

研究ノート

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—

大江 守 之

1. はじめに

近年、少産化や晩婚化の問題と関連して、あるいは高齢化社会を支える社会的仕組みの議論と関連して、家族に対する関心はきわめて高いものがある。その関心の多くは、家庭の機能、家族構成員の相互関係、家族と社会の関係などの定性的な問題に注がれているが、同時に、高齢者福祉政策の観点から高齢単独世帯数が今後どのように推移するかといった定量的な見通しに対する社会的要請も大きい。また、マーケティングの面からも、単独世帯や核家族世帯の将来動向に対する関心は高い。こうした家族に対する関心の高さを考慮すると、新しい世帯推計においては家族類型別世帯数の推計精度を高めることが重要な課題になると考えられる。

本稿では、前回1987年の世帯推計¹⁾の1990年推計値と国勢調査による実績値を比較することにより、どの年齢層や家族類型での推計誤差が大きかったのかを分析するとともに、前回採用した世帯主率法の問題点を整理した上で、これに替わる推計手法について述べる。新しい推計手法は15～34歳の世帯形成過程と35歳以降の家族類型間の遷移過程を異なったプロセスで計算する組立てになっている。紙幅の関係からここで述べるのは35歳以降の遷移過程にとどめ、世帯形成過程については別稿に譲ることとする。

2. 昭和62年（1987年）10月推計の評価

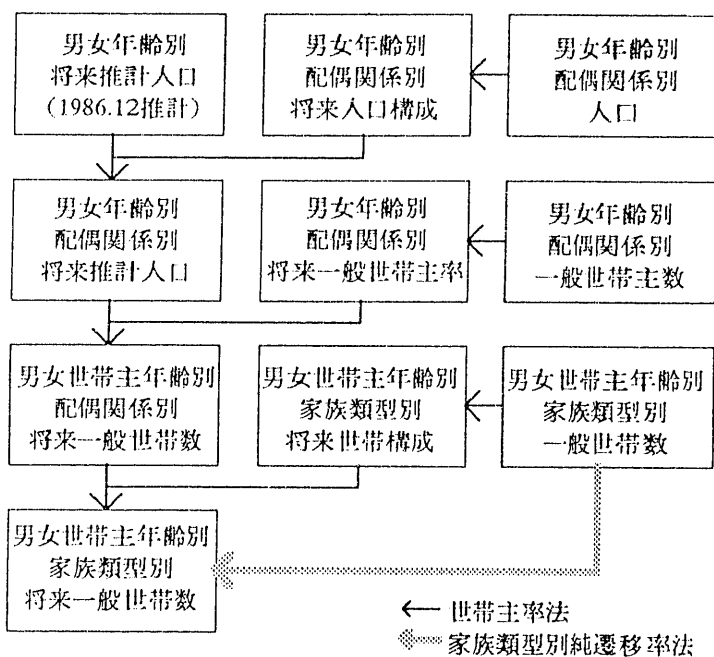
前回の推計（以下「1987年推計」という）では、世帯主率法を採用し、まず男女年齢別配偶関係別人口を推計したうえで、これに4ケース設定した男女年齢別配偶関係別の世帯主率を乗じて世帯数を求めている。さらに、この男女年齢別配偶関係別の世帯数に、それぞれのケースごとに設定した家族類型別配分係数を乗じて家族類型別の世帯数を推計している（図1）。

ケースⅠは全国の男女年齢別配偶関係別世帯主率が2005年に東京都の1985年と同様の状態になるという設定、ケースⅡは大都市4県（東京、神奈川、大阪、兵庫）の1985年の状態になるという設定、ケースⅢは1975年から1985年の傾向が2025年までの40年間に±10%以上は変化しないという前提で外挿するという設定、ケースⅣは1985年の世帯主率のまま変化しないという設定である。報告書のなか

1) 厚生省人口問題研究所、『わが国世帯数の将来推計（試算）——昭和60～100年——（昭和62年10月推計）』、1987年11月。

人口問題研究所では、この推計を含めて合計9回の世帯数推計を実施したが、家族類型別の推計を行ったのは1987年が初めてである。

図1 世帯推計のフロー



では明示的には述べられていないが、ケースⅡが中位推計に当たるケースと考えられていた。つまり、近年の世帯規模の小規模化傾向を踏まえ、大都市圏が到達した世帯規模を先行指標として、過去の動向の分析から先行期間を20年と見込んだということである。家族類型別に配分する考え方も世帯主率設定の考え方を踏襲しており、例えばケースⅡでは世帯主の男女年齢別の家族類型別一般世帯構成割合が2005年に大都市4県の1985年のそれと同一になるという設定を行っている。

そこで、ケースⅡの1990年の推計結果を国勢調査と比較することにしよう。なお、比較に際しては「非親族世帯」を「その他の親族世帯」に含めて「その他の一般世帯」という一つのカテゴリーとした²⁾。まず年齢別一般世帯数

についてみると、40代前半までが過大に推計され、逆に60代後半以上で過小に推計されていることがわかる。これを家族類型別にみると、40代前半での過大な推計は主に「親と子から成る世帯」や「その他の一般世帯」において生じており、一方、60代後半以上での過小な推計は主に「夫婦のみの世帯」や「単独世帯」において生じている。また、「夫婦のみの世帯」の60～64歳でも10%過小になっている(表1)。なお、乖離数の絶対値の合計値を世帯総数で割った全体の乖離率は7.4%である。

40代前半以下、なかでも20代後半から30代前半にかけての乖離は、この世代での晩婚化、晩産化をトレースできていないことによっていると考えられる。上述のように、1987年推計は最初に配偶関係別人口を推計しているが、この推計結果の実績値に対する乖離率は、25～29歳、30～34歳の未婚者ではそれぞれ男子で-3%、-22%、女子で-26%、-29%となっており、一方、有配偶者ではそれぞれ男子で14%、12%、女子で20%、5%となっている。つまり、この年齢層において未婚者が過小に、有配偶者が過大に推計されているということであり、近年の晩婚化の進展が予想以上に著しかったと言える。1987年推計では、次のステップで男女年齢別・配偶関係別人口に配偶関係別世帯主率を乗じて世帯数を求めているが、この世帯主率の設定値は実績値と比較して、未婚者でやや高いものの有配

2) 「非親族世帯」の数は1990年で76,911世帯と一般世帯総数の0.2%に満たず、これを表章して実績値と推計値を比較してもあまり意味がない。ここでは「非親族世帯」を「その他の親族世帯」と合わせて一つのカテゴリーとしたが、その理由は以下の通りである。「非親族世帯」の世帯属性についてみると、平均世帯人員は2.07人で、ほとんどが世帯主と同居人1人という構成である。同居人のうち家事使用人や営業使用人は19%と少なく、「その他」が81%と多くを占めている。また、世帯主の70%は男子で世帯人員の性比は94と男女のバランスがとれていること、74%が借家住まいであること、世帯人員のうち有配偶者は12%と少なく、30代以下が57%を占めていること等を考え合わせると、「非親族世帯」の大部分は同棲や共棲である可能性が高い。「その他の親族世帯」には「他に分類されない親族世帯」という共棲の世帯が含まれていることや、親族世帯には非親族人員が含まれていることも勘案すると、「非親族世帯」を「その他の親族世帯」と合わせて一つのカテゴリーにすることに一定の合理性は存在する。このカテゴリーは、「夫婦のみの世帯」、「親と子から成る世帯」、「単独世帯」以外の世帯であることから、「その他の一般世帯」と呼ぶことにしよう。

表1 1990年における国勢調査と1987年推計の家族類型別一般世帯数の比較

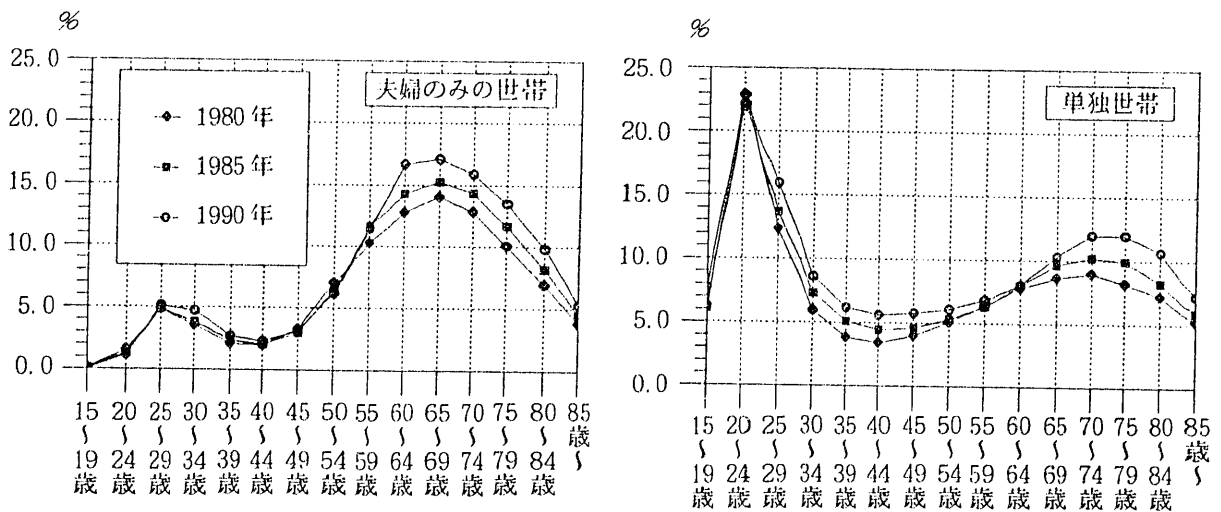
(単位：1000世帯)

年齢	家族類型	① 1990年国勢調査					② 1987年10月推計ケースⅡ				
		総数	夫のみの世帯	婦人から成る世帯	親と子供から成る世帯	その他の一般世帯	単独世帯	総数	夫のみの世帯	親と子供から成る世帯	その他の一般世帯
総数		40,670	6,294	17,924	7,063	9,390	41,358	5,922	18,715	7,661	9,060
15～19歳		643	5	4	10	624	695	6	4	13	672
20～24歳		2,267	98	132	91	1,946	2,460	118	151	101	2,089
25～29歳		2,541	415	722	118	1,287	2,652	428	847	142	1,234
30～34歳		2,881	365	1,623	224	670	3,098	326	1,848	283	642
35～39歳		3,789	245	2,479	506	559	4,035	229	2,718	585	504
40～44歳		5,063	244	3,337	885	597	5,275	226	3,613	931	505
45～49歳		4,679	285	3,012	863	519	4,693	268	3,095	893	436
50～54歳		4,342	500	2,502	847	493	4,336	499	2,470	924	443
55～59歳		4,234	884	1,884	936	529	4,231	882	1,768	1,075	506
60～64歳		3,654	1,124	1,073	915	542	3,620	1,011	1,052	975	581
65～69歳		2,578	874	527	651	526	2,506	783	539	682	501
70～74歳		1,822	606	303	456	458	1,734	554	299	489	392
75～79歳		1,297	408	193	333	362	1,215	372	183	343	317
80～84歳		632	181	92	163	196	575	164	86	160	165
85歳～		247	60	42	65	81	234	56	40	66	73
③ 乖離数 [(②) - (①)]						④ 乖離率 [(③) / (①) (%)]					
総数		688	-372	791	598	-330	1.7	-5.9	4.4	8.5	-3.5
15～19歳		52	1	0	3	48	8.1	20.0	0.0	30.0	7.7
20～24歳		193	20	19	10	143	8.5	20.4	14.4	11.0	7.3
25～29歳		111	13	125	24	-53	4.4	3.1	17.3	20.3	-4.1
30～34歳		217	-39	225	59	-28	7.5	-10.7	13.9	26.3	-4.2
35～39歳		246	-16	239	79	-55	6.5	-6.5	9.6	15.6	-9.8
40～44歳		212	-18	276	46	-92	4.2	-7.4	8.3	5.2	-15.4
45～49歳		14	-17	83	30	-83	0.3	-6.0	2.8	3.5	-16.0
50～54歳		-6	-1	-32	77	-50	-0.1	-0.2	-1.3	9.1	-10.1
55～59歳		-3	-2	-116	139	-23	-0.1	-0.2	-6.2	14.9	-4.3
60～64歳		-34	-113	-21	60	39	-0.9	-10.1	-2.0	6.6	7.2
65～69歳		-72	-91	12	31	-25	-2.8	-10.4	2.3	4.8	-4.8
70～74歳		-88	-52	-4	33	-66	-4.8	-8.6	-1.3	7.2	-14.4
75～79歳		-82	-36	-10	10	-45	-6.3	-8.8	-5.2	3.0	-12.4
80～84歳		-57	-17	-6	-3	-31	-9.0	-9.4	-6.5	-1.8	-15.8
85歳～		-13	-4	-2	1	-8	-5.3	-6.7	-4.8	1.5	-9.9

注：総数は世帯主年齢15歳未満の世帯を含む。

偶者ではよく合っている。特に、1975年から1985年まで低下し続けてきた20～24歳や25～29歳の有配偶男子の世帯主率が1990年にかけて反転する動きを捉えることに成功している点は評価できる。しかしながら、続く家族類型別に分割する比率は実績値と乖離が大きい。晩産化による「親と子供から成る世帯」比率の低下や、親との非同居傾向の拡大によるその他の親族等の世帯比率の低下は、大都市

図2 夫婦のみの世帯および単独世帯の世帯主率の推移



圏の家族類型を先行指標とするという方法では捉えきれなかったということである。

60代後半以上の配偶関係別人口の推計は、部分的には±10%を超える乖離の大きい部分もあるが、概ね数パーセントの範囲に収まっており、全体としては現実をトレースしえている。しかし、配偶関係別世帯主率の設定では、現実の上昇を捉えきれなかった。年齢別・家族類型別の世帯主率の推移をみると、「夫婦のみの世帯」の60～64歳以上、「単独世帯」の70～74歳以上で、この10年間一貫した上昇があり、特に1985～1990年の上昇が大きかったことがわかる(図2)。有配偶世帯主率の設定における「夫婦のみの世帯」の世帯主率の上昇と、未婚・死別・離別世帯主率における「単独世帯」の世帯主率の上昇をそれぞれ見通しえなかったのである。また、家族類型別への分割比も「夫婦のみの世帯」と「単独世帯」の拡大を織り込めていない。要するに、高齢層における「夫婦のみの世帯」と「単独世帯」の相対的増加が世帯主率を押し上げるという現象を捉えきれなかったということである。

3. 世帯主コーホート変化の検討

以上のように、世帯形成過程では、晩婚化、晩産化、非同居志向を取り入れた推計モデルを開発する必要がある。この点については、最初に述べたように別稿に譲ることにして、ここではそれ以上の年齢層、特に高齢層における家族類型別世帯推計の精度を上げる問題を考えよう。

高齢層において「夫婦のみの世帯」や「単独世帯」の割合が上昇しているのは、子供が独立して夫婦のみになった場合、夫婦が元気なうちは子供と適度な距離をおいて暮らす、さらには配偶者と死別しても健康な間は一人で暮らすという生活態度が拡大してきたためではないかと考えられる。例えば、75～79歳の女子の場合、1980年から1990年にかけて死別者割合は72.1%から64.9%へと低下したが、死別者のうち単独世帯に属する割合は逆に13.4%から21.9%へと上昇したために、この年齢層に占める死別者の単独世帯割合は9.6%から14.2%へと上昇した。そして女子の75～79歳の単独世帯割合の上昇はほとんどこの死別者における上昇によっているのである³⁾。他の年齢層においてもこの傾向は同様であり、配偶者と死別した高齢者が単独で暮らすという生活態度は確かに拡大しつつあると言える。

仮に、こうした「夫婦のみの世帯」や「単独世帯」であり続けようとする力が、これらの世帯主率

3) 廣嶋清志、「近年の世帯動向の分析——高齢者単独世帯を中心として」、『大阪府の人口動向・解説編』、1993年。

を上昇させ、ひいては高齢層の世帯主率を押し上げているとすれば、家族類型別の世帯の遷移過程を素直に表現するモデルを考えることが適当であろう。そこで、男女・年齢別の家族類型別世帯主数のコーホート変化を以下のように定義し、この $C_i^s(x, t)$ を、家族類型 i 、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ 、期間 $t \sim t+5$ 年の「家族類型別純遷移率」と呼ぶことにしよう。

$$C_i^s(x, t) = \frac{H_i^s(x+5, t+5)}{H_i^s(x, t)} - \frac{P^s(x+5, t+5)}{P^s(x, t)} \quad (1)$$

ただし、

$$C_i^s(80, t) = \frac{H_i^s(85+, t+5)}{H_i^s(80, t) + H_i^s(85+, t)} - \frac{P^s(85+, t+5)}{P^s(80, t) + P^s(85+, t)} \quad (2)$$

ここで、 $H_i^s(x, t)$ は t 年における家族類型 i 、性 s 、年齢 $x \sim x+4$ ($x = 15, 20, \dots, 85+$ 、ただし、 $x = 85+$ の場合は 85 歳以上を表す) の世帯主数、 $P^s(x, t)$ は t 年における性 s 、年齢 $x \sim x+4$ (x については同上) の人口である。

この家族類型別純遷移率は、例えば、1985年における男性の60～64歳の単独世帯主が1990年に65～69歳の単独世帯主に移行する比率である。死亡による退出は、国勢調査人口による生残率（以下、「センサス生残率」という。厳密には海外との移動や調査誤差を含む）を用いて除いている⁴⁾。移行する比率と言っても、もちろん、単独世帯から他の家族類型、一般世帯の世帯員、施設等の世帯の世帯員への退出とこれからの参入の結果としての比率であり、地域人口移動を捉える際の純移動率に相当するものである。

1975年→80年、1980年→85年、1985年→90年について、家族類型別純遷移率を計算したものが図3である。女子の「夫婦のみの世帯」は実数が少ないためにやや安定性を欠くが、それ以外の家族類型別純遷移率は30代以上では安定している。例えば、男子の「夫婦のみの世帯」では、20～24歳→25～29歳までに参入したのち、25～29歳→30～34歳および30～34歳→35～39歳で「親と子供から成る世帯」や「その他の一般世帯」への移行に伴う退出超過があり、その後の子供の独立に伴って再び「夫婦のみの世帯」への参入超過となる。この再参入は45～49歳→50～54歳でピークを迎え、以後も参入超過は続くが比率は低下していく。また、男子の「親と子供から成る世帯」では30～34歳→35～39歳まで参入超過があり、その後は徐々に退出超過傾向に転じ、50代後半から60代前半でその傾向は最も大きくなる。同様に、「その他の一般世帯」や「単独世帯」においても年齢に応じた参入・退出の傾向が観察される。

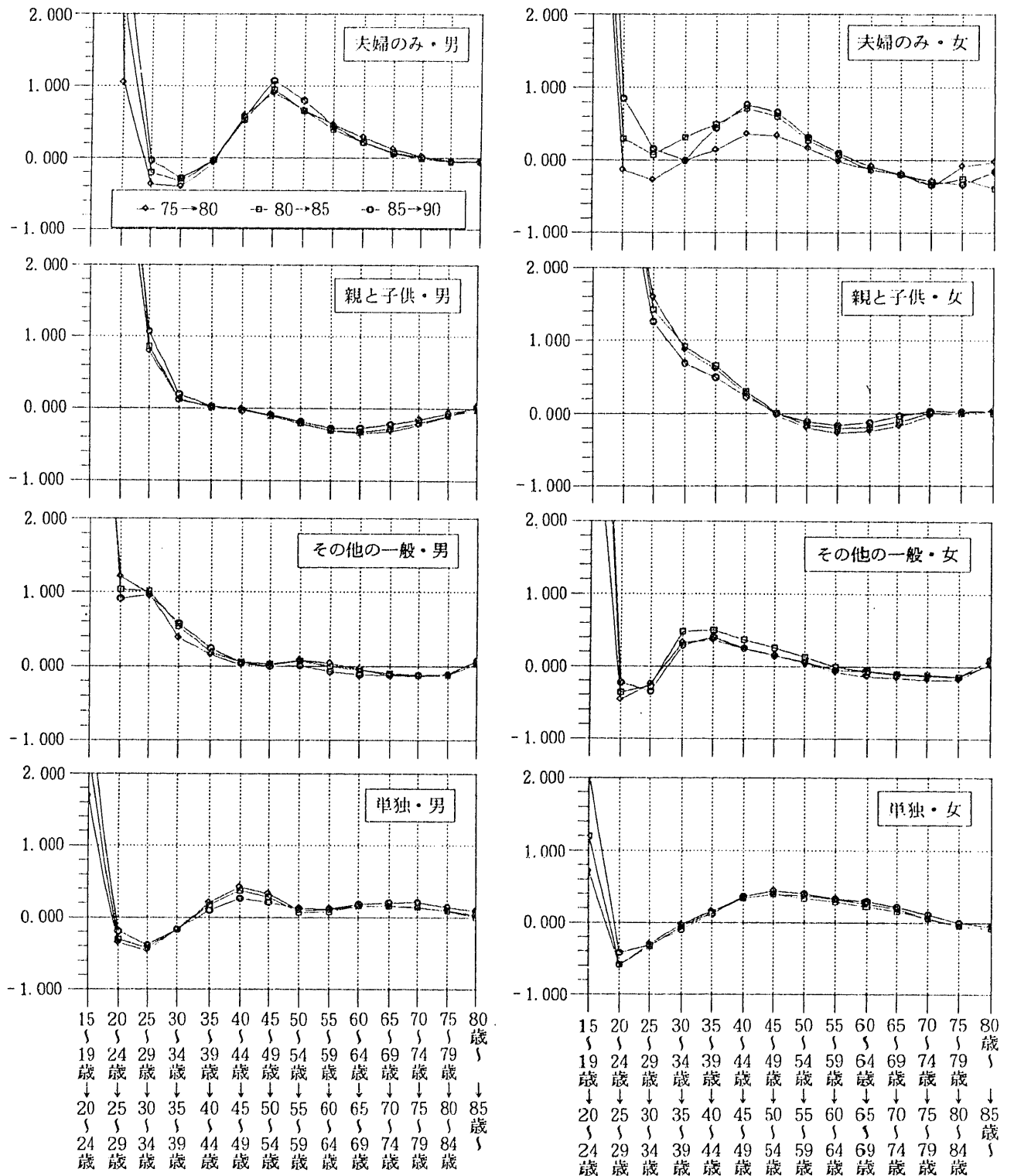
4. 家族類型別純遷移率法による試算

30代以上に限れば、家族類型別純遷移率は家族類型別世帯主率に比較して安定性がある。したがって、家族類型別純遷移率を用いれば、世帯主率法による場合に比べて精度のよい推計結果が得られる可能性が高い。そこで、1980年→85年の純遷移率を用いて1985年の家族類型別世帯数から1990年を推計してみることにしよう。(1)式から推計世帯数は(3)式のように表すことができる(2式の変形は同様のため省略する)。

$$H_i^s(x+5, 90) = H_i^s(x, 85) \left(C_i^s(x, 80) + \frac{P^s(x+5, 90)}{P^s(x, 85)} \right) \quad (3)$$

4) 家族類型によって当然死亡率は異なるはずであるが、正確なデータが得られず、また将来推計の際の操作性も考慮して、全ての家族類型とも同じ生残率を用いた。

図3 家族類型別純遷移率の推移



生残率の項に関して、ここでは1985年→90年のセンサス生残率の実績値を用いたが、実際に1990年以降の世帯数を推計する際には、全国人口推計結果⁵⁾から将来の生残率（センサス生残率に相当）を計算し、用いることになる。

結果は表2に示した。これを1987年推計（表1）の乖離と比較してみよう。乖離数の絶対値の合計を1990年国勢調査の世帯主年齢35歳以上の世帯総数で割った乖離率は3.4%と、1987年推計の同様の乖離率6.8%（全年齢層では先に述べたように7.4%）の丁度半分である。各年齢別にみても概ね乖離率は半分以下になっている。1987年推計で乖離の大きかった高齢の「夫婦のみの世帯」や「単独世帯」においてはさらに精度がよくなっている。しかし、「親と子供から成る世帯」では逆に乖離が大きくなっている部分もある。また、依然として「夫婦のみの世帯」や「単独世帯」が過小であるという問題も残している。

表2 1990年における国勢調査と1980→85年の家族類型別純遷移率法による推計の比較
(単位：1000世帯)

年齢	① 1990年国勢調査					② 1980→85年の家族類型別遷移率による推計				
	家族類型 総数	夫のみ の世帯	親と子供 から成る 世帯	その他の 一般世帯	単独世帯	総数	夫のみ の世帯	親と子供 から成る 世帯	その他の 一般世帯	単独世帯
35～39歳	3,789	245	2,479	506	559	3,683	229	2,388	497	568
40～44歳	5,063	244	3,337	885	597	5,027	242	3,302	854	629
45～49歳	4,679	285	3,012	863	519	4,720	279	3,020	876	545
50～54歳	4,342	500	2,502	847	493	4,309	470	2,462	877	501
55～59歳	4,234	884	1,884	936	529	4,124	813	1,807	1,000	503
60～64歳	3,654	1,124	1,073	915	542	3,619	1,088	1,021	986	524
65～69歳	2,578	874	527	651	526	2,546	869	483	694	499
70～74歳	1,822	606	303	456	458	1,779	597	276	470	436
75～79歳	1,297	408	193	333	362	1,258	397	181	335	344
80～84歳	632	181	92	163	196	609	176	88	160	184
85歳～	247	60	42	65	81	254	60	39	80	75
	③ 乖離数 [(②) - (①)]					④ 乖離率 [(③) / (①) (%)]				
35～39歳	-106	-16	-91	-9	9	-2.8	-6.4	-3.7	-1.7	1.6
40～44歳	-36	-2	-35	-31	32	-0.7	-0.8	-1.1	-3.5	5.4
45～49歳	41	-6	8	13	26	0.9	-2.1	0.3	1.5	5.0
50～54歳	-33	-30	-40	30	8	-0.8	-6.1	-1.6	3.5	1.7
55～59歳	-110	-71	-77	64	-26	-2.6	-8.1	-4.1	6.9	-4.8
60～64歳	-35	-36	-52	71	-18	-1.0	-3.2	-4.9	7.8	-3.3
65～69歳	-32	-5	-44	43	-27	-1.2	-0.5	-8.3	6.6	-5.1
70～74歳	-43	-9	-27	14	-22	-2.4	-1.5	-8.8	3.0	-4.8
75～79歳	-39	-11	-12	2	-18	-3.0	-2.6	-6.2	0.7	-5.1
80～84歳	-23	-5	-4	-3	-12	-3.7	-2.8	-4.3	-1.6	-5.9
85歳～	7	0	-3	15	-6	2.8	-0.6	-6.4	23.4	-7.6

5) 厚生省人口問題研究所、『日本の将来推計人口——平成3(1991)～37(2025)年——(平成4年9月推計)』、1992年9月。

1980年→85年の家族類型別純遷移率を用いた1990年の家族類型別世帯数の推計精度は必ずしも十分ではないが、世帯主率法による場合に比べると大きく改善されている。図3に示したように、「親と子供から成る世帯」や「単独世帯」の遷移率をみると、上昇傾向が明確な年齢層が存在するため、この傾向を捉えて将来の遷移率を設定すれば、推計精度をさらに改善することが可能である。また、こうした遷移率の経年的変化の傾向は、晩婚化や未婚率の上昇、少産化や晩産化といった構造的変化によって説明可能な部分も小さくないはずであり、サブモデルを展開する余地を残している⁶⁾。このように、家族類型別純遷移率法は、シンプルな構造で操作が容易であるとともに、パラメータ自体を動学的モデルとして表現できる可能性を有しているという点で、家族類型別世帯数を推計する際の有力なモデルである⁷⁾。

5. おわりに

世帯主率法は、精緻に推計された将来人口を利用でき、また、それによって人口構造変化をある程度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⁸⁾。しかし、家族類型別世帯数を推計するにはややプロセスが長すぎ、またそのプロセスが家族類型変化の構造を必ずしも表現していないために、パラメータの設定に労力がかかり過ぎるきらいがある。その点、家族類型別純遷移率法は図1に示したようにプロセスが短く、また部分的ではあるが変化の構造を表現しているために、パラメータを設定しやすく、かつ推計結果からのフィードバックが容易であるという利点がある。問題は家族類型別世帯数が独立に推計される手法であるため、総世帯数がコントロールできていないという点であろう。特に、推計期間を長くとした場合、この問題が発生する可能性がある。ただ、これは将来推計人口を用いて世帯主率を求めてその挙動をチェックし、必要があればパラメータを修正するというフィードバックのプロセスを加えれば回避することができよう。

6) 例えば、人口問題研究所による『家族ライフコースと世帯構造変化に関する人口学的調査』から、こうしたモデルの構築やパラメータ推定を行うことが考えられよう。1985年調査による家族類型変化の概要については渡邊の研究がある。また、特定の家族類型の遷移確率に関しては伊藤の研究がある。

渡邊吉利、「2つの時点の世帯類型変化」、『人口問題研究』、第189号、1989年1月、pp.31-41。

伊藤達也、「世帯分離と世帯合併の年齢別発生率の推定」、『人口問題研究』、第185号、1988年1月、pp.17-35。

7) 世帯推計モデルは、静学的・動学的、ミクロ・マクロという軸によって分類でき、人口研をはじめ世界的にも多く用いられている世帯主率法は静学的マクロモデルに属する。近年は動学的モデルの研究が盛んであるが、ミクロ、マクロともデータの制約から広く実用化する段階に至っていない。この家族類型別純遷移率法はシンプルな動学的モデルと位置づけられよう。各種のモデルについては以下を参照。

廣嶋清志、「世帯の将来推計」、山口喜一編著『人口推計入門』、古今書院、1990年、pp.127-166。

Nico Keilman, Anton Kuijsten and Ad Vossen (eds.), *Modelling Household Formation and Dissolution*, Oxford University Press, 1988.

8) 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.