980年の総括報告書の中で採択した出生促進政策の今後の方向付けとして①出生増加の障害となっている要因全体に影響を与える必要があること、②両親の就業と出産・育児の両立を優遇する必要があること、③三人以上の子供をもつ家族の状況は特別の権利の認知を必要とすること、④家族手当は実際の子供のコストを考慮する必要があること、の四者を挙げている⁶¹⁾。また、その後身の人口家族高等審議会は1992年の報告書での「職業生活と家庭生活の両立の促進」に関する勧告として①労働・雇用条件改善のための政労使による協議、②雇用労働者にとって差別的な選択でないパートタイム労働の整備、③育児休業の有給化、④病児看護休業の一般化、⑤政治的、経済的指導者への情報提供と啓発、⑥地方レベルでの保育サービスの調整機関の設置、⑦企業による保育サービスに対する具体的な貢献の促進、⑧子供の就学時間外の活動のための機関の整備、⑨地方レベルでの保護と相互扶助の促進、⑩子供と家族に関する個人と社会の責任意識の啓発、を挙げている⁶²⁾。

他方、家族政策の今後の方向付けについては、経済社会評議会の1991年報告書の巻頭の意見書部分で①家族扶養負担の補償の増額、②家庭生活と職業生活の両立の促進、③住宅援助の再考、④家族政

58) Renaudat, 前掲(注57)論文, p.9, 13, 16.

59) CNAF, "Conciliation entre vie familiale et vie professionnelle. Regard critique et suggestions d'un groupe de travailleurs sociaux de caisses d'Allocations familiales", Haut Conseil de la Population et de la Famille, *Vie professionnelle, logement et vie familiale*, Paris, La Documentation Française, 1992, pp.64-65.

60) Hantrais, 前掲(注2)論文, pp.1008-1010.

Jeanne Fagnani, "Travail et fécondité en France et en Allemagne de l'Ouest. Les Françaises font-elles des prouesses?", *Revue française des Affaires sociales*, Vol.46, No.2, 1992, pp.142-143.

Heather Joshi and Hugh Davies, "Child Care and Mothers' Lifetime Earnings: Some European Contrasts", *Centre for Economic Policy Research Discussion Paper Series*, No.600, 1992, pp.22-23.

61) Haut Comité de la Population, 前掲(注14)書, p.33.

62) Haut Conseil de la Population et de la Famille, *Vie professionnelle, logement et vie familiale*, Paris, La Documentation Française, 1992, pp.47-54.

策の財政的側面の再検討、の四者が提案されている⁶³⁾。また、CNAFの副総裁のSteckは家族給付制度の今後の問題と方向付けとして①家族部門の財政調達、②家族手当給付額の所得による調整、③乳幼児期と思春期に対する支援、④総合的家族政策、⑤家族社会学的事象に対する中立性、⑥家族給付の単純化、⑦家族給付と子供の権利、⑧EC統合、を挙げている⁶⁴⁾。

いずれの提案ないし勧告もフランスの家族政策の効果を高める上では重要な指摘であろう。しかし、Bichotが「文化大革命」と呼ぶような家族政策の役割に対する考え方の変革がそれ以上に求められているのかもしれない。すなわち、家族政策は政府から家族への一方的援助ではなく、若年層に対する人的資本投資（社会化された世代間の交換）であるとの認識をもち、それを交換的公正（justice commutative）と選択の自由を尊重するようなものにする必要があるのかもしれない。そうだとすれば、彼の提案のように①年金権の付与を若年層への投資に対応したものに改革すること、②教育、家族給付、若年層の疾病保険に対する拠出を統合すること、③20種類以上ある家族給付を2種類（所得制限の有無による）に統合すること⁶⁵⁾、がより根本的な改善の方向なのかもしれない。また、そのアイデアにつながるような考え方を示したLemennicierが述べるような家族給付制度の逆効果ないし経済学的諸問題（家族内移転の減少、出生行動の経済的合理性の無視、劣等財としての子供のサービスの無視、合理的期待形成の無視）と改善提案も検討に値する⁶⁶⁾。これらの提案や勧告は、わが国を含めた先進諸国で家族政策を立案・策定する際にも考慮すべき点であろう。

63) Conseil Economique et Social, 前掲（注3）書, pp.11-20.

64) Philippe Steck, *Les prestations familiales*, Paris, PUF, 1993, pp.118-124.

65) Bichot, 前掲（注4）書, pp.173-177.

66) Lemennicier, 前掲（注35）書, pp.181-195. なお、人口学者には周知であるが、Demenyも同様の提案を行ってきている。例えば、次の文献を参照されたい。

Paul Demeny, "Re-Linking Fertility Behavior and Economic Security in Old Age : A Pronatalist Reform", *Population and Development Review*, Vol.13, No.1, 1987, pp.128-132.

男女別労働力生命表：1990年

石川 晃

1. はじめに

労働力の需給量を表す労働力率は、経済活動人口構造の基本的指標として重要な意味をもち、労働力人口の需給バランスは、経済動向や社会情勢に影響を及ぼす。とくに、近年の人口高齢化の進展に伴い、労働力人口の高齢化が急速に進展し、さらに高学歴化による若年労働力人口の減少が労働力人口の減少および高齢化を促進させている。また、一方で今後人口高齢化がさらに進行し、高齢者の福祉施策や経済的援助体制すなわち年金等の社会的な経済負担が大きな社会問題となっている。そのような、労働力人口の年齢構造の変化と経済発展さらに社会福祉政策の財源とは密接に関係し、同時に中高年齢者の雇用問題や定年時期等についても社会的な重要課題となっている。また、女子労働力人口の増加により社会制度あるいは家族制度規範の変革を促すなど、労働力状態の変化はあらゆる分野に影響を及ぼす。それら諸課題の検討を行うためには、労働力人口の動向分析は必要不可欠なものである。

人口問題研究所では、戦前（1930年）および戦後（1950年以降）について、国勢調査実施年毎に労働力生命表を作成し、労働力状態の解析を行ってきた¹⁾。今回は、それに続くものとして1990年国勢調査の結果を基に作成したものである。

労働力生命表は、普通生命表の応用であり、実際人口の年齢別労働力状態と生命表による死亡秩序を基礎として、労働力への加入、労働力からの死亡と引退による離脱、平均労働力余命等を計算したものである²⁾。すなわち、労働力生命表を生命表の理論にそって換言するならば、ある一定期間年齢別死亡率が一定であり、なおかつ年齢別労働力率も一定であるとした場合の、労働力人口の動態（加入・離脱）や、労働力状態に留まっている期待期間等を表したものである。そのことは、逆の言い方をすれば、労働力率は、労働力生命表によって導かれた労働力人口の動態率が一定期間持続した場合の状態であるといえる。一方、標準化理論としてとらえた場合には、労働力生命表は静止人口を標準とした場合の労働力人口であり、標準化法の一つと考えることもできる。

1) 人口問題研究所（河野圃果），『日本人男子の簡速労働力生命表 昭和30年・昭和25年・昭和5年』，人口問題研究所研究資料第136号，1960年5月。

人口問題研究所（河野圃果），『日本人男子の簡速労働力生命表 昭和35年』，人口問題研究所研究資料第165号，1965年9月。

金子武治，「日本人男子の簡速労働力生命表：昭和40年」，『人口問題研究』，第112号，1969年10月。

金子武治，「日本人男子の簡速労働力生命表：昭和45年」，『人口問題研究』，第127号，1973年7月。

石川晃，「日本人男子の簡速労働力生命表：昭和50年」，『人口問題研究』，第149号，1979年1月。

石川晃，「男女別労働力生命表：昭和55年」，『人口問題研究』，第168号，1983年10月。

石川晃，「男女別労働力生命表：昭和60年」，『人口問題研究』，第184号，1987年10月。

2) 根本的には、Wolfbein-Woolの作成方法によった。詳しくは、U. S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics, "Tables of Working Life, Length of Working Life for Men", *Bulletin* No.1001, July 1950. を参照。

2. 労働力生命表の作成方法

(1) 基礎資料

労働力生命表の作成には、実際人口の男女年齢別労働力率と、普通生命表の年齢別静止人口（定常人口）が必要である。労働力率は、『国勢調査報告³⁾』による男女年齢各歳別労働力率を用い、また、静止人口については、『完全生命表⁴⁾』による男女年齢各歳別 L_x を用いた。

(2) 諸関数の計算

1) 基礎データの補整

国勢調査による年齢別人口には労働力状態不詳が含まれている⁵⁾。そのため年齢別労働力率は、労働力状態不詳分を除いたものを分母人口として算出した。さらに、求められた年齢各歳別労働力率は、滑らかでない曲線となってしまうため補整を行った⁶⁾。

2) 静止労働力人口の計算

静止労働力人口は、年齢別労働力率を普通生命表の年齢別静止人口を標準人口とした場合の労働力人口として求める。すなわち年齢別静止人口 ${}_nL_x$ 、年齢別労働力率 ${}_nW_x$ 、静止人口から生じる労働力人口を静止労働力人口 ${}_nL_{wx}$ とすると、

$${}_nL_{wx} = {}_nL_x \cdot {}_nW_x$$

より求める。

3) 労働力への加入率および労働力からの離脱率の計算

労働力への加入数 ${}_nA_x$ は、ある年齢（階級）から次の年齢（階級）までの間に、労働力へ加入しながら、死亡により次の年齢に達しないものも含めての加入数であり、

$${}_nA_x = {}_nL_{wx+n} - {}_nL_{wx} + {}_nL_{wx} \cdot \bar{q}_x$$

により求める。

ただし、 \bar{q}_x は死亡率で、

$$\bar{q}_x = 1 - {}_nL_{x+n} / {}_nL_x$$

により求める。

なお、加入は労働力率が最高水準に達する年齢（階級）まで行われることとし、その年齢（階級）の前まで計算する。すなわち、

$${}_nL_{wx} \geq {}_nL_{wx} - {}_nL_{wx} \cdot \bar{q}_x$$

のときのみ計算を行う。

労働力への加入率 ${}_na_x$ は、加入数 ${}_nA_x$ をはじめの年齢（階級）の静止人口で割ったものであり、

$${}_na_x = {}_nA_x / {}_nL_x$$

により計算される。

労働力からの離脱は、加入と同じく、ある年齢（階級）から次の年齢（階級）に移行したときに、労働力から離脱する net のものである。また、労働力からの離脱は、死亡によるものと、引退による

3) 総務庁統計局『平成2年 国勢調査報告 第3巻 第2次基本集計結果 その1 全国編』, 1992年8月。

4) 厚生省大臣官房統計情報部, 『第17回生命表』, 1992年3月。

5) 1990年の15歳以上男子労働力状態不詳人口は43万人, 女子は25万人で, 15歳以上人口に占める割合は, 男子0.88%, 女子0.49%である。

6) 補整は, 生命表の死亡率補整の方法によった。譜細は前注4)を参照。

ものがある。

労働力率が最高水準に達する年齢（階級）まで、すなわち、

$${}_nL_{wx} \geq {}_nL_{wx} - {}_nL_{wx} \cdot \bar{n}q_x$$

のときには、死亡のみによる離脱とみなし、離脱率 $\bar{n}q_x^s$ は、死亡率 $\bar{n}q_x$ と等しく、離脱数 ${}_nS_x$ は、

$${}_nS_x = {}_nL_{wx} \cdot \bar{n}q_x$$

となる。

それ以外の年齢（階級）における離脱数 ${}_nS_x$ は、

$${}_nS_x = {}_nL_{wx} - {}_nL_{wx+n}$$

によって求める。

よって、離脱率 $\bar{n}q_x^s$ は、

$$\bar{n}q_x^s = {}_nS_x / {}_nL_{wx}$$

により計算される。

さらに、労働力からの離脱を、死亡によるものと引退によるものとの2つの原因に分ける。死亡による離脱率 $\bar{n}q_x^d$ は、

$$\bar{n}q_x^d = \bar{n}q_x \cdot (2 - \bar{n}q_x^s) / (2 - \bar{n}q_x)$$

であり、引退による離脱率 $\bar{n}q_x^r$ は、

$$\bar{n}q_x^r = \bar{n}q_x^s - \bar{n}q_x^d$$

によって求める。

4) 平均労働力余命の計算

労働力としての残存数 l_{wx} は、各歳別に求められた静止労働力人口 L_{wx} により、

$$l_{wx} = (L_{wx-1} + L_{wx}) / 2$$

より計算する。

後は、普通生命表と同様に、平均労働力余命 e_{wx} を、

$$e_{wx} = \frac{\sum L_{wx}}{l_{wx}}$$

によって求める。

ただし、若年齢での労働力率は中高年に比べて低く、そのため静止人口 L_x と労働力率 W_x とをかけた求めた静止労働力人口は小さくなってしまふ。その静止労働力人口 L_{wx} をそのまま平均労働力余命の計算に使用した場合、労働力率が最高水準に達するまで、労働力への加入を除外してしまうことになる。そこで、労働力率が最高の水準に達するまでの年齢については、将来労働力率が最高水準に達するものと仮定し、最高年齢における労働力率を用いて計算する。さらに、女子の労働力率は、最高水準に達した後低下し、再び山を形成するM字曲線を描く。そのため、第1のピークと第2のピークとの間を直線により補間し、労働力率を高め、それを用いて計算する。

3. 労働力率の動向

労働力人口は、1947年に3,432万人であったがその後一貫して増加し、1990年現在の労働力人口は

6,360万人となった。1990年の労働力人口の内訳は男子が約6割の3,852万人で女子が2,444万人である。労働力人口の女子割合は、1975年から80年にかけて若干低くなっているものの戦後概ね39%程度で安定し推移してきている。なお、1975年から80年にかけて女子割合が低くなったのは、男子労働力人口は一貫した増加がみられるものの、女子は1970年から75年に減少し、さらに、1975年以降の労働力人口の増加傾向は男子に比べ女子の方が大きいことによる。

さて、年齢別労働力人口を人口ピラミッドによってみると、労働力人口は人口の年齢構成に大きく左右されている(図1参照)。とくに20歳から60歳では、人口の年齢構成とほぼ一致した構成をしている。1990年の労働力人口は、41歳から43歳までは他の年齢に比べ極端に多く、これは戦後のベビーブーム期(1947年～49年)生まれの人口がこの年齢に達したためであり、逆に極端に前後の年齢と比較し少ないのは、44、45歳(1945、46年生まれ)および24歳(1966年：丙年生まれ)である。

労働力率の推移をみると(表1参照)、男子15歳以上労働力人口(総数)は、1955年、60年には85%を上回っていたが、それ以降1965年から70年にかけて増加した以外徐々に低下し、1985年に81%、90年には79%と戦後最低の率となった。一方女子についてみると、1955年から70年までの間概ね50%で推移してきていたが、1975年には46%へと急減し、その後上昇し1990年には48.5%となった。

1970年以降の年齢別労働力率の変化をみると(図2参照)、まず男子では60歳までは大きな変化がみられないが、それ以上の高年齢において最近になるほど低下が進行してきている。それに対し、女子の変化をみると、M字カーブの形状に変化はないものの、50歳代半ばまでの年齢で全体的に高率となっているが、それ以上の年齢では逆に、男子同様低下傾向がみられる。

4. 労働力生命表 結果の概要

1990年労働力生命表の算定結果は、表2および表3のようになった。

まず、静止労働力人口を5歳階級別にみると、男子では30～34歳をピークに単峰型を示し、女子はM字型の第一の山(モード年齢)は20～24歳、第二の山は45～49歳となった。これを労働力率によってモード年齢をみると、男子の場合は、30～34歳と35～39歳はほぼ同率であるが僅かに35～39歳が高く、女子の場合には静止労働力人口と同年齢を示す。これを各歳別みると、静止労働力人口の男子モード年齢は31歳で、労働力率の34歳より3歳若い結果となった。女子の場合には、第一の山、

図1 年齢別人口および労働力人口：1990年

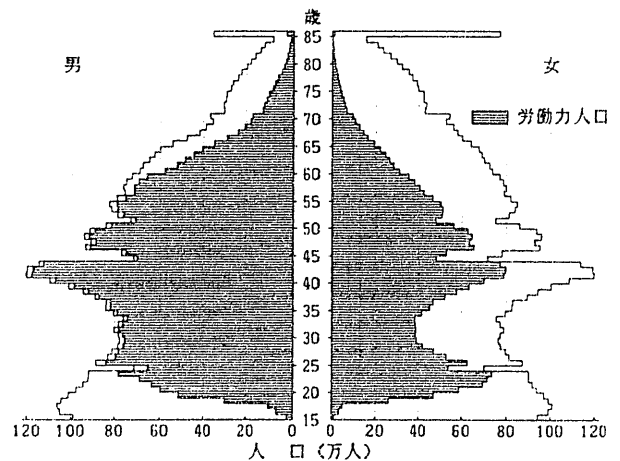


図2 男女、年齢別労働力率：1970年、80年、90年 (%)

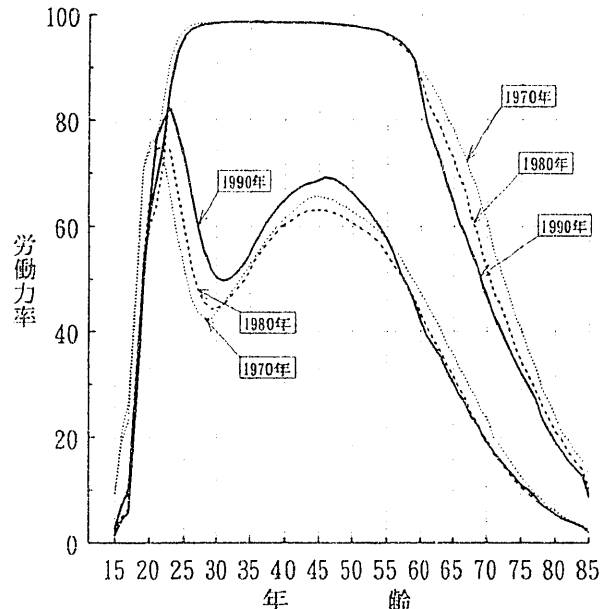
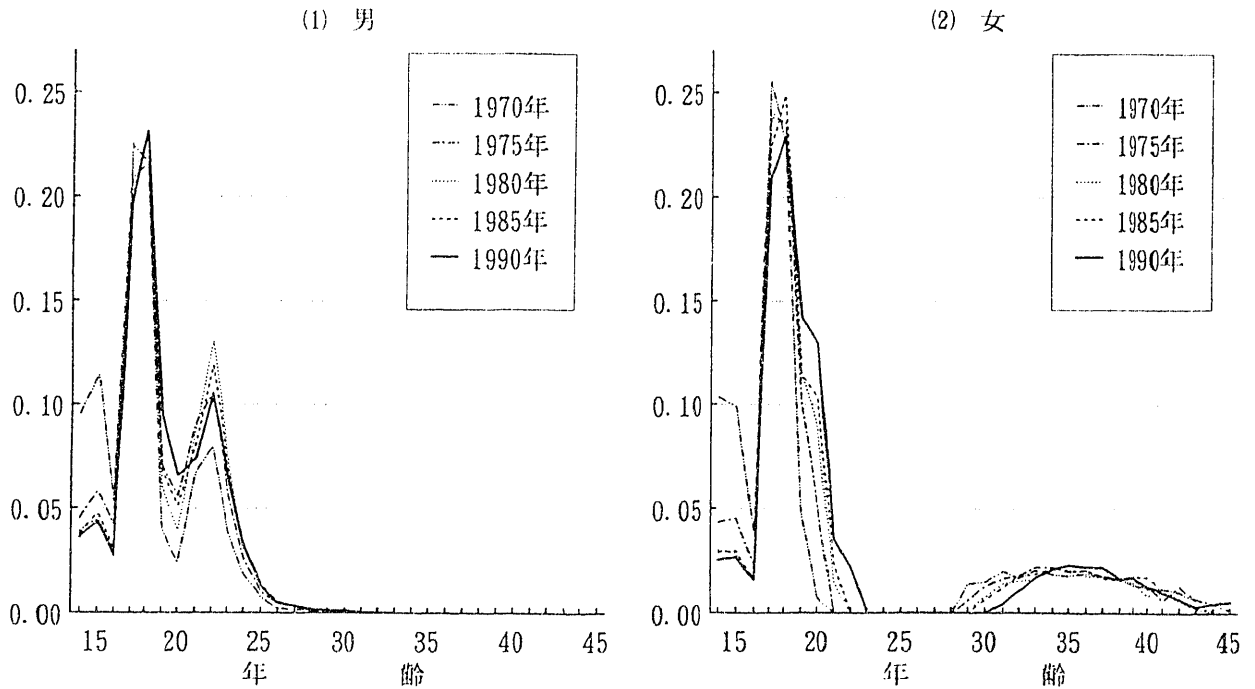


図3 男女別労働力への加入率：1970～90年



第二の山とも静止労働力人口と労働力率の年齢は同じで、それぞれ23歳と46歳となった。ちなみに1985年の静止労働力人口と今回の結果を比較してみると、男子は19歳以下および62～73歳で減少し、それ以外の年齢では増加している。女子については、19歳以下は男子と同様に減少がみられるが、それ以上の年齢ではほぼ増加している。男子の74歳以上の高齢者について、労働力率が低下しているにも係わらず静止労働力人口が増加しているのは、死亡の改善によってもたらされたものである。

次に労働力への年齢別加入率についてみると(図3参照)、男女ともほぼ3つの山を形成している。まず第1の山は15歳時におけるもので僅かな山を形成しており、この年齢時は中学校卒業時期に一致し、女子に比べ男子の方が若干高いことが分かる。この男女差は当然高校への進学率の違いが反映されたものである。次の第2の山は17～18歳にかけての高校卒業時に高率を示し、1985年以前は男子に比べ女子の方が高率を示していたが1990年には、男女ともほぼ同率となった。次に第3の山の時期は男女で異なり、まず男子では22歳の大学卒業時期に山を形成している。それに対し女子の場合には、第2の山以降23歳で加入が無くなり、30歳以降で再び加入が始まり第3の山を形成する。その山は、ほぼ35歳前後にピークとなり40歳半ばまで加入が続く。1970年以降の変化をみると、男子の第2の山である17～18歳は大きな変化はなく、第2と第3の山の間で年々上昇し、その分第3の山が低下する傾向がみられる。一方女子の場合には、第2の山は徐々にではあるが低下し、以前は男子に比べて高い傾向を示していたが1990年でほぼ同率となった。さらに男子と同様に20歳前後で加入率が高率となってきている。また、再加入の開始年齢は次第に高年齢化の傾向をみせてきていることが特徴的である。

平均労働力余命をみると、15歳時で男子51.75年、女子44.01年となった。表4によって1970年以降の動向をみると、男子の場合1970年の50.68年から年々伸び1990年までの20年間で1.07年の伸長がみられた。しかし女子の場合、伸びと短縮は交互に進み20年間で0.32年の短縮となった。同時に65歳時についてみると、男女とも1975年以降一貫して伸長がみられ、この20年間に男子で0.85年、女子で0.77年伸長した。ちなみに、一般の15歳時平均余命では1970年に男子55.97年、女子60.99年

表1 男女年齢別労働力率の推移：1950～90年

(%)

年 齢	1950年 ¹⁾	1955年 ²⁾	1960年 ²⁾	1965年 ²⁾	1970年	1975年	1980年	1985年	1990年	
男										
総 数	83.43 ³⁾	85.33	85.03	83.36	84.35	88.45	82.15	80.53	79.09	
15～19	53.00 ³⁾	54.30	51.63	38.61	36.51	23.26	20.39	19.25	20.03	
20～24	90.53	88.15	87.87	87.11	83.55	79.14	74.86	75.02	76.10	
25～29	95.52	96.17	96.90	97.94	98.18	97.82	97.70	97.46	97.45	
30～34	} 97.16	96.98	97.76	98.56	98.59	98.79	98.69	98.51	98.56	
35～39		97.31	97.68	98.44	98.47	98.68	98.74	98.60	98.56	
40～44	} 97.02	97.38	97.67	98.30	98.32	98.39	98.48	98.49	98.49	
45～49		97.05	97.12	97.97	98.08	98.14	98.05	98.07	98.25	
50～54	} 92.38	95.50	96.05	97.21	97.35	97.48	97.36	97.13	97.39	
55～59		91.14	90.47	93.77	94.23	94.74	94.05	93.16	94.32	
60～64	} 65.23	82.42	82.49	85.26	85.85	85.44	81.54	78.42	76.49	
65～69		} 56.44		70.23	72.77	72.14	69.25	65.26	60.86	58.14
70～74			52.29	52.39	52.58	47.43	45.12	42.91	40.53	
75～79			35.18	34.37	34.23	30.07	29.37	27.67	27.17	
80～84			24.16	17.92	20.30	17.46	18.01	16.65	16.23	
85～		10.81	10.81	12.74	10.33	10.14	9.21	8.91		
女										
総 数	48.60 ³⁾	50.56	50.92	49.77	50.92	46.11	46.98	47.82	48.52	
15～19	46.82 ³⁾	50.09	49.71	37.64	35.84	22.61	18.80	17.41	17.41	
20～24	64.01	68.24	69.40	69.70	70.85	66.77	71.25	73.44	75.93	
25～29	48.36	51.85	50.13	46.42	45.08	43.48	49.54	54.20	61.49	
30～34	} 50.04	49.58	51.34	48.02	47.25	43.18	46.56	49.29	50.83	
35～39		53.37	55.09	58.28	56.36	52.83	55.63	57.98	59.52	
40～44	} 53.17	55.52	56.75	62.12	63.69	59.67	61.91	65.81	66.83	
45～49		54.37	56.79	62.56	64.69	61.95	62.36	65.92	68.42	
50～54	} 48.24	51.31	51.69	57.30	60.93	58.63	58.81	59.82	63.06	
55～59		45.67	46.69	50.12	53.76	50.91	50.76	49.92	51.60	
60～64	} 27.22	38.41	39.14	39.34	43.31	39.21	38.94	37.92	37.45	
65～69		} 20.64		30.61	28.22	30.90	26.25	26.75	26.36	25.98
70～74			21.14	16.57	18.83	14.52	15.54	15.66	15.78	
75～79			13.01	8.21	9.91	7.58	8.42	8.29	8.77	
80～84			7.80	3.31	4.85	3.60	4.37	4.03	4.35	
85～		4.24	4.24	2.46	1.84	2.07	1.78	1.90		

各年国勢調査による。率算出の分母は労働力不詳を除いた人口を用いた。総数は15歳以上。

- 1) 10%抽出集計結果。
- 2) 1%抽出集計結果。
- 3) 14歳を含む。

表2 労働力生命表(年齢5歳階級別):1990年

年 齢 x	静止人口 ${}_n L_x$	労働力		労働力への加入率 ${}_n a_x$	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差 $\bar{e}_x - \bar{e}_{wx}$
		率 ${}_n W_x(\%)$	数 ${}_n L_{wx}$		全ての原因による ${}_n \bar{q}^s_x$	死亡による ${}_n \bar{q}^d_x$	引退による ${}_n \bar{q}^r_x$	一般 \bar{e}_x	労働力 \bar{e}_{wx}	
(1) 男										
10~14	495,745	—	—	0.20192	—	—	—	—	—	—
15~19	494,872	20.03	99,102	0.55858	0.00383	0.00383	—	61.58	51.75	9.83
20~24	492,976	76.10	375,147	0.21274	0.00372	0.00372	—	56.77	46.90	9.87
25~29	491,144	97.45	478,628	0.01099	0.00384	0.00384	—	51.98	42.08	9.90
30~34	489,259	98.56	482,191	0.00001	0.00491	0.00491	—	47.16	37.22	9.94
35~39	486,859	98.56	479,831	—	0.00815	0.00752	0.00063	42.35	32.37	9.98
40~44	483,196	98.49	475,918	—	0.01472	0.01226	0.00246	37.58	27.58	10.00
45~49	477,265	98.25	468,911	—	0.02833	0.01970	0.00863	32.92	22.85	10.07
50~54	467,822	97.39	455,628	—	0.06399	0.03292	0.03106	28.40	18.26	10.14
55~59	452,176	94.32	426,473	—	0.23235	0.04850	0.18385	24.06	13.87	10.18
60~64	428,026	76.49	327,383	—	0.29971	0.06961	0.23010	20.01	10.43	9.58
65~69	394,358	58.14	229,262	—	0.38803	0.10489	0.28314	16.22	8.84	7.38
70~74	346,171	40.53	140,301	—	0.46422	0.17130	0.29292	12.66	7.09	5.57
75~79	276,698	27.17	75,171	—	0.59789	0.27398	0.32391	9.50	5.58	3.92
80~84	186,238	16.23	30,227	—	0.59897	0.45191	0.14707	6.88	4.46	2.42
85~	135,990	8.91	12,122	—	—	—	—	4.93	3.69	1.24
(2) 女										
10~14	496,668	—	—	0.17594	—	—	—	—	—	—
15~19	496,262	17.41	86,383	0.58437	0.00143	0.00143	—	67.46	44.01	23.45
20~24	495,554	75.93	376,260	—	0.19149	0.00149	0.19000	62.54	39.06	23.47
25~29	494,740	61.49	304,210	—	0.17505	0.00184	0.17321	57.63	34.48	23.15
30~34	493,745	50.83	250,958	0.08668	0.00282	0.00282	—	52.73	30.70	22.03
35~39	492,354	59.52	293,047	0.07283	0.00431	0.00431	—	47.84	26.83	21.02
40~44	490,234	66.83	327,645	0.01578	0.00663	0.00663	—	43.00	22.87	20.13
45~49	486,983	68.42	333,209	—	0.08792	0.00989	0.07804	38.22	18.81	19.41
50~54	481,972	63.06	303,911	—	0.19399	0.01375	0.18024	33.51	14.74	18.77
55~59	474,688	51.60	244,955	—	0.29096	0.01995	0.27102	28.90	11.58	17.32
60~64	463,736	37.45	173,682	—	0.33154	0.03081	0.30073	24.39	9.84	14.55
65~69	446,921	25.98	116,099	—	0.43047	0.05077	0.37970	20.03	8.03	12.00
70~74	418,916	15.78	66,122	—	0.50678	0.08922	0.41755	15.87	6.59	9.28
75~79	371,676	8.77	32,613	—	0.60742	0.16231	0.44511	12.06	5.42	6.64
80~84	294,078	4.35	12,803	—	0.55809	0.31959	0.23850	8.72	4.57	4.16
85~	297,268	1.90	5,658	—	—	—	—	6.10	4.36	1.74

表3 労働力生命表(年齢各歳別):1990年

(1) 男

年 齢 x	静止人口 ${}_nL_x$	労働力		労働力への加入率 ${}_na_x$	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差 ${}^e_x - {}^e_{wx}$
		率 ${}_nW_x(\%)$	数 ${}_nL_{wx}$		全ての原因による ${}_n\bar{q}^a_x$	死亡による ${}_n\bar{q}^d_x$	引退による ${}_n\bar{q}^r_x$	一般 e_x	労働力 ${}^e_{wx}$	
14	99,115	-	-	0.03597	-	-	-	-	-	-
15	99,087	2.59	2,566	0.04340	0.00042	0.00042	-	61.58	51.75	9.83
16	99,045	6.93	6,866	0.02695	0.00058	0.00058	-	60.60	50.77	9.84
17	98,988	9.63	9,531	0.19579	0.00073	0.00073	-	59.63	49.79	9.84
18	98,916	29.22	28,905	0.23141	0.00081	0.00081	-	58.67	48.82	9.85
19	98,836	52.38	51,772	0.09511	0.00084	0.00084	-	57.72	47.86	9.86
20	98,753	61.90	61,128	0.06552	0.00082	0.00082	-	56.77	46.90	9.87
21	98,672	68.46	67,549	0.07371	0.00080	0.00080	-	55.81	45.94	9.87
22	98,593	75.83	74,767	0.10419	0.00077	0.00077	-	54.86	44.98	9.88
23	98,517	86.26	84,983	0.06553	0.00076	0.00076	-	53.90	44.01	9.89
24	98,442	92.82	91,374	0.03168	0.00073	0.00073	-	52.94	43.04	9.90
25	98,370	95.99	94,426	0.01302	0.00072	0.00072	-	51.98	42.08	9.90
26	98,299	97.29	95,639	0.00482	0.00071	0.00071	-	51.02	41.11	9.91
27	98,229	97.78	96,045	0.00330	0.00071	0.00071	-	50.05	40.14	9.92
28	98,159	98.11	96,301	0.00173	0.00073	0.00073	-	49.09	39.16	9.93
29	98,087	98.28	96,400	0.00137	0.00076	0.00076	-	48.12	38.19	9.93
30	98,012	98.42	96,461	0.00114	0.00079	0.00079	-	47.16	37.22	9.94
31	97,935	98.53	96,498	0.00058	0.00082	0.00082	-	46.20	36.25	9.95
32	97,855	98.59	96,476	0.00013	0.00085	0.00085	-	45.23	35.28	9.96
33	97,772	98.60	96,406	0.00029	0.00092	0.00092	-	44.27	34.31	9.96
34	97,682	98.63	96,346	-	0.00132	0.00092	0.00040	43.31	33.34	9.97
35	97,592	98.59	96,219	-	0.00118	0.00103	0.00015	42.35	32.37	9.98
36	97,491	98.58	96,105	-	0.00129	0.00112	0.00018	41.39	31.41	9.98
37	97,382	98.56	95,981	-	0.00143	0.00123	0.00020	40.43	30.45	9.98
38	97,262	98.54	95,844	-	0.00151	0.00134	0.00017	39.48	29.49	9.99
39	97,132	98.52	95,699	-	0.00168	0.00148	0.00020	38.53	28.53	10.00
40	96,988	98.51	95,538	-	0.00167	0.00163	0.00004	37.58	27.58	10.00
41	96,830	98.50	95,378	-	0.00184	0.00180	0.00004	36.64	26.62	10.02
42	96,656	98.50	95,203	-	0.00201	0.00197	0.00004	35.70	25.67	10.03
43	96,466	98.49	95,011	-	0.00301	0.00217	0.00085	34.77	24.72	10.05
44	96,257	98.41	94,725	-	0.00265	0.00240	0.00025	33.84	23.78	10.06
45	96,026	98.38	94,474	-	0.00285	0.00269	0.00016	32.92	22.85	10.07
46	95,768	98.37	94,205	-	0.00399	0.00300	0.00100	32.00	21.91	10.09
47	95,481	98.27	93,829	-	0.00413	0.00330	0.00084	31.09	20.98	10.11
48	95,166	98.19	93,441	-	0.00489	0.00358	0.00130	30.18	20.06	10.12
49	94,825	98.05	92,985	-	0.00614	0.00388	0.00227	29.29	19.15	10.14

表3 労働力生命表(年齢各歳別):1990年(つづき)

(1) 男(つづき)

年 齢 x	静止人口 ${}_nL_x$	労働力		労働力への加入率 ${}_n\alpha_x$	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差 ${}e_x - {}e_{wx}$
		率 ${}_nW_x(\%)$	数 ${}_nL_{wx}$		全ての原因による ${}_n\bar{q}_x^s$	死亡による ${}_n\bar{q}_x^d$	引退による ${}_n\bar{q}_x^r$	一般 ${}e_x$	労働力 ${}e_{wx}$	
50	94,457	97.84	92,414	--	0.00627	0.00424	0.00203	28.40	18.26	10.14
51	94,056	97.64	91,834	--	0.00678	0.00469	0.00209	27.51	17.37	10.14
52	93,614	97.43	91,211	--	0.00781	0.00524	0.00257	26.63	16.48	10.15
53	93,123	97.18	90,499	--	0.00886	0.00591	0.00295	25.76	15.59	10.17
54	92,572	96.89	89,697	--	0.01278	0.00668	0.00610	24.90	14.72	10.18
55	91,952	96.30	88,552	--	0.01494	0.00748	0.00746	24.06	13.87	10.18
56	91,262	95.58	87,229	--	0.01710	0.00828	0.00882	23.22	13.06	10.16
57	90,503	94.73	85,737	--	0.02253	0.00908	0.01345	22.40	12.27	10.14
58	89,676	93.45	83,806	--	0.03286	0.00985	0.02300	21.60	11.50	10.09
59	88,782	91.29	81,052	--	0.08337	0.01046	0.07291	20.80	10.81	9.99
60	87,818	84.60	74,294	--	0.07251	0.01144	0.06108	20.01	10.43	9.58
61	86,782	79.40	68,907	--	0.05401	0.01248	0.04153	19.24	10.28	8.96
62	85,676	76.08	65,186	--	0.05932	0.01341	0.04591	18.47	9.95	8.52
63	84,500	72.57	61,319	--	0.07216	0.01437	0.05780	17.71	9.51	8.20
64	83,250	68.34	56,894	--	0.07665	0.01549	0.06116	16.96	9.14	7.81
65	81,920	64.13	52,533	--	0.07342	0.01684	0.05657	16.22	8.84	7.38
66	80,500	60.47	48,676	--	0.06489	0.01841	0.04648	15.48	8.52	6.96
67	78,983	57.63	45,518	--	0.07819	0.02001	0.05818	14.76	8.12	6.64
68	77,355	54.24	41,959	--	0.08887	0.02193	0.06694	14.04	7.70	6.34
69	75,600	50.57	38,230	--	0.10501	0.02405	0.08096	13.34	7.36	5.99
70	73,705	46.42	34,215	--	0.09692	0.02692	0.07000	12.66	7.09	5.57
71	71,649	43.13	30,899	--	0.10169	0.03004	0.07165	11.99	6.83	5.15
72	69,417	39.99	27,757	--	0.10352	0.03359	0.06993	11.33	6.53	4.80
73	67,001	37.14	24,883	--	0.11079	0.03743	0.07336	10.70	6.22	4.48
74	64,398	34.36	22,127	--	0.10660	0.04172	0.06487	10.09	5.91	4.18
75	61,621	32.08	19,768	--	0.12028	0.04613	0.07415	9.50	5.58	3.92
76	58,669	29.64	17,390	--	0.13771	0.05116	0.08656	8.93	5.22	3.71
77	55,532	27.00	14,995	--	0.17847	0.05637	0.12209	8.38	4.92	3.46
78	52,198	23.60	12,319	--	0.16047	0.06421	0.09627	7.85	4.73	3.12
79	48,677	21.25	10,342	--	0.17881	0.07173	0.10708	7.35	4.62	2.73
80	44,988	18.88	8,493	--	0.16299	0.08161	0.08138	6.88	4.46	2.42
81	41,161	17.27	7,109	--	0.18364	0.09045	0.09319	6.43	4.30	2.14
82	37,256	15.58	5,803	--	0.18358	0.10068	0.08290	6.02	4.09	1.93
83	33,343	14.21	4,738	--	0.21062	0.10970	0.10092	5.63	3.91	1.72
84	29,491	12.68	3,740	--	0.24413	0.11860	0.12552	5.27	3.74	1.53
85~	135,990	8.91	12,122	--	-	-	-	4.93	3.69	1.24

表3 労働力生命表(年齢各歳別):1990年(つづき)

(2) 女

年 齢 x	静止人口 ${}_nL_x$	労働力		労働力への加入率 ${}_na_x$	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差 $e_x - e_{wx}$
		率 ${}_nW_x(\%)$	数 ${}_nL_{wx}$		全ての原因による ${}_n\bar{q}_x^s$	死亡による ${}_n\bar{q}_x^d$	引退による ${}_n\bar{q}_x^r$	一般 e_x	労働力 e_{wx}	
14	99,311	-	-	0.02495	-	-	-	-	-	-
15	99,296	1.49	1,478	0.02657	0.00018	0.00018	-	67.46	44.01	23.45
16	99,278	4.15	4,116	0.01516	0.00022	0.00022	-	66.47	43.02	23.45
17	99,256	5.66	5,621	0.20852	0.00026	0.00026	-	65.49	42.03	23.46
18	99,230	26.52	26,316	0.22944	0.00028	0.00028	-	64.50	41.04	23.46
19	99,202	49.47	49,076	0.14168	0.00029	0.00029	-	63.52	40.05	23.47
20	99,173	63.64	63,117	0.12922	0.00030	0.00030	-	62.54	39.06	23.47
21	99,143	76.57	75,913	0.03556	0.00031	0.00031	-	61.56	38.07	23.48
22	99,112	80.13	79,415	0.02165	0.00032	0.00032	-	60.57	37.09	23.49
23	99,080	82.29	81,535	-	0.05306	0.00032	0.05273	59.59	36.10	23.50
24	99,047	77.95	77,209	-	0.06971	0.00032	0.06938	58.61	35.23	23.38
25	99,014	72.54	71,827	-	0.08743	0.00031	0.08712	57.63	34.48	23.15
26	98,982	66.22	65,547	-	0.09357	0.00031	0.09326	56.65	33.74	22.92
27	98,950	60.04	59,414	-	0.08313	0.00034	0.08279	55.67	32.98	22.69
28	98,915	55.07	54,475	-	0.05866	0.00036	0.05830	54.69	32.22	22.46
29	98,878	51.86	51,279	-	0.03176	0.00040	0.03136	53.71	31.46	22.24
30	98,838	50.23	49,650	-	0.01126	0.00043	0.01083	52.73	30.70	22.03
31	98,795	49.69	49,091	0.00434	0.00045	0.00045	-	51.75	29.93	21.82
32	98,751	50.12	49,499	0.01062	0.00047	0.00047	-	50.77	29.16	21.61
33	98,705	51.19	50,524	0.01682	0.00051	0.00051	-	49.79	28.39	21.41
34	98,655	52.87	52,159	0.02081	0.00056	0.00056	-	48.82	27.61	21.21
35	98,600	54.95	54,183	0.02285	0.00061	0.00061	-	47.84	26.83	21.02
36	98,540	57.24	56,403	0.02188	0.00065	0.00065	-	46.87	26.04	20.83
37	98,476	59.43	58,523	0.02186	0.00070	0.00070	-	45.90	25.26	20.65
38	98,407	61.62	60,634	0.01651	0.00076	0.00076	-	44.93	24.46	20.47
39	98,332	63.27	62,212	0.01700	0.00083	0.00083	-	43.96	23.67	20.30
40	98,250	64.97	63,832	0.01284	0.00094	0.00094	-	43.00	22.87	20.13
41	98,158	66.25	65,034	0.00987	0.00105	0.00105	-	42.04	22.06	19.97
42	98,055	67.24	65,935	0.00681	0.00112	0.00112	-	41.08	21.25	19.82
43	97,945	67.92	66,529	0.00296	0.00121	0.00121	-	40.12	20.44	19.68
44	97,826	68.22	66,738	0.00443	0.00129	0.00129	-	39.17	19.63	19.54
45	97,700	68.66	67,085	0.00529	0.00140	0.00140	-	38.22	18.81	19.41
46	97,563	69.19	67,508	-	0.00636	0.00153	0.00483	37.27	17.98	19.28
47	97,413	68.86	67,078	-	0.01186	0.00171	0.01015	36.32	17.12	19.20
48	97,246	68.16	66,283	-	0.01488	0.00188	0.01300	35.38	16.27	19.10
49	97,062	67.27	65,297	-	0.01883	0.00206	0.01677	34.44	15.49	18.95

表3 労働力生命表(年齢各歳別):1990年(つづき)

(2) 女(つづき)

年 齢 x	静止人口 ${}_nL_x$	労働力		労働力への加入率 ${}_na_x$	労働力からの離脱率			平均余命		平均余命と平均労働力余命との差 $\bar{e}_x - \bar{e}_{ux}$
		率 ${}_nW_x(\%)$	数 ${}_nL_{ux}$		全ての原因による ${}_n\bar{q}_x^s$	死亡による ${}_n\bar{q}_x^d$	引退による ${}_n\bar{q}_x^r$	一般 \bar{e}_x	労働力 \bar{e}_{ux}	
50	96,860	66.14	64,067	—	0.02566	0.00222	0.02344	33.51	14.74	18.77
51	96,642	64.59	62,423	—	0.02331	0.00239	0.02092	32.58	14.07	18.52
52	96,409	63.24	60,968	—	0.02674	0.00253	0.02421	31.66	13.41	18.25
53	96,162	61.71	59,338	—	0.03465	0.00270	0.03195	30.73	12.74	18.00
54	95,898	59.73	57,282	—	0.04144	0.00291	0.03852	29.81	12.12	17.69
55	95,613	57.43	54,908	—	0.05381	0.00315	0.05066	28.90	11.58	17.32
56	95,304	54.51	51,953	—	0.06288	0.00343	0.05945	27.99	11.13	16.86
57	94,967	51.27	48,687	—	0.05349	0.00376	0.04973	27.08	10.78	16.29
58	94,601	48.71	46,082	—	0.06577	0.00409	0.06168	26.18	10.43	15.75
59	94,202	45.70	43,051	—	0.08842	0.00441	0.08401	25.28	10.05	15.23
60	93,768	41.85	39,245	—	0.06834	0.00486	0.06347	24.39	9.84	14.55
61	93,297	39.19	36,563	—	0.04899	0.00532	0.04367	23.51	9.65	13.86
62	92,790	37.47	34,772	—	0.06011	0.00577	0.05435	22.63	9.23	13.40
63	92,240	35.43	32,682	—	0.07884	0.00625	0.07259	21.75	8.73	13.03
64	91,642	32.85	30,105	—	0.08401	0.00688	0.07712	20.89	8.33	12.55
65	90,986	30.31	27,576	—	0.08590	0.00760	0.07829	20.03	8.03	12.00
66	90,266	27.93	25,207	—	0.08291	0.00848	0.07443	19.17	7.73	11.45
67	89,471	25.84	23,117	—	0.10426	0.00939	0.09487	18.33	7.40	10.93
68	88,589	23.37	20,707	—	0.09482	0.01062	0.08421	17.50	7.10	10.40
69	87,607	21.40	18,744	—	0.11891	0.01181	0.10710	16.68	6.84	9.84
70	86,514	19.09	16,515	—	0.11288	0.01338	0.09951	15.87	6.59	9.28
71	85,296	17.18	14,651	—	0.11289	0.01514	0.09774	15.08	6.39	8.68
72	83,938	15.48	12,997	—	0.12180	0.01709	0.10470	14.30	6.15	8.15
73	82,424	13.85	11,414	—	0.12467	0.01930	0.10537	13.53	5.90	7.64
74	80,745	12.37	9,991	—	0.13003	0.02169	0.10834	12.79	5.66	7.13
75	78,893	11.02	8,692	—	0.11985	0.02468	0.09518	12.06	5.42	6.64
76	76,849	9.95	7,550	—	0.15250	0.02760	0.12490	11.35	5.13	6.22
77	74,587	8.69	6,483	—	0.19742	0.03092	0.16650	10.66	4.85	5.81
78	72,071	7.22	5,203	—	0.16130	0.03636	0.12494	9.99	4.75	5.23
79	69,276	6.30	4,364	—	0.17418	0.04165	0.13253	9.34	4.72	4.62
80	66,186	5.45	3,604	—	0.19453	0.04757	0.14696	8.72	4.57	4.16
81	62,788	4.62	2,903	—	0.15253	0.05609	0.09644	8.60	4.49	4.11
82	59,088	4.16	2,460	—	0.17625	0.06348	0.11277	8.07	4.36	3.71
83	55,113	3.68	2,026	—	0.23394	0.07011	0.16382	7.06	4.12	2.94
84	50,904	3.05	1,552	—	0.32850	0.07518	0.25332	6.56	4.03	2.53
85~	297,268	1.90	5,658	—	—	—	—	6.10	4.36	1.74

表4 平均労働力余命の推移：1970～90年

(年)

年次	男			女		
	15歳	40歳	65歳	15歳	40歳	65歳
1970	50.68	27.25	7.99	44.33	23.84	7.26
1975	51.36	27.59	7.99	44.61	23.38	6.97
1980	51.58	27.58	8.30	44.09	23.60	7.42
1985	51.55	27.45	8.61	44.33	22.99	7.75
1990	51.75	27.58	8.84	44.01	22.87	8.03
1970～90年 伸び年数	1.07	0.33	0.85	-0.32	-0.98	0.77
労働力率 変化による	-1.51	-1.61	-0.44	-1.55	-2.00	-0.06
死亡率 変化による	2.58	1.94	1.29	1.24	1.02	0.83

1985年以前については、1990年と同様に『完全生命表』を用いて改算を行った。そのため、既報の結果(『人口問題研究』)とは必ずしも一致しない。

であったが、1990年には男子61.58年、女子67.46年となり、この間男子は5.61年、女子は6.47年の伸長がみられた。それに比べ男子の平均労働力余命の伸長幅は小さく、女子については逆に短縮している。そのような平均労働力余命の変化は、労働力率と死亡率の変化に他ならない。そこで、1970年から90年の平均労働力余命の変化分を、労働力率の変化によるものと死亡率の変化によるものに分解してみると、男女およびいずれの年齢においても労働力率は平均労働力余命を短縮させていることが分かる。とくに労働力率低下の影響は、15歳時および40歳時は男子に比べ女子の短縮は大きく、逆に65歳時では女子の方が小さい結果となった。

5. コーホート別期間労働力生命表

労働力生命表は、労働力状態すなわち静態統計を基に、それを仮説的なコーホートにみたと動態率を算出したものである。そのため、必ずしも期間の変化を表したものではない。そこで、実際コーホートの労働力状態の変化に着目し、生命表を作成した。

基本的な考え方は、既に述べた労働力生命表の作成方法と同じであるが、2時点の年齢別労働力人口(1985年および90年)とその期間の死亡率⁷⁾を用い、コーホート別に労働力への加入および労働力からの離脱の状況を表したものである。

まず、表5によって1985年から90年の男子の労働力状態の変化をみてみよう。1985年の労働力人口は3,715万人であったが1990年には3,871万人へと157万人増加し、15歳以上非労働力人口は1985年の898万人から126万人増え、1990年には1,024万人へと変化した。その変化量は、労働力への加入と労働力からの離脱、すなわち死亡と引退によってもたらされた純増量であるといえる。そこで、労働力変化を労働力への加入と労働力からの離脱に分離すると、労働力人口の変化分157万人のうち、労働力への加入による増加は453万人、労働力からの離脱による減少分は296万人である。さらに、労働力からの離脱を死亡によるものと引退によるものとに分けると、それぞれ112.4万人と

7) 1985年から90年の期間死亡率 ${}_n\bar{q}_x$ は、 ${}_n\bar{q}_x = 1 - {}_n P_x^{1990} / {}_n P_x^{1985}$ によって求めた。
ただし、 ${}_n P_x$ は y 年 ($x \sim x+4$) 歳人口を示す。

183.7万人になった。なお、労働力への加入は非労働力人口から生じるため、非労働力人口からの加入率を求めると44%となり、同様に労働力状態からの離脱の発生率は8%となった。一方、女子についてみると1985年から90年の労働力人口の増加は179万人で、それは加入によって432万人（加入率17%）増加し、離脱によって264万人（離脱率11%）減少し、さらに離脱は死亡により34.7万人、引退により229.5万人となった。

ただし、ここで求めた数値は、各年齢別に労働力人口がコーホート別にみて、死亡を考慮して増加をしている場合には、その増加分はすべて加入により、逆に減少の場合には離脱によるものとしているため実際の労働力移動とは一致しないことに留意する必要がある。

1985年から90年の5年間の各年齢別に加入の状況をみると、15～19歳が20～24歳になる間の労働力への加入者は、男女とも254万人で最も多い。また、労働力からの離脱者が多い年齢は、男子では55～59歳が60～64歳になる間の70万人、女子では20～24歳が25～29歳になる間の51万人であった。

表5 コーホート別期間労働力生命表：1985～90年

年 齢	1985年		1990年		1985～90年					
	労働力 人 口 〔1,000 人〕	非労働 力人口 〔1,000 人〕	労働力 人 口 〔1,000 人〕	非労働 力人口 〔1,000 人〕	労働力への加入		労働力からの離脱			
					数 〔1,000 人〕 ${}_n A_x$	率 ${}_n a_x$	数 〔1,000 人〕 ${}_n S_x$	率		
							総 数 ${}_n \bar{q}^s_x$	死 亡 ${}_n \bar{q}^d_x$	引 退 ${}_n \bar{q}^r_x$	
(1) 男										
総数 ¹⁾	37,149	8,982	38,714	10,242	4,526	0.44192	2,961	0.07971	0.03025	0.04945
10～14	—	5,147	—	4,370	1,026	0.19930	—	—	—	—
15～19	886	3,715	1,026	4,096	2,540	0.68376	25	0.02874	0.02874	—
20～24	3,125	1,041	3,400	1,068	915	0.87913	66	0.02101	0.02101	—
25～29	3,848	100	3,975	104	43	0.42852	22	0.00582	0.00582	—
30～34	4,490	68	3,869	57	2	0.03405	33	0.00734	0.00734	—
35～39	5,322	76	4,460	65	—	—	53	0.00997	0.00893	0.00104
40～44	4,483	69	5,269	81	—	—	79	0.01773	0.01527	0.00246
45～49	4,013	79	4,404	78	—	—	120	0.02989	0.02311	0.00679
50～54	3,814	113	3,893	104	—	—	246	0.06440	0.03591	0.02848
55～59	3,176	233	3,568	215	—	—	701	0.22058	0.04627	0.17430
60～64	1,866	514	2,476	761	—	—	590	0.31630	0.06813	0.24817
65～69	1,084	697	1,276	919	—	—	452	0.41674	0.10475	0.31200
70～74	645	858	632	928	—	—	320	0.49584	0.17048	0.32535
75～79	281	736	325	872	—	—	171	0.60884	0.27813	0.33071
80～84	90	452	110	568	—	—	82*	0.72049*	0.48863*	0.23186*
85～	24	232	32	325	—	—	—	—	—	—
(2) 女										
総数 ¹⁾	23,349	25,494	25,139	26,704	4,432	0.16597	2,642	0.11315	0.01486	0.09831
10～14	—	4,895	—	4,157	850	0.17370	—	—	—	—
15～19	762	3,617	850	4,035	2,535	0.70084	8	0.01087	0.01087	—
20～24	2,963	1,071	3,289	1,043	—	—	508	0.17154	0.00964	0.16190
25～29	2,100	1,775	2,455	1,537	—	—	137	0.06533	0.00319	0.06214
30～34	2,216	2,280	1,963	1,899	458	0.20095	8	0.00378	0.00378	—
35～39	3,096	2,244	2,666	1,813	470	0.20947	18	0.00590	0.00590	—
40～44	3,016	1,567	3,548	1,761	119	0.07565	31	0.01033	0.01033	—
45～49	2,732	1,412	3,103	1,432	—	—	152	0.05580	0.01260	0.04320
50～54	2,397	1,610	2,530	1,511	—	—	363	0.15143	0.01513	0.13630
55～59	1,792	1,798	2,034	1,908	—	—	478	0.26689	0.02000	0.24689
60～64	1,147	1,878	1,314	2,194	—	—	392	0.34144	0.03266	0.30879
65～69	636	1,777	756	2,153	—	—	279	0.43956	0.05174	0.38782
70～74	323	1,737	356	1,901	—	—	163	0.50484	0.09210	0.41273
75～79	122	1,354	160	1,661	—	—	72	0.58903	0.17242	0.41661
80～84	36	855	50	1,104	—	—	31*	0.67862*	0.39580*	0.28282*
85～	9	520	15	751	—	—	—	—	—	—

総務庁統計局『国勢調査報告』による労働力状態不詳を案分補正した人口を用いた。
 労働力への加入率は非労働力人口を、離脱率は労働力人口をそれぞれ分母にした率である。
 1) 15歳以上。*80歳以上→85歳以上。

書 評 ・ 紹 介

L. A. Gavrilov and N. S. Gavrilova

The Biology of Life Span: A Quantitative Approach

Harwood Academic Publishers, London, 1991, vii + 385pp.

本書は、旧ソ連において1986年に出版されたロシア語版を英語に翻訳改訂し、1991年に改めて刊行したものである。本書は欧米の老年学者には従来からあまり知られていない研究の紹介やその独自の視点から、英語版刊行後、彼らに少なからぬインパクトを与えたようである。著者の Gavrilov 夫妻はともに寿命科学者であり、刊行時の肩書きは、夫 Leonid はモスクワ大学 Belozerskii 分子生物学-生化学研究所主任研究員および旧ソ連健康省、医学-人口部の主宰、妻 Natalia は医療情報機関の主席研究員であった。

本書のタイトルの「寿命の生物学」は、老化現象の生理学的研究を想起させるだろう。実際これまで寿命や老化を総合的に扱った書では、どちらかと言えば実験的、生理学的研究が主役を演じ、計量生物学的な研究は脇役というのが普通だった。それはこの分野の（ないし生命科学全般の）ボトムアップ的な研究姿勢を反映している。これに対し、本書の著者の姿勢は逆である。すなわち、寿命の研究においてはトップダウン型こそ必要な方式であるとし、実験を含む広範な領域からの事実、アイデア、そして著者自身の長年の研究成果を、副題にあるとおり計量的フレームによって整理することによって、寿命のメカニズムや「寿命は延ばせるか」といった素朴だが本来中心的な課題に科学的接近を試みている。事実、本書はトップダウンの視点に立つことによって初めて得られる啓発的で独自の指摘によって異彩を放っている。

その構成は、第1章「イントロダクション」、2章「寿命の個体差（分布）」、3章「ヒトの寿命」、4章「種に固有の寿命」、5章「寿命決定メカニズムの探索」、6章「寿命の数理モデル」であり、付録には非常に有用な諸動物種の生命表所在一覧を掲載している（この付録は多くの文献が生命表を掲載しないことに対する著者の批判的態度を反映している）。

第1章の寿命研究の歴史紹介は印象的である。寿命の計量的研究が、生命表創始者 Graunt から Huygens, Leibniz, Halley, Euler, Laplace, Quetelet という近代科学の巨人達によって引き継がれて来た由緒正しい分野であるということがわかる。その後も今世紀前半まで Pearson, Peal らの研究によって寿命研究は科学の中心に位置していたが、戦後は過度の細分化、専門化によって分断孤立し、テーマも矮小化した。同一テーマが複数分野で相互の参照なしに研究されることも珍しくなく、著者はこうした現状をバベルの塔の寓話に模している。

そのような実例が章を追うごとに出てくるのであるが、中でも象徴的なのは生命の寿命を論じるときに最もよく引き合いに出される Hayflick (1965) の細胞分裂回数の限界説についてである（第5章）。この説は1882年にネオダーウィニズムで有名な Weismann によって提唱された後、Hayflick 以前にも何人もの実験家によって一旦否定されたり、再度確認されたりという精力的な研究の歴史があるが、その成果はほとんど一般に知られていない。逆に頻繁に引用される Hayflick の説は、その立証が不十分であることが著者自らの実験結果によって示され、その寿命研究における意義には大きな疑問符が付くことを知らされる。

寿命決定のメカニズムと数理モデルに関する章でも、いくつかの既存モデルが批判的に取りあげられているが、全体として Gompertz-Makeham モデルに対する強い支持が示されている。たとえば、死亡を年齢依存（老化）部分と年齢非依存部分に分解した場合の前者の歴史的、地理的安定性が強調されている。

本書は寿命に関する多くの事実やアイデアを網羅的に紹介しており、入門書などとしても薦められるものである。しかし、全体を通して感じるのは、本書がこの分野にまつわる数々の「神話」-「生物種には種固有の限界寿命が存在する」、「老化や死は遺伝的にプログラムされている」etc.-を、論理面、実証面の両側から完全に退け、科学的、体系的な発展を促すことを使命として強く意識していることである。著者は、その必要性について、せっかく立派な土台があってもその上の石屑を払い除けなければビルを築けないと表現している。（金子隆一）

OECD

Urban Policies for Ageing Populations

OECD, 1992, 159pp.

この報告書は、OECDの都市問題グループによる3年間の「社会人口学的変化の都市への影響に関する研究」の成果をまとめたものである。加盟15ヶ国から提出された報告をもとに、人口高齢化の動向を分析し、それが国及び地方レベルの政策に与える影響を評価し、そして本書のキーワードになっている“ageing in place”を進めるための効果的な政策枠組みを提案している。

第2次大戦後のベビーブームを背景に、OECD諸国の都市づくりは子供を育てる家族を中心に置いて進められてきたが、今後は高齢化する居住者の生活の質（quality of life）を改善することに努力を注ぐ必要があるという基本認識が本書にはある。これを具体的に展開するためには、高齢者のニーズを把握し、革新的な政策や計画を打ち立て、公共、民間、ボランティア、家族・世帯の各セクターの協同形態に関する政策オプションを用意しなければならぬ。その基本的方向が幅広く議論されている。

第1章「OECD諸国の社会人口学的動向」では、まずOECD諸国の、特に都市における人口高齢化の実態が分析され、経済、健康、居住条件、サービスのニーズ等の側面における政策的含意が整理される。OECD諸国では2040年までに65歳以上人口が2倍になり、80歳以上人口は3倍になると予想されるが、高齢化の進展が顕著で高齢単独世帯の割合も高い都市自治体は、真っ先にこの事態に直接対応しなければならず、またその対応如何が高齢者の生活の質に直接響いてくることが指摘される。

第2章「高齢化の都市政策への影響」では、高齢者の絶対数の増加、単独世帯の増加、属性の多様化、世代間の競争、介護者の不足などの高齢化の諸側面からみた都市政策への影響が論じられ、また一方で、家庭とコミュニティのケア、住宅と居住環境、交通、サービス供給、財政などの政策分野ごとの影響が整理され、最後にこれらに基づいて個々の都市における人口高齢化の影響を推し量る指標が示される。

第3章「人口高齢化に対する政策と計画」では、住宅政策や社会サービスにおける政策対応の方向が議論され、OECD諸国の実施例が紹介される。基本的な方向は施設ケアからコミュニティケアへの転換であり、質の高いサービスの供給と負担の軽減を達成するためには、フレキシブルな住宅ストックをベースに家庭とコミュニティの協力によるケアサービスが展開される必要があることが指摘される。

第4章「政策実行の戦略」では、地方政府、民間、非営利、ボランティアの各セクターの独立的活動、委任、コーディネーション、コラボレーション、パートナーシップという実行方法が検討される。政府は個々のセクターの個別的活動を支援し、権限を委任し、活動をコーディネートし、資源を分かち合い、様々な非政府セクターとパートナーシップを組むことが必要であるとの認識が示される。

第5章「財政戦略における民間セクターとの役割分担」では、政策の実施のための財政支出には限界があり、民間セクターや個人の役割に期待しなければならず、具体的には、バウチャーの利用、個人保険の奨励、ボランティアによる支援等の必要性が指摘される。

第6章「高齢者や障害者の都市での移動の自由の確保」では、高齢者がコミュニティサービスを受けるために、また都市のアメニティを楽しむために移動の自由を確保することの重要性が議論され、高齢者が利用しやすい交通システムや交通施設的设计、コミュニティ施設の立地への配慮などが指摘される。

経済的、身体的にも自立した高齢者の増加を伴いながら、高齢者の絶対数が増加し、一方で政府の財政支出の限界が明らかになってくるなかで、高齢者の生活の質を確保するための政策はどのように展開されるべきか、この間に対して、本書は高齢者が住み慣れた場所に住み続けることを基礎に置いて、都市政策として対応することが必要であるという解答を用意している。そのキーになるのは住宅とコミュニティに根ざしたサービスシステムであり、特に高齢単独世帯の増加に応じた規模や価格・家賃の住宅を用意すべきであるという指摘は重要である。わが国では、まだ高齢化と住宅供給の問題が必ずしも幅広い観点から論じられていないが、その一つの原因として高齢者の世帯に関する定量的な研究が十分に展開されていない点が挙げられよう。本報告書を通して強く感じられたのは、幅広く奥行き深い政策論をベースに、緊急性の高い研究課題を設定していくという態度が我々に今後益々求められるという点である。

(大江守之)

 統 計

全国人口の再生産に関する主要指標：1992年

はじめに

1992年日本の全国人口の再生産率に関する主要指標を、1992年1月から12月までの出生・死亡統計（確定数）、1992年10月1日現在の日本人人口の推計結果および1992年簡易生命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。各指標の定義および詳細については、研究資料第272号（『全国日本人人口の再生産に関する指標（1985年～1990年）』、1992年2月）を参照されたい。（石川 晃）

主要結果

1992年の出生数は1,208,989であり、前年（1991年）の1,223,245に比べ14,256減少した。出生数は1973年をピークに年々減少し、1991年に若干の増加がみられたが1992年に再び低下に転じた。また、普通出生率は、1991年の9.9‰から1992年の9.8‰へと、0.1ポイント低下し、1992年の出生率は、戦後最低を記録した。一方1992年の死亡数は856,643人で、前年の829,797人に比べ26,846人増加し、1992年の普通死亡率は6.9‰と1991年の6.7‰より0.2ポイントの増加となった。普通出生率と普通死亡率の差である自然増加率は、2.9‰となり、戦後最低の水準となった。

標準化人口動態率をみると（第1表）、出生率は前年（1991年）の10.78‰から0.30ポイント低下し10.48‰となり、死亡率は前年の2.72‰と同率となった。また、自然増加率は、7.76‰となり、前年に比べ0.3ポイント低下した。

人口再生産率は（第2表および第4表）、1984年をピークにその後低下傾向が続いており、1992年の合計特殊出生率は1.50となった。前年（1991年）の1.53に比べ、0.03の低下がみられた。1991年と92年の年齢別出生率の変化をみると、概ね30歳以下の年齢で低下し、31歳以上の年齢では僅かではあるが上昇している。ここ数年来、年齢別出生率は、若年齢層（20歳代）での低下と、それ以上の年齢での若干の増加がみられ、晩産化の傾向がみられる。これは、結婚年齢の上昇によってもたらされた結果である。なお、総再生産率は0.73、純再生産率は0.72となり、ともに戦後最低の記録を更新した。

女子人口の安定人口動態率は（第3表、第7表および第8表）、増加率-11.19‰、出生率7.28‰、死亡率18.48‰となり、それぞれ前年（1991年）と比べ、増加率は-0.75、出生率は-0.27、死亡率は0.49ポイント変化した。また、安定人口平均世代間隔は29.20年となり前年より0.10年の伸びがみられた。これは晩産化の影響によるものである。安定人口の65歳以上割合は、年々増加し32.06‰となった。

第1表 年次別標準化人口動態率：1925～92年

Table 1. Standardized and Crude Vital Rates : 1925-1992

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〕普通動態率(%) Crude vital rates		
	出生 Birth rates	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate	出生 Birth rates	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate	出生 Birth rates	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate
1925	35.27	20.24	15.03	109.0	111.4	106.0	34.9	20.3	14.6
1930	32.35	18.17	14.18	100.0	100.0	100.0	32.4	18.2	14.2
1940	27.74	16.80	10.94	85.7	92.5	77.2	29.4	16.5	12.9
1947	30.87	15.40	15.47	95.4	84.8	109.1	34.3	14.6	19.7
1948	30.05	12.37	17.68	92.9	68.1	124.7	33.5	11.9	21.6
1949	29.83	11.94	17.89	92.2	65.7	126.2	33.0	11.6	21.4
1950	25.47	11.03	14.44	78.7	60.7	101.8	28.1	10.9	17.2
1951	22.76	9.93	12.83	70.4	54.7	90.5	25.3	9.9	15.4
1952	20.85	8.91	11.94	64.5	49.0	84.2	23.4	8.9	14.5
1953	18.96	8.88	10.08	58.6	48.9	71.1	21.5	8.9	12.6
1954	17.54	8.19	9.35	54.2	45.1	65.9	20.0	8.2	11.8
1955	16.88	7.70	9.18	52.2	42.4	64.7	19.4	7.8	11.6
1956	15.91	7.89	8.02	49.2	43.4	56.6	18.4	8.0	10.4
1957	14.69	8.04	6.65	45.4	44.2	46.9	17.2	8.3	8.9
1958	15.27	7.18	8.09	47.2	39.5	57.1	18.0	7.4	10.6
1959	14.90	7.05	7.85	46.1	38.8	55.4	17.5	7.4	10.1
1960	14.69	7.02	7.67	45.4	38.6	54.1	17.2	7.6	9.6
1961	14.31	6.74	7.57	44.2	37.1	53.4	16.9	7.4	9.5
1962	14.34	6.67	7.67	44.3	36.7	54.1	17.0	7.5	9.5
1963	14.52	6.12	8.40	44.9	33.7	59.2	17.3	7.0	10.3
1964	14.89	5.94	8.95	46.0	32.7	63.1	17.7	6.9	10.8
1965	15.74	5.99	9.75	48.7	33.0	68.8	18.6	7.1	11.5
1966	11.80	5.57	6.23	36.5	30.7	43.9	13.7	6.8	6.9
1967	16.31	5.44	10.87	50.4	29.9	76.7	19.4	6.8	12.6
1968	15.37	5.37	10.00	47.5	29.6	70.5	18.6	6.8	11.8
1969	15.04	5.25	9.79	46.5	28.9	69.0	18.5	6.8	11.7
1970	15.26	5.22	10.04	47.2	28.7	70.8	18.8	6.9	11.9
1971	15.87	4.86	11.01	49.1	26.7	77.6	19.2	6.6	12.6
1972	15.97	4.69	11.28	49.4	25.8	79.5	19.3	6.5	12.8
1973	16.07	4.65	11.42	49.7	25.6	80.5	19.4	6.6	12.8
1974	15.47	4.49	10.98	47.8	24.7	77.4	18.6	6.5	12.1
1975	14.32	4.25	10.07	44.3	23.4	71.0	17.1	6.3	10.8
1976	13.65	4.09	9.56	42.2	22.5	67.4	16.3	6.3	10.0
1977	13.31	3.88	9.43	41.1	21.4	66.5	15.5	6.1	9.4
1978	13.25	3.76	9.49	41.0	20.7	66.9	14.9	6.1	8.8
1979	13.07	3.60	9.47	40.4	19.8	66.8	14.2	6.0	8.2
1980	12.76	3.62	9.15	39.4	19.9	64.5	13.6	6.2	7.4
1981	12.55	3.48	9.07	38.8	19.2	64.0	13.0	6.1	6.9
1982	12.75	3.31	9.44	39.4	18.2	66.6	12.8	6.0	6.8
1983	12.95	3.31	9.63	40.0	18.2	67.9	12.7	6.2	6.5
1984	12.96	3.20	9.76	40.1	17.6	68.8	12.5	6.2	6.3
1985	12.53	3.06	9.47	38.7	16.8	66.8	11.9	6.3	5.6
1986	12.26	2.99	9.27	37.9	16.5	65.4	11.4	6.2	5.2
1987	11.95	2.88	9.07	36.9	15.9	64.0	11.1	6.2	4.9
1988	11.66	2.90	8.76	36.0	16.0	61.8	10.8	6.5	4.3
1989	11.02	2.79	8.23	34.1	15.4	58.0	10.2	6.4	3.7
1990	10.74	2.79	7.96	33.2	15.4	56.1	10.0	6.7	3.3
1991	10.78	2.72	8.06	33.3	15.0	56.8	9.9	6.7	3.2
1992	10.48	2.72	7.76	32.4	15.0	54.7	9.8	6.9	2.9

1930年全国人口を標準人口に採り、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、1947年～72年は沖縄県を含まない。

第2表 年次別女子の人口再生産率：1925～92年
Table 2. Reproduction Rates for Female : 1925-1992

年次 Year	合計特殊 出生率 TFR (1)	総 再生産率 GRR (2)	純 再生産率 NRR (3)	再生産率 残存率 (3) / (2) (4)	静止粗 再生産率 (1) / (3) (5)	(1) - (5) (6)	1930年を基準とした指数		
							合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NRR
1925	5.11	2.51	1.56	0.62	3.28	1.83	108.3	109.2	102.5
1930	4.72	2.30	1.52	0.66	3.10	1.62	100.0	100.0	100.0
1940	4.12	2.01	1.44	0.72	2.87	1.25	87.3	87.4	94.5
1947	4.54	2.21	1.72	0.78	2.64	1.90	96.2	96.1	112.9
1948	4.40	2.14	1.76	0.82	2.50	1.89	93.2	93.0	115.4
1949	4.31	2.11	1.75	0.83	2.47	1.84	91.5	91.6	114.8
1950	3.65	1.77	1.51	0.85	2.42	1.23	77.4	77.1	99.3
1951	3.26	1.59	1.39	0.87	2.35	0.91	69.1	69.2	91.1
1952	2.98	1.45	1.29	0.89	2.30	0.67	63.1	63.1	85.0
1953	2.69	1.31	1.18	0.90	2.29	0.41	57.1	57.1	77.5
1954	2.48	1.20	1.09	0.91	2.27	0.21	52.6	52.3	71.8
1955	2.37	1.15	1.06	0.92	2.24	0.13	50.2	50.1	69.5
1956	2.22	1.08	0.99	0.92	2.24	-0.02	47.1	47.0	65.3
1957	2.04	0.99	0.92	0.93	2.22	-0.18	43.3	43.2	60.4
1958	2.11	1.03	0.96	0.93	2.20	-0.09	44.7	44.7	63.1
1959	2.04	0.99	0.94	0.95	2.17	-0.13	43.2	43.1	61.9
1960	2.00	0.97	0.93	0.96	2.15	-0.15	42.5	42.4	61.3
1961	1.96	0.95	0.91	0.95	2.16	-0.20	41.6	41.4	59.5
1962	1.98	0.96	0.92	0.96	2.16	-0.18	41.9	41.7	60.2
1963	2.00	0.97	0.94	0.96	2.14	-0.13	42.5	42.4	61.6
1964	2.05	1.00	0.96	0.96	2.14	-0.09	43.4	43.3	63.1
1965	2.14	1.04	1.01	0.97	2.12	0.02	45.3	45.3	66.3
1966	1.58	0.76	0.74	0.97	2.14	-0.57	33.4	33.0	48.3
1967	2.23	1.08	1.05	0.97	2.11	0.11	47.2	47.1	69.2
1968	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.00	45.2	44.8	65.8
1969	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.00	45.2	44.7	65.8
1970	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.01	45.3	44.8	66.0
1971	2.16	1.04	1.02	0.98	2.12	0.04	45.7	45.4	67.0
1972	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.4	45.1	66.6
1973	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.4	45.1	66.7
1974	2.05	0.99	0.97	0.98	2.11	-0.06	45.4	43.2	63.9
1975	1.91	0.93	0.91	0.98	2.10	-0.19	40.5	40.3	59.7
1976	1.85	0.90	0.88	0.98	2.10	-0.25	39.3	39.1	58.0
1977	1.80	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.2	38.0	56.5
1978	1.79	0.87	0.86	0.98	2.09	-0.30	38.0	37.8	56.2
1979	1.77	0.86	0.84	0.98	2.10	-0.33	37.5	37.3	55.5
1980	1.75	0.85	0.84	0.99	2.09	-0.34	37.0	36.9	54.9
1981	1.74	0.85	0.83	0.99	2.09	-0.35	36.9	36.8	54.8
1982	1.77	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.31	37.5	37.5	55.8
1983	1.80	0.88	0.86	0.99	2.08	-0.28	38.2	38.1	56.8
1984	1.81	0.88	0.87	0.99	2.08	-0.27	38.4	38.3	57.2
1985	1.76	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.32	37.4	37.3	55.7
1986	1.72	0.84	0.83	0.99	2.08	-0.36	36.5	36.4	54.4
1987	1.69	0.82	0.81	0.99	2.08	-0.39	35.8	35.7	53.4
1988	1.66	0.81	0.80	0.99	2.08	-0.42	35.1	35.0	52.4
1989	1.57	0.76	0.76	0.99	2.08	-0.51	33.3	33.2	49.7
1990	1.54	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.53	32.7	32.7	48.8
1991	1.53	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.54	32.5	32.5	48.5
1992	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.8	31.7	47.4

国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態による出生数ならびに生命表の生残数 (L_x^F) 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、1947年～72年は沖縄県を含まない。

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：1925～92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
Age Composition of Stable and Actual Population for Female:1925—1992

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歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
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	34.03	60.50	5.47
1948	19.02	30.46	11.44	29.60	36.21	58.06	5.72	34.09	60.44	5.48
1949	18.97	30.31	11.34	29.39	35.95	58.39	5.67	34.23	60.24	5.53
1950	14.12	25.30	11.18	29.23	32.07	60.87	7.07	34.11	60.25	5.64
1951	11.17	23.07	11.91	29.25	29.43	61.90	8.67	33.83	60.54	5.64
1952	8.81	20.96	12.15	29.14	27.48	62.99	9.53	33.35	60.93	5.72
1953	5.68	18.64	12.97	29.03	25.08	63.63	11.29	32.94	61.27	5.79
1954	3.08	16.75	13.68	28.91	23.15	64.02	12.84	32.61	61.48	5.91
1955	1.95	15.86	13.91	28.77	22.23	64.15	13.62	32.11	61.88	6.02
1956	-0.24	14.77	15.01	28.59	21.04	65.05	13.91	31.34	62.60	6.06
1957	-2.96	13.11	16.07	28.43	19.16	64.84	16.00	30.50	63.38	6.11
1958	-1.44	13.61	15.05	28.19	19.77	64.30	15.93	29.77	64.04	6.19
1959	-2.15	13.22	15.37	28.06	19.34	64.46	16.20	29.03	64.69	6.29
1960	-2.95	12.72	15.67	27.86	18.81	64.63	16.57	28.81	64.79	6.39
1961	-3.56	12.32	15.88	27.80	18.38	64.65	16.98	28.56	64.94	6.50
1962	-3.16	13.11	16.27	27.69	19.56	67.08	13.36	27.49	65.92	6.60
1963	-2.34	12.59	14.93	27.70	18.74	63.96	17.30	26.34	66.92	6.74
1964	-1.50	13.02	14.52	27.70	19.29	64.14	16.57	25.24	67.89	6.86
1965	0.30	13.80	13.50	27.68	20.23	63.72	16.05	24.63	68.43	6.94
1966	-11.08	8.57	19.65	27.73	13.71	62.83	13.47	23.80	69.06	7.14
1967	1.84	14.55	12.71	27.71	21.15	63.58	15.27	23.40	69.27	7.32
1968	0.06	13.47	13.41	27.75	19.86	63.30	16.84	23.12	69.38	7.50
1969	0.05	13.48	13.43	27.76	19.88	63.43	16.68	23.00	69.37	7.64
1970	0.16	13.42	13.26	27.73	19.80	63.06	17.14	22.94	69.26	7.80
1971	0.67	13.57	12.90	27.72	19.97	62.70	17.34	22.94	69.14	7.92
1972	0.48	13.42	12.94	27.65	19.78	62.58	17.64	23.06	68.81	8.13
1973	0.52	13.44	12.93	27.62	19.82	62.65	17.53	23.26	68.41	8.33
1974	-1.03	12.56	13.58	27.54	18.75	62.42	18.84	23.32	68.12	8.56
1975	-3.51	11.25	14.76	27.47	17.12	61.92	20.95	23.32	67.81	8.87
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	23.21	67.34	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	20.03	67.58	12.39
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
1989	-9.69	7.94	17.63	28.92	12.74	57.35	29.90	18.04	68.24	13.71
1990	-10.25	7.65	17.90	29.03	12.33	56.61	31.06	17.47	68.29	14.23
1991	-10.44	7.55	17.99	29.10	12.19	56.35	31.46	16.92	68.31	14.76
1992	-11.19	7.28	18.48	29.20	11.83	56.11	32.06	16.45	68.26	15.29

第4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：1992年

Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age
and Reproduction Rates for Female : 1992

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 (7)×(8) 100,000 (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	850,169	121	70	51	0.00014	0.00006	99,305	0.00006
16	891,235	636	330	306	0.00071	0.00034	99,287	0.00034
17	931,207	1,938	979	959	0.00208	0.00103	99,265	0.00102
18	983,599	4,843	2,541	2,302	0.00492	0.00234	99,241	0.00232
19	999,569	10,856	5,607	5,249	0.01086	0.00525	99,214	0.00521
20	977,687	18,361	9,493	8,868	0.01878	0.00907	99,186	0.00900
21	954,049	27,339	13,988	13,350	0.02866	0.01399	99,158	0.01388
22	920,694	36,998	19,026	17,971	0.04018	0.01952	99,130	0.01935
23	901,606	51,674	26,672	25,002	0.05731	0.02773	99,101	0.02748
24	881,508	69,773	36,158	33,616	0.07915	0.03813	99,071	0.03778
25	884,110	81,347	41,860	39,487	0.09201	0.04466	99,040	0.04423
26	687,653	93,040	47,762	45,278	0.13530	0.06584	99,008	0.06519
27	854,856	118,712	61,014	57,698	0.13887	0.06749	98,974	0.06680
28	799,673	117,819	60,304	57,515	0.14733	0.07192	98,939	0.07116
29	780,741	113,361	58,255	55,106	0.14520	0.07058	98,901	0.06981
30	758,502	100,426	51,793	48,633	0.13240	0.06412	98,862	0.06339
31	748,981	85,658	44,212	41,446	0.11437	0.05534	98,822	0.05468
32	758,054	70,911	36,414	34,498	0.09354	0.04551	98,780	0.04495
33	776,726	57,653	29,804	27,850	0.07423	0.03586	98,737	0.03540
34	760,370	42,529	21,872	20,656	0.05593	0.02717	98,689	0.02681
35	740,920	31,960	16,368	15,591	0.04314	0.02104	98,637	0.02076
36	783,816	23,673	12,187	11,486	0.03020	0.01465	98,580	0.01445
37	815,006	17,059	8,857	8,202	0.02093	0.01006	98,518	0.00991
38	819,329	11,437	5,885	5,552	0.01396	0.00678	98,451	0.00667
39	879,831	8,081	4,120	3,961	0.00918	0.00450	98,379	0.00443
40	933,255	5,397	2,734	2,663	0.00578	0.00285	98,299	0.00280
41	994,468	3,380	1,725	1,655	0.00340	0.00166	98,212	0.00163
42	1,074,849	2,020	1,019	1,001	0.00188	0.00093	98,114	0.00091
43	1,184,955	1,147	614	533	0.00097	0.00045	98,006	0.00044
44	1,180,631	537	304	233	0.00045	0.00020	97,888	0.00019
45	1,125,965	223	125	98	0.00020	0.00009	97,761	0.00009
46	707,995	49	28	21	0.00007	0.00003	97,623	0.00003
47	770,103	23	10	13	0.00003	0.00002	97,472	0.00002
48	942,332	3	2	1	0.00000	0.00000	97,307	0.00000
49	917,245	3	2	1	0.00000	0.00000	97,128	0.00000
総 数	30,971,689	1,208,989	622,136	586,853	1.50219	0.72923	—	0.72121
15～19	4,655,779	18,394	9,527	8,867	0.00395	0.00190	496,313	0.00945
20～24	4,635,544	204,145	105,337	98,808	0.04404	0.02132	495,646	0.10565
25～29	4,007,033	524,279	269,196	255,084	0.13084	0.06366	494,862	0.31502
30～34	3,802,633	357,177	184,095	173,082	0.09393	0.04552	493,890	0.22480
35～39	4,038,902	92,211	47,418	44,793	0.02283	0.01109	492,564	0.05463
40～44	5,368,158	12,481	6,396	6,085	0.00233	0.00113	490,520	0.00556
45～49	4,463,640	301	167	134	0.00007	0.00003	487,290	0.00015

本表の数値は、前掲1～3表の各指標の1992年分算定に用いたものである。

女子人口は、総務庁統計局「推計人口」による1992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1992年人口動態統計。生残数は、厚生省大臣官房統計情報部の簡易生命表による 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、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)欄の総数は合計特殊出生率、(7)欄の総数は総再生産率、(9)欄の総数は純再生産率。

第5表 女子の年齢別出生順位別出生率：1992年
 Table 5. Age Specific Fertility Rates
 by Live Birth Order for Female : 1992

年齢	総数	第1子	第2子	第3子	第4子	第5子～
15	0.00014	0.00014	0.00000	—	—	—
16	0.00071	0.00070	0.00001	—	—	—
17	0.00208	0.00200	0.00008	—	—	—
18	0.00492	0.00456	0.00035	0.00001	—	—
19	0.01086	0.00979	0.00103	0.00004	0.00000	—
20	0.01878	0.01607	0.00256	0.00015	0.00001	—
21	0.02866	0.02283	0.00546	0.00035	0.00002	—
22	0.04018	0.02980	0.00954	0.00079	0.00005	0.00001
23	0.05731	0.04065	0.01491	0.00162	0.00013	0.00001
24	0.07915	0.05434	0.02159	0.00297	0.00022	0.00003
25	0.09201	0.06039	0.02686	0.00439	0.00033	0.00004
26	0.13530	0.08160	0.04477	0.00818	0.00066	0.00009
27	0.13887	0.07519	0.05187	0.01071	0.00095	0.00015
28	0.14733	0.06874	0.06163	0.01527	0.00148	0.00022
29	0.14520	0.05720	0.06503	0.02068	0.00201	0.00027
30	0.13240	0.04345	0.06157	0.02447	0.00256	0.00035
31	0.11437	0.03161	0.05224	0.02687	0.00309	0.00054
32	0.09354	0.02225	0.04087	0.02610	0.00373	0.00060
33	0.07423	0.01600	0.03020	0.02326	0.00403	0.00072
34	0.05593	0.01157	0.02137	0.01840	0.00382	0.00077
35	0.04314	0.00875	0.01560	0.01426	0.00372	0.00081
36	0.03020	0.00602	0.01062	0.00989	0.00290	0.00077
37	0.02093	0.00434	0.00705	0.00652	0.00231	0.00072
38	0.01396	0.00293	0.00450	0.00426	0.00157	0.00069
39	0.00918	0.00202	0.00301	0.00250	0.00110	0.00055
40	0.00578	0.00136	0.00185	0.00144	0.00074	0.00039
41	0.00340	0.00081	0.00097	0.00086	0.00045	0.00031
42	0.00188	0.00043	0.00053	0.00045	0.00027	0.00020
43	0.00097	0.00023	0.00027	0.00023	0.00013	0.00011
44	0.00045	0.00011	0.00011	0.00009	0.00007	0.00008
45	0.00020	0.00006	0.00005	0.00004	0.00004	0.00002
46	0.00007	0.00002	0.00002	0.00002	0.00001	0.00001
47	0.00003	0.00001	0.00000	0.00001	0.00001	0.00001
48	0.00000	0.00000	—	0.00000	—	0.00000
49	0.00000	0.00000	0.00000	—	0.00000	—
合計	1.50219	0.67595	0.55654	0.22480	0.03642	0.00847
平均年齢	29.11	27.38	29.69	31.89	33.70	35.46
15～19	0.00395	0.00363	0.00031	0.00001	0.00000	0.00000
20～24	0.04404	0.03225	0.01056	0.00114	0.00009	0.00001
25～29	0.13084	0.06823	0.04965	0.01173	0.00108	0.00015
30～34	0.09393	0.02491	0.04116	0.02381	0.00345	0.00060
35～39	0.02283	0.00468	0.00791	0.00726	0.00227	0.00070
40～44	0.00233	0.00054	0.00069	0.00057	0.00031	0.00021
45～49	0.00007	0.00002	0.00002	0.00001	0.00001	0.00001

表4の注参照.

平均(出生)年齢は、年齢別出生率(f_x)を用い次のように求めた.

$$\text{平均年齢} = \frac{\sum \{f_x \times (x + 0.5)\}}{\sum f_x}$$

なお、表中‘—’は出生数が0を示す.

第6表 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および死亡率：1992年
 Table 6. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates
 by 5-Year Age Group and Sex: 1992

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
総 数	123,475,936	856,643	0.00694	60,596,851	465,544	0.00768	62,879,085	391,099	0.00622
0～4	6,165,069	7,619	0.00124	3,163,499	4,318	0.00136	3,001,570	3,302	0.00110
5～9	7,116,923	1,284	0.00018	3,646,991	796	0.00022	3,469,932	488	0.00014
10～14	7,943,326	1,181	0.00015	4,072,819	702	0.00017	3,870,507	479	0.00012
15～19	9,561,374	4,064	0.00043	4,905,595	2,986	0.00061	4,655,779	1,078	0.00023
20～24	9,472,550	4,930	0.00052	4,837,006	3,585	0.00074	4,635,544	1,345	0.00029
25～29	8,111,193	4,347	0.00054	4,104,160	2,944	0.00072	4,007,033	1,403	0.00035
30～34	7,683,912	4,796	0.00062	3,881,279	3,151	0.00081	3,802,633	1,644	0.00043
35～39	8,138,975	7,500	0.00092	4,100,073	4,797	0.00117	4,038,902	2,703	0.00067
40～44	10,779,032	16,179	0.00150	5,410,874	10,407	0.00192	5,368,158	5,772	0.00108
45～49	8,908,614	21,015	0.00236	4,444,974	13,813	0.00311	4,463,640	7,203	0.00161
50～54	8,439,838	30,774	0.00365	4,178,894	20,421	0.00489	4,260,944	10,353	0.00243
55～59	7,918,793	47,649	0.00602	3,881,118	32,828	0.00846	4,037,675	14,820	0.00367
60～64	7,056,694	66,390	0.00941	3,406,139	45,737	0.01343	3,650,555	20,653	0.00566
65～69	5,697,171	79,131	0.01389	2,574,215	50,978	0.01980	3,122,956	28,154	0.00902
70～74	4,034,238	90,810	0.02251	1,614,098	52,426	0.03248	2,420,140	38,384	0.01586
75～79	3,125,217	127,067	0.04066	1,231,191	69,418	0.05638	1,894,026	57,649	0.03044
80+	3,323,017	341,907	0.10289	1,143,926	146,238	0.12784	2,179,091	195,669	0.08979

本表の数値は、前掲第1表の標準化死亡率の1992年分算定に用いたものである。

人口は、総務庁統計局「推計人口」による1992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1992年人口動態統計による。なお、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 女子の安定人口増加率、出生率、および死亡率ならびに平均世代間隔：1992年、91年
 Table 7. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of
 Stable Population for Female: 1992, 1991

安定人口指標	1992年	1991年	差
安定人口増加率 r	-0.01119	-0.01044	-0.00075
安定人口出生率 b	0.00728	0.00755	-0.00027
安定人口死亡率 d	0.01848	0.01799	0.00049
安定人口平均世代間隔 \bar{T}	29.20171	29.10399	0.09772
静止人口平均年齢 u	42.23795	42.27622	-0.03827
静止人口平均世代間隔 α	29.10140	29.01253	0.08887

第8表 女子の安定人口年齢(各歳・5歳階級別)構造係数:1992年
Table8. Age Composition of Stable Population for Female:1992

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	0.00730	25	0.00960	50	0.01243	75	0.01350	0~4	0.03730
1	0.00738	26	0.00971	51	0.01254	76	0.01331	5~9	0.03939
2	0.00746	27	0.00981	52	0.01265	77	0.01308	10~14	0.04163
3	0.00754	28	0.00992	53	0.01276	78	0.01281	15~19	0.04399
4	0.00762	29	0.01003	54	0.01287	79	0.01248	20~24	0.04646
5	0.00771	30	0.01013	55	0.01298	80	0.01209	25~29	0.04906
6	0.00779	31	0.01024	56	0.01308	81	0.01164	30~34	0.05178
7	0.00788	32	0.01036	57	0.01318	82	0.01113	35~39	0.05461
8	0.00796	33	0.01047	58	0.01328	83	0.01055	40~44	0.05752
9	0.00805	34	0.01058	59	0.01337	84	0.00992	45~49	0.06043
10	0.00814	35	0.01069	60	0.01346	85	0.00923	50~54	0.06326
11	0.00823	36	0.01081	61	0.01355	86	0.00849	55~59	0.06590
12	0.00833	37	0.01092	62	0.01362	87	0.00770	60~64	0.06809
13	0.00842	38	0.01104	63	0.01370	88	0.00688	65~69	0.06945
14	0.00851	39	0.01115	64	0.01376	89	0.00605	70~74	0.06906
15	0.00861	40	0.01127	65	0.01382	90	0.00521	75~79	0.06518
16	0.00870	41	0.01139	66	0.01387	91	0.00439	80~84	0.05533
17	0.00880	42	0.01150	67	0.01390	92	0.00361	85~89	0.03834
18	0.00889	43	0.01162	68	0.01393	93	0.00288	90~94	0.01832
19	0.00899	44	0.01174	69	0.01393	94	0.00223	95~	0.00488
20	0.00909	45	0.01185	70	0.01392	95~	0.00488		
21	0.00919	46	0.01197	71	0.01389			0~14	0.11832
22	0.00929	47	0.01209	72	0.01384			15~64	0.56111
23	0.00939	48	0.01220	73	0.01376			65+	0.32057
24	0.00950	49	0.01232	74	0.01365			総 数	1.00000

第9表 男女別安定人口年齢構造と実際人口年齢構造:1992年
Table9. Age Composition of Stable Population and Actual Population:1992

年 齢 Age x	安 定 人 口 年 齢 構 造 Age composition of stable population			実 際 人 口 年 齢 構 造 Age composition of actual population		
	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female
総 数	100.09	48.60	51.40	100.00	49.08	50.92
0~4	3.94	2.02	1.92	4.99	2.56	2.43
5~9	4.16	2.14	2.02	5.76	2.95	2.81
10~14	4.40	2.26	2.14	6.43	3.30	3.13
15~19	4.65	2.38	2.26	7.74	3.97	3.77
20~24	4.90	2.51	2.39	7.67	3.92	3.75
25~29	5.17	2.65	2.52	6.57	3.32	3.25
30~34	5.45	2.79	2.66	6.22	3.14	3.08
35~39	5.74	2.94	2.81	6.59	3.32	3.27
40~44	6.04	3.08	2.96	8.73	4.38	4.35
45~49	6.33	3.22	3.11	7.21	3.60	3.61
50~54	6.59	3.34	3.25	6.84	3.38	3.45
55~59	6.80	3.42	3.39	6.41	3.14	3.27
60~64	6.92	3.42	3.50	5.72	2.76	2.96
65~69	6.90	3.33	3.57	4.61	2.08	2.53
70~74	6.64	3.09	3.55	3.27	1.31	1.96
75~79	5.98	2.63	3.35	2.53	1.00	1.53
80~84	4.74	1.90	2.84	1.66	0.60	1.06
85~89	3.02	1.05	1.97	0.74	0.24	0.50
90~	1.64	0.44	1.19	0.29	0.08	0.21
0~14	12.50	6.42	6.08	17.19	8.81	8.38
15~64	58.59	29.75	28.84	69.71	34.95	34.76
65~	28.91	12.43	16.48	13.10	5.32	7.79

安定人口年齢構造係数のうち男子の求めかたは『人口問題研究』第45巻第4号(1990年1月)本文参照。
実際人口年齢構造係数は、総務庁統計局「推計人口」による1992年10月1日現在日本人人口に基づく。

主要国の平均余命および主要死因別標準化死亡率：最新資料

死亡は人口再生産にとって出生とならぶ重要な構成要素である。したがって、死亡の水準や年齢パターン、あるいは死因構造は人口変動を考える際の重要な基礎資料といえよう。さらに死亡に関する指標は、それぞれの国や地域の健康水準を知る重要な指標でもある。そのような意味から、本統計資料では、世界保健機構（WHO）の保健統計年鑑の1992年版（WHO, *World Health Statistics Annual*, 1992）から、各国の出生時平均余命などの生命表関数とともに死因別死亡率のデータを、収録することにした。表示した国の配列は、WHOの原典の配列をほぼそのまま採用したが、一部変えたところもある。

WHOの原表（表C-2）には、最近年次についての各国・地域（領土）別の生命表関数が主要な年齢について示されている。原資料に示されている生命表関数は平均余命と生存数であり、それぞれ0歳時、1歳時、15歳時、45歳時および65歳時についてのものである。

本統計では、生命表関数としてもっとも重要な0歳時および65歳時における平均余命を、また主要な年齢段階の生存の水準を示すものとして、乳幼児死亡の水準を示す1歳時、学齢期を過ぎた段階の15歳時、生産年齢を過ぎ高齢者に達した65歳時について、それぞれの生存率を抜粋するとともに、生産年齢への到達から高齢者年齢までの生存者を示す15歳時から65歳時までの生存率を算定し、掲載した。（坂東里江子）

統計利用上の注意

WHOの年鑑掲載の各国の生命表関数は、WHOが統一した作成方法を用いて計算したものである。WHOの生命表は、伝統的な5歳間隔の年齢について生命表関数を計算する簡略生命表（abridged life table）である。このため、WHOによる各国の生命表関数の値は作成方法の違いによって生じる比較の制約は無いという長所がある。しかしながら、各国が独自に計算・作成した同年次の生命表の値とは必ずしも一致しない。利用にあたってはその点にとくに留意されたい。

死亡全体の水準を示すだけでなく、それぞれの国の疾病・死亡の状態を表すデータとして、同じWHOの資料（表D-2）から、年齢構成を標準化した標準化死亡率（年齢調整死亡率とも呼ばれる）のデータを掲載した。原典では、世界総人口とヨーロッパ人口を標準人口とする2種類の死因別標準化死亡率が掲げられている。しかし紙幅の制約から、本統計掲載の標準化死亡率では、ヨーロッパ人口を基礎にしたもののみを掲げている。近年の日本の高齢化の進行を前提にすると、ヨーロッパ人口を基礎にした数値の方が参考としてより役立つものと判断した。標準人口の年齢構成については、参考表を参照されたい。

別の問題としては、国によって、死因の定義が必ずしも一致しない場合があり、統計の利用にあたっては、とくにその点に留意されたい。また、これらの数値によって示される国・地域の死亡水準の順位を絶対的なものとしてとらえてはならない。一般的に、生命表の作成が可能なデータや死因別年齢別の死亡統計が得られるような国・地域の衛生・栄養水準は、得られないところと比べ相対的にまだ条件がよい場合が多い。したがってこれら統計の得られる国・地域の方が死亡水準も低い場合が多いことなどを考慮する必要がある。

参考表 標準人口（ヨーロッパ人口基準）

年 齢	人 口	年 齢	人 口
総 数	100,000	40 ~ 44	7,000
0	1,600	45 ~ 49	7,000
1 ~ 4	6,400	50 ~ 54	7,000
5 ~ 9	7,000	55 ~ 59	6,000
10 ~ 14	7,000	60 ~ 64	5,000
15 ~ 19	7,000	65 ~ 69	4,000
20 ~ 24	7,000	70 ~ 74	3,000
25 ~ 29	7,000	75 ~ 79	2,000
30 ~ 34	7,000	80 ~ 84	1,000
35 ~ 39	7,000	85歳以上	1,000

注：表に関する説明ならびに出典に関しては本文を参照されたい。

表1 主要国の性別にみた0歳時および65歳時の平均余命

国・地域 (年次)	男			女			0歳時平均余命の男女差 女-男(年)
	平均余命 _e (年)						
	0歳時	順位	65歳時	0歳時	順位	65歳時	
[アフリカ]							
モリシャス(1991)	66.2	49	12.2	74.0	45	15.7	7.8
[アメリカ]							
アルゼンチン(1989)	68.8	39	14.0	75.7	35	17.5	6.9
ブラジル(1986)	65.3	52	14.4	73.3	50	17.1	8.0
カナダ(1990)	74.0	7	15.5	80.8	4	19.9	6.8
チリ(1989)	69.4	36	14.0	76.5	32	17.6	7.1
コスタリカ(1989)	72.5	19	14.4	77.4	26	17.2	4.9
キューバ(1990)	72.9	16	15.9	76.8	30	17.8	3.9
ジャマイカ(1985)	72.0	22	15.5	75.1	40	17.9	3.1
メキシコ(1990)	68.6	41	14.9	74.4	43	17.1	5.8
プエルトリコ(1990)	68.7	40	14.7	77.7	23	18.0	9.0
トリニダード=トバゴ(1989)	67.0	46	11.9	72.6	53	15.0	5.6
アメリカ合衆国(1989)	71.9	26	15.3	78.9	16	19.2	7.0
ウルグアイ(1990)	69.1	38	13.4	76.7	31	17.8	7.6
[ヨーロッパ]							
オーストリア(1991)	72.7	17	14.9	79.3	14	18.3	6.6
ベルギー(1987)	72.0	23	14.1	78.9	17	18.3	6.9
ブルガリア(1991)	68.3	43	12.9	74.7	42	15.2	6.4
チェコスロバキア(1990)	67.3	45	11.9	75.5	37	15.5	8.2
デンマーク(1991)	72.6	18	14.4	78.2	20	18.1	5.6
フィンランド(1991)	71.4	30	14.1	79.5	13	18.2	8.1
フランス(1990)	73.4	11	16.1	81.8	2	20.7	8.4
ドイツ(1990)	72.0	24	14.1	78.6	19	17.8	6.6
ギリシャ(1990)	74.6	4	15.8	79.8	11	18.3	5.2
ハンガリー(1991)	65.1	53	12.1	74.0	46	15.6	8.9
アイスランド(1991)	74.9	2	15.6	80.4	7	20.0	5.5
アイルランド(1990)	72.0	25	13.2	77.7	24	17.0	5.7
イタリア(1989)	73.6	9	15.0	80.4	8	19.0	6.8
ルクセンブルグ(1991)	71.8	28	14.5	79.2	15	18.6	7.4
マルタ(1991)	73.6	10	14.1	77.1	29	16.5	3.5
オランダ(1990)	73.9	8	14.4	80.3	9	19.2	6.4
ノルウェー(1990)	73.4	12	14.6	79.9	10	18.7	6.5
ポーランド(1991)	66.1	51	12.3	75.4	38	16.0	9.3
ポルトガル(1991)	69.8	34	13.7	77.3	27	17.1	7.5
ルーマニア(1991)	66.9	47	13.0	73.4	49	15.1	6.5
スペイン(1989)	73.4	13	15.5	80.5	6	19.2	7.1
スウェーデン(1989)	74.8	3	15.5	80.8	5	19.4	5.0
スイス(1991)	74.2	6	15.6	81.4	3	20.1	7.2
イギリス(1991)	73.3	14	14.3	78.8	18	18.0	5.5
ユーゴスラビア(1990)	69.5	35	13.6	75.7	36	16.3	6.2
[中東地域]							
イスラエル(1989)	74.6	5	15.6	78.1	21	17.3	3.5
[アジア・西太平洋]							
オーストラリア(1988)	73.2	15	15.0	79.8	12	19.1	6.6
日本(1991)	76.4	1	16.6	82.8	1	21.0	6.4
ニュージーランド(1989)	71.9	27	14.3	78.1	22	18.1	6.2
シンガポール(1990)	72.3	21	14.4	77.5	25	17.2	5.2

表2 主要国の性別にみた生存率

国・地域 (年次)	男				女			
	l_1	l_{15}	l_{65}	l_{65}/l_{15}	l_1	l_{15}	l_{65}	l_{65}/l_{15}
[アフリカ]								
モーリシャス(1991)	97.91	97.17	61.50	63.28	98.50	97.93	79.29	80.97
[アメリカ]								
アルゼンチン(1989)	97.16	96.30	68.81	71.45	97.73	97.05	82.41	84.92
ブラジル(1986)	95.75	94.61	61.57	65.08	96.70	95.84	77.74	81.11
カナダ(1990)	99.24	98.82	78.91	79.85	99.39	99.07	88.24	89.07
チリ(1989)	98.13	97.36	69.35	71.23	98.45	97.90	83.15	84.94
コスタリカ(1989)	98.43	97.81	78.89	80.65	98.78	98.25	86.22	87.75
キューバ(1990)	98.75	98.06	76.39	77.90	99.11	98.57	82.74	83.94
ジャマイカ(1985)	98.04	96.84	74.78	77.22	98.13	97.06	78.60	80.98
メキシコ(1990)	97.29	95.75	69.27	72.34	97.83	96.51	80.26	83.16
ブエルトリコ(1990)	98.49	98.02	67.03	68.39	98.84	98.50	85.16	86.46
トリニダード=トバゴ(1989)	98.82	98.04	64.49	65.78	99.19	98.59	74.86	75.93
アメリカ合衆国(1989)	98.91	98.40	73.92	75.12	99.12	98.74	85.04	86.12
ウルグアイ(1990)	97.71	97.04	69.48	71.60	98.20	97.69	83.75	85.73
[ヨーロッパ]								
オーストリア(1991)	99.16	98.79	76.08	77.01	99.34	99.08	88.38	89.21
ベルギー(1987)	98.90	98.46	75.90	77.09	99.18	98.85	87.25	88.27
ブルガリア(1991)	98.12	97.24	67.73	69.65	98.57	97.92	83.30	85.06
チェコスロバキア(1990)	98.70	98.24	63.42	64.56	99.05	98.70	83.51	84.61
デンマーク(1991)	99.19	98.76	76.60	77.56	99.36	99.09	84.43	85.21
フィンランド(1991)	99.35	99.04	73.61	74.33	99.48	99.23	88.97	89.66
フランス(1990)	99.16	98.77	75.92	76.86	99.38	99.09	89.59	90.41
ドイツ(1990)	99.20	98.77	75.47	76.40	99.39	99.06	87.34	88.16
ギリシャ(1990)	99.01	98.62	80.75	81.88	99.04	98.78	90.27	91.39
ハンガリー(1991)	98.26	97.72	57.06	58.39	98.61	98.25	79.21	80.62
アイスランド(1991)	99.46	99.23	81.64	82.27	99.46	99.27	89.52	90.18
アイルランド(1990)	99.09	98.70	76.95	77.96	99.27	99.01	86.17	87.03
イタリア(1989)	99.08	98.74	78.62	79.62	99.22	98.97	89.56	90.49
ルクセンブルグ(1991)	99.12	98.74	75.44	76.40	99.17	98.94	87.26	88.19
マール(1991)	98.74	98.64	80.16	81.27	99.35	99.09	88.92	89.74
オランダ(1990)	99.19	98.80	80.48	81.46	99.39	99.05	88.76	89.61
ノルウェー(1990)	99.17	98.73	79.13	80.15	99.42	99.12	88.86	89.65
ポーランド(1991)	98.32	97.76	60.49	61.88	98.70	98.29	82.65	84.09
ポルトガル(1991)	98.78	97.94	71.75	73.26	99.07	98.50	86.32	87.63
ルーマニア(1991)	97.53	96.26	64.40	66.91	98.05	97.13	80.72	83.10
スペイン(1989)	99.15	98.68	77.84	78.88	99.31	98.96	90.00	90.94
スウェーデン(1989)	99.34	99.06	81.39	82.16	99.50	99.28	89.56	90.21
スイス(1991)	99.29	98.87	80.07	80.99	99.47	99.16	90.06	90.83
イギリス(1991)	99.17	98.80	78.77	79.73	99.37	99.08	86.82	87.62
ユーゴスラビア(1990)	97.95	97.34	69.69	71.59	98.21	97.73	83.92	85.86
[中東地域]								
イスラエル(1989)	98.95	98.53	80.50	81.69	99.04	98.68	87.11	88.28
[アジア・西太平洋]								
オーストラリア(1988)	99.03	98.58	78.29	79.41	99.24	98.92	87.80	88.76
日本(1991)	99.54	99.17	82.87	83.56	99.58	99.31	91.45	92.09
ニュージーランド(1989)	98.80	98.21	76.48	77.87	99.13	98.78	85.22	86.27
シンガポール(1990)	99.28	98.83	74.85	75.74	99.37	99.08	84.76	85.55

表3 主要国の主要死因別にみた標準化死亡率

(人口10万対)

死 因	モーリシャス (1991)	アルゼンチン (1989)	ブラジル (1986)	カナダ (1990)	チリ (1989)	コスタリカ (1989)	キューバ (1990)
死亡総数	1,385.3	1,136.1	1,220.0	849.0	1,109.3	1,129.1	991.6
感染症および寄生虫疾患	21.6	33.8	43.9	5.5	36.9	27.7	11.6
悪性新生物	114.3	204.4	151.6	230.9	210.6	246.9	192.2
循環器系疾患	675.0	554.4	499.6	340.5	358.1	417.8	458.6
虚血性心疾患	229.1	115.7	152.1	197.9	133.5	214.2	268.3
脳血管疾患	227.9	124.7	166.8	63.9	115.3	106.4	100.4
呼吸器系疾患	159.9	71.9	123.3	74.1	132.6	143.8	89.0
慢性気管支炎, 肺気腫及び喘息	59.6	9.3	21.4	9.9	25.1	28.0	16.6
消化器系疾患	56.9	52.3	51.3	31.2	83.5	62.6	39.0
慢性肝疾患および肝硬変	19.7	13.3	17.2	9.3	46.2	20.4	12.4
不慮の事故および有害作用	59.0	63.1	93.4	51.3	93.1	75.8	92.3
自殺・自傷	14.2	8.8	5.3	12.7	6.8	7.0	...

死 因	ジャマイカ (1985)	メキシコ (1990)	プエルトリコ (1990)	トリニダード =トバゴ (1989)	アメリカ 合衆国 (1989)	ウルグアイ (1990)	オーストリア (1991)
死亡総数	1,022.8	1,158.3	1,088.5	1,474.2	938.2	1,121.4	951.4
感染症および寄生虫疾患	33.7	67.7	25.9	24.7	13.3	17.5	3.1
悪性新生物	172.3	137.3	177.8	181.1	221.5	255.4	225.1
循環器系疾患	432.5	338.1	397.1	647.8	412.2	450.3	490.2
虚血性心疾患	68.4	119.3	157.9	277.9	219.8	147.3	191.1
脳血管疾患	189.2	80.2	54.2	206.5	63.7	138.2	123.8
呼吸器系疾患	57.4	126.3	116.2	111.4	81.8	88.2	43.8
慢性気管支炎, 肺気腫及び喘息	18.9	36.1	15.9	29.1	10.6	16.7	21.1
消化器系疾患	38.4	100.6	60.6	54.8	33.6	45.4	49.0
慢性肝疾患および肝硬変	7.7	48.6	29.7	13.2	12.0	11.5	27.9
不慮の事故および有害作用	21.1	100.2	74.4	66.7	61.6	65.5	65.4
自殺・自傷	0.4	3.3	12.8	16.5	12.6	11.3	21.6

死 因	ベルギー (1987)	ブルガリア (1991)	チェコスロバキア (1990)	デンマーク (1991)	フィンランド (1991)	フランス (1990)	ドイツ (1990)
死亡総数	994.7	1,368.5	1,376.9	1,004.5	1,000.5	817.4	1,018.7
感染症および寄生虫疾患	8.0	6.2	4.1	7.5	7.9	10.5	6.7
悪性新生物	253.5	168.8	276.0	260.0	192.4	227.6	229.5
循環器系疾患	395.7	869.9	782.7	433.3	495.4	259.4	503.5
虚血性心疾患	123.4	287.1	382.6	243.3	279.4	76.0	188.7
脳血管疾患	97.1	290.4	231.8	90.7	123.6	71.1	113.6
呼吸器系疾患	71.9	74.9	71.7	72.7	71.6	55.7	63.1
慢性気管支炎, 肺気腫及び喘息	25.3	14.5	25.3	43.2	18.6	12.3	28.2
消化器系疾患	36.4	33.9	56.0	35.6	37.8	43.2	46.6
慢性肝疾患および肝硬変	11.9	15.0	26.5	13.3	10.7	17.8	20.7
不慮の事故および有害作用	67.3	59.0	92.8	66.5	92.3	79.1	53.7
自殺・自傷	22.1	15.8	19.1	21.4	29.2	19.8	16.2

表3 主要国の主要死因別にみた標準化死亡率（つづき）

（人口10万対）

死 因	ギリシャ (1990)	ハンガリー (1991)	アイスランド (1991)	アイルランド (1990)	イスラエル (1989)	イタリア (1989)	ルクセンブルグ (1991)
死亡総数	894.3	1,457.0	835.3	1,124.2	958.7	894.4	973.0
感染症および寄生虫疾患	5.7	9.0	5.6	6.5	17.7	3.5	3.0
悪性新生物	179.7	303.1	215.5	249.5	182.1	233.5	240.1
循環器系疾患	465.3	781.7	379.9	521.5	420.2	392.0	431.9
虚血性心疾患	112.6	290.6	236.1	289.4	200.7	117.4	120.3
脳血管疾患	173.2	214.8	81.2	108.9	90.6	122.2	145.7
呼吸器系疾患	49.2	64.1	90.9	165.1	68.6	56.4	61.8
慢性気管支炎、肺気腫及び喘息	3.0	46.1	20.8	21.8	7.2	30.2	23.9
消化器系疾患	20.8	87.7	21.1	30.6	27.3	49.1	42.5
慢性肝疾患および肝硬変	8.9	54.7	2.7	2.9	8.7	26.0	18.7
不慮の事故および有害作用	43.4	128.9	50.2	47.8	57.5	48.0	72.0
自殺・自傷	3.4	38.4	15.3	10.8	10.3	7.2	19.1

死 因	オランダ (1990)	ノルウェー (1990)	ポーランド (1991)	ポルトガル (1991)	ルーマニア (1991)	スペイン (1989)	スウェーデン (1989)
死亡総数	903.6	934.8	1,356.6	1,156.7	1,402.6	883.2	855.8
感染症および寄生虫疾患	5.8	6.2	8.8	8.7	11.4	10.1	5.7
悪性新生物	248.2	206.4	234.3	192.3	159.6	198.6	190.6
循環器系疾患	362.6	430.2	748.5	522.9	915.0	370.2	424.8
虚血性心疾患	157.7	227.2	140.2	103.3	255.7	88.5	231.0
脳血管疾患	86.7	109.5	91.3	283.1	233.8	121.1	86.1
呼吸器系疾患	74.9	90.5	51.1	81.1	117.9	80.5	61.8
慢性気管支炎、肺気腫及び喘息	21.4	17.0	28.7	16.3	34.4	11.5	14.2
消化器系疾患	32.4	27.5	39.7	53.0	57.6	50.1	29.0
慢性肝疾患および肝硬変	5.1	5.5	13.9	27.8	38.1	21.4	6.8
不慮の事故および有害作用	35.9	59.1	91.1	72.5	76.4	50.2	55.8
自殺・自傷	9.6	15.5	14.7	9.8	10.0	7.8	18.0

死 因	スイス (1991)	イギリス (1991)	ユーゴスラビア (1990)	オーストラリア (1988)	日本 (1991)	ニュージーランド (1989)	シンガポール (1990)
死亡総数	823.6	974.9	1,186.6	911.1	729.6	1,011.2	1,059.0
感染症および寄生虫疾患	12.4	4.3	10.7	5.4	10.7	5.8	28.0
悪性新生物	223.9	251.0	189.7	219.7	185.1	246.4	226.4
循環器系疾患	351.0	443.2	664.7	435.4	275.3	455.4	418.7
虚血性心疾患	133.2	257.3	101.6	245.6	45.8	268.6	212.1
脳血管疾患	69.3	114.3	180.0	100.6	106.6	104.7	141.6
呼吸器系疾患	53.1	107.0	54.8	70.0	94.6	115.1	200.0
慢性気管支炎、肺気腫及び喘息	21.8	14.2	34.3	17.4	13.7	22.1	10.5
消化器系疾患	24.4	31.8	38.8	32.1	32.6	29.8	26.1
慢性肝疾患および肝硬変	9.5	6.1	18.4	8.2	13.4	3.9	8.0
不慮の事故および有害作用	73.3	34.1	65.5	54.4	45.9	63.4	45.8
自殺・自傷	21.6	7.8	17.0	13.8	15.8	14.3	17.0

資料の刊行

(1993年8月～12月)

<資料題名(発行年月日)>	<担当者>
「研究資料」	
第279号(1993. 8. 31)	
平成4年度 家庭機能とその変化に関する研究 厚生白書、国民生活白書にみる家庭機能のとらえ方……………	伊中 藤野 達洋 也江
「調査研究報告資料」	
第6号(1993. 8. 31)	
1991(平成3)年度 第3回人口移動調査……………	伊若 藤林 達敬 也子 西山 岡本 八千鶴 郎子 稲池 葉上 正博 寿子 坂 井 隆房 通
第7号(1993. 11. 1)	
平成4年 第10回出生動向基本調査(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……………	阿高 藤橋 誠 中 野 郷子 渡 邊 利宏 小 島 子田 美 金 三
Working Paper Series	
○No.18(1993. 10)	
A Mathematical Model for Human Population Reproduction by Iterative Marriage……………	稲 葉 寿
Annual Report of the Institute of Population Problems with Selected Demographic Indicator, 1993	

第56回人口問題審議会総会

第56回人口問題審議会総会は、平成5年12月21日(火)午後2時00分より3時45分まで、中央合同庁舎特別第1会議室において開催された。委員及び専門委員の紹介のあと、会長互選により山本正淑委員が会長に、会長代理互選により宮沢健一委員が会長代理に選出された。

議題は、(1)最近の人口動態について、(2)国際人口・開発会議について、であり、統計情報部人口動態統計課長より「平成4年人口動態」、同部管理企画課課長補佐より「平成4年生命表」、人口問題研究所人口動向研究部長より「第10回出生動向基本調査」、同研究所人口構造研究部長より「日本の世帯数の将来推計」についての報告、引き続いて、河野稠果委員及び廣嶋清志専門委員から国際人口・開発会議について、日本が提出する報告書の内容も含めて報告があり、その報告をめぐって質疑応答が行われた。

なお、委員及び専門委員は以下の通りである。

委 員	阿藤 誠、伊藤 善市、大石 泰彦、岡崎 陽一、川原 正人、木村 治美、 日下 公人、河野 稠果、河野洋太郎、小谷 直道、小林 登、坂元 正一、 袖井 孝子、千葉 一男、福田 敏一、宮澤 健一、宮武 剛、村瀬 敏郎、 山崎 倫子、山本 正也、山本 正淑、吉原 健二
専門委員	伊部 英男、大淵 寛、濱 英彦、廣嶋 清志

(金子武治記)

日本人口学会東北・関東部会合同例会

平成5年11月27日(土) 13:30-17:00, 日本人口学会東北・関東部会合同例会が, 南条善治(東北学院大学)・大友篤(日本女子大学)両氏を座長として, 日本女子大学人間社会学部において開催された。報告者および題名は下記のとおりである。

大塚 友美(日本大学): 「国際労働移動の問題点」

五十嵐寧史(東京工業大学)・山口 直人(宇都宮市役所): 「都市内における人口移動の定量的分析
——宇都宮市の事例——」

阿部 隆(宮城学院女子大学): 「アメリカ合衆国における反都市化動向の検証」

大塚氏は, 国際労働移動が多くの問題を引き起こしていることを指摘し, それらの解決策として「外国人労働者の賃金水準を自国民労働者の賃金水準まで引き上げる」ことを提案した。五十嵐・山口両氏は, 宇都宮市を構成する14の地区に関するOD表を提示し, 市内移動に占める地区内移動の割合が常に一定であることを示した。阿部氏は, アメリカ合衆国における反都市化について論じた文献を紹介し, 犯罪の発生が反都市化の一因となっていることを示唆した。

なお, 各報告について活発な議論が行われた。

(今井博之記)

第45回教育社会学シンポジウム「21世紀の人口と教育」

10月9日~11日の3日間にわたり, 日本女子大学人間関係学部において第45回日本教育社会学会が開催され, 最終日に「21世紀の人口と教育」と題して大会シンポジウムが行われた。教育社会学会で人口問題がとりあげられるのは初めてのことであるが, 主催校の日本女子大学岩木助教授のこの問題への強い関心と熱意に加えて, 出生率の低下が子供人口の減少となり, 教育機関の生徒数・学生数の減少に直接つながってきていることから, 教育関係者の間に強い危機感があることを反映したものと考えられる。(岩木助教授は, このシンポジウムのために「21世紀の人口と教育——企画背景資料集」をとりまとめ, 当日会場で配布した。)

シンポジウムは筆者が人口論の角度から最近の出生率低下の現状と背景, 出生率の見通しと政策的対応について報告し, ついで武藤氏が少子社会の帰結としての労働力需給の長期的見通し, その余波としての労働市場における女性と高齢者への期待の増大などを論じ, 最後に矢野氏が人口と教育の関係を家族, 学校, 企業の相互因果モデルによって考える必要性を提唱し, 「子供の質」の向上(教育費負担の増大)と出生率低下の関係を示唆, さらに18歳人口の減少にともなう大学進学率上昇の見通しとその影響について論じた。討論者の麻生, 市川の両氏からのコメントとフロアからの質疑を混じえて活発な討論があったが, 最後に年配女性の参加者から, 「今日の男性パネラーは, 若い女性の行動(未婚, 少産)に寛容にすぎる」との意見が出されたのが妙に印象的であった。

シンポジウム「21世紀の人口と教育」

司 会 新堀 通也(武庫川女子大学)

報 告 1. 人口政策の観点から 阿藤 誠(厚生省人口問題研究所)
2. 労働力政策の観点から 武藤 泰明(㈱三菱総合研究所)
3. 教育政策の観点から 矢野 眞和(東京工業大学)

討論者 麻生 誠(大阪大学)
市川 昭午(国立教育研究所)

(阿藤 誠記)

日本人口学会東北・関東部会合同例会

平成5年11月27日(土) 13:30-17:00, 日本人口学会東北・関東部会合同例会が, 南条善治(東北学院大学)・大友篤(日本女子大学)両氏を座長として, 日本女子大学人間社会学部において開催された。報告者および題名は下記のとおりである。

大塚 友美(日本大学): 「国際労働移動の問題点」

五十嵐寧史(東京工業大学)・山口 直人(宇都宮市役所): 「都市内における人口移動の定量的分析
——宇都宮市の事例——」

阿部 隆(宮城学院女子大学): 「アメリカ合衆国における反都市化動向の検証」

大塚氏は, 国際労働移動が多くの問題を引き起こしていることを指摘し, それらの解決策として「外国人労働者の賃金水準を自国民労働者の賃金水準まで引き上げる」ことを提案した。五十嵐・山口両氏は, 宇都宮市を構成する14の地区に関するOD表を提示し, 市内移動に占める地区内移動の割合が常に一定であることを示した。阿部氏は, アメリカ合衆国における反都市化について論じた文献を紹介し, 犯罪の発生が反都市化の一因となっていることを示唆した。

なお, 各報告について活発な議論が行われた。

(今井博之記)

第45回教育社会学シンポジウム「21世紀の人口と教育」

10月9日~11日の3日間にわたり, 日本女子大学人間関係学部において第45回日本教育社会学会が開催され, 最終日に「21世紀の人口と教育」と題して大会シンポジウムが行われた。教育社会学会で人口問題がとりあげられるのは初めてのことであるが, 主催校の日本女子大学岩木助教授のこの問題への強い関心と熱意に加えて, 出生率の低下が子供人口の減少となり, 教育機関の生徒数・学生数の減少に直接つながってきていることから, 教育関係者の間に強い危機感があることを反映したものと考えられる。(岩木助教授は, このシンポジウムのために「21世紀の人口と教育——企画背景資料集」をとりまとめ, 当日会場で配布した。)

シンポジウムは筆者が人口論の角度から最近の出生率低下の現状と背景, 出生率の見通しと政策的対応について報告し, ついで武藤氏が少子社会の帰結としての労働力需給の長期的見通し, その余波としての労働市場における女性と高齢者への期待の増大などを論じ, 最後に矢野氏が人口と教育の関係を家族, 学校, 企業の相互因果モデルによって考える必要性を提唱し, 「子供の質」の向上(教育費負担の増大)と出生率低下の関係を示唆, さらに18歳人口の減少にともなう大学進学率上昇の見通しとその影響について論じた。討論者の麻生, 市川の両氏からのコメントとフロアからの質疑を混じえて活発な討論があったが, 最後に年配女性の参加者から, 「今日の男性パネラーは, 若い女性の行動(未婚, 少産)に寛容にすぎる」との意見が出されたのが妙に印象的であった。

シンポジウム「21世紀の人口と教育」

司 会 新堀 通也(武庫川女子大学)

報 告 1. 人口政策の観点から 阿藤 誠(厚生省人口問題研究所)
2. 労働力政策の観点から 武藤 泰明(㈱三菱総合研究所)
3. 教育政策の観点から 矢野 眞和(東京工業大学)

討論者 麻生 誠(大阪大学)
市川 昭午(国立教育研究所)

(阿藤 誠記)

第66回日本社会学会

第66回日本社会学会大会は10月10日(日)、11日(月)の両日、東洋大学白山校舎で開催された。参加者は、非会員も含めて1,226人、一般報告61部会、245報告、それに3つのテーマ部会が開催された。

テーマ部会3つの内の1つは「超低出生率社会をめぐる」であり、学際的な以下のメンバーで開かれ、大変な盛会であった。

- 報告者 1) 河野 桐果 「女性の地位と出生率低下」
2) 島田 晴雄 「近代経済学モデルより分析」
3) 田間 泰子 「中絶の社会史、政府の人口政策と産児調節をめぐる公的言説の変化」
- 討論者 今田 高俊、大沢 真理
- 司会者 上野千鶴子、庄司 洋子

なお、これに先だつ10月9日(土)同東洋大学において、アジア社会研究会の第3回研究大会が開かれた。今回シンポジウムのテーマは「移動・開発・文化」であり、以下の報告があった。

- 報告者 1) 若林 敬子 「中国における開発・移動・文化」
2) 黒柳 晴夫 「人口流出と村落社会の変容——ジャワ農村の事例から——」
3) 松田 素二 「ターゲットワーカーの虚像と実像——東アフリカ社会の事例から」
- 討論者 高橋 明善
- 司会 北川 隆吉、柄沢 行雄

(若林敬子記)

経済統計学会第37回全国総会

経済統計学会第37回全国大会は、1993年11月6日(土)から7日(日)の2日間、岐阜経済大学(岐阜県大垣市)において開催された。報告は家計、産業、SNAなどの経済統計が中心であるが、人口に関連するものとしては「日中「雇用者表」の推計について」(趙晋平、立教大学)、「労働行政の業務統計に関する一考察」(岡部純一、岩手大学)、「日本の労働時間の推計」(福島利夫、大阪経済法科大学)、「ビクトリア朝統計改革とウィリアム・ファー——戸籍本署における活動を中心として」(広岡憲造、北海道大学)、「高齢者の世帯状態の将来推計」(廣嶋清志、人口問題研究所)があり、統計全般に関連するものとして「統計と情報」(杉森滉一、中央大学)、「情報化と統計——統計データベースとネットワークの進展について」(伊藤陽一、法政大学)などがあった。

(廣嶋清志記)

人文地理学会

1993年度の人文地理学会大会は1993年11月13日～15日、神戸商科大学(兵庫県神戸市西区)にて開催された。人口研究に関連しては以下のような発表があった。

- わが国における1985～1990年間の都市間人口移動パターン……………磯田 則彦(広島大学・院)
- わが国における医療サービス供給の地域格差……………神谷 浩夫(椋山女学園大学)
- わが国における年少人口減少と小学校の立地変容……………酒川 茂(広島女子大)
- ハワイにおける日本人の職業分布について
——1910年頃、ホノルルを中心に——……………飯田耕二郎(同志社女子中高校)
- ソルトレークにおける日系人社会の成立とその解体過程、および現状……………池田 碩(奈良大学)

エスニック・マイノリティ居住地区の歴史的起源

——ドイツ、デュースブルク市を事例として——……………山本 健兒（法 政 大 学）

インド・西ベンガル農村における就業構造の変化（第1報）

——ミドナポール県ラダバラブール村を事例として——……………岡橋 秀典（広 島 大 学）

また人文地理学会の経済・都市地理研究部会の会合が大会に合わせて行われた。会合では香川貴志（京都教育大学）による「地理学における官庁統計の利用と問題点」と題する発表を受け、国勢統計区レベル以下の小地域官庁統計の利用の可能性と問題点について活発な意見交換がなされた。

今回の大会では地理学者の人口への関心が様々な面で示されたが、とりわけ国際人口移動についての研究が増加しつつあることを感じた。

（中川聡史記）

第7回応用地域科学研究会研究発表大会

応用地域科学研究会（ARSC：Applied Regional Science Conference）の第7回研究発表大会が11月20日、21日の両日にかけて東北大学経済学部において開催された。大会は「地域分析の手法」、「発展途上国における都市地域問題」など13のセッションに分かれて活発な議論が行われた。

大会では人口を地域分析や地域政策の研究の要素として取り入れた研究発表が多くみられた。その中でも、岡和平、山田浩之「香港の都市化と住宅政策」では香港への人口移動（流入）による香港の都市化と人口密度分布を検証し、あわせて香港の住宅政策の展開について研究を行っている。太田博史、吉田千里「International migration, profit-sharing and national welfare」では失業を伴う単純労働力の国際移動（輸出）が異なる利益分配システムを持った（ボーナス制度の有無）2つの国の（単純労働力の送り出し国と受け入れ国）雇用、生産、厚生（Welfare）に与える影響について経済学の観点から考察を行っている。瀬古美喜「居住形態の選択と住み替えの同時決定モデル」では移動費用（取引費用）を考慮した住宅の住み替えモデルの研究の中でモデルの変数の1つとして世帯人員を取り入れ、東京圏における実証分析を行っている。また奥田隆明、林良嗣「地域政策分析のための応用一般均衡モデル」では地域分析のための応用一般均衡モデルにミクロ経済学の効用関数をベースにしたタイプ（消費指向、余暇指向などのタイプ）の異なる世帯（家計）の立地を産業の立地（第1次～第3次産業の生産量の分布）と共にモデルに組み込んでいる。

これらの研究は他の分野から人口をとらえたものとして人口研究に新たな視点を示してくれるということでは興味深いといえよう。

（小島克久記）

第28回日本都市計画学会学術研究発表会

日本都市計画学会の第28回学術研究発表会が、1993年11月21日（日）から23日（火）までの3日間、仙台市戦災復興記念館において開催された。日本都市計画学会は年1度の大会で審査論文を発表するという形態をとっており、今年度は255編の応募論文の内、審査を通過した141編の発表が行われた。人口問題研究所からは大江守之（今年度学術委員）が参加し、市街地整備に関するセッションの司会を担当した。

今年度は、以下のような人口研究と関連の深い研究が比較的数量多くみられた。

金 泰一・三宅 醇「人口構造との関連でみる住宅需要の動向分析及び予測に関する研究
——日韓の住宅事情比較——」

佐々木伸子・上野 勝代「シングル層における NEW HOUSING の動向に関する研究」

岩本 慎二・中園 眞人・古田 健一「地方都市における高齢化と同居・介護意識の地区特性」

藤田 勝・清水浩志郎・木村 一裕「高齢化社会における水辺空間活用について」
 宮田 譲・安藤 公次・山村 悦夫「地方鉄道廃止に伴う地域人口変化の計測」
 湯沢 昭・須田 熙「過疎地域における社会的人口動態の構造分析」
 高橋 篤志・川上 光彦「線引き制度の運用と都市計画区域の人口密度構造の変容」
 古藤 浩「人口密度増加曲線による首都圏自治体の比較分析」
 小川陽二郎・荒井 健「都市の成長に伴う居住人口の外延化と通勤パターンの変化に関する研究」

これらを分類するとすれば、第一は人口・世帯構造と住宅需要の関連、第二は高齢化社会に対する都市計画的対応、第三は地域人口の変動要因分析、第四は人口分布構造の変化分析となる。第三、第四の領域はこれまでも先行研究が少なからずあるが、第一、第二の領域は比較的新しいものであり、多くの未開拓のテーマを持つ興味深い領域として今後の展開が期待される。

(大江守之記)

厚生科学研究家庭出生問題総合調査研究・研究シンポジウム

平成5年11月27日(土)、恩賜財団母子愛育会の主催で、「厚生科学研究家庭出生問題総合調査研究・研究シンポジウム」が日本総合愛育研究所において開催された。このシンポジウムは、近年の出生率低下問題を背景として、厚生省が平成3年度から厚生科学研究の柱の一つとして実施している「家庭・出生問題総合調査研究推進事業」の第2年度研究報告を目的として開催されたものである。主要なテーマは、「西欧諸国の出生率と家族・家庭政策の関係に関する比較研究」と「家庭機能に関する研究：家庭養育機能及び家庭に対する社会的・公的支援に関する研究」の二つであり、それぞれの研究プロジェクト・チームの参加者から研究担当部分の報告があった。また、シンポジウムでは、恩賜財団母子愛育会と本研究所の招きで来日したフランス政府統計局総監・前フランス国立人口研究所長であるジェラルド・キャロー氏の「フランスにおける出生と家族の動向」と題する特別講演が行われた。シンポジウムには本研究所、日本総合愛育研究所、社会保障研究所などの研究スタッフ、ならびに厚生省関係部局の担当官が出席し、活発な討議が行われた。

第1部

- I. 家庭機能に関する研究：家庭養育機能及び家庭に対する社会的・公的支援に関する研究
 1. 家庭養育機能の整備充実にかかわる社会的・公的役割に関する研究
 - 1) 家庭機能とは何か——家庭機能の位置づけとファミリーサービスの実現に向けて
岩上 真珠(明星大学専任講師)
 - 2) 子どもの権利を保障する児童福祉制度のあり方——子どもの権利条約を手がかりとして
許斐 有(大阪府立大学助教授)
 - 3) 児童と親のウェルビーイングを増進するための社会的・公的支援システム
 - (1) ファミリーサービス・システムの構築に向けて
山縣 文治(大阪府立大学専任講師)
倉石 哲也(大阪府立大学専任講師)
 - (2) 米国を中心に
佐々木政人(日本社会事業大学助教授)
加藤 純(日本ルーテル神学大学専任講師)
 - (3) 総括
高橋 重宏(駒澤大学教授)
 2. 家庭養育機能と職業生活との両立に関する研究
 - 1) 育児と仕事の両立のパラダイムの確立に関するオピニオン調査
網野 武博(日本総合愛育研究所調査研究企画部長)
 - 2) 子育て期の経済的支援をめぐる課題
神保 幸男(日本総合愛育研究所リサーチ・レジデント)

- 3) 子育てと仕事の両立を図るための父性, 母性の役割
千賀 悠子 (日本総合愛育研究所主任研究員)
3. 出生問題に関する研究データおよび統計データ解析
加藤 忠明 (日本総合愛育研究所主任研究員)
- II. 西欧諸国の出生率と家族・家庭政策の関に関する比較研究
1. 西欧諸国の出生率と家族政策の全般的動向
阿藤 誠 (人口問題研究所長)
2. イギリスにおける出生率と福祉政策
平岡 公一 (明治学院大学助教授)
3. スウェーデンにおける出生率と保育政策
津谷 典子 (日本大学経済学部助教授)
4. 統一後のドイツの出生率と家族政策
魚住 明代 (城西国際大学人文学部講師)

第2部

外国人研究者特別講演

講演テーマ: 『フランスにおける出生と家族の動向』

講師: ジェラルド・キャロー (フランス政府統計局総監・前フランス国立人口研究所長)

司会: 阿藤 誠 (人口問題研究所長)

(高橋重郷記)

外国関係機関からの来訪者

(1993年10月2日~1994年1月1日)

- 1993年11月18日 Hidiyat, Isdiyarto (Chief of Communicable Disease Control Section, Health Office of Central Jawa, Indonesia)
- Zabidi, Mohammad (Chief of Family Planning Training Centre BKKBN, Central Jawa Province, Indonesia)
- Winiyakul, Narog (Chief in OBS & GYN, Maternal & Child Hospital, Health Promotion Center Region 6, Khon Kaen, Thailand)
- Bhiromrut, Patama (Public Health Expert, Family Health Division, Dept. of Health, Ministry of Public Health, Thailand)
- Warapongsatit, Monthip (Senior Health Communicator, Family Health Div., Dept. of Health, Ministry of Public Health, Thailand)
- Ramos, Ricardo P. (Medical Specialist II, Department of Health, Manila, Philippines)
- Padlan, Cesar Castro (Municipal Health Officer, Department of Health, Philippines)
- Cuya, Nelly Chupitaz (Chief of Family Planning of UTES Chilca Mala, Administrative Director of Hospital of Chilca, Peru)
- El Sebakhy, Magdy Ahmed Mohamed (Specialist of Ob. Gyn., Aluminium Company of Egypt, Egypt)

THE JOURNAL OF POPULATION PROBLEMS (JINKŌ MONDAI KENKYŪ)

Organ of the Institute of Population Problems of Japan

Editor: Makoto ATOH

Managing Editor: Takeharu KANEKO

Associate Editors: Kiyosi HIROSIMA Moriyuki OE Shigesato TAKAHASHI
Noriko SHIRAISHI Emiko OIKAWA

CONTENTS

Article

- The Method for Projecting Households by Family Type in Terms of Headship Cohort Change – Part 2. Projecting Marital Status and Headship Rates by Family Type in Household Formation Stage – Moriyuki OE ... 1~22

Note

- Estimation of the Number of HIV Infecteds in the Early Stage of Epidemic and Control Strategy Hisashi INABA ... 23~33

Research Materials

- Natural Increase and Net Migration in the Population Projections by Prefecture : 1990–2010 Kiyosi HIROSIMA and Fusami MITA ... 34~42
The Effects of Family Policy in France Hiroshi KOJIMA ... 43~56
Abridged Working Life Tables for the Japanese Men and Women : 1990 Akira ISHIKAWA ... 57~70

Book Reviews

- L. A. Gavrilov and N. S. Gavrilova,
The Biology of Life Span : A Quantitative Approach (R. KANEKO) 71
OECD, *Urban Policies for Ageing Populations* (M. OE) 72

Statistics

- Population Reproduction Rates for All Japan : 1992 73~80
Life Expectancies, Numbers of Survivors and Age-standardized Death Rates of Selected Causes for Selected Countries : Latest Available Years 81~85

- Miscellaneous News 86~93