
 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 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 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

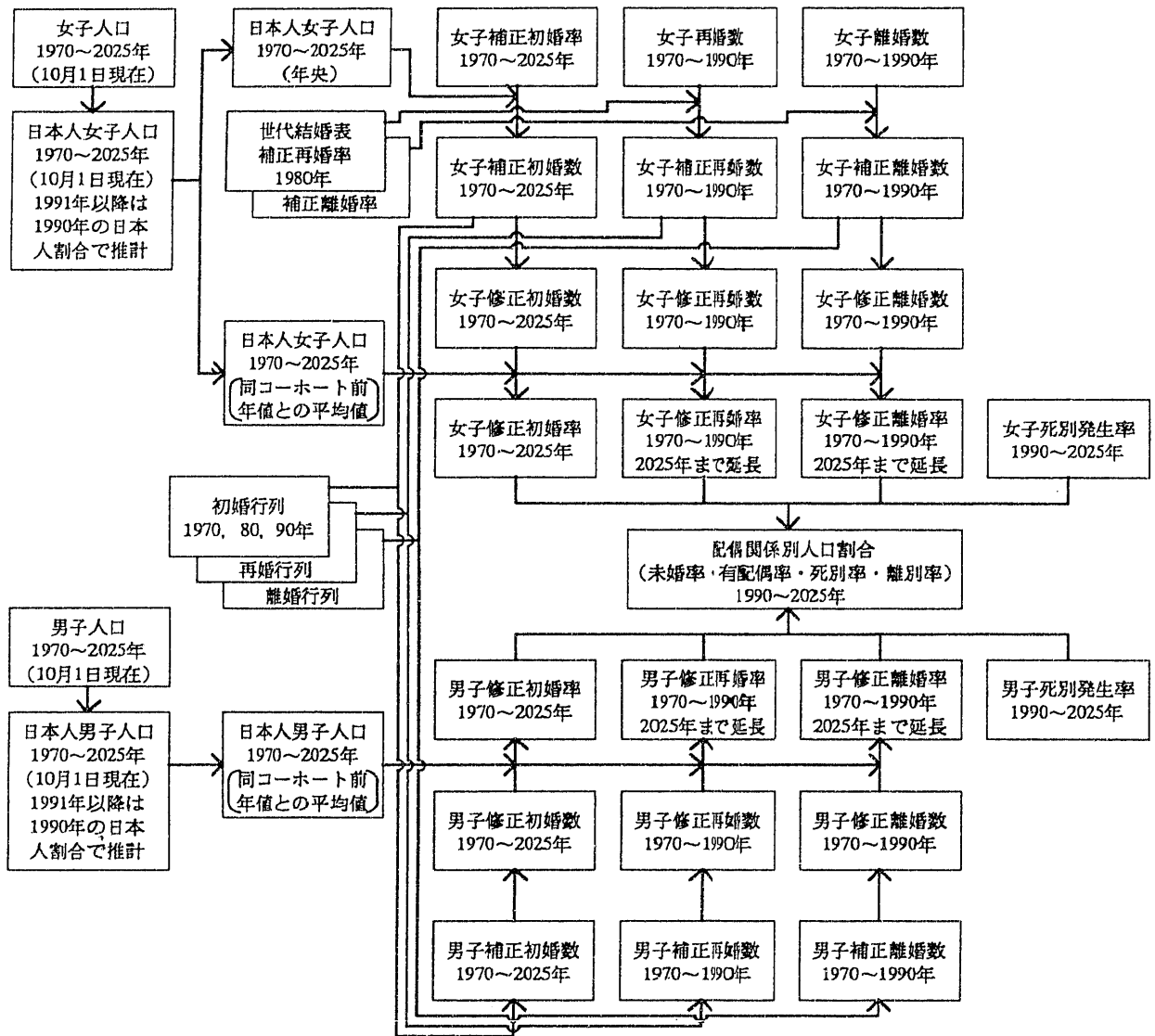
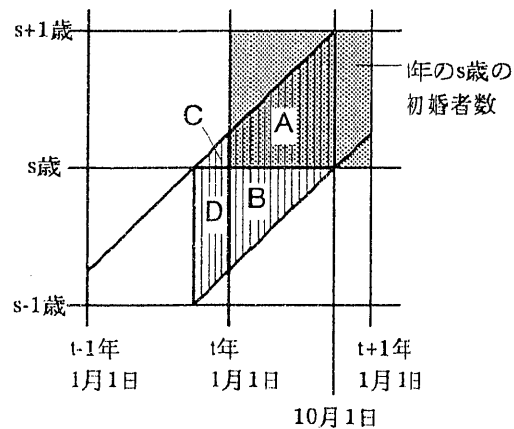


図2 歴年の初婚数と修正初婚数（10月1日現在における過去1年間の初婚数）の関係



(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ことがわかる。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

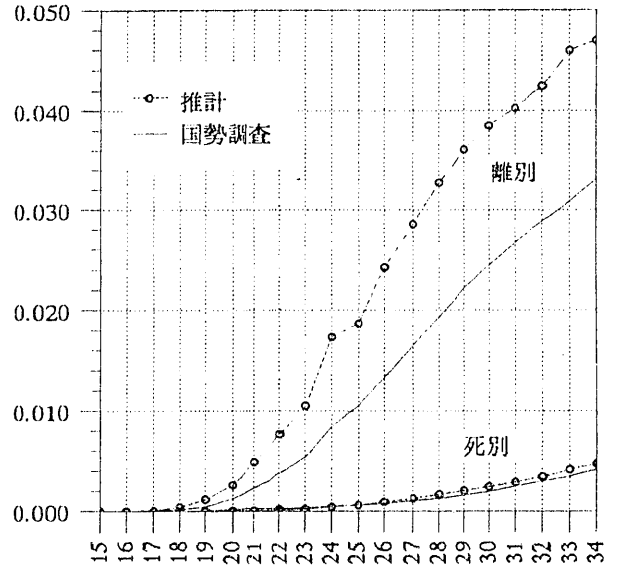
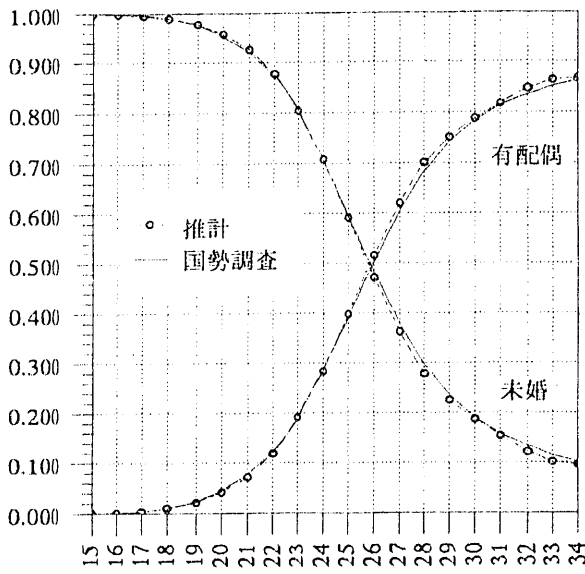
男子についても、女子の場合と同様に、歴年の初婚数から修正初婚数を求めるプロセスから入る必要がある。全国人口推計では女子の初婚率しか用意されていないため、男子の初婚数は女子の初婚数を初婚行列¹⁰⁾によって変換することで求める。すなわち、 t 年の初婚行列を A_t 、女子の年齢別初婚数のベクトルを f_t 、男子の年齢別初婚数のベクトルを m_t とすると、以下のように、女子の年齢別初婚数を A_t の転置行列にかけることによって男子の年齢別初婚数が得られる。

9) 前掲8) p.9

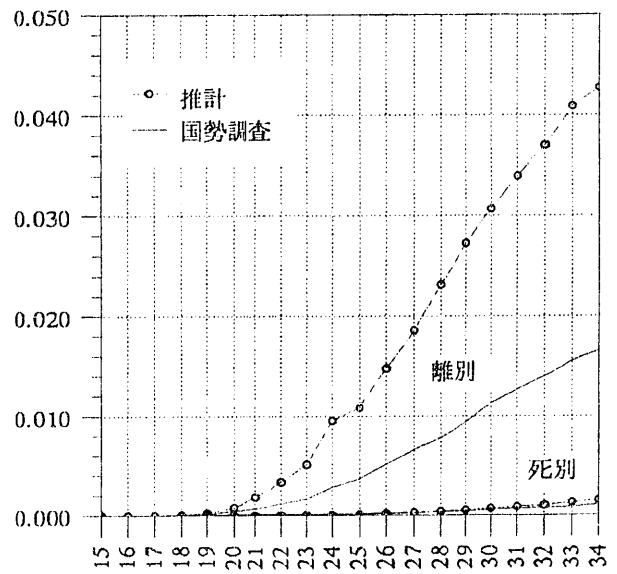
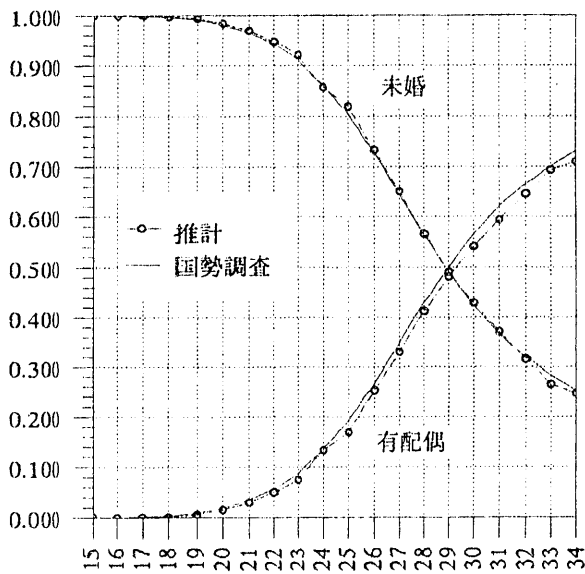
10) ここで初婚行列と呼ぶのは、各年の人口動態統計による夫婦とも初婚の場合の「夫の同居時の年齢（各歳）・妻の同居時の年齢（各歳）別婚姻件数」の表から作成する、妻の年齢を行に夫に年齢を列にとった行列であり、各歳の妻に対する夫の年齢別割合を要素とするものである。

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)

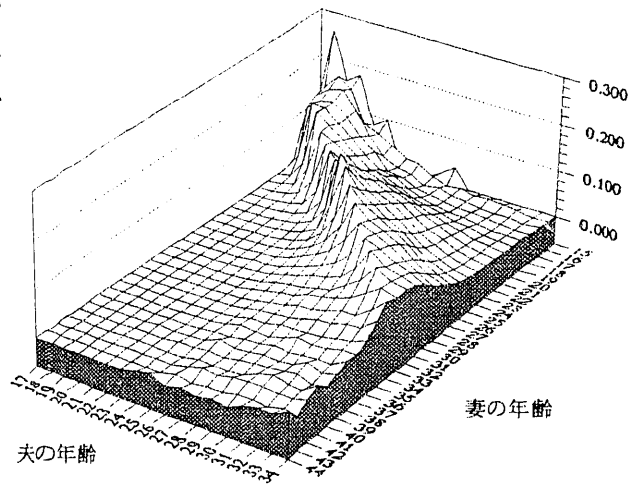
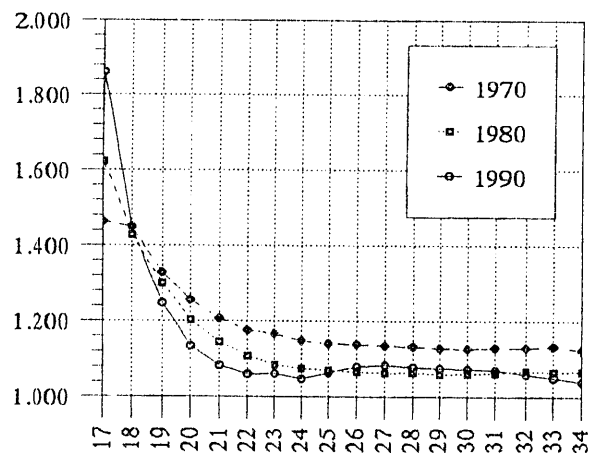


図5 男子初婚数の届け出遅れ補正率



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、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。

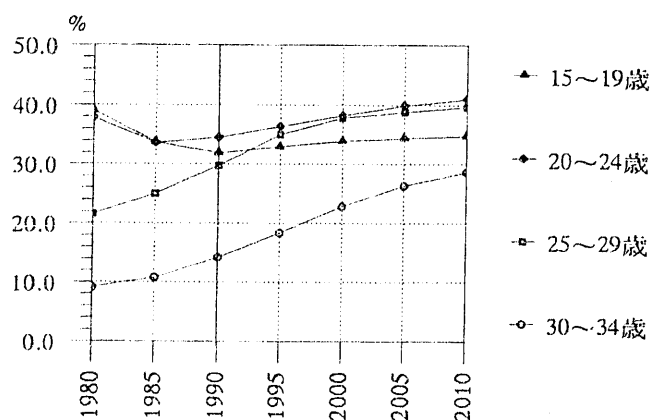
決定係数は15～19歳が0.94、25～29歳が1.00、30～34歳が1.00と3時点の分布が直線に乗ったが、20～24歳だけは無相関となったため、1985年と1990年の関係を延長した。

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）

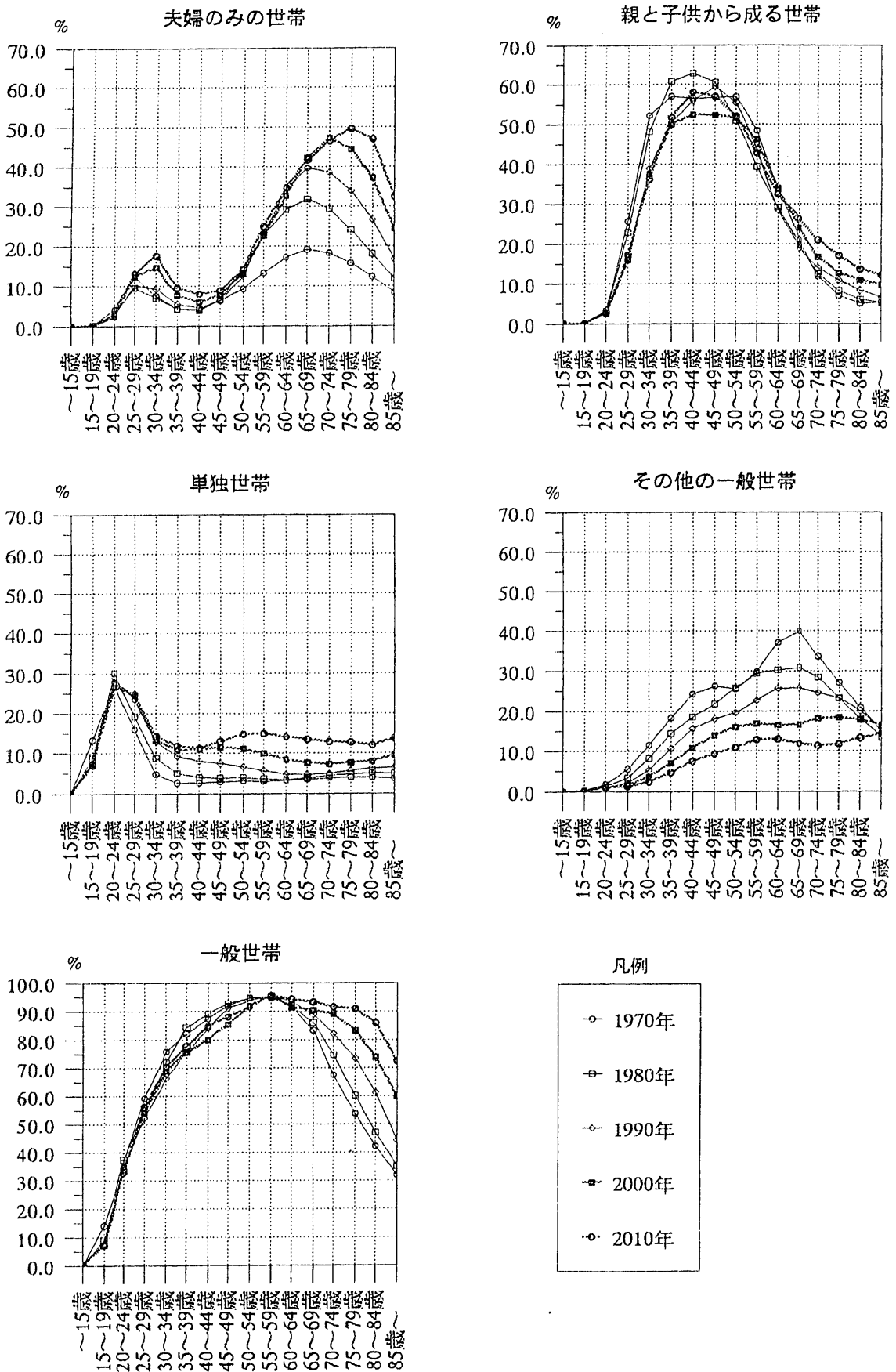
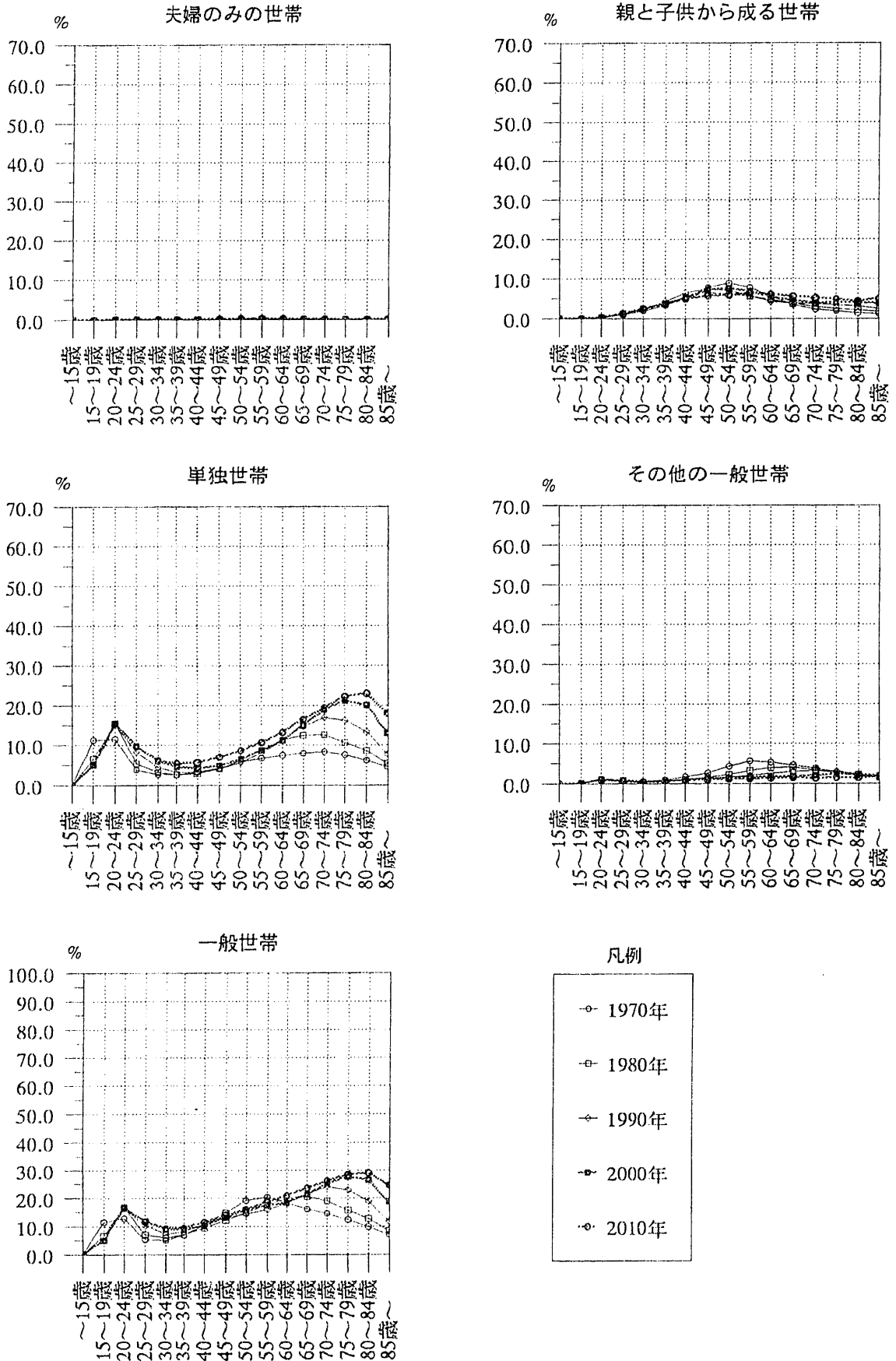


図8 世帯の家族類型別・年齢5歳階級別・女子世帯主率の推移（1970～2010年）



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.