

第4回世帯動態調査に関連した研究

離家の動向・性差・決定因

鈴木 透

第4回世帯動態調査データを用い、親世帯からの離家の動向、性差、親世帯への戻り、離家の決定因、離家の遅れと晩婚化の関係を分析する。1950年以後出生コーホートでは、男女とも離家の遅れが進んでいる。ただし1970年代前半生まれの女子は、先行コーホートよりも10代での離家が増加しており、離家の遅れが終息する可能性を示唆する。性差では、男子の結婚前離家が多いため全体として女子より離家が早く、これは欧米には見られない特徴である。22歳未満で離家した者が親世帯に戻る確率は40%以上と推定され、進学離家の場合に戻る確率が高い。結婚前離家の決定因としては、親の居住地・住宅所有・学歴・母親の就業状態・兄弟姉妹数が有意な影響を与える。二変数相関では結婚前離家者の方が晩婚で、離家の遅れが晩婚化の原因になっているとは考えにくい。

若年層の離家の人口学的研究は、多様な関心から行われている。まず世帯人口学の見地からは、離家は結婚と並ぶ若年層の居住状態の近接要因である(鈴木 1997, p.18)。全体での世帯変動は、世帯規模の縮小と拡大家族世帯や夫婦と子からなる世帯の減少が続いており、より小規模で単純な世帯へという動向は持続している。しかし若年層の離家が遅れているとすれば、この年齢層では大規模・複雑な世帯にとどまる傾向が生じていることになる。従って世帯変動を理解するために、離家の人口学的分析は不可欠である。

第2人口転換論では、就学・就業・離家・同棲・結婚といったライフコース・イベントと、超低出生力の関係に関心が持たれる。この理論はヨーロッパ諸国の人口学的分析から形成されたものだが、日本はヨーロッパには見られない独自のパターンを示す点がある。たとえばヨーロッパでは、離家が遅いほど独居が少ないという強い相関が見られる。しかし日本の女子の離家は南欧並に遅いにもかかわらず、独居は西欧並に多く、ヨーロッパ的なパターンから明らかにはずれている(Lesthaeghe and Moors 2001, p.27)。従って日本を含む東アジアのライフコースの分析は、結婚・出生・家族の人口学理論に重要な意味を持つだろう。

離家の決定因については、親子双方の経済的資源、価値意識、家族構造などの影響が注目されている。また米国では、最初の離家後の親世帯への戻りについても分析が蓄積されている。これら欧米での研究はパネル調査データによるものが多く、離家前後の親子の経済的資源や意識や家族構造などに関する詳細な情報が利用できる。これに対し本稿は1回の標本調査における回顧データに依拠しており、離家前の世帯に関する情報は得られない。そこで親世帯への戻りや離家の決定因については、調査時点での同居に関する横断的分析

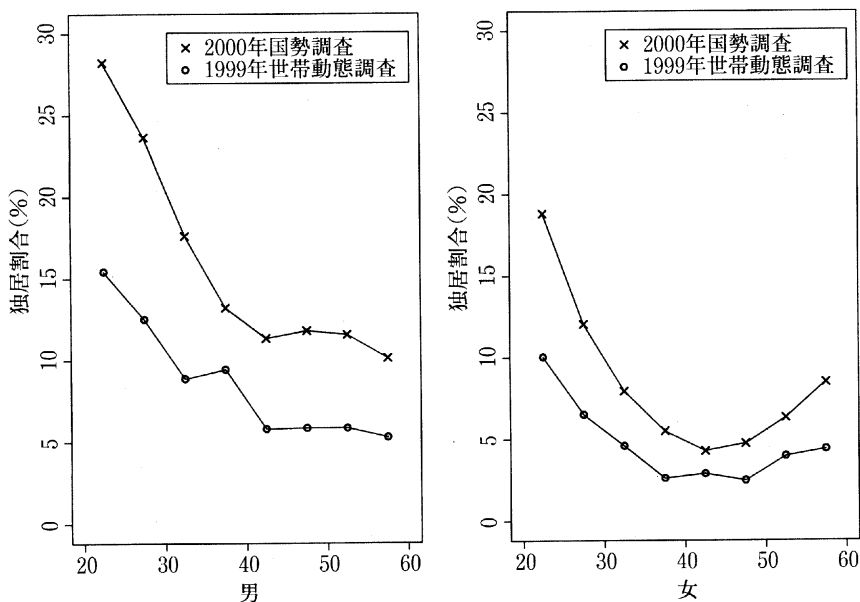
を行う。

I. データと方法

第4回世帯動態調査では、18歳以上の世帯員全員について離家経験の有無を尋ねている。離家経験者については、最初の離家年齢と離家理由を尋ねた。以下で分析対象とするのは、調査時点である1999年7月1日現在に20歳以上60歳未満だった世帯員（1939年7月～1979年6月生まれ）のうち、離家の有無と離家年齢に欠損値がない15,722人（男7,693人、女8,029人）である。

この15,722人について独居割合を2000年国勢調査と比較すると、独居者で回収率が低いため過小代表になっていることがわかる（図1）。独居者はほぼ全員が離家経験者だろうから、この回収バイアスを放置したのでは、離家経験率を過小評価することになる。そこで独居か否かによって表1に示したケース・ウェイトを与え、バイアスを補正した。

図1 独居割合の比較



ウェイトの値は、次のようにして求めた。以下で w_a , w_b はそれぞれ独居者と非独居者に対するウェイト, K_a , K_b はそれぞれ当該性・年齢階級における有効ケース数, p は国勢調査における当該性・年齢階級の独居割合である。

$$w_a = p \frac{K_a + K_b}{K_a}, \quad w_b = (1 + p) \frac{K_a + K_b}{K_b}.$$

以下ではまず男女別, コーホート別に Kaplan-Meier の生存率関数を求め, 生命表指

標による比較を行う。生命表の開始時点は15歳とし、15歳未満の離家は15歳で生じたものとみなした。生命表によって最近の離家の遅れは20歳時点で既に生じていることを確認し、10代の離家理由の変化を観察する。また1960年前後生まれコーホートを用いた国際比較により、離家行動における日本の特異性を明らかにする。

表1 ケースウェイト

年齢	男		女	
	独居	非独居	独居	非独居
20～24	1.83096	0.84844	1.87797	0.90223
25～29	1.88928	0.87281	1.85133	0.94078
30～34	1.98286	0.90427	1.73494	0.96474
35～39	1.39978	0.95828	2.11837	0.97018
40～44	1.95577	0.94115	1.48294	0.98569
45～49	2.01703	0.93675	1.93159	0.97656
50～54	1.97507	0.93936	1.59748	0.97534
55～59	1.91439	0.94895	1.93667	0.95706

II. 離家の動向

表2 男女・年齢別、特定年齢における離家未経験割合 (Kaplan-Meyer の生存率)

男	年齢	(コーホート)	20歳時	25歳時	30歳時	35歳時	40歳時
	20～24	(1974.7～1979.6)	0.6171	—	—	—	—
	25～29	(1969.7～1974.6)	0.5893	0.4156	—	—	—
	30～34	(1964.7～1969.6)	0.5627	0.3460	0.2341	—	—
	35～39	(1959.7～1964.6)	0.5293	0.3516	0.2163	0.1617	—
	40～44	(1954.7～1959.6)	0.4861	0.3244	0.2340	0.1919	0.1705
	45～49	(1949.7～1954.6)	0.4507	0.3229	0.2282	0.1946	0.1821
	50～54	(1944.7～1949.6)	0.5042	0.3484	0.2265	0.2063	0.1975
	55～59	(1939.7～1944.6)	0.5197	0.3777	0.2499	0.2251	0.2185
女	年齢	(コーホート)	20歳時	25歳時	30歳時	35歳時	40歳時
	20～24	(1974.7～1979.6)	0.6764	—	—	—	—
	25～29	(1969.7～1974.6)	0.6885	0.4757	—	—	—
	30～34	(1964.7～1969.6)	0.6677	0.4057	0.1846	—	—
	35～39	(1959.7～1964.6)	0.6486	0.3752	0.1446	0.1060	—
	40～44	(1954.7～1959.6)	0.6159	0.3030	0.1284	0.0925	0.0826
	45～49	(1949.7～1954.6)	0.5750	0.2223	0.0976	0.0747	0.0703
	50～54	(1944.7～1949.6)	0.6178	0.2634	0.1327	0.1073	0.0985
	55～59	(1939.7～1944.6)	0.6466	0.2746	0.1314	0.1148	0.1090

表2は、男女・年齢別に20, 25, 30, 35, 40歳時の離家未経験割合 (Kaplan-Meyer の生存率) を示したものである¹⁾。男子では20代の離家未経験割合は1950年代前半生まれ (1970年代前半に20歳) を底に上昇しているが、35歳以上の離家未経験割合はこのコーホート以

1) 前回はアクチュアリー推計値を用いたが (鈴木 1997, p.20), 既存研究では Kaplan-Meyer 推計値の方が多く使われているので、今回はこちらを採用した。

後も低下している。つまり離家のタイミングは遅れているものの、直系家族の減少が続いているため、最終的に離家する割合は上昇していると解釈できる。女子ではどの年齢の離家未経験割合も、1970年代前半に20歳だったコーホートを底に上昇しており、タイミングの遅れが全年齢の動向を支配している。ただし最も若い1970年代後半生まれの女子では、10代での離家の減少傾向が止まっている。これは1970年代以降続いてきた離家遅れが終息する兆しかも知れず、このコーホートの20代以降の行動が注目される。

表3 男女・年齢別、離家の四分位年齢

男	年齢	(コーホート)	25%	50%	75%
	20~24	(1974.7~1979.6)	18.84	—	—
	25~29	(1969.7~1974.6)	18.73	22.49	—
	30~34	(1964.7~1969.6)	18.61	21.46	29.16
	35~39	(1959.7~1964.6)	18.55	20.57	28.29
	40~44	(1954.7~1959.6)	18.41	19.81	28.75
	45~49	(1949.7~1954.6)	18.31	19.30	28.46
	50~54	(1944.7~1949.6)	18.33	20.09	28.45
	55~59	(1939.7~1944.6)	18.25	20.47	30.00
女	年齢	(コーホート)	25%	50%	75%
	20~24	(1974.7~1979.6)	18.95	—	—
	25~29	(1969.7~1974.6)	18.94	24.50	—
	30~34	(1964.7~1969.6)	18.81	23.50	27.78
	35~39	(1959.7~1964.6)	18.76	22.96	26.58
	40~44	(1954.7~1959.6)	18.67	22.56	25.80
	45~49	(1949.7~1954.6)	18.46	21.31	24.64
	50~54	(1944.7~1949.6)	18.52	22.16	25.20
	55~59	(1939.7~1944.6)	18.54	22.42	25.48

表3は、コーホートの25%、50%、75%が離家を経験する年齢（四分位年齢）を比較したものである。女子ではどの四分位年齢も1950年代前半生まれを底に上昇しており、男子も25パーセンタイルを除いて同様の傾向を示す。1960年以降の出生コーホートで離家の遅れが続いているという点では、既存研究（鈴木 1997, p.20, 安藤 2001, p.4）を確認する結果となっている。日本以外でも離家の遅れが進行中であることは、北アメリカやヨーロッパ諸国で広く確認されている（Ravanera, Rajulton and Burch 1995, p.181, Goldscheider and Goldscheider 1994, p.18, Mayer and Schwarz 1989, p.151, Holdsworth 2000, p.204, Aassve, Billari and Ongaro 2000, p.1, Billari, Philipov and Baizan 2001, p.10）。

離家の遅れの要因としては、まず晩婚化が考えられる。しかし前回調査を用いた分析では、20~24歳の離家未経験割合の上昇は、主に結婚前離家の遅れによるものだった（Suzuki 2001, p.29）。また表2を見ても、20歳時点で既に離家の遅れが見られることから、結婚前の離家も遅れているのは間違いない。女子ではコーホート差が年齢とともに拡大しており、晩婚化の影響も大きいと考えられる。男子では直系家族世帯の減少が攪乱要因となっており、必ずしもコーホート差は年齢とともに拡大しない。

表4では20歳未満の離家に限って、離家理由を比較した。「未離家」の割合は、表2の20歳時生存率に一致する。この年齢層では、18歳を中心とする進学・就職時の離家が大部分を占める。10代の結婚離家は、戦前生まれのコーホートでも稀だった。進学離家は1960年代後半生まれ（1980年代に18歳）から一時停滞したが、1970年代後半生まれでは再び増えている。就職時の離家はほぼ一貫して減っており、1990年代の離家の遅れはもっぱら就職離家の減少による。就職離家の減少の背景としては、進学との競合以外に、就職機会の多い大都市圏育ちの若者の割合の上昇が考えられる。さらに1990年代に限れば、バブル経済の崩壊による若者の就職難や失業者の増加が、離家の遅れを加速した可能性もある。

表4 男女・年齢別、20歳未満の離家理由（%）

男	年齢	(コーホート)	N	進学	就職	結婚	その他・不詳	未離家
	20~24	(1974.7~1979.6)	940	27.2	6.8	0.3	4.0	61.7
	25~29	(1969.7~1974.6)	959	24.1	11.9	0.4	4.7	58.9
	30~34	(1964.7~1969.6)	969	24.0	14.6	0.5	4.7	56.3
	35~39	(1959.7~1964.6)	889	27.5	14.2	0.6	4.7	52.9
	40~44	(1954.7~1959.6)	931	26.9	20.0	0.5	4.0	48.6
	45~49	(1949.7~1954.6)	1,059	21.9	28.5	0.2	4.4	45.1
	50~54	(1944.7~1949.6)	1,076	16.6	27.8	0.5	4.7	50.4
	55~59	(1939.7~1944.6)	870	8.8	34.4	0.7	4.2	52.0
女	年齢	(コーホート)	N	進学	就職	結婚	その他・不詳	未離家
	20~24	(1974.7~1979.6)	988	20.9	6.4	1.5	3.6	67.6
	25~29	(1969.7~1974.6)	1,107	18.9	7.6	1.6	3.1	68.8
	30~34	(1964.7~1969.6)	983	17.3	11.3	1.6	3.1	66.8
	35~39	(1959.7~1964.6)	847	18.1	11.6	2.7	2.7	64.9
	40~44	(1954.7~1959.6)	938	18.6	14.0	2.8	3.0	61.6
	45~49	(1949.7~1954.6)	1,100	14.2	24.0	2.1	2.1	57.5
	50~54	(1944.7~1949.6)	1,085	7.7	26.3	2.1	2.2	61.8
	55~59	(1939.7~1944.6)	981	4.8	24.2	2.9	3.4	64.7

III. 離家の性差

Billari, Philipov and Baizan (2001) はヨーロッパ20ヶ国の比較により、離家行動に関し極めて高い異質性が存在することを示した。彼らは1990年代に実施された FFS (Fertility and Family Surveys) のデータを用い、主として1956~65年出生コーホートの離家行動を比較している。これに合わせるため、ここでは1954年7月~1964年6月生まれ（調査時35~44歳）をまとめて Kaplan-Meyer の生存率関数を男女別に計算した。また Goldscherder and Goldscherder (1994) および Ravanera, Rajulton and Burch (1995) から、アメリカとカナダの1960年前後生まれコーホートの離家年齢を得た。これらをヨーロッパと合わせて、図2に示した²⁾。

2) いずれの著者も、コーホートの50%が離家を経験する年齢を中央年齢 (median age) と呼んでいる。しかしそれでは調査時点までに離家した者の50%が離家を経験する年齢と誤解される恐れがあるので、その語法は避けた。

図の対角線より左上は女子の方が離家が遅いことを表すが、そのような国はヨーロッパや北アメリカには見当たらない。この男女差が、日本の離家のユニークな点である。日本人男子は北アメリカや北・西ヨーロッパ並に早く離家するのに対し、日本人女子の離家は東・南ヨーロッパ並に遅いのである。

日本で離家全体に占める結婚離家の割合に大きな性差があることは、既存研究でも確認されている（鈴木，1997，p.23；安藤，2001，p.25）。図3は今回調査による結婚離家の割合を、諸外国（ヨーロッパは同棲離家も含む）と比較したものである。日本では結婚離家の割合は、男子の20.5%に対し女子は52.9%で、結婚時に離家する女子は男子より33%も多い。このように離家理由についても、日本人男子の結婚離家割合は北・西ヨーロッパ並に低いが、日本人女子のそれは東・南ヨーロッパ並に高いという分裂したパターンが現れている。

結婚以外の離家理由では、進学が男子34.4%に対し女子20.9%、就職が男子31.8%に対し女子18.8%、その他・不詳が男子13.3%に対し女子7.3%となっている。つまり日本では、結婚以外の理由では全て男子が女子を上回っている。性差の主要因は、進学や就職行動の性差よりも、どんな理由であれ結婚前に離家するか否かの性差にあると解釈すべきだろう。

欧米でも結婚（同棲）離家は女子に多いが、男女差はあっても20%以下である。このため結婚年齢の性差がそのまま離家年齢の性差となり、女子の方が離家が早い。しかし日本の場合は、結婚前に離家する割合の男女差が33%とあまりにも大きいため、結婚年齢差を逆転して男子の方が離家が早いという特異なパターンを生じている。

欧米でも過去には、18世紀以前のイギリスや第2次世界大戦中のアメリカのように男子の方が離家が早かった例が知られている（Wall 1989, p.385, Goldscheider and Gold-

図2 1960年前後生まれコーホートの50%が離家する年齢

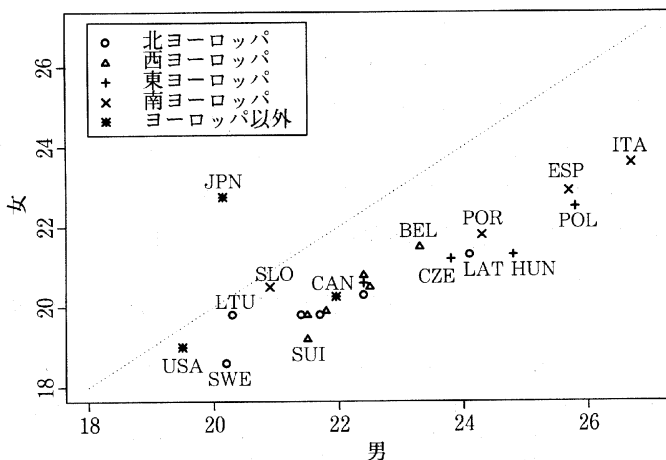
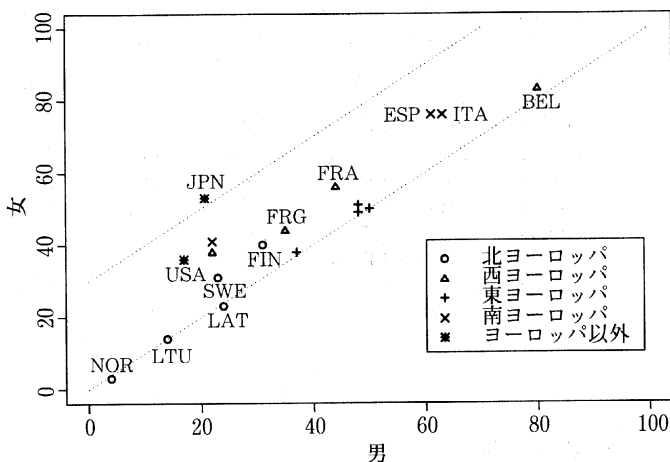


図3 1960年前後生まれコーホートの結婚離家の割合(%)



scheider 1994, p.14). しかし第二次大戦後は、そのようなパターンを示す国は見当たらない。横断的分析によると、ラテンアメリカでも親との同居割合は女子の方が低い (De Vos, 1989, p.618)。センサス・データを用いた間接推計によると、中国と韓国も同様に女子の方が離家が早いパターンを示す (Zeng et al., 1994, p.69)。しかしこれはパネル・データや回顧データに基づく直接的な証拠ではないので、日本が本当に東アジアの中でも特異なのかは確証がない。

なお、表2の20歳時離家未経験割合や表3の50パーセントイル年齢をみると、性差は縮小する傾向にある。それでも1950年代後半生まれの2.75歳差が、1970年代前半生まれでは2.0歳まで縮小したにとどまる。日本人の離家行動の性差が消滅したり、あるいは逆転して欧米と同様になったりすることは、近い将来には起こらないだろう。

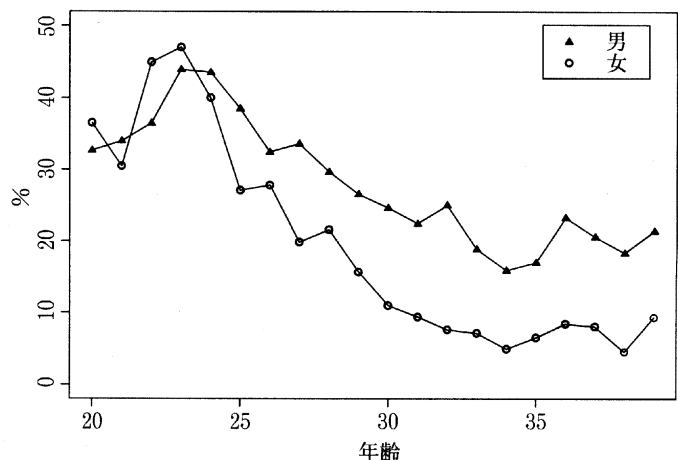
IV. 親世帯への戻り

第4回世帯動態調査では、最初の離家について年齢と理由を尋ねたのみで、その後の親世帯への戻りの有無や時期や理由については尋ねていない。従って Da Vanzo and Goldscheider (1990), Goldscheider, Thornton and Young-Demarco (1993), Goldscheider and Goldscheider (1996) のような詳細な分析は不可能だが、離家の有無と現在の親との同居を組み合わせればある程度推測できる。

しかし親世帯への戻り確率については、回収バイアスを補正できない。前節までの分析は調査時20～59歳男女の全員（欠損データを含む者は除く）が分析対象で、離家未経験者も現在年齢以前はKaplan-Meyer推計値の計算に含まれていた。従って回収バイアスの補正は、単に2000年国勢調査における独居割合に合わせればよかった。しかし親世帯への戻りの分析では、離家経験者だけが分析対象となる。国勢調査では離家経験者の独居割合は得られないので、ウェイト係数が決定できない。結局、この節では独居者の低い回収バイアスを補正しておらず、親世帯への戻り確率が過大評価になっている可能性が大きい。

図4は40歳未満の離家経験者について、親との同居割合を男女別、現在年齢別に示したものである。男女とも大学卒業年齢以降の22～24歳がピークで、同居割合が40%を超えている。つまり22歳未満で離家した者のうち少なくとも40%が親世帯へ戻っていることになるが、戻りの経験を直接尋ねたフロー・データ

図4 離家経験者の親との同居割合



ではないことと、上述の回収バイアスの問題があるので、実際の水準を推定するのは難しい。しかし Goldscheider and Goldscheider (1994, p.22) によると、アメリカにおける戻り確率は40%前後で、日本もそれと同程度なのかも知れない。

世帯動態調査では、離家から戻りまでの期間は特定できない。アメリカの場合、離家後6～11ヶ月に最初のピークがあり、離家後42～47ヶ月にそれより大きなピークがあり、後者は明らかに大学卒業時に対応している (Goldscheider, Thornton and Young-Demarco 1993, p.693)。図3で22～24歳に親と同居のピークが来ることは、日本でも大学卒業とともに親世帯へ戻る男女が多いことを示唆している。

表5は、40歳未満離家経験者の親同居割合を、離家理由別に比較したものである。やはり親元への戻りが多いのは進学離家で、女子では半数以上が親世帯に戻っている。次いで親との同居が多いのは就職離家で、男女とも20代前半は40%前後である。20代後半以降は急激に男女差が広がり、再離家の確率が男子で低いことを示唆している。結婚離家から親元へ戻る確率は結婚以外の離家よりも低く、この結果はアメリカと同じである (Da Vanzo and Goldscheider 1990, p.247)。

表5 男女・年齢別、離家理由別、親との同居割合 (%)

男	年齢	(コーホート)	進学	就職	結婚	その他・不詳
	20～24	(1974.7～1979.6)	43.6	40.8	0.0	31.5
	25～29	(1969.7～1974.6)	41.6	33.5	5.6	25.0
	30～34	(1964.7～1969.6)	27.2	24.4	9.9	14.9
	35～39	(1959.7～1964.6)	25.1	25.6	9.7	14.6
女	年齢	(コーホート)	進学	就職	結婚	その他・不詳
	20～24	(1974.7～1979.6)	52.5	39.5	10.5	34.0
	25～29	(1969.7～1974.6)	37.4	22.8	9.3	24.4
	30～34	(1964.7～1969.6)	17.0	12.0	3.0	7.6
	35～39	(1959.7～1964.6)	12.1	8.1	4.8	11.3

V. 離家の決定因

親世帯からの離家を促進・抑圧する要因としては、地域特性、家族・世帯の特性、親子それぞれの社会経済的地位や価値意識等が考えられる。このうち地域特性では、大都市育ちだと離家ハザードが低いことが米国で確認されている (Goldscheider and Da Vanzo 1989, p.606, Buck and Scott 1993, p.871)。日本でも大都市や県庁所在地以外で育った者は、都会育ちに比べ離家オッズが顕著に高い (福田 2003, p.56)。

兄弟姉妹数が多いと離家が早いことも、日本や米国やカナダなどで繰り返し確認されている (Kojima 1990, p.22, 福田 2003, p.56, Goldscheider and Da Vanzo 1989, Mitchell, Wister and Burch 1989, p.610, Aquilino 1991, p.1004, Goldscheider and Goldscheider 1996, p.15)。兄弟姉妹数は世帯の混み合いの指標と解釈できるが、Buck and Scott

(1993, p.870) はより直接的に、世帯密度＝世帯員数／部屋数が女子の離家を促進することを示した。

親の婚姻状態に関しては、親が片親だったり、再婚による継父母や異父母きょうだいがいると離家が促進されることが知られている (Mitchell, Wister and Burch 1989, Aquilino 1991, Buck and Scott 1993, Goldscheider and Goldscheider 1996, Holdsworth 2000, pp.211-212). 親が高学歴だと子の離家ハザード (結婚・同棲以外による) が高いという関係は、米国、英国、ベルギー、オランダなどで見られる (Goldscheider and Da Vanzo 1989, Buck and Scott 1993, Aquilino 1991, Holdsworth 2000, Corijn and Manting 2000, p.52). 米国では母親が専門職の場合、スペインでは母親が就業している場合に離家ハザードが高い (Goldscheider and Da Vanzo 1989, Holdsworth 2000).

世帯所得の効果については一致しておらず、米国では世帯所得は子の離家を促進するが、イタリアでは娘の離家を抑圧するとされる。子供自身の社会経済的特性に関しては、米国では成績の良さや所得の高さが離家を促進し、イタリアでは失業経験があったり現在失業中の息子の離家性向が低い (Goldscheider and Da Vanzo 1989, Aassve, Billari and Ongaro 2000, pp.15-20). 日本では父親の社会経済的地位が高いと息子の結婚前離家を促進するが、父親の地位が低いと娘の就職離家を促進するとされる (福田, 2003; p.57). なお米国では、子供自身の予期より親の期待の方が、また経済的条件より価値意識の方が、子の離家行動への影響が大きいとされる (Goldscheider and Goldscheider 1993, p.860, 1994, pp.7-8).

欧米の研究はいずれも縦断調査か、あるいは詳細な回顧調査データに基づき、イベントヒストリー分析やロジスティック回帰分析を行っている。福田 (2003) も全国家族調査 (NFRJ98) を用い、離家理由で層化したイベントヒストリー分析を行っている。しかし世帯動態調査のように調査項目が限定されたデータでは、残念ながら時間依存のイベントヒストリー分析のような厳密な分析はできない。この調査では同居する世帯員の属性はある程度詳しく尋ねているが、別居する親族の情報は極めて限られている。従って離家した子について、親世帯の所在地や親の学歴・労働力状態・職業・住宅所有といった情報は一切ない。

前回の分析 (Suzuki 2001, pp.33-32) では、世帯主の子が世帯主と同居しているか否かに関する横断的分析を行った。この方法の問題点は、同居割合には離家経験率と離家後の戻り率の両方が影響しておりそれらを分離できない点である。さらに問題だったのは、前回調査では別居している子の婚姻状態を尋ねておらず、未婚子と既婚子が区別できなかったことである。離家を結婚離家とそれ以外の離家に分けるのは重要なポイントで、さもないと分析しているのが結婚前離家の遅れなのか晩婚化なのかが曖昧になってしまう。幸い前回調査では別居子の年齢を尋ねていたので、20～24歳の子の同別居を対象とすることで対処した。しかしこれはあくまで近似値に過ぎず、結婚前離家を完全に分離できたわけではない。

今回調査では別居子ひとりひとりの年齢を尋ねる代わりに、未婚・既婚別の子供数を子

の男女別に尋ねた。同居子については性・年齢・婚姻状態の詳しい情報が得られるから、未婚子数から同居している未婚子数を引けば別居している未婚子数が得られる。ここでは18歳以上の同居未婚子数と、年齢については一切データがない別居未婚子数をプールして分析対象とする。別居未婚子には18歳未満が含まれる可能性があるが、そうしたケースは例外的だろう。このように今回調査では、別居子の年齢については詳細な情報を諦める代わりに、未婚・既婚については明確に分離できるようにした。

世帯主の子を未婚に限ると同時に、世帯主の年齢は65歳未満に限定した。ここで分析したいのは主として40歳までの結婚前離家の決定因であり、親の年齢は65歳未満で十分だろう。また高齢世帯主の子との同居を含んだのでは、焦点が曖昧になる可能性があるため、高齢の親は除外することにした。

今回調査で18歳以上の未婚同居子または未婚別居子を持つ65歳未満世帯主は、3,168人だった。未婚子数は同居・別居を併せて5099人である。うち説明変数に欠損値がない未婚子3,946人（息子2,110人、娘1,836人）を分析の対象とする。対応する世帯主数は、2,455人である。

前回調査は世帯員の労働力状態に関する情報を欠いていたため、母親の就業は子の離家を促進するという仮説が検証できなかった。上述のように、母親の就業・職業の効果はスペインと米国では確認されている。日本では母親が有職だと子の結婚が早まるという結果が得られており（厚生省人口問題研究所 1994, p.100, 金子 1995, p.27）、離家にも同様の効果が期待される。実際に岩上（1999, p.6）は、母親がずっと被雇用だと未婚子との別居オッズが高いという結果を得ている。

今回調査では世帯員の労働力状態が得られるので、世帯主の配偶者の就業状態をモデルに投入することにした。もちろんこの要因は、世帯主が配偶者と同居していなければ非該当となる。また前回調査の分析では、世帯主の性別と配偶者同居か否かを別々の要因として投入した。これは夫婦同居の場合でも世帯主の性別は男女いずれでもあり得るからだが、実際には夫婦同居なら夫が世帯主である場合がほとんどである³⁾。そこで今回は、世帯主が配偶者と同居する場合は妻の労働力状態によって分類し、配偶者と同居しない場合は世帯主の性別を要因としてモデルに投入することにした。この配偶者同居、妻の労働力状態、世帯主の性別を併せた変数は、次の6カテゴリーから成る。

- (1) 親夫婦同居・母無職
- (2) " ・母パートタイム
- (3) " ・母自営
- (4) " ・母常勤
- (5) 親夫婦非同居・男世帯主
- (6) " ・女世帯主

3) 分析に使用した2455世帯中、妻が世帯主でかつ夫と同居しているのは3世帯だった。

(1)～(4)で「母」とあるのは厳密には「世帯主の配偶者」が正しいが、夫婦同居で母親が世帯主である世帯は3世帯に過ぎなかったため、以下では配偶者を母親と同一視する。(5)(6)の配偶者と同居しない世帯主には、有配偶別居者も無配偶者も含まれる。分析では(1)を準拠カテゴリーとし、(2)～(6)の状態を表すダミー変数を用意した。

これ以外の説明変数は、前回調査の分析とほとんど同じである。地域特性として三大都市圏およびD I D（国勢調査で定義される人口集中地区）居住を表すダミー変数を、社会経済的特性として世帯主の住居が持家であることと世帯主が短大卒以上を表すダミー変数を、世帯の混み合いの指標として世帯主の生存子数（子供から見れば自分を含む兄弟姉妹数）を投入した。

表6はこれらの説明変数と、被説明変数である世帯主との同居の記述統計である。同居割合は息子が58.3%、娘が65.6%で、 χ^2 検定によるとこの差は有意である。日本では親の属性による子の性別の偏りは存在しないはずであり、実際に同居割合以外に有意な性差はない。表には示さなかったが、配偶者同居・妻の労働力状態・世帯主の性別の組合せでは準拠カテゴリーである「親夫婦同居・母無職」が最大で、息子の30.2%、娘の27.3%を占める。未婚子から見て親が夫婦同居でない場合は父母を併せて15%ほどだが、その場合の別居未婚子は実はもう一方の親と同居している可能性がある。このように少なくとも一方の親と別居していることは、必ずしも離家したことを意味しないので、夫婦同居以外の場合には注意が必要である。同居子を18歳以上に限定したため、持家（集合住宅を含む）の割合は80%以上と非常に高くなっている。

表6 18歳以上未婚子の親との同居とその要因
(記述統計)

	息子	娘
親と同居 (%)	58.3	65.6
夫婦同居・母パート (%)	23.7	25.8
夫婦同居・母自営 (%)	15.2	16.7
夫婦同居・母常勤 (%)	15.6	14.4
男親世帯 (%)	7.0	7.1
女親世帯 (%)	8.3	8.7
親D I D居住 (%)	67.1	68.0
親三大都市圏 ¹⁾ 居住 (%)	52.3	51.4
親持家 (%)	81.9	82.7
親短大卒以上 (%)	30.1	31.0
兄弟姉妹数 ²⁾ (人)	2.4	2.4
ケース数	2110	1836

- 1) 埼玉・千葉・東京・神奈川・岐阜・愛知・三重・京都・大阪・兵庫
2) 自分を含む

表7は、親との同居に対するロジスティック回帰の結果である。親が夫婦同居である場合、母親がパートタイムで就労していても、専業主婦と比べて同居オッズに有意差はない。母親が自営（家族従業者を含む）の場合、娘の離家を促進する。母親の就業形態の効果はフルタイムの場合に最も大きく、専業主婦の場合に比べ息子・娘とも同居オッズが有意に低い。妻が非就業の場合とパートタイム就業の場合に差がなく、フルタイム就業の場合のみ異質であるという関係は、夫の家事分担にも表れており興味深い（津谷 2000, p.42）。また岩上（1999, p.6）は、母親の就業経歴に関して、自営継続・育児後再就職・主婦継続の間に有意差がなく、継続被雇用だった場合にのみ子の別居オッズが有意に高いという結果を得ている。

夫婦同居でない場合、父親との同居オッズが非常に低くなっている。しかし上述のようにこれは必ずしも離家と一致せず、母親と同居し単身赴任や離婚した父親と別居している

表7 18歳以上未婚子の親との同別に対するロジスティック回帰

	息子		娘	
	exp(b)	t	exp(b)	t
切片	1.2201	0.8705	1.3206	1.0674
夫婦同居・母パート	1.0398	0.3095	0.9463	-0.3751
夫婦同居・母自営	1.1683	1.0504	0.7228	-1.9642*
夫婦同居・母常勤	0.7553	-1.9807*	0.6341	-2.7014**
男親世帯	0.2407	-6.4665**	0.1732	-7.5191**
女親世帯	0.8384	-0.9894	0.8642	-0.7093
親D I D居住	0.8932	-1.0837	1.5499	3.7129**
親三大都市圏 ¹⁾ 居住	1.8127	6.0800**	1.5138	3.7689**
親持家	1.8986	5.0466**	2.9125	7.4708**
親短大卒以上	0.6521	-4.0966**	0.7065	-2.9809**
兄弟姉妹数 ²⁾	0.8591	-2.3373*	0.7785	-3.5789**
総偏差 (自由度)	2866.8	(2109)	2362.7	(1835)
残余偏差 (自由度)	2693.8	(2099)	2154.5	(1825)

*p<.05, **p<.01

1) 埼玉・千葉・東京・神奈川・岐阜・愛知・三重・京都・大阪・兵庫

2) 自分を含む

だけかも知れない。母親が世帯主である場合の同居オッズは、夫婦同居の場合と有意な差がない。前回調査の分析は夫婦同居だと片親の場合に比べ同居オッズが有意に高かったが、この差は子の離家行動とは必ずしも結びついていない可能性がある。このあたりは、対象者の離家行動を直接分析できないというデータの弱点を露呈している。

居住地の効果は前回の分析と同じで、三大都市圏の効果は息子・娘とも有意だが、D I D居住が離家を抑制する効果は娘でのみ有意である。おそらく地方都市のような三大都市圏以外のD I Dの場合、娘は自宅から通える範囲で進学・就職するため、非D I Dに比べ親元に残るオッズが高いのだろう。しかし息子の間では大都市志向が強く、非D I D居住者とあまり変わらない確率で離家していると思われる。

岩上(1999)は、非D I Dでむしろ親との同居オッズが高いという結果を得ているが、親ではなく子の現住地を使っている点に問題がある。つまり離家した子については離家後の居住地を説明変数としており、因果的に意味のないモデルになっている。岩上が使用した第11回出生動向基本調査の独身票では親の居住地が得られず、夫婦票では子との同別居が得られないので、地域特性が離家に与える影響の分析には向いていない。

親の地位指標では、持家の場合に同居オッズが高く、親が高学歴の場合に別居のオッズが高い。親学歴の効果は、前回の分析では息子にのみ有意だったが、今回は娘でも有意差が出た。一方で岩上(1999)では父母の学歴とも有意な効果を持たず、この要因に関しては結果が不安定である。兄弟姉妹数の効果は、前回は娘にのみ有意だったが、今回は息子でも有意である。もちろん兄弟姉妹数が多い場合に同居オッズが低く、岩上(1999)や安藤(2001, p.20)の結果と一致している。

VI. 離家と結婚・出生

近年における離家の遅れの一部は、もちろん晩婚化によるものである。コーホートの相当部分（女子では50%以上）が結婚時に離家するため、晩婚化が進めばそれだけ離家も遅れることになる。しかし既に見たように、就職・進学といった結婚時以外の離家もまた遅れている。コーホート差はまだほとんど結婚した者がいない20歳時点で既に表れており、この年齢における離家の遅れはもっぱら就職離家の減少によるものだった。

わが国では結婚前の離家は、18歳の高校卒業時に集中している。ちなみに第三章で分析した1954年7月～1964年6月生まれ（調査時35～44歳）コーホートでは、結婚前離家者の50.1%が18歳時に離家した。17歳以下で離家した12.8%を加えると、62.9%が18歳以下で離家したことになる。従って結婚前離家の時点では、本人の最終学歴や職業や所得といった社会経済的地位は確定していないことが多い。そのため結婚前離家の説明変数としては、親の社会経済的地位や居住地や家族・世帯構成を重視すべきである。上のロジット分析で、対象を世帯主の子の居住状態としたのはそのためである。これに対し結婚行動の説明変数としては、本人の社会経済的地位を重視すべきである。実際にわが国でも、女子の学歴や労働力状態・職業が初婚ハザードに影響することが、繰り返し確認されている（厚生省人口問題研究所 1989, p.67, 1994, p.100, 大谷 1993, p.184, Tsuya and Mason 1995, p.161, 和田 2000, p.485, Retherford, Ogawa and Matsukura 2001, p.74）。

このように結婚前離家の遅れと晩婚化は、ある程度独立に進行するふたつの過程と捉えることができる。もちろん若者の経済的困難や親世代との相対所得差のような共通する要因もあるが、帰属的特性と達成的特性のいずれが重要かについては明確な違いがある。

超低出生力の先陣を切ったイタリアでは、離家の遅れが出生力低下の重要な要因とする言説が多く見られる。Livi-Bacci (2001) によると、イタリアにおける急激な出生力低下の重要な要因は、遅延症候群 (postponement syndrome) すなわち卒業・就職・離家・結婚・出生といった一連のライフコース転換の遅れである。イタリアで過去20年間に発達した人生モデルによると、離家のためにはフルタイム職と持家が必要で、結婚のためには離家が必要とされる。Dalla Zuanna (2001) も、イタリアの家族主義 (familism) が離家を遅らせ、離家の遅れが晩婚化・未婚化を通じて出生率を引き下げるという図式を提示している。Billari, Manfredi and Valentini (2000) の数理モデルも、成人への移行（離家または卒業で定義される）が結婚の条件であり、結婚が出生の条件であるという仮定に基づいている。

しかしイタリアを含む南ヨーロッパの状況では、「離家の遅れが結婚力・出生力低下をもたらしている」という言い方には語弊がある。南ヨーロッパでは伝統的に結婚前離家は稀で、スペインでは「結婚するには家が要る (casada casa quiere)」と言われる (Reher, 1998, p.205)。つまり南欧では安定的な職業と住宅の購入が結婚の前提条件であり、未婚者は親もとにとどまって結婚資金を貯める。これは離家と結婚が不可分な一組のイベント

であることを意味し、実際にイタリアとスペインでは男子の60%以上、女子の75%以上が結婚時に離家している（図3参照）。従って経験的データにおいて、離家の遅れと結婚の遅れを分離するのは難しい。

このように結婚離家が圧倒的に多い南ヨーロッパでは、結婚前離家の遅れが問題となっているのではなく、そのような結婚前の離家が稀であることが結婚力、さらには出生力の低下を急激なものにしているとして問題視されているのである。結婚前離家を抑圧している若者の失業率や賃貸住宅市場の未発達が改善されれば、結婚前離家は増えるかも知れないが、それが結婚の増加につながるかどうかは経験的な問題である。

山田（1999）は、離家せず親もとにとどまる若者は結婚しにくく、パラサイト・シングルがスパイラル的に自己増殖するとしているが（p.56）、その経験的根拠は疑わしい。出生動向基本調査では、親同居の初婚に対する効果は不安定で、あっても大きくない。第9次出産力調査の分析によると、恋愛結婚の女子で離家が初婚ハザードを高める効果があるが、女子全体では有意でない（大谷 1993, p.192）。第10回出生動向基本調査の分析では、女子の離家はむしろ初婚ハザードを抑えるとされたり（厚生省人口問題研究所 1994, p.100）、やはり初婚ハザードを高めるとされたりして（和田 2000, p.486）、一定しない。

世帯動態調査は結婚・出生に関する調査ではないので、結婚前の女子の就業状態や職業のような重要な変数を欠いており、

出生動向基本調査で行われているような精緻なイベント・ヒストリー分析はできない。表8は調査時点で有配偶だった女子（再婚を除く）の初婚年齢を、離家が結婚時だったか否かについて比較したものである。この表を見ると、結婚前に離家した女子の方がむしろ結婚が遅い。これは

表8 女子の離家理由別、平均初婚年齢

年齢	(コーホート)	離家理由	
		結婚以外	結婚
30~34	(1964.7~1969.6)	25.83	24.77
35~39	(1959.7~1964.6)	25.97	24.70
40~44	(1954.7~1959.6)	25.48	24.49
45~49	(1949.7~1954.6)	24.43	24.00
50~54	(1944.7~1949.6)	24.50	24.02
55~59	(1939.7~1944.6)	24.09	23.79

二変数相関なので、単に大都市圏育ちの女子は結婚前離家が少なく、かつ晩婚であるというだけのことかも知れない。しかし離家が結婚を促進する純効果が仮にあったとしても、他の要因の影に隠れる程度の弱い効果しかないということは言える。

このように日本の場合、結婚前離家は本人より親の特性に依存しており、かつその後の結婚・出生行動にはあまり影響しないと考えられる。従って離家の遅れが晩婚化の主たる原因であるとするのは、妥当でないだろう。離家の遅れの一部は晩婚化によるものであり、それとは独立に結婚前離家の遅れも進んでいるが、後者が晩婚の動向を支配するほど強い影響力を持つとは考えにくい。

VII. 結語

本稿ではまず Kaplan-Meyer の推定値によって、離家のコーホート比較を試みた。そ

の結果離家が遅れており、遅れは18歳を中心とする結婚前離家でも生じていることがわかった。しかし1970年代後半生まれの女子では、20歳未満の離家が先行コーホートより増えており、離家の遅れが終息する兆しかも知れない。その要因としては、1970年代後半以後のコーホートで三大都市圏育ちの割合が低下していることが注目される (Suzuki, 2001, pp. 33-34)。

最近のコーホートの20歳未満での離家の理由としては、進学が増え就職が減っていることが明らかになった。大学進学率は1990年代を通じて上昇しており、生徒数減少のため今後も上昇を続けるだろう。一方で高校卒業時の就職離家は、稀な形態になりつつある。従って高校卒業時に離家するか否かは、進学するか否かによってほぼ決定されるようになるだろう。

離家行動の男女差は、欧米と際立った対照を示していた。わが国では男子の結婚前離家が女子に比べはるかに多いため、離家の平均的タイミングは男子の方が早いという特異なパターンを生じていた。このような離家行動の性差の要因としては、伝統的性役割意識の残存や母娘の親密さといった文化的要因、あるいは自宅通勤の女子を優先する企業慣行などが考えられる。

最初の離家後に親元に戻る確率は、データの制約から厳密な推定はできなかったが、米国の40%と同程度である可能性が見出された。また進学離家の半数程度は、大学卒業時に親もとに戻っていた。しかし本調査では情報不足は否めず、最初の離家以後の居住状態が完全に復元できる詳細なデータの収集が求められる。

前回調査の結果では、20~24歳の子との同居に影響を及ぼす要因としては、親世帯が三大都市圏にあることと親夫婦が揃っていることが圧倒的な効果を持っていた (Suzuki, 2001, p.32)。しかし18歳以上未婚子を対象とした今回の分析では、三大都市圏の効果は大きいながらも圧倒的というほどではない。また母親の就業状態を統制すると、女親世帯の効果は有意ではなかった。ただしここでも、調査時点の親との同居は離家経験の有無と必ずしも一致しないというデータの問題がある。理想的なデータは、コーホートの高校在学時から30歳代までをカバーする、十分な標本規模のパネル調査データだろう。次善の策は回想法で、最初の離家以後の居住状態の変化と、各時点での自分と親世帯の人口学的・社会経済的特性を尋ねることだが、社会保障・人口問題基本調査のような分量が制限された調査でそこまで詳細な情報を集めるのは難しい。

わが国では結婚前離家経験者の初婚ハザードが未経験者より高いとする根拠は乏しく、結婚前離家の遅れが晩婚化・少産化をもたらしているとは言い難い。だからといって、離家研究の意義が薄いことにはならない。離家の動向は世帯変動の重要な要因であり、また親の心理的幸福度、若者の心理的発達や性行動や配偶者選択、住宅や家具・家電への需要といった様々な領域に影響を及ぼすだろう。そして離家の国際比較は、ヨーロッパの多様性に対して東アジア的特徴を位置づけられるならば、家族と文化の関係に関する重要な洞察を導き得るだろう。その意味で、日本以外の東アジアにおける離家の動向と性差の研究が望まれる。

文献

- Aassve, Arnstein, Francesco C. Billari and Fausta Ongaro (2000) "The impact of income and occupational status on leaving home: Evidence from the Italian ECHIP sample," Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Working Paper 2000-012.
(<http://www.demogr.mpg.de/Papers/Working/wp-2000-012.pdf>)
- 安藤由美 (2001) 「成人期への移行出来事のタイミングと順序—出生コーホート間比較による連続性と変化—」,
加藤彰彦編『家族形成のダイナミクス』文部省科学研究費基盤研究 (A) : 10301010, 家族生活についての
全国調査 (NFR98) 報告書2-1, pp.1-42.
- Aquilino, William S. (1991) "Family structure and home-leaving: A further specification of the relationship," *Journal of Marriage and the Family* 53-4, pp.999-1010.
- Billari, Francesco C., Piero Manfredi, and Alessandro Valentini (2000) "Macro-demographic effects of the transition to adulthood: Multistate stable population theory and an application to Italy," *Mathematical Population Studies* 9-1, pp.33-63.
- Billari, Francesco, Dimitar Philipov and Pau Baizán (2001) "Leaving home in Europe: The experience of cohorts born around 1960," Max Planck Institute for Demographic Research, Rostock, Working Paper 2001-014.
(<http://www.demogr.mpg.de/Papers/Working/wp-2001-014.pdf>)
- Buck, Nicholas and Jacqueline Scott (1993) "She's leaving home; but why? An Analysis of Young People Leaving the Parental Home," *Journal of Marriage and the Family* 55-4, pp.863-874.
- Corijn, Martine and Doarien Manting (2000) "The choice of living arrangement after leaving the parental home," in De Beer, Joop and Deven, Fred (eds.), *Diversity in Family Formation: The 2nd Demographic Transition in Belgium and the Netherlands*, European Studies of Population, Vol.8, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, pp.33-58.
- Da Vanzo, Julie and Frances Kobrin Goldscheider (1990) "Coming home again: Returns to the parental home of young adults," *Population Studies* 44-2, pp.241-255.
- Dalla Zuanna, Gianpiero (2001) "The banquet of Aeolus: A familistic interpretation of Italy's lowest low fertility," *Demographic Research* 4-5, pp.133-161.
(<http://www.demographic-research.org/volumes/vol4/5/4-5.pdf>)
- De Vos, Susan (1989) "Leaving the parental home: Patterns in six Latin American countries," *Journal of Marriage and the Family* 51-3, pp.615-626.
- 福田節也 (2003) 「日本における離家要因の分析：離家タイミングの規定要因に関する考察」『人口学研究』33, pp.41-60.
- Goldscheider, Frances K. and Julie Da Vanzo (1989) "Pathways to independent living in early adulthood: Marriage, semiautonomy, and premarital residential independence" *Demography* 26-4, pp.597-614
- Goldscheider, Frances and Calvin Goldscheider (1993) "Whose nest? A two-generational view of leaving home during the 1980s," *Journal of Marriage and the Family* 55-4, pp.851-862.
- Goldscheider, Frances, Arland Thornton and Linda Young-Demarco (1993) "A portrait of the nest-leaving process in early adulthood," *Demography* 30-4, pp.683-699.
- Goldscheider, Frances K. and Calvin Goldscheider (1994) "Leaving and returning home in 20th century America," *Population Bulletin* 48-4, pp.1-35.
- Goldscheider, Frances K. and Calvin Goldscheider (1996) "The effects of childhood family structure on leaving and returning Home," PSTC Working Paper Series, 96-04.
- Holdsworth, Clare (2000) "Leaving home in Britain and Spain," *European Sociological Review* 16-2, pp.201-222.
- 岩上真珠 (1999) 「20代, 30代未婚者の親との同別居構造—第11回出生動向基本調査独身者調査より—」『人口問題研究』55-4, pp.1-15.

- 金子隆一 (1995) 「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』51-2, pp.20-33.
<http://www1.ipss.go.jp/bunken/data/pdf/16893902.pdf>
- Kojima, Hiroshi (1990) "Coresidence of young adults with their parents in Japan: Do sib size and birth order matter?," 『人口学研究』13, pp.15-26.
- 厚生省人口問題研究所 (1989) 『独身青年層の結婚観と子供観：昭和62年第9次出産力調査第Ⅱ報告書』調査研究報告資料.
- 厚生省人口問題研究所 (1994) 『独身青年層の結婚観と子供観：平成4年第10回出生動向基本調査第Ⅱ報告書』調査研究報告資料第8号.
- Livi-Bacci, M. (2001) "Too few children and too much family," *Daedalus* 130-3.
<http://www.ds.unifi.it/ricerca/interessi/demografia/bassa-fecondita/firenze/publicazioni/Livi02.pdf>
- Lesthaeghe, Ron and Guy Moors (2000) 清水昌人訳「先進工業諸国における出生力と世帯形成の近年の動向」『人口問題研究』56-3, pp.1-33.
- Liefbroer, Aart C. and Jenny De Jong Gierfeld (1995) "Standardization and individualization: The transition from youth to adulthood among cohorts born between 1903 and 1965," in Hans Van Den Brekel and Fred Deven (eds.), *Population and Family in the Low Countries 1994*, European Studies of Population 2, Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, pp.57-80.
- Mayer, Karl Ulrich and Karl Schwarz (1989) "The process of leaving the parental home and the precision of the timing of the leaving-home stage," in E. Grebenik, C. Hohn and R. Mackensen (eds.), *Later Phases of the Family Cycle: Demographic Aspects*, Oxford, Clarendon Press, pp.145-164.
- Mitchell, Barbara A., Andrew V. Wister and Thomas K. Burch (1989) "The family environment and leaving the parental home," *Journal of Marriage and the Family* 51-3, pp.605-613.
- 大谷憲司 (1993) 『現代日本出生力分析』関西大学出版部.
- Ravanera, Zenaida R., Ferbabdi Rajulton and Thomas K. Burch (1995) "A cohort analysis of home-leaving in Canada, 1910-1975," *Journal of Comparative Family Studies* 26-2, pp.179-193.
- Reher, David Sven (1998) "Family ties in Western Europe: Persistent contrasts," *Population and Development Review* 24-2, pp.203-234.
- Retherford, Robert D., Naohiro Ogawa and Rikiya Matsukura (2001) "Late marriage and less marriage in Japan," *Population and Development Review* 27-1, pp.65-102.
- 鈴木透 (1997) 「世帯形成の生命表分析」『人口問題研究』53-2, pp.18-30.
<http://www1.ipss.go.jp/bunken/data/pdf/16896602.pdf>
- Suzuki, Toru (2001) "Leaving the parental household in contemporary Japan," *Review of Population and Social Policy* 10, pp.23-35.
http://www.ipss.go.jp/English/R_s_p/No.10_P23.pdf
- 津谷典子 (2000) 「ジェンダーからみた就業と家事—日本と韓国とアメリカの比較—」『人口問題研究』56-2, pp.25-48.
- Tsuya, Noriko O. and Karen Oppenheim Mason (1995) "Changing gender roles and below-replacement fertility in Japan," in Karen Oppenheim Mason and AnMagritt Jensen (eds.), *Gender and Family Change in Industrial Countries*. Oxford, Clarendon Press, pp.139-167.
- 和田光平 (2000) 「日本における結婚と出生のハザード分析」『経済学論纂』, 4-5・6, pp.475-495.
- Wall, Richard (1989) "Leaving home and living alone: An historical perspective," *Population Studies* 43-3, pp.369-389.
- 山田昌弘 (1999) 『パラサイト・シングル時代』ちくま新書.
- Zeng Yi, Ansley Coale, Minja Kim Choe, Liang Zhiwu, and Liu Li (1994) "Leaving the parental home: Census-based estimates for China, Japan, South Korea, United States, France, and Sweden," *Population Studies* 48-1, pp.65-80.

Leaving Home in Japan: Its Trends, Gender Differences, and Determinants

Toru SUZUKI

This paper examines home-leaving behavior in Japan using The Fourth National Survey on Household Changes. First, life table measures are calculated by sex and cohort using the information of 15,722 individuals aged 20-59 without missing values on the experience of leaving home and on the age at leaving if ever left. Comparison of life tables reveals that the delay in leaving the parental home has been taking place since the cohort born in early 1950s. However, the proportion left home by age 20 in females born in early 1970s is higher than their predecessors, suggesting the delay is coming to an end.

Male and female home-leaving behaviors of cohorts born around 1960 are compared with those in Europe and North America. It is revealed that, unlike in other developed countries, males leave the parental home earlier than female in Japan. This uniqueness is due to the fact that much more males leave home before marriage, especially at the age 18, than females.

The proportion co-residing with parents among those who ever left home are calculated to estimate the probability of returning home. Although it is difficult to estimate accurately due to the lack of necessary data, the returning probability seems to be about 40 percent for those who left by age 22. The probability is highest for those who left for higher education and is lowest for those who left for marriage.

A logistic regression analysis shows that parents' living in metropolitan area, house ownership, education, mother's not working on fulltime basis, and small family size prevent children from leaving home. It is inferred that daughters are more sensitive to mother's labor force status and that sons are more attracted by educational and occupational opportunities found only in metropolitan areas. According to a bivariate analysis in this paper and more sophisticated analyses in past studies using other survey data, it is unlikely that the delay in leaving home is the main reason of nuptiality and fertility decline in Japan. Therefore, it cannot be said that the delay in leaving home is the cause of very low fertility in Japan.