

特集：『第7回世帯動態調査（2014年）』の個票データを利用した実証的研究（その1）

世帯形成・解体の動向

—第5～7回世帯動態調査の結果から—

鈴木 透

第5回～第7回世帯動態調査の個票データから様々な状態間推移確率を求め、近年の世帯形成・解体行動の趨勢を分析した。国勢調査による単独世帯数は2005～10年に例外的に急増したが、世帯動態調査の状態間推移パターンからはこの時期に行動の変化は見られなかった。未婚者の離家・結婚による世帯形成行動については、男女差が拡大する趨勢がみられた。もともとわが国は欧米先進国に比べて離家の男女差が大きい。女子はますます親元にとどまる傾向が強まったのに対し、男子の変化は必ずしも単調ではなかった。第7回調査では子夫婦と親の同居割合が低下した。妻方・娘方同居の方が大きく低下したため、従来の同居相手の双系化の趨勢は逆転した。高齢者の独居割合は男女とも上昇し、状態間推移パターンで見ても独居リスクが高まっていることが示唆された。結婚解消（主に死別）が独居につながる確率は、男女とも50%前後だった。5年前に施設に居住していた割合は若年男子で相対的に高く、高齢者向けの施設からの出所確率は低いことが示唆された。世帯動態調査の最も重要な目的は世帯数の将来推計のためのパラメタを得ることだが、どのような形で全国世帯推計に活用されているのかを具体例を用いて示した。

I. はじめに

国立社会保障・人口問題研究所は2014年7月に第7回世帯動態調査を実施した。第1～2回に当たるのは旧厚生省人口問題研究所時代の「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」（1985, 1989年）だが、「世帯動態調査」名義で世帯数の将来推計のためのパラメタ推計を主目的とするようになったのは第3回調査（1994年）からである。先行調査である「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」では世帯を分析単位とする視点が優勢だったが、第3回からは個人の属性としての世帯内地位を分析する方法論的個人主義が明瞭になった。

国立社会保障・人口問題研究所の世帯数の将来推計（全国推計）は、第3回世帯動態調査で世帯内地位間の推移確率が得られるようになったことにより、1995年国勢調査を基準人口とした1998年10月推計（国立社会保障・人口問題研究所 2000）から世帯推移率法を採用するようになった。世帯推移率法は、期首の状態別人口ベクトルに推移確率行列を適用して期末の状態別人口を求めるもので、状態は配偶関係と世帯内地位の組合せから成る。配偶関係間推移確率は、全国将来人口推計で用いられた初婚率や死亡率、傾向延長した再

婚率・離婚率を用いた。そして配偶関係間推移が与えられた後の世帯内地位間の条件付推移確率を、第3回世帯動態調査から得た。その後の全国世帯推計でも、2000年国勢調査を基準人口とした2003年10月推計（国立社会保障・人口問題研究所 2003）は第4回世帯動態調査（1999年）を、2005年国勢調査を基準人口とした2008年3月推計（国立社会保障・人口問題研究所 2008）は第5回世帯動態調査（2004年）を、2010年国勢調査を基準人口とした2013年1月推計（国立社会保障・人口問題研究所 2013）は第6回世帯動態調査（2009年）を用いて世帯内地位間の推移確率を得た。

ところで近年の全国世帯推計は、特に単独世帯に関して国勢調査との乖離が大きくなっている。これは2005年以後の国勢調査において、それまでの趨勢とかけ離れた単独世帯の急増が見られたためだが、実際に独居が急増するような行動の変化があったのかを、最近3回の世帯動態調査を用いて確認してみたい。続けてライフステージ別の世帯形成・解体行動の動向を、やはり最近3回の世帯動態調査の比較によって観察することにする。対象とする行動は、未婚者の世帯形成、結婚後の夫方（息子方）・妻方（娘方）同居の非対称性、高齢者の単独世帯（独居）への移行と施設世帯からの出所である。

世帯動態調査の最も重要な目的は世帯数の将来推計のためのパラメタの取得である。そこで第6回世帯動態調査がどのような形で2010年を出発点とする全国世帯推計（国立社会保障・人口問題研究所 2013）に用いられたかを例示する。

II. 2005～10年の単独世帯の急増

表1は最近3回の世帯数の将来推計（全国推計）における5年後の将来推計値を、国勢調査結果と比較したものである。2003年10月推計は、家族類型別には誤差が大きいものもあるが、一般世帯総数は非常によく合致していた。ところが2008年3月推計における2010年の一般世帯総数の予測値は-3.0%と大幅な過小評価で、特に単独世帯数の過小評価が著しかった。2013年1月推計が予測した2015年の一般世帯総数は-0.8%の過小評価で前回より改善されたが、単独世帯数の過小評価は依然として大きかった。

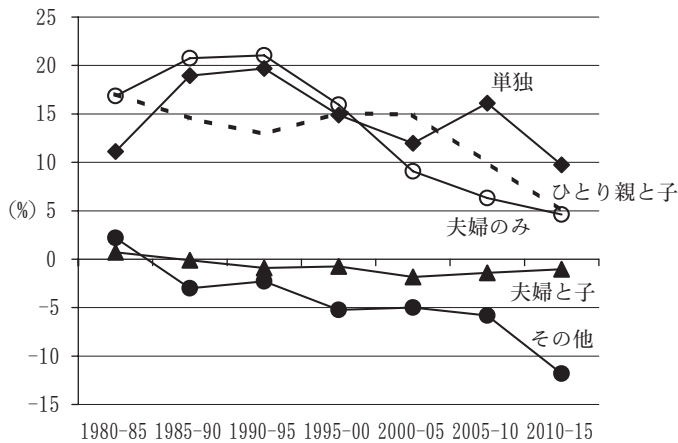
表1 世帯数の将来推計（全国推計）の誤差

	(1,000世帯)					
	一般世帯総数	単独	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	その他
2003年10月推計	49,040	14,218	9,851	14,666	4,058	6,247
2005年国勢調査	49,063	14,457	9,637	14,646	4,112	6,212
誤差(%)	-0.05	-1.65	2.23	0.14	-1.30	0.57
	一般世帯総数	単独	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	その他
2008年3月推計	50,287	15,707	10,085	14,030	4,514	5,951
2010年国勢調査	51,842	16,785	10,269	14,474	4,535	5,779
誤差(%)	-3.00	-6.42	-1.79	-3.07	-0.46	2.96
	一般世帯総数	単独	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	その他
2013年1月推計	52,904	17,637	10,861	14,274	4,982	5,150
2015年国勢調査	53,332	18,418	10,718	14,288	4,748	5,159
誤差(%)	-0.80	-4.24	1.33	-0.10	4.93	-0.19

2010、15年国勢調査の「家族類型不詳」は「その他の世帯」に含めた。

2010年の単独世帯数の予測値が大幅な過小評価で、一般世帯総数にまで大きな誤差をもたらしたのは、2005～10年の不自然な単独世帯数の急増による。図1は1980年以後の家族類型別世帯数の5年間増加率だが、どの類型も1990年代以降増加が減速する中で、単独世帯数の増加率は2005～10年に16.1%と唐突に加速した。2010～15年の増加率は9.7%まで減速したが、「夫婦のみ」「ひとり親と子」ほど減速せず類型間の差が拡大している。ともあれ2005～10年の増加率は長期的な趨勢から明らかに逸脱しており、この時期に単独世帯の急増をもたらす何らかの行動の変化がなければならない。

図1 家族類型別世帯数の国勢調査間増加率



そこで過去3回の世帯動態調査を用いて、当該期間に世帯形成・解体行動の特異性がみられるか検討してみる。世帯動態調査では5年前と調査時点での回答者の世帯内地位が得られる。したがって第5回調査は1999～2004年、第6回調査は2004～09年、第7回調査は2009～14年の期間における世帯内地位間の推移を再構成できる。図1の変化が現実的なものならば、第6回調査による2004～09年の推移パターンに、その前後の調査と大きく異なる特異性が見出されるはずである。

表2は18歳以上男子（18歳未満の世帯主を含む）の世帯内地位を「単独」「その他のマーカ」「非マーカ」の3種類に分類した推移確率行列である。「マーカ」は世帯主とほぼ同義だが、全国世帯推計では推移確率行列を縮約するために「夫と同居する妻が世帯主の場合、夫をマーカとする」「親と同居する未婚子が世帯主の場合、親をマーカとする」といった規則を適用し、少数の例外的な事例を排除している。

まず単独世帯にとどまる確率を見ると、1999～04年は60.5%、2004～09年は64.8%、2009～14年は71.6%と単調に上昇しており、2004～09年だけが特別に高いということはない。調査時の独居割合も8.4%、10.2%、12.2%と推移しており、2004～09年の増加が特に大きいわけではない。なお多くの調査と同様、世帯動態調査でも単独世帯の回収率は二人以上の世帯より低く、調査時の独居割合は過小評価になる。たとえば2015年国勢調査では、男子の単独世帯主数960万人を15歳以上男子人口（年齢不詳按分済み）5368万人で割ると、独居割合は17.9%となる。

収束時の分布は、この推移確率行列を繰り返し適用した際に得られる固有ベクトルにおける分布で、初期値に依存しない。1999～04年の推移確率で固定した場合の最終的な独居割合は5.5%で、2004～09年の推移確率だと7.2%、2009～14年の推移確率だと9.6%となっ

ている。やはり2004～09年のパターンが特別に独居割合を高めるということはない。

表3は女子に関する結果で、単独世帯に留まる確率は69.1%、73.5%、73.4%と推移している。2004～09年の残留確率が最も高いとは言え、2009～14年とほとんど差がない。調査時の独居割合は、9.1%、9.6%、12.0%と推移しており、2009～14年の方が急激に増加した。なお、この数字も過小評価で、2015年国勢調査における女子の単独世帯主数882万人を15歳以上女子人口（年齢不詳按分済み）5747万人で割ると、15歳以上女子の独居割合は15.3%となる。

表2 調査時18歳以上男子（18歳未満世帯主も含む）の世帯内地位間推移

第5回世帯動態調査 (1999～2004年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.60509	0.22677	0.16814	904	0.08407	0.05523
	その他のマーカ	0.01921	0.97090	0.00989	6,873	0.66226	0.88183
	非マーカ	0.07745	0.20872	0.71384	3,809	0.25367	0.06294
	N	974	7,673	2,939	11,586		
第6回世帯動態調査 (2004～2009年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.64770	0.21956	0.13273	1,002	0.10236	0.07018
	その他のマーカ	0.02061	0.96916	0.01023	7,133	0.65036	0.86868
	非マーカ	0.11162	0.18619	0.70219	3,969	0.24727	0.06113
	N	1,239	7,872	2,993	12,104		
第7回世帯動態調査 (2009～2014年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.71591	0.19406	0.09003	1,144	0.12248	0.09604
	その他のマーカ	0.02492	0.96566	0.00942	6,581	0.65256	0.84898
	非マーカ	0.11141	0.19129	0.69730	3,330	0.22497	0.05499
	N	1,354	7,214	2,487	11,055		

表3 調査時18歳以上女子（18歳未満世帯主も含む）の世帯内地位間推移

第5回世帯動態調査 (1999～2004年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.69093	0.04852	0.26055	948	0.09145	0.15189
	その他のマーカ	0.15244	0.78963	0.05793	656	0.07020	0.13562
	非マーカ	0.03687	0.02970	0.93343	11,146	0.83835	0.71249
	N	1,166	895	10,689	12,750		
第6回世帯動態調査 (2004～2009年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.73455	0.04255	0.22290	987	0.09577	0.16725
	その他のマーカ	0.11773	0.82544	0.05683	739	0.07685	0.15878
	非マーカ	0.03814	0.03056	0.93130	11,222	0.82739	0.67397
	N	1,240	995	10,713	12,948		
第7回世帯動態調査 (2009～2014年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.73438	0.03993	0.22569	1,152	0.11970	0.19769
	その他のマーカ	0.13850	0.80051	0.06099	787	0.08499	0.15214
	非マーカ	0.04836	0.03454	0.91710	10,133	0.79531	0.65017
	N	1,445	1,026	9,601	12,072		

収束時の独居割合は、1999～04年の推移確率で固定した場合が15.2%、2004～09年の推移確率では16.7%、2009～14年の推移確率では19.8%となり、2004～09年に単独世帯が急増するようなパターンは認められない。要するに第5～7回世帯動態調査から得られる推移確率を信用するのであれば、2005～10年国勢調査における単独世帯の急増は現実的なものだったとは思えない。

Ⅲ. 未婚者の世帯形成

最初の離家（home-leaving）は初婚と並んで、心理的・経済的自立へのステップとして重要なライフイベントである。仮に全員が結婚前に離家するのであれば、晩婚化は離家のタイミングに影響しないだろう。しかし実際には結婚時に初めて親元を離れる者も多く、晩婚化は最初の離家のタイミングを遅らせる。晩婚化の影響に加え、進学・就職等に伴う結婚前の離家も、減少または遅れていることが指摘されている（鈴木 2003, 菅 2009）。ここでは第5～7回調査時点で20～34歳の男女のうち、5年前は未婚だった者の5年間の世帯内地位間の推移を検討する。

表4 5年前15～29歳未婚子（親と同居）の調査時点の状態

男	N	未婚子のまま	未婚独居	結婚	その他
第5回（1999～04年）	1,274	71.5	9.8	18.2	0.5
第6回（2004～09年）	1,162	75.4	9.6	13.6	1.5
第7回（2009～14年）	953	72.7	12.7	13.3	1.3
女	N	未婚子のまま	未婚独居	結婚	その他
第5回（1999～04年）	1,305	74.2	6.9	17.5	1.4
第6回（2004～09年）	1,120	75.4	5.5	16.9	2.1
第7回（2009～14年）	925	77.1	5.5	15.7	1.7

表4は5年前に15～29歳で親と同居する未婚子だった者の、調査時点における状態分布である。先に女子について見ると、未婚のまま独居へ移行した者（つまり親元から離家した者）と結婚した者の割合は低下または停滞しており、そのため親と同居する未婚子の状態にとどまった割合は74.2%、75.4%、77.1%と単調に増加している。一方男子の場合、晩婚化・未婚化の趨勢は明らかだが、結婚前離家は第7回調査ではむしろ増えたことが注目される。このため未婚子の状態にとどまった割合は、女子のように単調に増加してはいない。

表5は5年前に15～29歳で未婚で独居していた者の、調査時点における状態分布である。まず女子について見ると、未婚のまま非マーカに移行した者が第7回調査で増えたことが注目される。この大部分は独居をやめて、親元に戻った者だろう。5年前独居者に限ると晩婚化の影響は明らかでなく、第7回調査では結婚の割合がむしろ上昇した。親元への戻りも結婚も増えたため、未婚のまま独居を続けた女子の割合は低下した。一方男子では、親元に戻って非マーカに移行する割合は単調に減少している。第7回調査では結婚確率も

低下したため、女子とは逆に未婚のまま独居を続けた者の割合が上昇した。

表5 5年前15～29歳未婚独居者の調査時点の状態

男	N	未婚独居 のまま	未婚の 非マーカ	結婚	その他
第5回 (1999～04年)	287	39.7	32.4	26.5	1.4
第6回 (2004～09年)	254	36.6	27.6	33.9	2.0
第7回 (2009～14年)	267	48.3	21.3	29.2	1.1
女	N	未婚独居 のまま	未婚の 非マーカ	結婚	その他
第5回 (1999～04年)	207	29.0	33.3	35.7	1.9
第6回 (2004～09年)	198	31.8	31.3	32.8	4.0
第7回 (2009～14年)	206	22.3	37.9	38.3	1.5

もともと日本は離家の性差が大きな国で、結婚前に離家する割合は女子より男子で圧倒的に多い。欧米先進国では結婚・同棲開始年齢が女子の方が若いことを反映して中央離家年齢も女子の方が若い、日本だけは男子の方が若い（鈴木 2003）。世帯動態調査の結果を見ると、世帯形成行動の性差はますます拡大しているように思われる。女子は結婚前離家も結婚も減り、親元への戻りは増えて、親と同居する傾向が強くなっている。一方で男子は親元への戻りが減っており、結婚前離家も第7回調査では増えており、晩婚化にもかかわらず親と同居する傾向は必ずしも強化されていない。世帯形成行動の性差に関する日本の特殊性は、性別役割分業への支持の高さや2000年以後の保守化（松田 2013、落合 2014、西野・中西 2016）と合わせて考えるべき問題かも知れない。

IV. 結婚後の親との同居

核家族化は結婚後に親と同居しない新居制（neolocality）を採る選好の増大によると思われるが、親子同居をめぐる人口学的条件の変化も無視できない。親から見た子夫婦との同居可能性は、子ども数が減少するほど低下すると予想される。一方、子から見たきょうだい数の減少は親との同居をめぐるきょうだい間の競争を緩和するため、同居への選好の低下がきょうだい数減少の効果を上回らない限り、子夫婦から見た親との同居割合は上昇することが期待される（廣嶋 1983, 1984）。

実際に子夫婦の親との同居が増加しているかは明確でない。毎日新聞社の全国家族計画調査・全国人口家族世代調査をプールしたデータの分析によると、新婚時の親との同居割合は1990年代末以後上昇しているとされる（Matsukura, et al., 2011）。一方、日本家族社会学会の調査の分析では、夫方同居・妻方同居とも減少が続いている（施, 2008）。世帯動態調査では、第6回調査（2009年）までは夫方同居の減少を妻方同居の増加が補い、夫妻合計ではほぼ一定の割合を維持していた（小山・鈴木 2017）。しかし第7回調査（2014年）では、表6に見るように夫方・妻方とも減少した。親から見た子との同居割合の長期的低下は、従来と変わらず進行している。

表6 世帯動態調査における二世帯夫婦同居の動向

	親との同居			子夫婦との同居		
	夫の親と同居	妻の親と同居	妻/夫比	息子夫婦と同居	娘夫婦と同居	娘/息子比
第5回(2004年)	25.7	7.4	0.2889	15.7	4.7	0.2976
第6回(2009年)	23.2	9.1	0.3902	13.1	4.5	0.3427
第7回(2014年)	18.5	6.2	0.3339	10.5	3.3	0.3159

伝統的規範に合致する夫方・息子方同居が妻方・娘方同居を上回るものの、第6回世帯動態調査までは両者の差が縮小する同居相手の双系化が観察された。その背後には家父長制的規範意識の否定や平等主義的イデオロギーの普及といった選好の変化が考えられるが、それ以外に人口学的条件の影響もあり得る。すなわち子ども数が減少するほど同居可能な息子がいない確率が上がり、女子より男子の未婚化が著しいことは息子夫婦との同居をより困難にさせるだろう。しかし第5～6回世帯動態調査における娘方/息子方比の上昇の要因分解では、人口学的要因は変化のたかだか17%を説明するにとどまった(鈴木 2012)。

ところで第7回調査では、表6に見るように妻方/夫方比も娘方/息子方比も低下に転じた。表7は有配偶の回答者の状態を「親とも子夫婦とも非同居」「夫方親または息子夫婦と同居」「妻方親または娘夫婦と同居」に分類した上で、5年前から調査時点までの推移を比較したものである。第7回調査(2009～14年の推移)では、夫方・息子方への推移確率も妻方・娘方への推移確率もともに低下したが、後者の低下の方が大きく、収束時の分布で妻方/夫方(娘方/息子方)比は低下するという結果だった。つまり第7回調査では、調査時の分布に加えて過去5年間の推移パターンでも、従来の趨勢からの逸脱が見られたことになる。

表7 二世帯夫婦同居・非同居状態間の推移

第6回世帯動態調査 (2004～2009年)	調査時点				収束時の 分布	妻方/ 夫方比
	非同居	夫方・ 息子方	妻方・ 娘方	N		
5 年前	非同居	0.98670	0.00870	0.00460	10,002	0.95044
	夫方・息子方	0.26893	0.72768	0.00339	885	0.03107
	妻方・娘方	0.23158	0.01053	0.75789	285	0.01849
	N	10,173	734	265	11,172	
第7回世帯動態調査 (2009～2014年)	調査時点				収束時の 分布	妻方/ 夫方比
	非同居	夫方・ 息子方	妻方・ 娘方	N		
5 年前	非同居	0.99017	0.00715	0.00268	10,068	0.96574
	夫方・息子方	0.26994	0.72546	0.00460	652	0.02516
	妻方・娘方	0.29703	0.00000	0.70297	202	0.00911
	N	10,205	545	172	10,922	

2010年以降に同居相手の双系化の流れが逆転し、伝統的な父系優先に回帰したのか否か判断するには、さらに調査結果の蓄積が必要だろう。仮にそうした変化があるとすれば、それは性別役割分業意識を含む家族規範意識の保守化と関連しているのかも知れない。し

かし規範意識の保守化は2002～03年を境に起きており（鈴木 2015）、タイムラグがあるように思われる。さらに最新の第5回全国家庭動向調査（国立社会保障・人口問題研究所 2015）と第15回出生動向基本調査（国立社会保障・人口問題研究所 2017b）の結果を見ると、性別役割分業をはじめ多くの家族意識は再びリベラル化の方向に向かいつつある。したがって同居相手の選好の変化を、家族規範意識の保守化と結びつけるのは難しそうに見える。

V. 高齢者の独居

前述のように親から見た子夫婦との同居は減少しているが、国民生活基礎調査によると有配偶の子に限らず子との同居割合は低下している。生存子数が少なければ同居確率が低下するのは当然だが、今後はそもそも結婚せず子どもを持たない高齢者の増加が見込まれる。先に未婚女子が親元にとどまる傾向が高まっていることを指摘したが、それだけでは高齢者の子との同居割合の低下を抑止できそうにない。

子との同居割合の低下は、必然的に「単独」および「夫婦のみ」で居住する高齢者の割合を増やす。ひとり暮らしの高齢者が貧困に陥ったり健康が悪化すれば、深刻な事態が予想される。夫婦のみで一方が要介護になれば老老介護ということになり、やはり子が同居する場合に比べ脆弱である可能性が高い。もちろん単独や夫婦のみで居住する高齢者の増加は、健康で裕福な高齢者が増加した結果でもあり得る。しかし近年指摘される無縁社会や孤独死を考えれば、問題が全くないということにはならないだろう。また晩婚化・未婚化が進み、長期不況の中で非正規職のまま老年を迎える者が増えれば、問題はさらに深刻化するだろう。

表8は調査時点で65歳以上の男子、表9は女子の世帯内地位間の推移確率行列および調査時・収束時の分布で、要するに18歳以上全体について求めた表2,3を60歳以降の推移に限定したものである。調査時の独居割合は、男子は7.2%, 8.4%, 10.4%と推移しており、女子も17.2%, 18.0%, 20.8%といずれも単調に増加していることが分かる。収束時の独居割合も、男子は単調に上昇し、女子も第7回調査を除いて前回より上昇している。これは推移パターンで見ても、高齢者の独居リスクが上昇していることを示唆する。

収束時の独居割合は男女間で大きな差があり、この推移確率行列で固定すれば女子の半数以上が独居状態になることを示唆する。しかしこれらの推移確率行列には、老人ホームなど施設世帯への移行や死亡といったリスクが欠けており、施設入所も死亡もなく延々と状態間推移を続けた場合の、現実的とは言えない終着点を示している。仮に死亡リスクを推移確率行列に含めれば、収束時には全員死亡しているというつまらない分布になるだろう。表8,9の収束時の独居割合は、独居の潜在的リスクには大きな男女差があることを示すものと理解して欲しい。

表 8 調査時65歳以上男子の世帯内地位間推移

第5回世帯動態調査 (1999～2004年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.77778	0.20988	0.01235	162	0.07178	0.08849
	その他のマーカ	0.02122	0.97360	0.00519	2,121	0.86178	0.90045
	非マーカ	0.05060	0.47024	0.47917	336	0.06644	0.01106
	N	188	2,257	174	2,619		
第6回世帯動態調査 (2004～2009年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.81250	0.17308	0.01442	208	0.08405	0.11981
	その他のマーカ	0.02493	0.97195	0.00312	2,567	0.85379	0.87149
	非マーカ	0.08466	0.42593	0.48942	378	0.06216	0.00870
	N	265	2,692	196	3,153		
第7回世帯動態調査 (2009～2014年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.88176	0.11486	0.00338	296	0.10425	0.15672
	その他のマーカ	0.02136	0.97385	0.00479	2,715	0.85141	0.83560
	非マーカ	0.08869	0.50153	0.40979	327	0.04434	0.00768
	N	348	2,842	148	3,338		

表 9 調査時65歳以上女子の世帯内地位間推移

第5回世帯動態調査 (1999～2004年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.88416	0.04965	0.06619	162	0.17223	0.44287
	その他のマーカ	0.13514	0.84797	0.01689	2,121	0.11144	0.22829
	非マーカ	0.06219	0.03868	0.89913	336	0.71633	0.32884
	N	188	2,257	174	2,619		
第6回世帯動態調査 (2004～2009年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.93528	0.03340	0.03132	208	0.17997	0.57359
	その他のマーカ	0.10241	0.87952	0.01807	2,567	0.11391	0.22917
	非マーカ	0.06922	0.04285	0.88794	378	0.70611	0.19724
	N	265	2,692	196	3,153		
第7回世帯動態調査 (2009～2014年)		調査時点				調査時の 分布	収束時の 分布
		単独	その他の マーカ	非マーカ	N		
5 年前	単独	0.91928	0.04448	0.03624	296	0.20808	0.56426
	その他のマーカ	0.12285	0.86241	0.01474	2,715	0.12996	0.25033
	非マーカ	0.07981	0.05040	0.86979	327	0.66196	0.18540
	N	348	2,842	148	3,338		

第7回世帯動態調査によると、調査時点で65歳以上で5年以内に独居に移行した者は、男子87人、女子297人だった。うち男子43人（49.4%）、女子149人（50.2%）が5年以内に結婚解消（有配偶から死離別への移行）を経験しており、高齢者の独居への移行の約半数が結婚解消によることがわかる。この年齢層での結婚解消はほとんどが配偶者の死亡による死別への移行である。過去5年以内に結婚解消を経験した者は男子106人、女子327人だが、離婚による結婚解消は男子5人、女子3人に過ぎなかった。結婚解消を経験した者

のうち、男子43人（40.6%）、女子149人（45.6%）が独居に移行していた。今のところ結婚解消（主に死別）しても独居に移行する確率は50%未満だが、子との同居割合が低下すれば、この条件付確率は上昇が見込まれる。

表8,9の収束時の状態より現実的な将来推計として、高齢者の居住状態の将来推計（国立社会保障・人口問題研究所 2017a）がある。この推計では、全国および都道府県別世帯数の将来推計を出発点とし、世帯主以外の一般世帯人員の状態を分割することによって全ての居住状態を得たものである。表10にその主要結果を示したが、2010～35年の間に男子の独居割合は11.6%から16.3%まで、女子は20.8%から23.4%まで上昇するという結果になっている。報告書ではこれらの状態に加え、「単独」「夫婦のみ」については子が近居か否かを推計しており、全国のみならず都道府県別の結果も提示している¹⁾。

表10 高齢者の居住状態の将来推計（全国）

男	総人口	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	施設
(1,000人)						
2010年	12,565	1,457	5,403	4,804	443	458
2015年	14,650	1,889	6,209	5,555	457	539
2020年	15,593	2,173	6,512	5,896	408	604
2025年	15,709	2,296	6,454	5,954	352	653
2030年	15,776	2,433	6,328	5,989	324	702
2035年	16,023	2,608	6,254	6,095	318	748
(%)						
2010年	100.0	11.6	43.0	38.2	3.5	3.6
2015年	100.0	12.9	42.4	37.9	3.1	3.7
2020年	100.0	13.9	41.8	37.8	2.6	3.9
2025年	100.0	14.6	41.1	37.9	2.2	4.2
2030年	100.0	15.4	40.1	38.0	2.1	4.4
2035年	100.0	16.3	39.0	38.0	2.0	4.7
女	総人口	単独	夫婦のみ	子と同居	その他と同居	施設
(1,000人)						
2010年	16,919	3,523	4,295	7,203	685	1,211
2015年	19,302	4,119	4,991	8,025	782	1,385
2020年	20,531	4,506	5,468	8,364	656	1,536
2025年	20,864	4,710	5,554	8,405	539	1,655
2030年	21,074	4,865	5,424	8,519	490	1,776
2035年	21,384	5,014	5,295	8,703	477	1,895
(%)						
2010年	100.0	20.8	25.4	42.6	4.1	7.2
2015年	100.0	21.3	25.9	41.6	4.1	7.2
2020年	100.0	21.9	26.6	40.7	3.2	7.5
2025年	100.0	22.6	26.6	40.3	2.6	7.9
2030年	100.0	23.1	25.7	40.4	2.3	8.4
2035年	100.0	23.4	24.8	40.7	2.2	8.9

国立社会保障・人口問題研究所（2017a）による。

1) 冊子体の報告書の「65歳以上総数」の結果表は、表頭と数値が正しく対応していない部分がある。「年齢階級別」の結果表に依拠されたい。

VI. 施設からの出所

世帯動態調査の対象は一般世帯のみで、施設世帯は対象としていない。調査時点世帯主だった者については、5年前の状態として「施設世帯に居住」はあるが、推移確率を計算できないためあまり有益な情報ではない。それでも一般世帯人員に占める5年前施設居住者の割合は、施設からの出所確率について何らかの示唆を与え得るだろう。

表11は調査時点に世帯主だった回答者について、男女別、年齢階級別に5年前の状態を見たものである。世帯主に関しては回答状況は良好で、欠損値は少ない。5年前に施設世帯に居住していた割合は若年男子で相対的に高く、学生寮・独身寮²⁾等が多いと思われる。高齢男子の世帯主で5年前施設居住だった者は皆無、高齢女子もごく稀で、老人ホームや介護施設からの出所確率は低いことを示唆している。

表11 世帯主の男女別、年齢階級別、5年前の状態

		(%)			
	N	世帯主	非世帯主	施設	不詳
男					
30歳未満	1,451	70.8	22.7	2.1	4.3
30～64歳	6,266	89.8	7.5	0.4	2.3
65歳以上	3,338	93.5	2.4	—	4.1
女					
30歳未満	1,495	75.6	20.7	0.9	2.9
30～64歳	6,468	88.7	8.9	0.3	2.0
65歳以上	4,109	85.8	9.2	0.1	4.8

第7回世帯動態調査(2014年)

表12 18歳以上非世帯主の男女別、年齢階級別、5年前の状態

		(%)			
	N	世帯主	非世帯主	施設	不詳
男					
30歳未満	998	5.4	80.4	1.1	13.1
30～64歳	1,401	6.1	72.7	0.1	21.0
65歳以上	316	5.4	37.3	—	57.3
女					
30歳未満	1,322	8.2	80.3	0.5	11.0
30～64歳	5,518	3.0	84.2	0.0	12.8
65歳以上	2,955	1.8	72.1	0.1	26.0

第7回世帯動態調査(2014年)

表12は18歳以上非世帯主に関する集計結果で、世帯主と異なり欠損値が多い。特に高齢の非世帯員について欠損値が多いが、これらの多くは世帯主または配偶者の親だろう。世帯動態調査は世帯主に世帯員全員分の情報の記入を依頼しているが、親が同居している場合は世帯員数が多く、記入の負担が大きくなるため未記入が多いと推測される。5年前施設居住者は、若年男子で相対的に多く、高齢男子で皆無なのは世帯主と同様である。30～64歳女子には、2名(0.036%)の施設居住者がいた。学生寮・独身寮等の若年層向けの

2) 会社等の独身寮は、国勢調査では一般世帯に含まれるが、回答者が国勢調査の定義に従うとは限らない。

施設は出所確率が高く、老人ホーム・介護施設等の高齢層向けの施設は出所確率が低いことは、表12からも推測できる。

VII. 世帯数の将来推計と世帯動態調査

世帯動態調査の最も重要な目的は、世帯数の将来推計のための基礎データを得ることである。最新の全国世帯推計（国立社会保障・人口問題研究所 2013）は2010年国勢調査を出発点としているが、ここでは第6回世帯動態調査（2009年）の結果が用いられた。2015年国勢調査を出発点とする次の全国世帯推計には、第7回世帯動態調査の結果が用いられることになる。ここでは世帯動態調査の結果が全国世帯推計にどのように活用されるのが、具体例を用いて記述しておく。

表13 国立社会保障・人口問題研究所（2013）における配偶関係×世帯内地位

男性		女性	
S: hS	未婚・単独世帯のマーカ	S: hS	未婚・単独世帯のマーカ
S: hO	〃 その他の世帯のマーカ*	S: hO	〃 その他の世帯のマーカ*
S: nh	〃 非マーカ	S: nh	〃 非マーカ
M: hS	有配偶・単独世帯のマーカ**	M: hS	有配偶・単独世帯のマーカ
M: hC	〃 夫婦のみの世帯のマーカ	M: hP	〃 ひとり親と子の世帯のマーカ
M: hN	〃 夫婦と子の世帯のマーカ	M: sp	〃 配偶者
M: hO	〃 その他の世帯のマーカ	M: nh	〃 その他の非マーカ
M: nh	〃 非マーカ		
W: hS	死離別・単独世帯のマーカ	W: hS	死離別・単独世帯のマーカ
W: hP	〃 ひとり親と子の世帯のマーカ	W: hP	〃 ひとり親と子の世帯のマーカ
W: hO	〃 その他の世帯のマーカ	W: hO	〃 その他の世帯のマーカ
W: nh	〃 非マーカ	W: nh	〃 非マーカ

* 親夫婦を含まない世帯

** ひとり親と子の世帯のマーカを含む

全国世帯推計は、「世帯推移率法」と呼ばれる方法を用いている。これは男女別・年齢（5歳階級）別人口をさらに複数の状態に分割し、状態間の推移確率行列を設定し、それに期首の状態別人口を乗じて期末（5年後）の状態別人口を求めていく方法である。世帯推計では、配偶関係と世帯内地位の組合せによって、表13のように男子12種類、女子11種類の状態を定義した。

表13の「マーカ」は、前述のように世帯主とほぼ同義だが、若干の操作を加えている。現実には親と同居する未婚子が世帯主になったり、夫と同居する妻が世帯主になったりする場合があるが、そうした例はかなり稀である。こうした稀な組合せを放置すると、推移確率行列が不必要に大きくなる上に、調査データから信頼し得る推移確率を求めることが出来ない。そこで国勢調査および第6回世帯動態調査の世帯主に対し、推計モデルの対象となる世帯の準拠成員を「マーカ」と呼び、以下の規則を設けてマーカの地位と性別・配偶関係の組合せを限定した。

- (1) 夫婦のみの世帯および夫婦と子の世帯では夫をマーカとする。
- (2) ひとり親と子の世帯では親をマーカとする。
- (3) 夫と同居する妻がその他の世帯の世帯主の場合、夫をマーカとする。
- (4) 未婚者が親夫婦を含むその他の世帯の世帯主の場合、父親をマーカとする。

推移確率行列の作成は、二段階を経て行われた。まず世帯内地位を考慮しない配偶関係間の推移確率行列を作成した。たとえば2010年に20～24歳だった男子が2015年に25～29歳になるまでの配偶関係の推移は、表14のように設定された。この行列は、期首に未婚だった男子の21.55%が初婚を経験して有配偶にとどまり、0.74%は初婚後さらに死別や離婚を経験し、0.31%は死亡することを意味する。期首に有配偶や死離別だった男子についても同様である。

表14 配偶関係間推移確率行列：
男性，2010年20～24歳→2015年25～29歳

期首\期末	S:未婚	M:有配偶	W:死離別	死亡
S:未婚	0.7740	0.2155	0.0074	0.0031
M:有配偶	—	0.8887	0.1089	0.0024
W:死離別	—	0.6858	0.3044	0.0098
死亡	—	—	—	1

この配偶関係間推移確率行列は、国勢調査と人口動態統計、および全国将来人口推計（国立社会保障・人口問題研究所 2012）で用いられた仮定値等に依拠して作成された。この4×4の行列を配偶関係と世帯内地位を組み合わせたフルサイズの推移確率行列（死亡を含め男子13×13，女子12×12）に拡張する際に、第6回世帯動態調査のデータが用いられた。すなわち死亡を除く7種類の配偶関係間推移・非推移（未婚→未婚，未婚→有配偶，未婚→死離別，有配偶→有配偶，有配偶→死離別，死離別→有配偶，死離別→死離別）を、期首および期末の世帯内地位に応じて分割するための条件付確率の基礎データとして、世帯動態調査の集計結果を用いた。たとえば未婚→有配偶の推移を経験した男子について、世帯内地位間の推移は表15のように集計された。

表15 未婚→有配偶の男性の世帯内地位間推移（第6回世帯動態調査）

期首\期末	M:hC		M:hN		M:hO		M:nh	
	有配偶：夫婦のみ		有配偶：夫婦と子		有配偶：その他		有配偶：非マーカ	
S:hS 未婚：単独	53		71		3		7	
S:hO 未婚：その他	1		1		0		0	
S:nh 未婚：非マーカ	99		158		10		50	

集計結果を年齢別に分けた場合に上下動が大きい場合は平滑化し、度数が少なすぎる場合には他の世帯内地位に等しいと仮定するなどの処理を経て、配偶関係間推移を分割するための条件付確率を設定した。これを2005～10年の配偶関係間推移確率に適用してフルサイズの推移確率行列を作成し、それを2005年国勢調査の配偶関係と世帯内地位に関する状

態別分布に適用して2010年の分布を再現するよう、推移確率を調整した。調整済みの行列を出発点として、男女別、5歳階級別（期首15～19歳から85歳以上まで15階級）、推計期間別（2010～15年から2030～35年まで5期間）について、 $2 \times 15 \times 5 = 150$ 個の推移確率行列を用意した。たとえば2010年に20～24歳だった男子が2015年に25～29歳になるまでのフルサイズの推移確率行列は、表16のようになった。これらの行列に状態別人口を逐次乗じていくことで、男女別・5歳階級別・配偶関係別・世帯内地位別の将来人口を推計している。このように世帯動態調査の結果は、全国世帯推計の仮定値設定において中心的な役割を担うものである。

表16 配偶関係・世帯内地位間推移確率行列：男性，2010年20～24歳→2015年25～29歳

期首\期末	S:hS	S:hO	S:nh	M:hS	M:hC	M:hN	M:hO	M:nh	W:hS	W:hP	W:hO	W:nh	死亡
S:hS	0.4152	0.0000	0.3588	0.0055	0.1050	0.1050	0.0000	0.0000	0.0074	0.0000	0.0000	0.0000	0.0031
S:hO	0.3805	0.3935	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.2155	0.0000	0.0000	0.0000	0.0074	0.0000	0.0031
S:nh	0.2277	0.0000	0.5463	0.0055	0.0831	0.0991	0.0036	0.0243	0.0000	0.0000	0.0000	0.0074	0.0031
M:hS	0.0000	0.0000	0.0000	0.8888	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1089	0.0000	0.0000	0.0000	0.0024
M:hC	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1872	0.7015	0.0000	0.0000	0.1089	0.0000	0.0000	0.0000	0.0024
M:hN	—	—	—	—	0.0000	0.8888	0.0000	0.0000	0.0399	0.0268	0.0097	0.0325	0.0024
M:hO	—	—	—	—	0.0032	0.1432	0.7423	0.0000	0.0000	0.0000	0.1089	0.0000	0.0024
M:nh	—	—	—	—	0.0581	0.0582	0.0572	0.7153	0.0000	0.0000	0.0000	0.1089	0.0024
W:hS	—	—	—	—	0.3429	0.3429	0.0000	0.0000	0.3044	0.0000	0.0000	0.0000	0.0098
W:hP	—	—	—	—	0.1715	0.1715	0.1715	0.1715	0.0000	0.3044	0.0000	0.0000	0.0098
W:hO	—	—	—	—	0.1715	0.1715	0.1715	0.1715	0.0000	0.0000	0.3044	0.0000	0.0098
W:nh	—	—	—	—	0.1715	0.1715	0.1715	0.1715	0.0000	0.0000	0.0000	0.3044	0.0098
死亡	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1

VIII. 結語

統計制度が整備された国には人口動態統計があり、ある期間に出生した者の数と死亡した者の数が把握できる。しかしある期間に発生した世帯の数と消滅した世帯の数を把握できる「世帯動態統計」のようなものはない。世帯動態調査は、全国標本調査によってそのような「世帯動態」を把握しようとする試みである。

方法論的個人主義の立場に立てば、世帯の発生数は世帯内地位が非世帯主から世帯主に変った者の数であり、世帯の消滅数は世帯内地位が世帯主から非世帯主に変った世帯主の数と死亡した世帯主数の合計である。国際人口移動を考慮すれば、入国後に世帯主となった者の数が発生数に加わり、出国した世帯主数が消滅数に加わる。このように個人を分析単位とすることには、伝統的な人口動態分析の手法が応用でき、世帯単位の場合よりデータが得やすく、定義・分類が明確であるといった利点があげられる（Keilman and Keyfitz 1988）。

世帯動態調査によって、全国世帯推計は伝統的な世帯主率法を脱し、世帯推移率法を適用できるようになった。しかしながら都道府県別世帯推計は、依然として世帯主率法に依拠しており、方法論的限界を突破できずにいる。都道府県別世帯推計に世帯推移率法のよ

うなダイナミック・モデルを適用する場合に立ちはだかる困難は、枚挙にいとまがない。まず問題になるのは、地域間移動と状態間推移の関係だろう。日本の場合、全国の人口推計・世帯推計に国際人口移動が及ぼす影響はまだ小さいが、地域別推計のダイナミック・モデルであれば人口移動を無視することはできない。その場合、地域間移動と配偶関係間・世帯内地位間推移が独立であるはずがなく、結婚や離婚に伴う移動の多寡は地域によって様々だろう。配偶関係間推移が与えられた場合の世帯内地位間推移も同様で、たとえば未婚者の離家は進学・就業機会が多い大都市圏で少なく、結婚時に新居制を採る確率は二世帯夫婦同居が多い東北・北陸で低いことは容易に予想できる。さらに基礎データとなる国勢調査や人口動態統計に関して、年齢・配偶関係不詳や届出遅れに地域差がないか、詳細な検討が必要になるだろう。このように都道府県別世帯推計のダイナミック・モデルは一見して不可能に思われるが、それでもどのような問題があるのか整理・検討した上で、準ダイナミック・モデルのようなものが可能か考えて見るのは無駄ではないだろう。

引用文献

- 落合恵美子 (2014) 「近代世界の転換と家族変動の論理—アジアとヨーロッパ—」『社会学評論』第64巻第4号, pp. 533-552.
- 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／都道府県別推計—1995 (平成7) 年～2020 (平成32) 年—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]』研究資料第298号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2003) 『日本の世帯数の将来推計 (全国推計)—2000 (平成12) 年～2025 (平成37) 年— [2003 (平成15) 年10月推計]』人口問題研究資料第308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) 年～2030 (平成42) 年— [2008 (平成20) 年3月推計]』人口問題研究資料第318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) [2013 (平成25) 年1月推計]』人口問題研究資料第329号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2015) 『現代日本の家族変動—第5回全国家庭動向調査 (2013年社会保障・人口問題基本調査)』調査研究報告資料第33号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017a) 『高齢者の居住状態の将来推計—2017年3月推計』所内研究報告書第71号.
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2017b) 『現代日本の結婚と出産—第15回出生動向基本調査 (独身者調査ならびに夫婦調査) 報告書—』調査研究報告資料第35号.
- 小山康代・鈴木透 (2017) 「世帯の動向と将来像」森田朗監修, 国立社会保障・人口問題研究所編『日本の人口動向とこれからの社会—人口潮流が変える日本と世界』東京大学出版会, pp. 61-80.
- 施利平 (2008) 「戦後日本の親子・親族関係の持続と変化」『家族社会学研究』第20巻第2号, pp. 20-33.
- 菅桂太 (2009) 「離家とパートナーシップ形成タイミングの日米比較」『人口問題研究』第65巻第3号, pp. 40-57.
- 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. 1-18.
- 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.
- 鈴木透 「ポスト近代期の日本における女子と家族の変容」『季刊社会保障研究』第51巻第2号, pp. 141-148.
- 西野理子・中西泰子 (2016) 「家族についての意識の変化—APC分析の適用によるコーホート効果の検討」稲葉昭英・保田時男・田淵六郎・田中重人編『日本の家族1999-2009: 全国家族調査 [NFRJ] による計量社会学』東京大学出版会, pp. 47-68.
- 廣嶋清志 (1983) 「戦後日本における親と子の同居率の形式人口学的分析モデル」『人口問題研究』第167号, pp.

18-31.

廣嶋清志 (1984) 「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」『人口問題研究』第169号, pp. 31-42.

松田茂樹 (2013) 『少子化論—なぜまだ結婚, 出産しやすい国にならないのか』勁草書房.

Keilman, Nico and Nathan Keyfitz (1988) "Recurrent Issues in Dynamic Household Modelling," in

Keilman, Nico, Anton Kuijsten and Ad Vossen (eds.), *Modelling Household Formation and Dissolution*, Oxford, Clarendon Press, pp.254-285.

Matsukura, Rikiya, Robert D. Retherford and Naohiro Ogawa (2011) "Explaining Trends in Coresidence of Newly Married Couples with Parents in Japan," *Asian Population Studies* Vol. 7, No. 3, pp. 195-218.

Trends in Household Formation and Dissolution in Japan

Toru SUZUKI

The Fifth, Sixth and Seventh National Surveys on Household Changes, conducted in 2004, 2009, and 2014, respectively, were used to calculate transition rates between household positions of individuals for examining trends in household formation and dissolution in Japan. Analysis results reveal that while the number of one-person households increased exceptionally between the 2005 and 2010 censuses, transition matrices generated from the three surveys did not indicate sudden acceleration in the propensity to live alone around 2005. It was also shown that the gender gap in household formation behavior among single persons has widened in recent years. While the intensity of home-leaving and marriage has declined monotonously for single women, the propensity to live alone has increased for single men since 2009. The coresidence of married children with parents decreased based on the seventh survey. The percentage of matrilocal coresidence declined more rapidly than patrilocal coresidence in the seventh survey, breaking the tendency toward a more egalitarian choice of locality until the sixth survey. The increasing propensity to live alone among the elderly was apparent not only in the distribution at survey date but also in the latent pattern suggested by the transition matrix. Among the elderly, around 50% of marriage dissolution, mostly by the death of spouse, resulted in the transition to living alone. The percentage of those living in an institutional household five years before the survey date was highest among young men, suggesting that the probability of an elderly person leaving a nursing home is lower than that of a younger person leaving dormitory or social institution. The most important purpose of the National Survey on Household Changes is to obtain the parameters necessary for the Household Projections for Japan. An example was shown as to how the results of the sixth survey were used in the previous household projection.