

特集 I : 地域別将来人口推計・世帯数の将来推計

全国世帯推計の方法論的諸問題

鈴木 透

国立社会保障・人口問題研究所の全国世帯推計は、1995年国勢調査を初期人口とする1998年10月推計以降は世帯推移率法を用いており、今回の2013年1月推計が4回目となる。これは状態間推移確率行列を用いる多相人口学的モデルであり、まず配偶関係間の推移確率行列を作成した後、世帯動態調査の集計結果を用いて世帯内地位を含む推移確率行列を得ている。方法については報告書に一般的な解説を載せたが、本稿ではより専門的な論点について詳細に論じる。初期人口に関しては、2010年国勢調査で初めて現れた「家族類型不詳」の処理について論じる。配偶関係間の推移に関しては、2005年と2010年で配偶関係不詳の生じ方がいかに異なるかを示す。2005~10年には単独世帯の不自然な増加も見られたが、世帯推計では未婚者の単独世帯への推移確率は低下すると仮定した。今回推計では、単独・核家族以外の一般世帯数が前回に比べ著しく少なく推計されたが、その原因について考察する。最後に施設居住割合の動向が、もっぱら85歳以上人口の動向に左右されることを示す。

I 世帯推移率法による世帯数の将来推計

世帯数の将来推計に最も広く用いられているのは世帯主率法で、男女別・年齢別・家族類型別等の世帯主率の趨勢を将来に延長し、別に得られる将来推計人口に乗じて将来の世帯主数を求める方法である。国立社会保障・人口問題研究所の都道府県別世帯推計は、この方法に依拠している。世帯主率法は静的なモデルで、「世帯主」「非世帯主」といった状態間のフローが明示的に扱われていない。これに対し世帯推移率法は動的なマクロシミュレーション・モデルで、推移確率行列を用いて状態別コーホート人口を将来に向けて投影する。世帯推移率法は数学的には単純なマルコフ過程で、行列表現で次のように表せる。

$$\mathbf{k}_{x+n,y+n} = \mathbf{k}_{x,y} \mathbf{A}_{x,y}$$

ここで $\mathbf{k}_{x,y}$ は年次 y における x を下限とするコーホートの状態別人口ベクトル (ヨコ) で、 $\mathbf{A}_{x,y}$ は推移確率行列である。 $\mathbf{k}_{x,y}$ を期首人口ベクトル、 $\mathbf{k}_{x+n,y+n}$ を期末人口ベクトルと呼ぶ。この方法の世帯推計への適用は、1980年代以降主にヨーロッパで行われて来た。オランダの LIPRO モデル (van Imhoff and Keilman 1991) が最も有名だが、他にスウェーデン、ドイツ、イギリス、アメリカ等で適用例がある ((Keilman 1988; Murphy 1991; Zeng, et al. 2006))。

現在でも多くの公式推計で用いられている世帯主率法に比べて、世帯推移率法の適用例が少ないのはデータの制約による。初婚数・再婚数・離婚数といった配偶関係間のフローは、かなりの部分が人口動態統計から得られる。しかし世帯内地位間のフローは、たとえ「世帯主」「非世帯主」という最も単純な二分法の場合でさえ、官庁統計からは得られない。従って、世帯推移率法に必要なデータを得るためには、2時点のセンサスや人口登録データ間のマッチングか、大規模な標本調査を行わなければならない。今回推計では、全国標本調査である第6回世帯動態調査（国立社会保障・人口問題研究所 2011）の集計結果に依拠し、配偶関係間推移確率行列（ 4×4 ）を、世帯内地位を含むフルサイズの推移確率行列（男子は 13×13 、女子は 12×12 ）に分割した。

II 初期人口

2010年国勢調査では、非常に多くの年齢不詳と配偶関係不詳人口が出た。さらに家族類型不詳の一般世帯（85,798世帯）が初めて現れた。この家族類型不詳はすべて2人以上の一般世帯で、世帯主の年齢も不詳である。そこで先に単独世帯主について処理を済ませることにして、年齢不詳案分済みの単独世帯主数に合わせて、5歳階級別に配偶関係不詳を比例配分した。2人以上の世帯主で年齢・家族類型とも不詳な世帯主は、男子が72,921人、女子が12,877人である。また、施設に居住する年齢不詳人口も、男子が3,875人、女子が279人と特定されている。これらを男女別年齢不詳人口（単独世帯主を除く）から引けば、2人以上の一般世帯人員（非世帯主）で年齢不詳の人口が得られる。そこで男女別に、年齢・家族類型不詳の世帯主は家族類型別に比例配分し、年齢不詳の非世帯主は「配偶者」「その他の非世帯主」に比例配分した。この段階での年齢と状態のクロス表を模式的に表すと、表1のようになる。

表1 不詳案分前の年齢別・状態別人口

年齢階級(x)	年齢不詳 案分済み	状態別人口				
		状態計	1	2	...	C
年齢計	G	$K_0(.,.) = G$	$K_0(.,1)$	$K_0(.,2)$...	$K_0(.,C)$
1	G(1)	$K_0(1,.)$	$K_0(1,1)$	$K_0(1,2)$...	$K_0(1,C)$
2	G(2)	$K_0(2,.)$	$K_0(2,1)$	$K_0(2,2)$...	$K_0(2,C)$
:	:	:	:	:		:
X	G(X)	$K_0(X,.)$	$K_0(X,1)$	$K_0(X,2)$...	$K_0(X,C)$
不詳	0	U	U(1)	U(2)	...	U(C)

世帯推計は基本的に15歳以上人口の状態に関する推計なので、年齢階級は15～19歳から85歳以上までの15階級（ $X=15$ ）である。不詳案分済みの年齢別人口（単独世帯主を除く）は、全国人口の将来推計（国立社会保障・人口問題研究所 2011）でも用いられた所与の

もので、これを $G(x)$ とする。状態は2人以上の世帯主（15家族類型）に「配偶者」「その他の非世帯主」「施設」を加えた18状態（ $C=18$ ）から成る。問題は与えられた行和 $G(x)$ および列和 $K_0(.,c)$ を保存しつつ、年齢不詳人口 $U(c)$ を案分することである。これは未知数が $(X-1)(C-1)$ 個ある不定方程式を解くことに相当し、解は無数にある。

$$\sum_{x=1}^X K_2(x, c) = \sum_{x=1}^X K_0(x, c) + U(c), \quad (2-1)$$

$$\sum_{c=1}^C K_2(x, c) = G(x). \quad (2-2)$$

反復推計を用いない方法としては、次のものがある。まずカテゴリーごとに $U(c)$ を比例配分した人口を $K_1(x, c)$ とする。

$$K_1(x, c) = K_0(x, c) + U(c) \frac{K_0(x, c)}{\sum_{x=1}^X K_0(x, 0)}. \quad (2-3)$$

このとき次のように $K_2(x, c)$ を定めれば、 $K_2(x, c)$ は目標とする案分人口になっている。

$$K_2(x, c) = K_1(x, c) + \left\{ G(x) - K_1(x, .) \right\} \frac{K_1(., c)}{G}. \quad (2-4)$$

この方法で案分してみたところ、男子の「女親と子」世帯主で案分後の人口が案分前より少なくなる（ $K_2(x, c) < K_0(x, c)$ ）事態が発生した。また女子の施設世帯人員でも同様の事態が起きた。そこで行和と列和の目標値／現在値を乗じて度数を改善して行くオーソドックスな反復推計法を試すことにした。 $K_i'(x, c)$ の初期値には、(2-3)の $K_1(x, c)$ を用いた。

$$K_{i+1}(x, c) = K_i'(x, c) \frac{G(x)}{K_i'(x, .)}, \quad (2-5a)$$

$$K_{i+1}'(x, c) = K_{i+1}(x, c) \frac{K_1(., c)}{K_{i+1}(., c)}. \quad (2-5b)$$

この方法で年齢不詳を案分したところ、一般世帯の世帯主・非世帯主では案分前より少ない人口は発生せず、女子の施設世帯人員で数人の減少が生じたが問題ないと考えられた。

なお、常に案分前より多い結果を生じる方法を考えることもできる。たとえば次の形で $K_2(x, c)$ を求めれば、 $w_i'(x, c) \geq 0$ である限り、 $K_2(x, c)$ は $K_0(x, c)$ を下回ることはないだろう。

$$K_2(x, c) = K_0(x, c) + U(x) w_i'(x, c). \quad (2-6)$$

$w_i'(x, c)$ の初期値はカテゴリーごとの年齢分布か、年齢階級ごとのカテゴリー分布とする。(2-1)より $w_i'(x, c)$ の列和は1でなければならない。行和については(2-2)より、

$$\sum_{c=1}^c U(c)w_i'(x, c) = G(x) - K_0(x, .). \quad (2-7)$$

$w_i'(x, c)$ を改善するためには、まず(2-7)の右辺/左辺を乗じ、さらに $w_{i+1}'(x, c)$ の列和で割ればよい。

$$w_{i+1}(x, c) = w_i'(x, c) \frac{G(x) - K_0(x, c)}{\sum_{c=1}^c U(c)w(x, c)}, \quad (2-8a)$$

$$w_{i+1}'(x, c) = \frac{w_{i+1}(x, c)}{w_{i+1}(., c)}. \quad (2-8b)$$

この方法による案分結果を(2-5)の結果と比較したところ、違いは±0.1%未満でほとんど差がなかった。今回は、周辺分布で精錬するオーソドックスな(2-5)の方法による案分結果を採用した。

III 配偶関係間推移確率行列

世帯推計で用いられる推移確率は5歳階級・5年間隔のもので、配偶関係は「未婚」「有配偶」「死離別」の3状態である。その前段階として、2010年の配偶関係間推移に関する多相生命表(男女とも各歳)を「未婚(s)」「有配偶(m)」「死別(w)」「離別(v)」の4状態について作成した。特定の性・年齢について、推移確率行列は表2のような5×5の行列になる。ここに含まれる推移確率は、初婚確率(q_{sm})、再婚確率(q_{wm})、死別確率(q_{mw})、離婚確率(q_{mv})、および4種類の配偶関係別死亡確率(q_{sd} , q_{md} , q_{wd} , q_{vd})である。死別者と離別者の再婚確率は等しいと仮定している。また未婚者が初婚と死離別を、1年以内に立て続けに経験することはないと仮定している。

表2 配偶関係(4状態)間推移確率行列

	s. 未婚	m. 有配偶	w. 死別	v. 離別	d. 死亡
s. 未婚	$1 - q_{sm} - q_{sd}$	q_{sm}	0	0	q_{sd}
m. 有配偶	0	$1 - q_{mw} - q_{mv} - q_{md}$	q_{mw}	q_{mv}	q_{md}
w. 死別	0	q_{wm}	$1 - q_{wm} - q_{wd}$	0	q_{wd}
v. 離別	0	q_{vm}	0	$1 - q_{vm} - q_{vd}$	q_{vd}
d. 死亡	0	0	0	0	1

2010年国勢調査と人口動態統計から男女別、5歳階級別、配偶関係別死亡ハザードを求め、有配偶を基準とする死亡の相対リスクを計算した。ただし35歳未満の死別および離別

の相対リスクは不安定なので、35～39歳の値を充て、その上で各歳に補間した。国勢調査における男女別、年齢（各歳）別配偶関係分布とこの相対リスクを用いて、加重和が2010年の生命表の年齢別死亡確率 $q(x)$ に合致するよう、配偶関係別死亡確率を調整した。やはり2010年国勢調査と人口動態統計から日本人の初婚ハザード、再婚ハザード、離婚ハザードを求め、これらを $q_{sm}(x)$ 、 $q_{wm}(x)$ 、 $q_{mv}(x)$ の初期値とした。これらは届出遅れを調整しておらず、推移確率としては過小評価になっている。男子の死別確率 $q_{mw}(x)$ は2歳下の女子の有配偶死亡確率 $q_{sd}(x-2)$ を、女子の死別確率 $q_{mw}(x)$ は2歳上の男子の有配偶死亡確率 $q_{md}(x+2)$ を充てた。

こうして求めた各歳の推移確率行列を5歳階級にまとめ、さらに「死別」と「離別」をまとめて「死離別」とし、特定の性・5歳階級について 4×4 の行列とした。従来の推計では、ひとつ前の国勢調査における配偶関係分布に適用して最新の国勢調査における配偶関係分布を再現するよう、推移確率行列を調整していた。ところが2005～10年の期間に関しては、コーホートの加齢に伴い未婚割合が上昇するという明らかな不合理が見られ、この方法は使えなくなった。

表3 国勢調査における女子の未婚割合のコーホート変化：2005～10年

コーホート		2005年		2010年		2010年／2005年		未婚残存率 の最小値
2005年	2010年	未婚(%)	不詳(%)	未婚(%)	不詳(%)	案分前	案分後	
15～19歳	20～24歳	99.14	0.01	87.85	2.01	0.8861	0.9041	0.8860
20～24歳	25～29歳	88.70	0.05	58.90	2.37	0.6640	0.6798	0.6637
25～29歳	30～34歳	59.02	0.09	33.89	1.84	0.5742	0.5844	0.5737
30～34歳	35～39歳	31.97	0.16	22.69	1.68	0.7099	0.7209	0.7088
35～39歳	40～44歳	18.38	1.94	17.07	1.70	0.9288	0.9265	0.9108
40～44歳	45～49歳	12.06	1.50	12.36	1.53	1.0253	1.0256	1.0099
45～49歳	50～54歳	8.21	1.20	8.57	1.25	1.0441	1.0446	1.0316
50～54歳	55～59歳	6.14	1.09	6.43	1.18	1.0485	1.0494	1.0370
55～59歳	60～64歳	5.20	1.12	5.45	1.24	1.0469	1.0482	1.0352
60～64歳	65～69歳	4.22	1.12	4.44	1.47	1.0513	1.0550	1.0395
65～69歳	70～74歳	3.79	1.22	3.95	1.75	1.0417	1.0473	1.0290
70～74歳	75～79歳	3.86	1.34	3.96	2.14	1.0254	1.0339	1.0117
75～79歳	80～84歳	3.91	1.49	3.97	2.80	1.0132	1.0269	0.9982

未婚残存率の最小値は、2005年の不詳案分済み未婚割合が正しいとした場合の値。

表3は国勢調査における女子（総人口）の未婚割合と配偶関係不詳割合を示したものが、2005年国勢調査で40歳以上（1965年9月以前生まれ）のコーホートで未婚割合の上昇が生じている。これは不詳に占める未婚者の割合が、2010年には2005年より減少したことを示唆する。

一般に y 年の x 歳を下限とする5歳階級の未婚割合を $S(x, y)$ 、配偶関係不詳割合を $U(x, y)$ と書けば、不詳が実際の配偶関係と独立に生じたと仮定した場合の案分済み未婚割合は $S^*(x, y) = S(x, y) / \{1 - U(x, y)\}$ で得られる。表3には案分前の未婚割合の比 $S(x+5, 2010) / S(x, 2005)$ と案分後の比 $S^*(x+5, 2010) / S^*(x, 2005)$ を示した。2005年

に40歳以上のコーホートでは、配偶関係不詳の割合はすべて上昇しているため、独立性を仮定した案分は事態を悪化させることになる。

仮に2005年の案分済み未婚割合 $S^*(x, 2005)$ は正しく、2010年のみ独立性が成り立っていないとする。このとき、未婚残存率の最小値は2010年の配偶関係不詳が全て既婚の場合で、 $S(x+5, 2010) / S^*(x, 2005)$ で得られる。表3にはこの案分前／案分後の比も合わせて示したが、2005年に40～74歳のコーホートではやはり1を越えてしまう。つまりこれらのコーホートでは、2010年はもちろん2005年にも独立性は成り立っていないことになる。

過去の国勢調査で期首に40～44歳だった女子コーホートの未婚残存率を見ると、1990～95年が0.9756、1995～2000年が0.9339、2000～05年が0.9607となっている。つまり2.4～6.6%の女子が、初婚によって未婚状態から離脱すると考えられる。仮に2005年に40～44歳だった女子コーホートの真の未婚残存率が0.95だったとする。もし2005年の配偶関係不詳がすべて未婚だった場合、2010年の真の未婚割合は $(0.1206+0.0150) \times 0.95 = 12.88\%$ で、不詳のうち実際には未婚だった者は0.52%となる。この場合、不詳に占める未婚の割合は、100%から33.8%に急減したことになる。一方、2010年の配偶関係不詳がすべて既婚だった場合、2005年の真の未婚割合は $0.1236 / 0.95 = 13.0\%$ で、不詳のうち実際には未婚だった者は0.96%となる。この場合、不詳に占める未婚者の割合は63.7%から0%に急減したことになる。このように2005年から2010年への変化は、配偶関係不詳の構成に急激な変化があったと考えなければ説明がつかない。

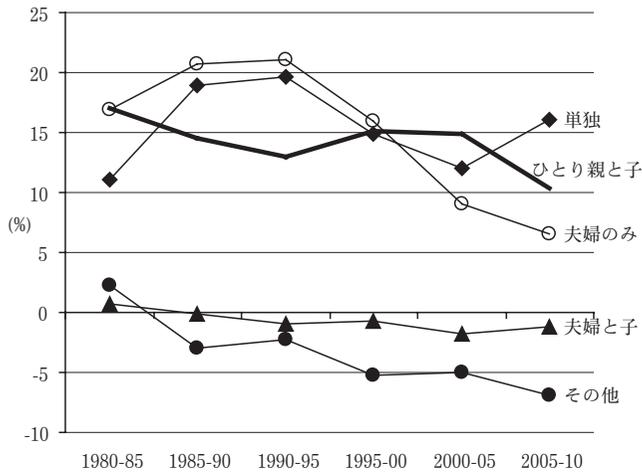
今回の世帯推計では、配偶関係間推移確率行列を2005～10年の国勢調査に合わせることは放棄した。その代わりに、全国将来人口推計で用いられた15～49歳女子の配偶関係分布の推計値（国勢調査結果を再現しない）に合わせて推移確率を調整した。将来の初婚・再婚・死離別確率についても全国将来人口推計で用いられた将来推計値に合わせて調整し、それと矛盾しないように50歳以上の推移確率を変化させた。配偶関係別死亡確率は、やはり全国将来人口推計で用いられた将来生命表における死亡率低下に合わせて低下させた。

IV 単独世帯の増加

2005年国勢調査を出発点とする前回の推計では、2010年の一般世帯総数を5,029万世帯と推計しており、国勢調査の実績値である5,195万世帯に対し-3.0%の過小評価だった。特に単独世帯数は1,571万世帯と推計したのに対し、実績値は1,678万世帯で、-6.4%の過小評価だった。過小評価の主な原因は、2005～10年の変化がそれほど予想外のものだったことである。図1は国勢調査による5年期間別増加率の推移を家族類型別に示したもので、単独世帯数の増加率は1990～95年期間をピークに減速していたが、2005～10年に不自然に加速している。このように不自然な推移を想定するのは困難で、どのような推計方法であれ単独世帯数の過小評価は不可避だったろう。

このような不自然な単独世帯の増加は、おもにどのような性・年齢層で生じたのだろうか

図1 家族類型別世帯数の国勢調査間増加率



か。表4には、1995～2010年国勢調査における一般世帯人員に占める独居割合の推移を示した。著しい不連続性が見られるのは20～29歳男子で、それまでほぼ一定で推移してきた独居割合が2010年に急騰している。30～74歳男子も、2005年までの独居割合の増加速度に比べて不自然に加速している年齢が目立つ。一方で70代の独居割合の増加は減速しており、85歳以上では低下に転じている。女子では30～50代の独居割合の増加が加速して

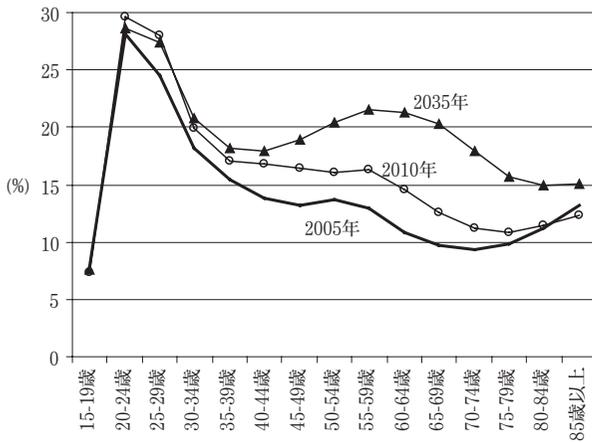
表4 一般世帯人員に占める独居割合(%)

年齢	男				女			
	1995年	2000年	2005年	2010年	1995年	2000年	2005年	2010年
15-19歳	7.9	7.6	7.9	7.4	5.7	5.8	5.7	5.7
20-24歳	28.1	28.2	28.2	29.7	16.2	18.8	20.1	22.3
25-29歳	24.5	23.6	24.5	28.0	10.3	12.0	14.8	17.9
30-34歳	15.4	17.6	18.2	20.0	5.9	7.9	9.6	11.7
35-39歳	10.7	13.2	15.5	17.1	4.0	5.5	7.4	8.9
40-44歳	10.2	11.3	13.8	16.8	3.6	4.3	6.0	8.1
45-49歳	10.0	11.8	13.1	16.4	4.5	4.7	5.6	7.9
50-54歳	9.2	11.6	13.7	16.0	6.0	6.3	6.8	8.2
55-59歳	7.8	10.1	13.0	16.3	8.3	8.5	8.9	9.9
60-64歳	6.5	8.3	10.8	14.6	11.3	11.3	11.4	12.4
65-69歳	6.1	7.8	9.7	12.5	14.8	15.3	15.2	15.9
70-74歳	5.8	7.7	9.3	11.2	18.6	19.4	19.9	20.7
75-79歳	6.3	8.7	9.8	10.8	20.3	23.0	24.1	26.3
80-84歳	7.3	9.5	11.2	11.5	18.2	22.9	26.1	29.8
85歳以上	8.5	11.3	13.1	12.4	12.3	16.3	20.3	25.9

いるが、男子ほど不自然な変化は見られない。

独居割合は世帯主率の一種であり、世帯主率法であれば20代男子の突然の独居割合の上昇開始をある程度考慮せざるを得ない。しかし世帯推移率法は、独居割合を含む世帯主率を直接外挿するのではなく、将来の推移確率を仮定する。今回推計でも前回同様、結婚前離家が遅れている状況（鈴木 2003, 2007）に鑑み、未婚にとどまることを条件とした離家確率（非世帯主から単独世帯主への推移確率）は低下すると仮定した。その結果、図2に示したように、2005～10年に生じた20代男子の独居割合上昇はその後には持続せず、むしろ

図2 一般世帯人員の独居割合：男



る2035年には2010年より独居割合がわずかに低下するという結果になった。独居割合を直接外挿する世帯主率法では、このような結果を正当化するのは難しいと思われる。一方で40代以降の男子の独居割合は、晩婚化・未婚化の影響で大幅に上昇するという結果になった。ただし2010～35年の上昇幅は、2005～10年の不自然な上昇と比較すれば、かなり抑制されたものになっている。

V その他の一般世帯の減少

世帯推計は図1に示した5類型、すなわち「単独」「夫婦のみ」「夫婦と子」「ひとり親と子」「その他」の一般世帯数を将来に向けて投影している。ここでその他の一般世帯は、核家族以外の親族世帯と、非親族を含む世帯から成る。ところで2010年国勢調査では、非親族に関する家族類型の定義に変更があった。すなわち2005年国勢調査までは、世帯主と親族関係にない者だけが同居する「非親族世帯」が、少なくともひとり親族を含む「親族世帯」と対置されていた。しかし2010年国勢調査では、世帯主と親族関係にない者を少なくともひとり含む「非親族を含む世帯」が、「親族のみの世帯」と対置されるようになった。この変更は、親族世帯→親族のみの世帯を減少させ、非親族世帯→非親族を含む世帯を増加させることになる。世帯推計が投影する5類型について言えば、定義の変更は「単独」に対しては影響を与えず、「夫婦のみ」「夫婦と子」「ひとり親と子」の世帯数を減少させ、「その他」の世帯数を増加させる。

図1に示した家族類型別世帯数の増加率は、この定義変更の影響を調整していない。定義変更は、その他の世帯数を増加させるか、少なくとも減少速度を減速させるはずである。ところが図1では、2000～05年に比べ2005～10年の減少が加速している。定義変更の影響を除去した真の2005～10年の減少率は、図1に示したもの（-7.0%）より大きかったことになる。

表5は単独世帯以外の家族類型別一般世帯数で、国勢調査の家族類型番号の(3)男親と子と(4)女親と子は、「ひとり親と子」にまとめている。図1における2005～10年期間の増加率は、2005年国勢調査の公表値(A)と、2010年国勢調査の不詳案分済み世帯数(D)から計算したものである。これに対し表5の増加率は、家族類型の定義変更の影響を除去するため、2010年国勢調査の定義に合わせた遡及推計(B)と不詳案分済み世帯数(D)から計算

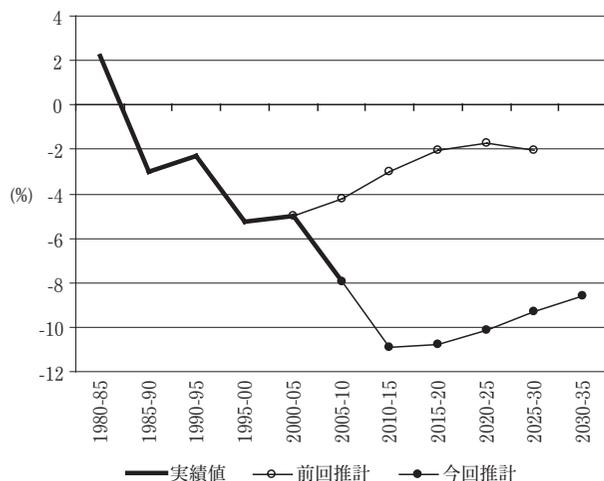
表5 二人以上の一般世帯数（2005年・2010年）

家族類型	2005年国勢調査		2010年国勢調査		増加率(%) (D)/(B)-1
	公表値 (A)	遡及集計 (B)	公表値 (C)	不詳案分 (D)	
(1)夫婦のみ	9,636,533	9,625,318	10,244,230	10,268,774	6.7
(2)夫婦と子	14,645,655	14,631,459	14,439,724	14,474,301	-1.1
(3)(4)ひとり親と子	4,111,519	4,070,314	4,522,945	4,535,380	11.4
その他の一般世帯（計）	6,211,740	6,278,356	5,765,103	5,779,346	-7.9
(5)夫婦と両親	246,725	246,264	231,622	232,176	-5.7
(6)夫婦とひとり親	738,489	736,760	730,930	732,705	-0.6
(7)夫婦と子と両親	1,180,033	1,177,498	919,748	921,948	-21.7
(8)夫婦と子とひとり親	1,823,570	1,819,088	1,515,891	1,519,576	-16.5
(9)夫婦と他の親族	125,465	124,496	121,917	122,211	-1.8
(10)夫婦と子と他の親族	412,758	410,698	430,771	431,811	5.1
(11)夫婦と親と他の親族	113,320	112,616	105,824	106,084	-5.8
(12)夫婦と子と親と他の親族	415,695	413,786	350,036	350,885	-15.2
(13)兄弟姉妹のみ	309,858	306,522	315,695	316,526	3.3
(14)他に分類されない親族世帯	577,766	570,942	586,214	587,811	3.0
(B)非親族（を含む）世帯	268,061	359,686	456,455	457,613	27.2
不詳	0	0	85,798	0	-

した。それによるとその他の一般世帯の増加率は-7.9%で、図1より1%ポイント近く絶対値が大きかったことになる。

図1に示したように、その他の一般世帯は1985~90年間に減少に転じたが、その後の減少速度は減速と加速を繰り返しており、将来の見通しをたてるのが難しい。図3は前回推計（国立社会保障・人口問題研究所 2008）と今回推計（国立社会保障・人口問題研究所 2013）におけるその他の一般世帯の増加率を比較したものである。

図3 その他の一般世帯の増加率



所 2013)におけるその他の一般世帯の増加率を比較したものである。前回推計では、2000~05年間の減速傾向を引き継いで減少が減速し、-2%付近に収束するという結果だった。2005~30年の25年間の増加率は-12.4%で、これは核家族世帯(=夫婦のみ+夫婦と子+ひとり親と子)の-11.5%よりわずかに低い。しかし2015年以降は核家族世帯の減少速度の方が早くなるため、「二人以上の世帯に占める核家族世帯の割合が増加する」という意味での核家族化

は終焉を迎えるというのが前回推計が示唆する結果だった。核家族世帯の方が急激に減少するのは、人口高齢化は直系家族の形成を促進することと、有配偶割合の低下は直系家族より核家族をより大きく減少させることによる（鈴木 2012）。

ところが今回の推計結果では、2010～35年の25年間にその他の一般世帯は-40.8%と急激に減少するのに対し、核家族世帯は-5.5%の減少にとどまる。そのため前回推計のようなその他／核家族比の上昇は起こらず、表6にみるように、核家族世帯に対するその他の一般世帯の比は単調に低下を続けるという結果が得られた。

表6 二人以上の一般世帯の将来推計結果

年次	前回推計			今回推計		
	核家族	その他	その他／核家族比	核家族	その他	その他／核家族比
2005年	28,394	6,212	21.9			
2010年	28,629	5,951	20.8	29,278	5,779	19.7
2015年	28,266	5,771	20.4	30,116	5,150	17.1
2020年	27,452	5,655	20.6	30,189	4,594	15.2
2025年	26,358	5,557	21.1	29,664	4,127	13.9
2030年	25,122	5,443	21.7	28,770	3,743	13.0
2035年				27,678	3,421	12.4

千世帯，比は%

こうした将来推計結果の変化は、仮定された推移確率行列の変化によるものである。前回推計（2008年3月推計）の推移確率行列は、2004年の第5回世帯動態調査（国立社会保障・人口問題研究所 2007）に依拠している。一方、今回推計（2013年1月推計）の推移確率行列は、2009年の第6回世帯動態調査（国立社会保障・人口問題研究所 2011）に依拠している。各回の世帯動態調査の個票データから状態間の推移度数を男女別・5歳階級別に集計し、そこから得られた男女別・5歳階級別推移確率を出発点として、ふたつの国勢調査間のコーホート変化に合わせた調整を施して推移確率行列を作成している。今回推計でその他の一般世帯がより急速に減少することになったのは、世帯動態調査のデータにそのような行動の変化が内包されていたか、あるいは国勢調査のコーホート変化に合わせて調整する過程でそのような違いが生じたかのいずれかだろう。

まず世帯動態調査のデータについて検討する。表7では、第5回と第6回の世帯動態調査について、全体的な推移確率を比較するため、あえて全年齢の男女に関する集計結果を示した。配偶関係と世帯内地位の組合せは、本来は男子12状態、女子11状態（死亡状態を除く）あるのだが、ここでは4状態にまとめた。これらの推移確率行列を比較すると、「その他の世帯主¹⁾」状態にとどまる確率は、第5回調査の80.1%から第6回調査では77.6%に低下した。これに伴い、他の3状態への推移確率はいずれも上昇した。一方で他の3

1) 実際には国勢調査や世帯動態調査で申告された世帯主に対し、推計モデルでは準拠成員を「マーカ」と呼んで区別している。これは「夫婦のみまたは夫婦と子世帯では夫をマーカとする」「ひとり親と子世帯では親をマーカとする」などの制約を課し、状態の数を少なくするためである。しかし複雑さを避けるため、ここでは推計モデルのマーカも「世帯主」と呼んでいる。

状態から「その他の世帯主」状態への推移確率は、「非世帯主」からの推移確率を除いて低下した。これらの推移確率行列に対応する固有ベクトル（合計を1に基準化）をみると、「その他の世帯主」状態は9.3%から7.6%に減少することが示唆された。このように二回の世帯動態調査間で「その他の世帯主」状態への流入確率の低下と流出確率の上昇が観察されており、この変化が世帯推計の推移確率行列に反映された結果、今回推計でその他の一般世帯の減少速度が前回より大きくなったと言える。

表7 世帯動態調査から得られた男女・全年齢の推移確率行列

第5回世帯動態調査（2004年）				
期首\期末	単独世帯主	核家族世帯主	その他の世帯主	非世帯主
単独世帯主	0.6402	0.1168	0.0194	0.2236
核家族世帯主	0.0315	0.9297	0.0268	0.0120
その他の世帯主	0.0283	0.1561	0.8010	0.0146
非世帯主	0.0406	0.0403	0.0095	0.9095
固有ベクトル	0.0866	0.5220	0.0931	0.2983

第6回世帯動態調査（2009年）				
期首\期末	単独世帯主	核家族世帯主	その他の世帯主	非世帯主
単独世帯主	0.6924	0.1132	0.0160	0.1784
核家族世帯主	0.0324	0.9331	0.0225	0.0120
その他の世帯主	0.0303	0.1758	0.7764	0.0176
非世帯主	0.0488	0.0385	0.0112	0.9015
固有ベクトル	0.1080	0.5406	0.0759	0.2754

実際に将来推計で仮定された推移確率行列がもたらすその他の一般世帯数の差を見るため、前回と今回推計の推移確率行列から多相生命表を作成して比較してみる。推移確率行列は5年期間ごとに異なるが、違いは死亡確率と配偶関係間推移確率に関するもので、それらを与えた条件付確率は固定されている。たとえば、有配偶男子が5年後にも有配偶のまま生存するという条件が与えられた場合の「その他の世帯主」への流入確率や流出確率は、一定と仮定されている。一方で死亡確率の低下や晩婚化・未婚化の進行が想定されているため、推移確率自体は刻々と変化する。ここでは最初の5年期間（前回推計の2005～10年、今回推計の2010～15年）の推移確率行列から、それぞれ多相生命表を作成して比較した。

多相生命表は5歳階級別に、男子13状態・女子12状態（死亡状態を含む）の配偶関係と世帯内地位の組合せを出力する。初期状態は2010年国勢調査における15～19歳の分布を用い、そこから逐次的に推移確率行列を適用して次の5歳階級の状態分布を求めた。表8は、それらの状態のうち世帯主数を家族類型別に合計したものである。この表の世帯数は、15～19歳の生存者数を男女それぞれ10万人とした場合の、男女・全年齢の世帯主数である。この表によると、前回推計で仮定された推移確率行列では一般世帯に占めるその他の世帯は10.2%だったのに対し、今回推計では5.4%に減少している。男女・年齢を区別してい

表8 推移確率行列から得た多相生命表における世帯数

世帯の 家族類型	前回推計の推移確率 (2005～10年)		今回推計の推移確率 (2010～15年)		前回の条件付確率+ 今回の配偶関係間推移	
	世帯数	(%)	世帯数	(%)	世帯数	(%)
単独	554,355	(44.6)	522,293	(41.2)	535,114	(42.0)
夫婦のみ	189,010	(15.2)	235,782	(18.6)	209,562	(16.5)
夫婦と子	266,275	(21.4)	314,940	(24.9)	279,292	(21.9)
ひとり親と子	107,873	(8.7)	125,712	(9.9)	119,800	(9.4)
その他	126,522	(10.2)	68,458	(5.4)	129,779	(10.2)
計	1,244,035	(100.0)	1,267,184	(100.0)	1,273,547	(100.0)

るか否かの違いがあるので直接の比較は難しいが、これは表7に示した固有ベクトルの変化(9.3%から7.6%)よりも大きな変化に見える。

推移確率行列は、配偶関係間推移確率(死亡確率を含む)に条件付確率を乗じて作成している。この二種類の確率の影響を分離するため、表8には今回の配偶関係間推移確率に前回の条件付確率を乗じて作成した推移確率行列による結果も示した。今回推計で用いられた配偶関係間推移確率は、前回より緩慢な晩婚化・未婚化を仮定している。この変更は単独世帯を減少させ核家族世帯を増加させるが、その他の一般世帯の割合にはほとんど影響しないことがわかる。つまりその他の一般世帯に関する限り、前回と今回の違いはもっぱら条件付確率の違いによるものである。

推移確率行列が示唆するその他の一般世帯の減少(表8)が、世帯動態調査が示唆する減少(表7)より大きいとすれば、2005～10年の二回の国勢調査におけるコーホート変化に合わせて調整する段階で、より大きな変化が組み込まれたことを意味する。これは図3に示したようなその他の一般世帯の減少の加速が、コーホート変化にも反映されていたためと考えられる。単独世帯の場合と異なり、その他の一般世帯の増加率は従来からジグザグに変化してきたので、2005～10年の変化率を不自然で例外的なものと断言するのは難しい。このため、未婚者の単独世帯への流入確率以外の条件付確率は、すべて一定不変と仮定している。もし第5回から第6回世帯動態調査にかけて観察されたような推移確率の変化が今後も続くとすれば、条件付確率もその他の一般世帯をさらに減らす方向に変化するのだろうが、そのような変化は組み込まれていない。仮にそのような変化を組み込めば、その他の一般世帯は信じ難いほど急激に減速することになるだろう。

VI 施設居住割合の変化

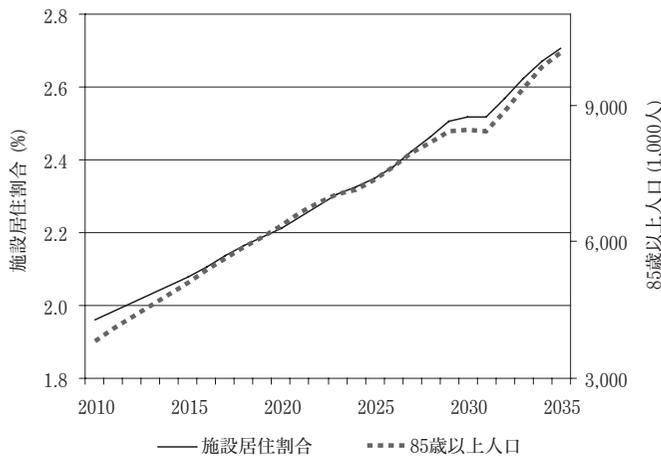
世帯推計において、一般世帯人員の状態は推移確率行列を用いて動的に投影しているが、総人口に占める一般世帯人員・施設世帯人員の分布は世帯主率法と同じ静的な趨勢延長によって得ている。具体的には、国勢調査から2005～10年における男女別、5歳階級別、配偶関係別施設居住割合の変化率を求め、5歳階級について平滑化した変化率を一定として

将来の施設居住割合を求めた。表9は男女別、5歳階級別、配偶関係別施設居住割合を、2010年と2035年について比較したものである。ごく若い年齢を除き、施設居住割合は低下傾向が支配的である。ただし施設居住割合が最も高い85歳以上の死離別では、男子の施設居住割合は上昇が見込まれ、女子は低下するがその幅は小さい。これは85歳以上の年齢階級内でも高齢化が進む年齢構成効果のためと考えられる。

表9 男女別、5歳階級別、配偶関係別施設居住割合(%)

年齢	未婚		男 有配偶		死離別		未婚		女 有配偶		死離別	
	2010	2035	2010	2035	2010	2035	2010	2035	2010	2035	2010	2035
15-19歳	3.4	3.5	3.9	10.6	3.1	4.5	2.1	2.1	1.0	3.1	1.4	1.5
20-24歳	2.7	2.4	0.7	1.3	3.8	4.5	1.4	1.1	0.1	0.1	0.4	0.4
25-29歳	1.5	1.1	0.3	0.4	3.8	3.5	0.5	0.3	0.0	0.0	0.3	0.2
30-34歳	1.3	0.6	0.2	0.2	2.5	2.0	0.6	0.2	0.0	0.0	0.3	0.1
35-39歳	1.6	0.5	0.2	0.1	2.1	1.4	1.0	0.2	0.0	0.0	0.3	0.1
40-44歳	2.1	0.4	0.2	0.1	2.0	1.1	1.5	0.2	0.0	0.0	0.3	0.1
45-49歳	2.7	0.4	0.2	0.1	2.0	0.8	2.4	0.2	0.1	0.0	0.4	0.1
50-54歳	3.9	0.5	0.2	0.1	2.0	0.6	3.8	0.4	0.1	0.0	0.6	0.2
55-59歳	5.5	0.6	0.2	0.1	2.4	0.5	5.8	0.9	0.1	0.1	0.9	0.4
60-64歳	7.7	0.8	0.3	0.1	3.2	0.7	6.9	1.8	0.2	0.1	1.1	0.6
65-69歳	12.3	1.2	0.5	0.2	4.3	1.3	8.9	3.3	0.4	0.2	1.7	1.1
70-74歳	18.2	2.3	0.9	0.5	5.8	2.6	11.6	5.3	0.8	0.5	2.9	2.0
75-79歳	24.5	4.8	1.8	1.3	8.0	5.3	15.3	7.9	2.1	1.3	5.6	4.2
80-84歳	30.5	9.1	3.7	3.3	11.3	10.0	22.5	12.7	5.0	3.8	10.8	9.1
85歳以上	46.5	20.5	8.2	9.7	20.1	23.2	43.7	26.7	13.2	11.4	25.9	24.5

図4 施設居住割合(全年齢)と85歳以上人口



85歳未満での全般的な施設居住割合低下と人口高齢化の影響で、施設居住者に占める85歳以上のシェアは2010年の33.4%から2035年には65.0%まで増加すると予想される。このため施設居住割合の動向は、ますます85歳以上人口の動向に支配されるようになる。そのことを端的に示すのが図4で、2030年前後にともに特徴的な動きが見られる。これは戦時中生まれのベビーバースト・コーホートが85歳を越える2030～31年には85歳以上人口

の増加率が抑圧されるが、戦後ベビーブーム・コーホートが85歳以上に参入する2032年以降は増加率が急激に上昇することによる。このように85歳以上人口の動向を反映し、全年

齢での施設居住割合の上昇も1930～31年に減速した後、1932年からは急激に加速することになる。こうした点から、2010年以降の施設居住割合の上昇はもっぱら高齢化によるもので、特に85歳以上人口の増加を反映したものと言える。

Ⅶ 結語

国勢調査における年齢不詳や配偶関係不詳の割合は増加傾向にあり、2010年には家族類型不詳の一般世帯が初めて現れた。このような趨勢は初期人口作成をより困難にし、将来推計の基盤を危うくする。2010年国勢調査では、年齢不詳の単独世帯主は常に配偶関係も不詳であり、家族類型不詳の世帯主は常に年齢不詳であるという階層的関係があった。今後の国勢調査でこうした関係が崩れれば、初期人口の作成はさらに困難になるだろう。

仮に国勢調査に不詳や誤報があっても、そのパターンが通時的に安定していれば趨勢を把握するのに問題はない。しかし2005～10年のコーホート未婚割合の変化は、そうした仮定が成り立たないことを示唆する。特に40代女子の未婚割合の推移は、「配偶関係不詳」の内実が両国勢調査間で大きく変化したことを示している。こうした変化は、調査方法の変更によって増幅されるだろう。今後インターネットの活用等で調査方法が大きく変化した場合、不詳や誤報のパターンがさらに変化し、趨勢の把握が困難になる可能性がある。

2005～10年の若年男子を中心とする単独世帯主（独居者）増加の加速は明らかに不自然で、やはり国勢調査の問題を示唆するように思われる。今回の推計では、2005～10年の加速を反映せず、若年未婚者の離家ハザードは低下すると仮定した。一方でその他の一般世帯の減少は過去に加速と減速を繰り返しており、2005～10年における加速が国勢調査の問題を反映するとは断定しがたい。今回推計では、第6回世帯動態調査（2009年）から得られた条件付推移確率を国勢調査のコーホート間推移に合わせて調整したものをそのまま用いた。第5回世帯動態調査（2004年）の推移確率と比較したところ、その他の一般世帯主への流入が減り流出が増えたことが確認された。つまりその他の一般世帯の減少を加速させる、何らかの行動の変化があったことが示唆された。ただしその度合いについては、国勢調査の問題によって誇張された可能性がある。

施設居住者の割合は上昇が見込まれるが、これはもっぱら人口高齢化によるものである。85歳未満の施設居住割合はおおむね低下が続き、施設居住者に占める85歳以上のシェアは今後ますます増加する。このため施設居住割合の推移は、85歳以上人口の推移をもっぱら反映したものになる。

参照文献

- 国立社会保障・人口問題研究所（2000）『日本の世帯数の将来推計 全国推計 [1998（平成10）年10月推計] 都道府県別推計 [2000（平成12）年3月推計]』国立社会保障・人口問題研究所研究資料第298号。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2007）『第5回世帯動態調査（2004年社会保障・人口問題基本調査）現代日本の世帯変動』調査研究報告資料第21号。

- 国立社会保障・人口問題研究所（2008）『日本の世帯数の将来推計（全国推計）—2005（平成17）～2030（平成42）年—2008（平成20）年3月推計』国立社会保障・人口問題研究所研究資料第318号。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2011）『第6回世帯動態調査（2009年社会保障・人口問題基本調査）現代日本の世帯変動』調査研究報告資料第28号。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2012）『日本の将来推計人口—平成23（2011）～72（2060）年—附：参考推計平成73（2061）～122（2110）年：平成24年1月推計』人口問題研究資料第326号。
- 国立社会保障・人口問題研究所（2013）『日本の世帯数の将来推計（全国推計）—2010（平成22）～2035（平成47）年—2013（平成25）年1月推計』人口問題研究資料第329号。
- 鈴木透（2003）「離家の動向・性差・決定因」『人口問題研究』第59巻第4号，pp. 18-30.
- 鈴木透（2007）「世帯形成の動向」『人口問題研究』第63巻第4号，pp. 1-13.
- 鈴木透（2012）「直系家族世帯の動向」『人口問題研究』第68巻第2号，pp. 3-17.
- van Imhoff, Evert and Nico Keilman (1991) *LIPRO 2.0: An Application of a Dynamic Demographic Projection Model to Household Structure in the Netherlands*, Amsterdam/Lisse, Swets & Zeitlinger B.V..
- Keilman, N. (1988) "Dynamic household models", in Keilman, Nico, Anton Kuijsten and Ad Vossen (eds.), *Modelling Household Formation and Dissolution*, Oxford, Clarendon Press, pp. 123-138;
- Murphy, M. (1991) "Household Modelling and Forecasting - Dynamic Approaches with Use of Linked Census Data", *Environment and Planning A*, Vol. 23, pp. 885-902;
- Zeng Yi, Kenneth C. Land, Zhenglian Wang and Danan Gu (2006) "U.S. Family Household Momentum and Dynamics: an Extension and Application of the ProFamy Method," *Population Policy and Research Review*, Vol. 25, pp. 1-41.

Methodological Issues regarding Household Projections for Japan

Toru SUZUKI

The National Institute of Population and Social Security Research published the latest household projections for Japan in March 2013. The projections had various methodological problems due to deficiencies in the census of Japan. First, unlike the previous censuses, the 2010 census included an "unknown" category for family types of households. This led to a new problem in determining the initial population of the household projections. Second, cohort changes in the percentage of single men and women between the 2005 and 2010 censuses suggested a drastic change in the actual composition of "unknown" marital states. In order for the percentage of single women aged 40-44 in 2005 to decline between 2005 and 2010, the proportion of single among those whose marital status was "unknown" had to drop significantly between two censuses.

Despite a continual deceleration in the growth of one-person households since 1990, growth of this household category suddenly accelerated between the 2005 and 2010 censuses. The acceleration was so unnatural that it did not match the projected growth rates of one-person households. On the other hand, the accelerated decrease in other private households (neither one-person nor family nuclei) in the household projections was consistent with the 2005—10 period. A comparison of transition matrices in Household Changes Surveys in 2004 and 2009 suggested that there was a behavioral change that accelerated the decrease in other private households. However, the degree of acceleration was possibly exaggerated by the census results.

The percentage of institutionalized population was projected to increase continuously up to 2035. An analysis of projection results showed that the main cause of this is population aging and that the percentage is increasingly dominated by the growth of the elderly population aged 85 years and older.