

世帯形成の生命表分析

鈴木 透

1. はじめに

若年層の所属世帯の構成は、親世帯からの離家および結婚というふたつのライフコース・イベントによって主として規定される。結婚前に離家する者が多いほど、また離家のタイミングが早く結婚までの期間が長いほど、単独世帯や施設世帯（独身寮など）が多く、夫婦や親子の関係を含まない家族世帯は少なくなるだろう。最近のように晩婚化が進行している中で、離家のタイミングが変化しないか、離家の遅れがあっても晩婚化ほどでなければ、青年層で単独世帯が増えるだろう。

結婚後も離家しない者は、親夫婦と同居して拡大家族世帯を形成することになる。このような世帯形成行動が減って、結婚前か少なくとも結婚時に離家する者が増えれば、拡大家族世帯が減って夫婦のみ（または夫婦と子）の世帯が増えるだろう。

このように離家と結婚は、世帯形成の近接要因と考えることが出来る。従って、それぞれのイベントの生起率やタイミング、およびイベント間の関係の動向は、今後の世帯変動を考える上できわめて重要である。このうち結婚（初婚）については、人口動態統計や各種の標本調査などのデータが充実していることもあって、詳細な分析が行われている¹⁾。これに比べて、ライフコース・イベントとしての離家の人口学的分析は少ない。そこで本稿では、まず離家の生命表を作成し、性差やコーホート差について考察する。次いで離家と初婚とを組み合わせた多相生命表を用いて、30代までの世帯形成の動向を分析する。

2. データ

本稿で用いるデータは、「第3回世帯動態調査」（1994年10月）による²⁾。その個人調査票では、最初の離家についてそのタイミングやきっかけなどを尋ねている。従ってここで扱う離家は「最初の離家」のみで、その後親世帯に戻ったか否かについてデータはない。しかし離家した子のかなりの部分が親元に戻らず結婚して独立の世帯を形成すると考えられるし、仮に戻るにしても数年間（たとえば学生でいる2~4年間）は別居が持続すると予想される。このため、人口の大部分で最初の離家が無意味なほど短期的なものであると

1) たとえば金子隆一、「わが国女子コウホート晩婚化の要因について—平均初婚年齢差の過程・要因分解—」、『人口問題研究』、第51巻第2号、1995年7月、20~33頁。

2) 調査の概要については以下を参照。廣嶋清志・他、「現代日本の世帯変動—第3回世帯動態調査の結果から—」、『人口問題研究』、第51巻第4号、1996年1月、1~31頁；厚生省人口問題研究所（廣嶋清志・他）、『第3回世帯動態調査（1994年人口問題基本調査）現代日本の世帯変動』、調査研究報告資料第10号、1996年3月。

は信じ難く、最初の離家に限っても実際の世帯形成との関連は強いと思われる。

ところで「第3回世帯動態調査」には回収バイアスがあり、これを補正する必要がある。

表1は男女別、5歳階級別独居率（単独世帯

主の比率）を1995年国勢調査と比較したものだが、特に男子で独居率が低くなっていることがわかる。これは、独居者が不在がちで調査の依頼・回収が困難で回収率が低く、過小に代表されているものと考えられる。

このバイアスを放置した場合、離家経験を過小評価することになるだろう。というのは一人暮らしであることは離家を経験済みであることを意味し³⁾、この集団の構成比率が実際よりも低くなっていれば離家を経験した者の割合も過小評価されてしまうことになる。

そこで離家の生命表の作成に当たっては、男女別、5歳階級別独居率を1995年国勢調査のそれに合わせることにした。そのために、男女別、5歳階級別回収票数を変えずに独居率を調整するためのケースウェイトを、次のようにして求めた。

$$w_a = p \frac{K_a + K_b}{K_a}$$

$$w_b = (1 + p) \frac{K_a + K_b}{K_b}$$

ただし w_a と w_b はそれぞれ独居者と非独居者に対するケースウェイト、 K_a と K_b はそれぞれ当該性・年齢階級における独居者と非独居者の回収票数、 p は国勢調査における当該性・年齢階級の独居率である。このようにして求めたケースウェイトを、表2に示した。

表1 男女・5歳階級別独居率（%）

年齢	男		女	
	1995年国勢調査	世帯動態調査	1995年国勢調査	世帯動態調査
25~29	24.5	17.5	10.3	7.1
30~34	15.4	9.6	5.9	3.5
35~39	10.7	6.0	4.0	3.6
40~44	10.2	6.1	3.6	3.1
45~49	10.0	4.5	4.5	3.0
50~54	9.2	5.1	6.0	4.2
55~59	7.8	3.2	8.3	5.7

国勢調査の独居率は、一般世帯人口に占める単独世帯主の割合。

表2 ケースウェイト

年齢	男		女	
	独居	非独居	独居	非独居
20~24	1.890516	0.844585	1.328938	0.954241
25~29	1.399552	0.915124	1.453032	0.965422
30~34	1.600235	0.935930	1.675309	0.975304
35~39	1.795824	0.949504	1.106756	0.996041
40~44	1.671289	0.956477	1.146508	0.995248
45~49	2.223376	0.942518	1.498918	0.984727
50~54	1.803920	0.956885	1.441394	0.980789
55~59	2.414958	0.952530	1.438965	0.973280

3. 離家の生命表

性別や現在年齢によってセンサリングの度合いが異なるライフコース・イベントを比較

3) 現在の低死亡率下では、離家前に両親とも死亡したために一人暮らしである可能性はごく低いと思われる。

するには、生命表が適している。先述のように最初の離家に着目することで、状態間の推移は死亡と同じく非可逆的なものとなる。このため、死亡のかわりに離家を唯一のイベントとする、最も単純な単要因減少表で扱える。

調査データから得られるのは、満 x 歳での離家数 D_x と、現在年齢別離家未経験者数 W_x である。男女・コーホート別にこれらを現在年齢から逆順に積み上げ、瞬間年齢で x 歳時の離家未経験者数 N_x を得る。この離家未経験者が次の 1 年間に離家する確率を、次のアクチュアリー推計値で求める⁴⁾。

$$q_x = \frac{D_x}{N_x - 0.5W_x}$$

このデータの場合、調査時点に達したためにそれ以後の離家が観察できないというのが脱落 (withdrawal) の唯一の原因である。従って各コーホートの現在年齢未満では、常に $W_x = 0$ となる。アクチュアリー推計値で離家確率を得れば、あとは適当な基数 l_0 から出発して逐次的に l_x を求めればよい。ここでは $l_0 = 1$ としたので、 l_x は瞬間年齢 x 歳における離家未経験率と解釈できる。

$$l_{x+1} = l_x (1 - q_x), \quad l_0 = 1.$$

表 3 は、離家未経験率が 75%、50%、25% を通過する年齢を比較したものである⁵⁾。コーホート別の動向としては、男女とも最近のコーホートで離家の遅れが生じている点が注目される。生命表を用いているので、この動向はセンサリングの影響などではない、実質的なものである。

表 3 特定の l_x に対応する年齢 x

年齢	75%			50%			25%		
	男	女	差	男	女	差	男	女	差
25~29 (1964~69年生)	18.7	19.0	-0.3	22.4	23.8	-1.4	—	29.1	—
30~34 (1959~64年生)	18.6	18.7	-0.2	22.1	23.0	-0.8	31.0	26.7	4.2
35~39 (1954~59年生)	18.2	18.4	-0.2	19.7	21.8	-2.0	31.5	26.2	5.3
40~44 (1949~54年生)	18.2	18.4	-0.2	19.7	21.7	-2.0	28.6	24.9	3.6
45~49 (1944~49年生)	17.8	18.2	-0.4	20.0	21.8	-1.8	29.0	24.8	4.2
50~54 (1939~44年生)	18.1	18.4	-0.3	20.1	21.9	-1.9	28.4	24.8	3.6
55~59 (1934~39年生)	18.4	18.7	-0.3	22.3	22.7	-0.4	30.7	25.4	5.3

差は男子の値から女子の値を引いたもの。

4) Namboodiri, K., *Demographic Analysis: A Stochastic Approach*, Academic Press, 1991, p.104.

5) 生命表の詳細は以下に示した。鈴木 透, 「離家の生命表」, 国立社会保障・人口問題研究所, 『平成 7~9 年度特別研究 日本人口変動の経済社会的モデルの開発に関する研究 II 世帯変動に関する研究』, 特別研究報告資料第 14 号, 1997 年, 1~19 頁。

男女差を見ると、男子は離家未経験率が半数を下回った後は女子に追い越されるため、25%を下回るのは女子の方が早い。しかしこの終盤の部分は、タイミングというより最終的な離家経験率の男女差と考えた方が良さだろう。どのコーホートでも半数が離家するタイミングは男子の方が早く、後に示すように離家した者の平均離家年齢も男子の方が早い。したがってタイミングとしては、男子の方が女子より離家が早いと言ってさしつかえないだろう。

このような離家のタイミングの男女差は、実は国際的に見て非常にユニークなものなのである。表4は各国の中央離家年齢（または離家経験率が50%に達する年齢）を示したもののだが⁶⁾、この中で男子が女子より早く離家しているのは日本だけである。他は、欧米はもちろん、中国や韓国でも女子の方が離家が早いという結果になっている⁷⁾。この表にあげたデータ以外でも、ほとんどの西ヨーロッパ諸国で女子の方が早く離家していることが報告されている⁸⁾。これに対し日本では、表3とZengらが示すように男子の方が離家が早く、調べた限りではそのような国は日本だけなのである。ただし歴史的には、18世紀以前の英国では男子の方が早く離家したとされるし、米国でも第2次世界大戦中は男子の離家の方が早かった⁹⁾。

一方、離家の遅れについては、表4によるとカナダで日本と同様の傾向が生じていることが分かる。この表には示されていないが、米国や西ドイツでもやはり離家の遅れが生じていることが指摘されている¹⁰⁾。

6) 引用文献は以下のとおり。

Liefbroer, A. C. and J. De Jong Gierveld, "Standardization and individualization: The transition from youth to adulthood among cohorts born between 1903 and 1965" in van Den Brekel, Hanse and Fred Deven (eds.), *Population and Family in the Low Countries 1994*, in series of *European Studies of Population 2*, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, 1995, pp.57-80.

Ravanera, Z. R., Rajulton, F. and Burch, T. K., "A cohort analysis of home-leaving in Canada, 1910-1975", *Journal of Comparative Family Studies* Vol.26, No.2, 1995, pp.179-193.

Zeng Yi, Ansley Coale, Minja Kim Choe, Liang Zhiwu and Liu Li, "Leaving the parental home: Census-based estimates for China, Japan, South Korea, United States, France, and Sweden", *Population Studies* 48, 1994, pp.65-80.

Young, C., *Young People Leaving Home in Australia*, Australian Family Formation Project Monograph No.9, Melbourne, Australian Institute of Family Studies, 1987.

7) Zengらは2つのセンサスにおける子の年齢別親との同居率のデータに iterative intra-cohort interpolation と呼ばれる方法を適用し、最尤推定値として離家の年齢スケジュールを求めている。このため、親元への戻りやコーホートの変化に男女差があれば、中央離家年齢の男女差は最初の離家のタイミングの男女差と異なる怖れがある。

8) Kiernan, K., "Leaving home: Living arrangements of young people in six West-European countries", *European Journal of Population* 2, 1986, pp.177-184 (特に Table 1)。

9) Wall, R., "Leaving home and living alone: An historical perspective", *Population Studies* 43, 1989, pp.369-389 (特に p.385)。

Goldscheider, F. and C. Goldscheider, *Leaving and Returning Home in 20th Century America*, *Population Bulletin* Vol.48, No.4, 1994, p.14.

10) Goldscheider and Goldscheider (脚注8) 1994, p.18.

Mayer, K.U. and K. Schwarz, "The process of leaving the parental home and the precision of the timing of the leaving-home stage" in Grebenik, E., C. Höhn and R. Mackensen (eds.), *Later Phases of the Family Cycle: Demographic Aspects*, Oxford, Clarendon Press, 1989, pp.145-164 (特に p.151)。

表4 各国の離家年齢の男女差

国	期間またはコーホート	男	女	差
中国	1982～90年センサス	24.9	24.0	0.9
日本	1965～70 "	23.2	24.1	-0.9
	1970～80 "	21.7	23.6	-1.9
韓国	1960～66 "	26.4	23.3	3.1
	1975～80 "	26.6	23.5	3.1
米国	1950～60 "	20.5	19.3	1.2
	1960～70 "	20.0	19.3	0.7
	1970～80 "	20.1	19.6	0.5
スウェーデン	1960～65 "	23.8	21.0	2.8
	1965～70 "	23.1	20.7	2.4
	1970～75 "	22.6	20.3	2.3
	1975～80 "	21.0	19.9	1.1
フランス	1962～68 "	23.9	23.5	0.4
	1968～75 "	22.2	21.8	0.4
(Zeng, et al., 1994, Table 1, 中央離家年齢)				
カナダ	1910～15年出生コーホート	25.09	22.33	2.76
	1916～20 "	22.78	22.30	0.48
	1921～25 "	22.65	21.33	1.32
	1926～30 "	22.57	20.65	1.92
	1931～35 "	21.69	20.61	1.08
	1936～40 "	21.35	20.36	0.99
	1941～45 "	21.56	20.40	1.16
	1946～50 "	21.47	20.21	1.26
	1951～55 "	21.10	20.12	0.98
	1956～60 "	21.47	19.86	1.61
	1961～65 "	22.45	20.65	1.80
	1966～70 "	23.71	21.21	2.50
(Ravanera, Rajulton & Burch, 1995, Figure 1, 中央離家年齢)				
オランダ	1903～12年出生コーホート	25.4	22.8	2.6
	1913～22 "	24.4	23.3	1.1
	1923～32 "	23.2	23.2	0.0
	1933～42 "	23.3	22.6	0.7
	1943～52 "	22.4	21.3	1.1
	1961～65 "	21.7	20.7	1.0
(Liefbroer & De Jong Gierveld, 1995, Table 2, 離家経験率が50%に達する年齢)				
西ドイツ	1929～31年出生コーホート	24.7	22.6	2.1
	1939～41 "	24.8	22.3	2.5
	1949～51 "	23.9	21.2	2.7
(Mayer & Schwarz, 1989, Table 8.6, 離家経験率が50%に達する年齢)				
オーストラリア	1948～32年出生コーホート	21.5	20.2	1.3
	1953～57 "	21.0	20.1	0.9
(Young, 1989, Table 2.1 および Table 4.7, 中央離家年齢)				

差は男子の値から女子の値を引いたもの。

中央離家年齢は、最終的に（つまり調査時点までに）離家した者のうち50%が離家する年齢。離家経験率は、最終的に離家しなかった者も分母に含む。

4. 要因分解

生命表の観察の結果、性差としては男子の離家の方が早いというユニークなパターンが

存在すること、コーホート差としては最近離家の遅れが生じていることが明らかになった。第3回世帯動態調査では、最初の離家について「進学」、「就職」、「結婚」といった「離家のきっかけ」を尋ねているので、以下ではこの側面から性差、コーホート差を分析してみたい。

離家のきっかけと平均離家年齢は、離家した者についてしか定義されないので、離家経験者が過小に代表されるというバイアスは問題にならない。そこでこの節の分析では、ケース・ウェイトを使用しない。

表5は男女別、5歳階級別、離家のきっかけの分布を示す。男子ではかつては就職時の離家が多かったが、高学歴化に伴い進学時に離家する者が増えた。最も若い25～29歳のコーホートでは結婚離家の割合

が少ないが、これはこのコーホートに今後結婚する者がかなり含まれているため、表5の分布が最終的なものとは言えない。このように生命表と異なり、単純なクロス集計や次に示すような平均値の比較はセンサリングの影響を受けるので、注意が必要である。

結婚時に離家する女子は約半数で、長期的には減少しているものの、男子の20%弱に比べてはるかに多い。進学と就職は男子と同様、最も若いコーホートを除いて、最近では拮抗している。

表6は離家のきっかけ別の平均離家年齢を示す。「全体」の列を比較すれば、平均離家年齢で見ても男子の方が早いことが確認できる。きっかけ別では、まず進学時の離家は、男子の方がわずかに遅い。統計誤差でないとすれば、いわゆる「浪人」を経験する者が男

表5 離家のきっかけ(%, ウェイトなし)

男	年齢(コーホート)	N	進学	就職	結婚	その他
	25～29歳(1964～69年生)	489	40.7	41.1	12.7	5.5
	30～34歳(1959～64年生)	508	36.2	40.0	18.5	5.3
	35～39歳(1954～59年生)	559	39.0	39.9	17.0	4.1
	40～44歳(1949～54年生)	604	29.1	48.7	18.2	4.0
	45～49歳(1944～49年生)	523	23.5	53.3	19.1	4.0
	50～54歳(1939～44年生)	384	19.3	63.5	12.2	4.9
	55～59歳(1934～39年生)	224	23.7	50.0	22.3	4.0
女	年齢(コーホート)	N	進学	就職	結婚	その他
	25～29歳(1964～69年生)	494	30.2	20.0	43.3	6.5
	30～34歳(1959～64年生)	608	22.0	21.4	51.6	4.9
	35～39歳(1954～59年生)	608	24.8	27.1	44.2	3.8
	40～44歳(1949～54年生)	691	17.7	30.1	50.7	1.6
	45～49歳(1944～49年生)	607	13.7	35.6	48.6	2.1
	50～54歳(1939～44年生)	448	8.9	34.6	54.5	2.0
	55～59歳(1934～39年生)	248	6.5	24.6	64.1	4.8

表6 きっかけ別平均離家年齢(歳, ウェイトなし)

男	年齢(コーホート)	全体	進学	就職	結婚	その他
	25～29歳(1964～69年生)	20.1	18.4	20.3	24.4	21.0
	30～34歳(1959～64年生)	21.2	18.6	20.7	26.9	22.5
	35～39歳(1954～59年生)	20.5	18.0	19.7	27.4	24.3
	40～44歳(1949～54年生)	20.6	18.4	19.2	27.1	23.5
	45～49歳(1944～49年生)	20.5	18.1	18.9	27.7	22.4
	50～54歳(1939～44年生)	20.5	18.5	19.4	27.7	24.0
	55～59歳(1934～39年生)	21.4	18.7	20.4	26.7	20.8
女	年齢(コーホート)	全体	進学	就職	結婚	その他
	25～29歳(1964～69年生)	21.2	18.3	19.3	23.9	22.0
	30～34歳(1959～64年生)	22.0	18.1	19.4	24.8	22.1
	35～39歳(1954～59年生)	21.6	18.0	18.8	25.3	22.8
	40～44歳(1949～54年生)	21.5	18.1	18.3	24.6	23.1
	45～49歳(1944～49年生)	21.3	17.9	18.3	24.2	25.0
	50～54歳(1939～44年生)	21.7	17.7	18.4	24.4	24.7
	55～59歳(1934～39年生)	22.0	17.4	19.2	23.8	19.6

子に多いことが考えられるだろう。就職時の離家は、明らかに男子の方が遅い。女子では短大卒が多く、平均して就職のタイミングが男子より早いためだろう。結婚時の離家も男子の方が遅いが、男子の結婚年齢の方が高いことを考えれば当然である。

このように進学・就職・結婚とも離家のタイミングは男子の方が遅いので、もしきっかけ別分布に性差がなければ、男子の離家の方が遅いはずである。つまり、男子の離家の方が早いというパターンは、きっかけ別分布の男女差によってもたらされていることになる。

このことを、Kitagawaの要因分解法¹¹⁾によって確認しよう。これはきっかけ別に、平均年齢の平均でウェイトづけした分布の差を分布の効果、分布の平均でウェイトづけした平均年齢の差を平均年齢の効果と解釈するものである。

$$\begin{aligned} \mu^{(1)} - \mu^{(2)} &= \sum_j (p_j^{(1)} \mu_j^{(1)} - p_j^{(2)} \mu_j^{(2)}) \\ &= \sum_j \left\{ \frac{\mu_j^{(1)} + \mu_j^{(2)}}{2} (p_j^{(1)} - p_j^{(2)}) + \frac{p_j^{(1)} + p_j^{(2)}}{2} (\mu_j^{(1)} - \mu_j^{(2)}) \right\} \end{aligned}$$

ただし $\mu^{(i)}$: 属性 i の平均離家年齢

$\mu_j^{(i)}$: 属性 i, 理由 j の平均離家年齢

$p_j^{(i)}$: 属性 i における理由 j の分布比率

表7に要因分解の結果を示した。男女差は男子から女子の平均離家年齢を引いたもので、値がマイナスだと男子の離家の方が早いことを意味する。予想どおり離家年齢の効果は、進学・就職・結婚とも男子の方を高くする方向に働く。きっかけ別分布で、進学と就職は男子の方が多いため、やはり男子の離家の方を遅くする方向に働く。しかしこれらの効果は、結婚離家の比率が男子で低いことによって逆転されてしまう。つまり日本で男子の方が離家が早いのは、男子では結婚まで親元にとどまる者が少ないということに尽きるのである。

表7 平均離家年齢の男女差の要因分解

男-女 年齢(コーホート)	男女差	きっかけ別分布の効果				きっかけ別離家年齢の効果			
		進学	就職	結婚	その他	進学	就職	結婚	その他
25~29歳 (1964~69年生)	-1.06	1.93	4.18	-7.41	-0.21	0.05	0.30	0.14	-0.06
30~34歳 (1959~64年生)	-0.85	2.60	3.73	-8.56	0.08	0.16	0.39	0.73	0.02
35~39歳 (1954~59年生)	-1.14	2.54	2.46	-7.18	0.08	0.00	0.28	0.62	0.06
40~44歳 (1949~54年生)	-0.95	2.09	3.48	-8.39	0.56	0.07	0.37	0.86	0.01
45~49歳 (1944~49年生)	-0.72	1.77	3.30	-7.66	0.44	0.04	0.27	1.19	-0.08
50~54歳 (1939~44年生)	-1.25	1.87	5.47	-11.00	0.72	0.12	0.48	1.12	-0.03
55~59歳 (1934~39年生)	-0.62	3.10	5.03	-10.54	-0.17	0.20	0.43	1.25	0.06

11) Kitagawa, E. M., "Components of a difference between two rates", *Journal of American Statistical Association* 50, 1955, pp.1168-1194.

表8 平均離家年齢のコーホート差の要因分解

30～34歳（1959～64年生）－35～39歳（1954～59年生）									
性別	コーホート差	きっかけ別分布の効果				きっかけ別離家年齢の効果			
		進学	就職	結婚	その他	進学	就職	結婚	その他
男	0.68	-0.51	0.01	0.41	0.28	0.24	0.41	-0.09	-0.08
女	0.38	-0.50	-1.10	1.86	0.26	0.02	0.15	-0.26	-0.03

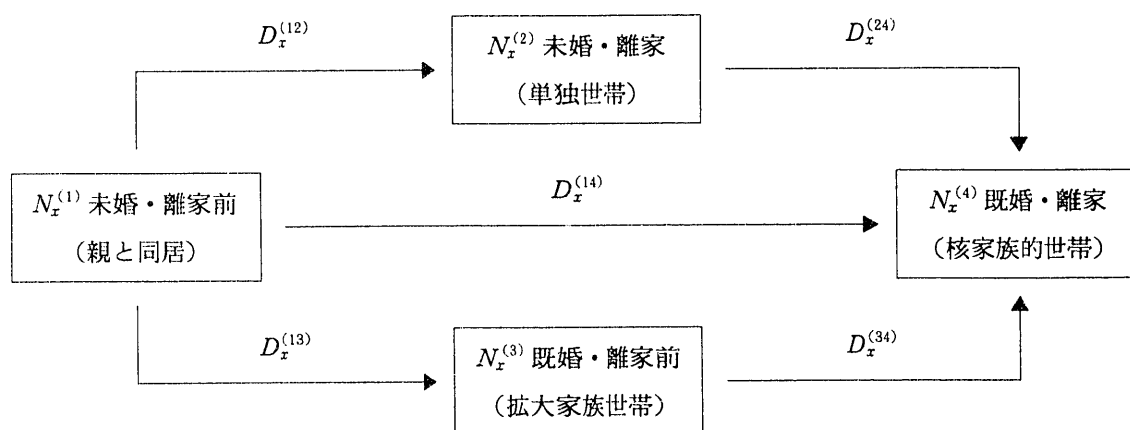
コーホート差については、離家の遅れは表3から見て最近の3つのコーホートで生じていた。しかし25～29歳のコーホートはセンサリングの影響が大きいので、ここでは30～34歳と35～39歳の差のみ要因分解を行なった。表8におけるコーホート差は、若いコーホートから先行コーホートを引いたもので、プラスの値が離家の遅れを表す。結果を見ると、男女とも結婚まで親元にとどまる者が増えたことが、離家の遅れに大きく寄与している。男子ではこれに加えて、就職時の離家のタイミングが遅くなったことも同じくらい影響している。おそらく高学歴化によって、就職のタイミング自体が遅くなった結果だろう。

5. 多相生命表

次に、離家と初婚を組合わせた多相生命表の作成を試みる。この節の分析では、離家の生命表と同じケースウェイトを用いて回収バイアスを補正している。

離家の生命表の場合と同様、最初の離家にのみ着目し、その後の親世帯への戻りは考慮しない。同様に、初婚を「未婚」状態から「既婚」状態への非可逆的な推移を表すイベントと考え、その後の死別や離婚は考慮しない。つまりそれぞれのイベントについて「未経験」「経験済み」の2状態があり、その組合せで図1のような4種類の状態が区別できる。ここで $N_x^{(i)}$ は x 歳になった瞬間に第 i 状態に属す調査対象者数（ストック）であり、推移が非可逆であることから5種類の状態間推移（フロー）が区別できる。後者を $D_x^{(ij)}$ で表す。センサリングによる観察からの脱落数 $W_x^{(i)}$ は、調査時に x 歳で状態 i に属す調査

図1 離家と初婚の多相生命表の概念図



対象者数である。調査データから男女・コーホート別にこれらの数を得、年齢（各歳）についての推移確率を以下のようにして求めた。

$$q_x^{(ij)} = \frac{D_x^{(ij)}}{N_x^{(i)} - 0.5W_x^{(i)}},$$

各推移確率を次のように行列に配置し、行和が1となるよう対角要素を定めた。

$$P_x = \begin{bmatrix} 1 - (q_x^{(12)} + q_x^{(13)} + q_x^{(14)}) & q_x^{(12)} & q_x^{(13)} & q_x^{(14)} \\ 0 & 1 - q_x^{(24)} & 0 & q_x^{(24)} \\ 0 & 0 & 1 - q_x^{(34)} & q_x^{(34)} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

あとは適当な基数ベクトルから出発して、状態分布ベクトルを展開して行けばよい。ここでは、瞬間年齢で15歳時に全員が未婚・離家前（状態1）として基数ベクトルを作成した。このため、15歳未満の離家は15歳時の離家とみなした。

こうして求められた各歳別の状態分布ベクトルを5歳階級ごとに積み上げて ${}_5L_{15}$ 、 ${}_5L_{20}$ 、 ${}_5L_{25}$ 、 ${}_5L_{30}$ を計算し、パーセント表記にして表9 a～9 dに示した。まず15～19歳（表9 a）では、初婚を経験する者はまだほとんどいない。最年長コーホートを除き1950年代生まれのコーホートまでは、離家経験者が男子では20%以上、女子では18%以上あった。しかし最近では離家の遅れによって、親元にとどまる者が増えている。

20代前半（表9 b）でも離家の遅れの影響が見られ、男女とも親元で暮らす者が増え、単独世帯が多いと思われる状態2（未婚・離家）が減少している。女子の場合、かつては結婚前離家が増加していたのが、調査時に35～39歳のコーホートを境に逆転したことが分かる。またこの年齢層では、既婚状態へ移行する女子が増えて来るが、晩婚化の影響でかつての20%以上から最近では12%まで低下している。

20代後半（表9 c）では、離家の遅れによって親元で暮らす者が増えてはいるが、状態2（未婚・離家）は必ずしも減っていない。むしろかつての増加傾向が、最近のコーホートでは停滞に転じたと見る事が出来る。これは、結婚前の離家によってこの状態へ入って来る者が減っているものの、晩婚化のために状態4（既婚・離家）へ出て行く者も同様に減っているためである。状態4の大部分は夫婦のみ、または夫婦と子といった核家族的世帯を構成していると考えられるが、晩婚化によるこの状態の減少は特に女子では明らかである。離家せずに結婚して状態3（拡大家族を形成）に移る者も明らかに減少しているが、もともと妻方親との同居は少ないため、女子では変化の幅は小さい。男子では、離家の遅れと晩婚化にこの拡大家族の減少が加わって、状態4の核家族的減少は女子ほど明らかではない。

30代前半（表9 d）では、晩婚化の影響が離家の遅れの影響を上回り、状態2（未婚・離家前）の増加が明らかである。女子では、20代後半と同様に、晩婚化により状態4（核家族を形成）が減少している。男子では、これに状態3（拡大家族を形成）の減少が加わ

表9 a 15～19歳の状態別滞在期間の分布 (%)

性別	年齢 (コーホート)	1.未婚・離家前	2.未婚・離家	3.既婚・離家前	4.既婚・離家
男	25～29歳 (1964～69年生)	85.5	14.3	0.0	0.1
	30～34歳 (1959～64年生)	83.5	16.5	0.0	0.0
	35～39歳 (1954～59年生)	77.5	22.4	0.0	0.1
	40～44歳 (1949～54年生)	77.7	22.2	0.0	0.1
	45～49歳 (1944～49年生)	75.2	24.5	0.1	0.1
	50～54歳 (1939～44年生)	75.3	24.5	0.0	0.2
	55～59歳 (1934～39年生)	81.1	18.7	0.1	0.1
女	25～29歳 (1964～69年生)	89.3	10.4	0.0	0.3
	30～34歳 (1959～64年生)	84.9	14.6	0.0	0.4
	35～39歳 (1954～59年生)	81.5	18.1	0.0	0.3
	40～44歳 (1949～54年生)	80.8	18.5	0.0	0.6
	45～49歳 (1944～49年生)	78.5	20.7	0.4	0.4
	50～54歳 (1939～44年生)	79.1	19.9	0.2	0.8
	55～59歳 (1934～39年生)	83.7	14.7	0.2	1.3

表9 b 20～24歳の状態別滞在期間の分布 (%)

性別	年齢 (コーホート)	1.未婚・離家前	2.未婚・離家	3.既婚・離家前	4.既婚・離家
男	25～29歳 (1964～69年生)	48.3	47.1	0.7	3.9
	30～34歳 (1959～64年生)	46.4	48.1	1.1	4.4
	35～39歳 (1954～59年生)	40.7	53.9	1.4	4.1
	40～44歳 (1949～54年生)	38.6	54.5	1.4	5.5
	45～49歳 (1944～49年生)	41.5	51.6	2.0	4.9
	50～54歳 (1939～44年生)	37.6	56.1	1.5	4.7
	55～59歳 (1934～39年生)	47.2	46.2	3.5	3.0
女	25～29歳 (1964～69年生)	56.5	31.1	0.3	12.1
	30～34歳 (1959～64年生)	51.4	32.0	0.7	15.8
	35～39歳 (1954～59年生)	45.0	37.4	0.8	16.9
	40～44歳 (1949～54年生)	44.0	32.5	1.2	22.4
	45～49歳 (1944～49年生)	42.9	31.8	2.1	23.2
	50～54歳 (1939～44年生)	42.7	29.8	1.5	26.1
	55～59歳 (1934～39年生)	51.0	19.8	1.8	27.4

表9 c 25～29歳の状態別滞在期間の分布 (%)

性別	年齢 (コーホート)	1.未婚・離家前	2.未婚・離家	3.既婚・離家前	4.既婚・離家
男	25～29歳 (1964～69年生)	27.1	40.3	3.2	29.4
	30～34歳 (1959～64年生)	27.1	40.9	4.5	27.5
	35～39歳 (1954～59年生)	24.8	39.8	6.3	29.0
	40～44歳 (1949～54年生)	19.6	39.3	7.2	33.9
	45～49歳 (1944～49年生)	19.9	34.5	10.0	35.5
	50～54歳 (1939～44年生)	15.7	36.0	10.7	37.6
	55～59歳 (1934～39年生)	20.2	33.7	13.5	32.6
女	25～29歳 (1964～69年生)	28.0	18.6	0.8	52.6
	30～34歳 (1959～64年生)	21.9	18.6	1.6	57.9
	35～39歳 (1954～59年生)	18.3	17.8	2.1	61.8
	40～44歳 (1949～54年生)	11.7	12.0	2.9	73.4
	45～49歳 (1944～49年生)	10.8	11.0	3.3	74.9
	50～54歳 (1939～44年生)	10.2	10.9	2.3	76.7
	55～59歳 (1934～39年生)	11.9	8.6	2.6	76.9

表9 d 30～34歳の状態別滞在期間の分布（％）

性別	年齢（コーホート）	1.未婚・離家前	2.未婚・離家	3.既婚・離家前	4.既婚・離家
男	25～29歳（1964～69年生）	—	—	—	—
	30～34歳（1959～64年生）	14.1	24.9	6.5	54.5
	35～39歳（1954～59年生）	14.7	20.5	9.9	54.9
	40～44歳（1949～54年生）	10.1	20.8	11.2	58.0
	45～49歳（1944～49年生）	7.8	17.9	14.9	59.4
	50～54歳（1939～44年生）	5.2	9.8	15.9	69.1
	55～59歳（1934～39年生）	6.0	10.6	19.0	64.4
女	25～29歳（1964～69年生）	—	—	—	—
	30～34歳（1959～64年生）	8.9	8.9	2.0	80.1
	35～39歳（1954～59年生）	9.0	7.8	2.6	80.6
	40～44歳（1949～54年生）	4.2	5.6	3.0	87.2
	45～49歳（1944～49年生）	4.4	6.6	3.4	85.6
	50～54歳（1939～44年生）	3.4	5.3	2.5	88.8
	55～59歳（1934～39年生）	3.3	5.2	2.0	89.5

るのも、20代後半と同様である。

6. 結論

本稿では、まず離家の生命表によって、日本では男子の離家の方が早いという欧米と異なるパターンが存在することを明らかにした。Zeng らの研究によると、中国と韓国も女子の離家の方が早いという欧米型のパターンを示していた。しかしこれは2回のセンサス・データからの間接推計によって離家のスケジュールを求めたもので、親世帯への戻りやコーホート的变化に性差が大きければ結論は異なるかも知れない。真に日本がユニークなのかを確認するために、欧米以外の地域での回顧調査や縦断調査の実施が望まれる。

男子の離家の方が早いというパターンは、離家のきっかけに非常に大きな男女差があるために生じていることがわかった。日本では、男子の離家の80%以上が結婚前であるのに対し、女子では約半数が結婚時の離家であり、30%の差がある。一方欧米では、ここまで極端な男女差はない。カナダでは結婚時の離家は男子38.1%、女子51.5%で12.4%の差、オーストラリアでは男子41%、女子50%で9%の差、西ドイツでは男子41%、女子58%で17%の差である¹²⁾。

結婚前の離家行動に欧米に見られない性差があるということは、やはり社会化の性差や性別役割期待のような文化的要因が欧米と異なっているのだろう。それが日本固有のものなのか、欧米以外に比較的頻繁に見られるものなのかは、現在のところデータ不足で判断できない。しかし伝統的直系家族制度下では女子の方が早く離家したとされることから¹³⁾、男子の離家の方が早いというパターンはわが国の伝統文化に根ざすものではなく、産業化以降に現れたものと考えてよいだろう。

12) Ravanera et al. (脚注5), 1995, p.186.

13) Kurosu, S., "Leaving home in a stem family system: Departures of heirs and non-heirs in pre-industrial Japan", *The History of the Family*, Vol.1, No.3, 1996, p.336.

コーホートの動向としては、最近のコーホートで男女とも離家が遅くなる傾向が見られた。これはひとつには、男女とも結婚前の離家が減っていることが影響していた。その説明としては、若年層に都市居住者が増え進学・就職時に離家する必要がない者が多くなったこと、大都市圏で交通網が充実し親元からの通勤・通学が可能になったこと、きょうだい数が減って親世帯での混み合いが解消し子を引き留める動機づけが増えたこと、未婚男女の住居に対するアスピレーションが高くなり供給される賃貸住宅や独身寮に満足できなくなったことなど、様々な仮説が考えられる。男子については、おそらく高学歴化を理由とする就職の遅れも影響しているだろう。

表5からはあまり明確ではないが、おそらく最近逆転するまでの数十年間は、結婚前離家は増加する傾向にあったと考えて良いだろう。その底辺には、人口学的要因に加え、プライバシーや親からの独立への選好の増大と、それを可能にする生活水準の上昇があったと考えられる¹⁴⁾。選好の変化が今後も続くかどうかは明らかでないが、若年層の生活水準が順調に上昇を続けるとは思えないし、きょうだい数の減少や大都市圏への人口集中など未婚者の離家を抑制する要因は多い。従って最近生じた結婚前の離家の減少という傾向は、今後も持続することが考えられる。離家の将来予測という点では、日本における継続的なデータの収集に加えて、同様の傾向が現れている欧米諸国の動向も注目される。

離家に限らず、離家後の親元への戻り、老親と子夫婦との同居開始・終了、離婚時の子との同居継続・終了、高齢者の施設世帯への入居といった世帯の形成・解体に関わるイベントは、世帯のダイナミック・モデルの中核である¹⁵⁾。結婚と異なり、そうしたイベントに関する信頼できる人口学的データは乏しく、そのためダイナミック・モデルが実際に作成された例は少ない。

本稿の多相生命表は、世帯のダイナミック・モデルへの第一歩となるものである。これまで世帯の人口学的研究は、フローに関するデータが乏しいため、国勢調査をはじめとするストックの側面からの接近が中心だった。これは結婚数・離婚数などのフロー・データなしに、婚姻状態別人口だけから結婚・離婚を分析するようなもので、極めて限界が大きいと言える。これに対し第3回世帯動態調査は、世帯の形成・解体に関するフロー・データを豊富に含んでいる。このデータを活用すれば、ダイナミック・モデルによる世帯のマクロ・シミュレーションが可能で¹⁶⁾、その目標に向けて作業中である。

14) Pitkin, John R. and G. S. Masnick, "The relationship between heads and non-heads in the household population: An extension of the headship rate method", in Bongaarts, John, T. Burch and K. Wachter (eds.), *Family Demography: Methods and their Applications*, Oxford, Clarendon Press, 1987, p.310.

15) ダイナミック・モデルは世帯地位間のフローを明示的にモデル化するもので、オランダのLIPROモデルが有名。van Imhoff, E. and N. W. Keilman, *LIPRO 2.0: An Application of a Dynamic Demographic Projection Model to Household Structure in the Netherlands*, Amsterdam, Swets & Zeitlinger, 1991; van Imhoff, E., "LIPRO: A multistate household projection model", in van Imhoff, E., A. Kuijsten, P. Hooimeijer and L. van Wissen (eds.), *Household Demography and Household Modeling*, New York, Plenum Press, 1995, pp.273-291.

16) マイクロ・シミュレーションでは、日本でもINAHSIMというモデルが作成・適用されているが、やはり必要な推移確率に関するデータの乏しさが制約となっている。Fukawa, T., "Future trends of Japanese households through micro-simulation model - An application of INAHSIM", 『人口学研究』, 第18号, 1995年, 13~26頁。

Household Formation in Japan: A Life Table Analysis

Toru SUZUKI

This study focused on the leaving parental home and first marriage to examine the household formation behaviors in recent Japan. The Third National Survey on Household Changes conducted in October, 1994 contains rich information on individuals' transitions among household positions. Using this data, life tables of leaving parental home by sex and cohort were calculated. The results showed that the age at which 50 percent leaves home decreased from 22.3 and 22.7 for the 1934-39 birth cohort to 19.7 and 21.7 for the 1949-54 cohort, males and females respectively. This trend reversed recently and the age at which 50 percent leaves increased to 22.4 and 23.8 for the 1964-69 cohort. Unlike other countries, males left parental home earlier than females for all the cohorts examined in this study.

Reasons for leaving home were examined to explain the difference by sex and cohort. It was shown that the recent delay was mainly caused by the decrease in the proportion of leaving home before marriage. For males, the delay in the first job taking due to higher education was also an important factor. There was a huge difference by sex on reasons for leaving home. While more than 80 percent of males left home for education or occupation before marriage, approximately a half of females stayed in parental home until marriage.

The hazard function of leaving home was combined with that of the first marriage to produce multi-state life tables. Four states that refer to the combined incidence of the two life course events were distinguished. The recent delay in leaving home has increased the proportion of unmarried children in parental home. The marriage without leaving home, which was the dominant life course pattern of heirs in the traditional stem family system, has been declining. Persons who left parental home before marriage usually live alone, with some exceptions of sibling-only households or institutions. For females, the proportion of this state decreased with the delay in leaving home before age 25 but then increased because of the later marriage in recent cohorts. For males, the proportion decreased before age 25 and increased after age 30. For 25-29 years old males, the opposite effects of staying in parental home and marrying late were balanced and little change were observed in the proportion of leavers without marriage.