

家族変動と教育

阿 藤 誠

1. はじめに

明治以降の近代化の過程において、日本の家族は大きな変化を経験してきた。法律的には、明治民法の制定は家制度の確立を、第2次大戦後の新民法への転換は家制度から夫婦家族制（the conjugal family system）への転換を明文化した点で、確かに二大転機であり、法によってイメージされた家族理念がその後の現実の家族の動向に大きな影響をおよぼしたことは疑いえない⁽¹⁾。また明治以降今日まで続いてきた技術進歩と経済の成長、それにとともなう社会経済の変化が家族におよぼした影響もきわめて大きい。絶対的な豊かさの増大、所得・資産の平準化、自営業・家族従業者中心の社会から被用者中心の社会への転換（エンプロイー化）、産業・職業の非農化・ホワイトカラー化の進行、都市化、社会移動の増大、地位の非一貫性の増大、中流意識の支配、高学歴化、家事の省力化、マスメディアの影響力の増大、モータリゼーションなどは、家族の拠って立つ社会経済的基盤の変化であったと同時に、社会学的意味での家族の構造と機能に著しい変化をもたらしたものと考えられる。

しかしながら明治以来の日本の家族の変化はそのような法的、社会経済的基盤の変化にとどまらない。家族の人口学的側面もまた一大変化を経験してきたと言わざるをえない。

「夫婦関係を基礎とした親子・キョウダイなど少数の近親者を主要な構成員とする第1次的な福祉追求の集団」⁽²⁾と定義される家族には少なくとも4つの人口学的な側面がある。第1は家族形成の過程としての結婚であり、人口学的には結婚のタイミン

グと生涯未婚の割合が重要である。第2は家族の拡大過程であり、人口学的には出生のタイミングと完結出生力、乳幼児死亡率が重要となる。第3は家族の安定性ないし持続性であり、人口学的には家族成員の死亡、離婚が重要である。第4は家族の人口学的構造としての世帯の規模（成員数）と成員構成（とくに同居親族の続柄別構成）である⁽³⁾。

本章では明治以来今日までのわが国家族の人口学的側面の変化を以上4つの側面に分けて概観するが、その際留意すべき点をいくつか述べておこう。

第1に、以下の議論はほとんど1920（大正9）年から出発しているが、これはひとえに第1回の国勢調査がその年に実施され、それ以前と以後でデータの精度が全く異なることによる。それ以前については歴史人口学の領域に入り、全国データについて確定的なことはなかなか言い難いのが現状である⁽⁴⁾。

第2に、人口データにはコーホート観察に基づくデータと期間観察に基づくデータがある。前者は、ある特定人口集団（多くは同時出生集団）の人口現象について集団の発生時からの年数ごとに（多くは加齢とともに）観察したデータ（例えばコーホート出生率）であり、後者はある特定期間（多くは一年間）の人口現象の発生頻度を歴年で観察したデータ（例えば年次別出生率）である。ただしとくに結婚、出産については期間観察に基づくデータから仮設（または合成）コーホート・データ（hypothetical or synthetic cohort）が作られることが少なくない（例えば合計特殊出生率）。これと実際コーホート・データとの区別をつけておくことが肝要である。

第3にわが国の家族の変化をみる際に国際比較の視点は不可欠である。国際比較によって日本の家族の変化の一般性と同時に特殊性を理解することは、日本の家族の将来像を的確に占う有力な方法と考えられる。第4に、家族の変化を長期に観察すると同時に、最近の変化にはとくに注目する必要がある。日本の家族の将来像は最近の変化にこそそうかがえると考えられるからである。

表題の家族変動と教育の関係は双方向的である。家族の人口学的側面の長期的変化をひき起こした要因のひとつは教育の変化である。これについては個々の人口学的側面の変化を論ずる際に若干ふれることになる。逆に、家族変動は子供、青年に影響を与えることによって間接的に教育に影響を及ぼすであろう。これについては最後の節で若干論ずることにしたい。

2. 家族形成過程の変化

家族形成の過程としての結婚現象には、法的、社会経済的、文化的側面もあるが、

家族変動と教育

ここでは人口学的側面としての結婚（初婚に限定する）のタイミングと生涯未婚について検討する。

ある人口の初婚のパターンを決めるのは、①ある出生コホートのうち生涯結婚しない人の割合（生涯未婚率）、裏返せば少なくとも一度は結婚する人の割合、および②初婚のタイミングである。歴史的にみると、初婚は出産と分かち難く結びついてきたため、とくに女子の場合には、結婚年齢は生理的に出産可能な年齢（再生産年齢期間、人口統計的には15～49歳で定義される）によって規定されてきた。そこで生涯未婚率は50歳時の未婚率（あるいは45～49歳の未婚率）で測るのが一般的である。初婚のタイミングについては部分的には各年齢時の未婚率（又は既婚率）をみることもできるが、全体としては初婚の年齢分布をみる必要がある。初婚の分布は正規分布曲線に近似しているため、その形を平均値（平均初婚年齢）と分散ないし標準偏差で表現することがふつうである。

戦前から今日まで長期の初婚の変化を国勢調査の年齢別未婚率データに基づいてみると（表1）、戦前（1920～1940年）には男子の20歳代、女子の15～24歳の未婚率上昇が著しく、結果として「未婚率に基づく平均初婚年齢（SMAM: singulate mean age at marriage）」⁽⁵⁾も男子で25.0歳から27.2歳へ、女子で21.2歳から23.3歳へと上昇している。その間、生涯未婚率は男女とも1～2%でほとんど変化していない。同じデータを若干補うことによって、出生コホート別SMAMを計測することもできるが、それによると1901～05年出生コホートのSMAMは男子25.5歳、女子21.2歳で、男子は1920年の仮設コホートデータによるSMAMよりもいく分高くなっている⁽⁶⁾。

戦後（1950～1985年）は、敗戦直後に一時早婚化したが、再び晩婚化過程に入り、1985年のSMAMは男子29.5歳、女子25.8歳に達した。その間、生涯未婚率はいくぶん上昇傾向にあるものの、1985年でも男女とも5%以内にとどまる。

同じ戦後の初婚の動向を人口動態統計によってみると⁽⁷⁾（図1）、夫妻ともに戦争直後から1960年頃まで平均初婚年齢が上昇し、1960年代後半にやや低下したもののその後は再び上昇を続けて今日に至っている。一方、初婚年齢のバラツキは戦争直後にやや高かったものの、その後縮小し、20年間ほどは大きな変化がなかったが、1970年代半ば頃から今日まで大きく拡大している⁽⁸⁾。

戦前から今日までの初婚の変化は早婚＝皆婚（early and universal marriage）から晩婚＝皆婚への変化と特徴づけられよう。1920年以前の初婚の動向はそれほどはっきりしていない。明治初年（1879年）の甲斐国（現山梨県）のセンサスによれば、生

表1 年齢別にみた未婚率とSMAMの推移：1920～1985年

(男子)

年次	15～19歳	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳	SMAM
1920	97.3	71.1	25.8	8.1	4.1	2.8	2.3	2.0	25.0
1925	98.2	72.6	25.0	7.1	3.4	2.3	1.9	1.5	25.1
1930	99.0	79.7	28.8	8.1	3.9	2.4	1.8	1.5	25.8
1935	99.5	84.1	34.9	8.9	4.0	2.4	1.8	1.5	26.4
1940	99.6	90.9	42.0	10.3	4.4	2.7	2.0	1.5	27.2
1950	99.5	82.9	34.5	8.0	3.2	1.9	1.5	1.4	26.2
1955	99.9	90.2	41.1	9.1	3.1	1.7	1.3	1.1	27.0
1960	99.8	91.6	46.1	9.1	3.6	2.0	1.4	1.1	27.4
1965	99.6	90.3	45.7	11.1	4.2	2.4	1.7	1.3	27.4
1970	99.3	90.0	46.5	11.7	4.7	2.8	1.9	1.5	27.5
1975	99.5	88.0	48.3	14.3	6.1	3.7	2.5	1.8	27.6
1980	99.6	91.5	55.1	21.5	8.5	4.7	3.1	2.1	28.6
1985	99.4	92.1	60.4	28.1	14.2	7.4	4.7	3.1	29.5

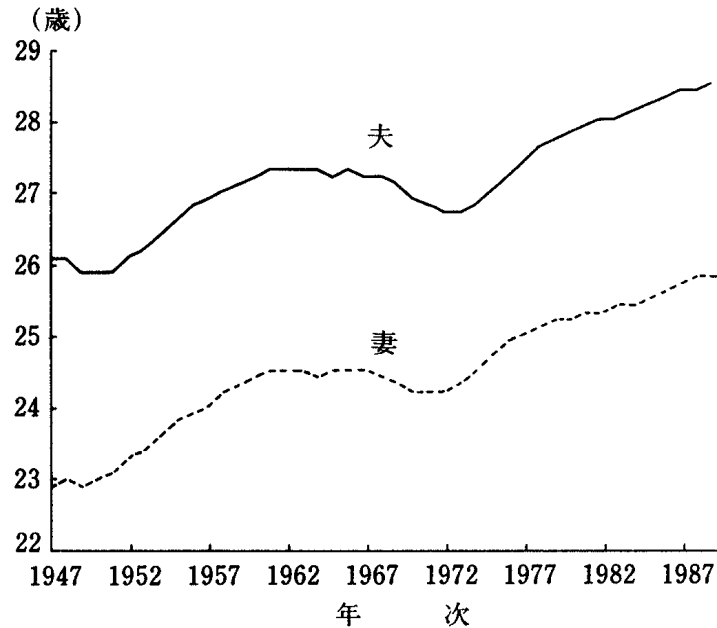
(女子)

年次	15～19歳	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳	45～49歳	50～54歳	SMAM
1920	82.3	31.4	9.2	4.1	2.7	2.1	1.9	1.7	21.2
1925	85.9	29.6	7.8	3.5	2.3	1.9	1.8	1.4	21.2
1930	89.3	37.7	8.4	3.7	2.4	1.8	1.6	1.4	21.8
1935	92.5	44.9	11.1	4.0	2.4	1.8	1.5	1.4	22.5
1940	95.7	53.5	13.5	5.2	2.9	2.0	1.6	1.3	23.3
1950	96.6	55.3	15.2	5.7	3.0	2.0	1.5	1.2	23.6
1955	98.3	66.5	20.6	7.9	3.9	2.3	1.7	1.2	24.7
1960	98.6	68.3	21.6	9.4	5.5	3.2	2.1	1.7	25.0
1965	98.5	68.1	19.0	9.0	6.8	4.7	3.0	2.1	24.8
1970	97.8	71.6	18.1	7.2	5.8	5.3	4.0	2.7	24.6
1975	98.6	69.2	20.9	7.7	5.3	5.0	4.9	3.8	24.5
1980	99.0	77.7	24.0	9.1	5.5	4.4	4.4	4.4	25.1
1985	98.9	81.4	30.6	10.4	6.6	4.9	4.3	4.4	25.8

(出典) 総務庁統計局『国勢調査』

涯未婚率は1920年とほぼ同様であり、SMAMは男女ともやや低かった⁽⁹⁾。また宗門人別改帳による江戸時代農村の平均初婚年齢を一般化することは難しいが、関東以西の農村では1920年とそれほど大きな違いはなかったものの、東北日本では相当に低かったものと考えられる。したがって少なくとも明治期以前も早婚＝皆婚慣行が支配的であったが、明治以降緩やかに平均初婚年齢の上昇がみられたものと推測される⁽¹⁰⁾。

江戸・明治期の早婚＝皆婚慣行の存在は、高い乳児死亡率の下における農家の後継者確保の必要性によって説明できよう。明治期以降の晩婚化の理由は、一般化して言えば初期には乳幼児死亡率の低下により農村における早婚の必要性が低下したこと、加えて産業化にともなう非農部門の雇用機会の増大、就学年数の伸長、農村から都市



(出典) 厚生省大臣官房統計情報部『人口動態統計』各年

図1 平均初婚年齢の推移

への移動の増大と都市化、などが挙げられよう。

国際比較的には、江戸・明治の早婚＝皆婚パターンは産業化前の非西欧社会に共通するものであり、明治以降の結婚パターンの変化は非西欧社会において経済発展を遂げつつあるいくつかの国・地域（韓国、シンガポール、台湾など）に共通する。西欧諸国では16世紀頃から1930年代まで続いた晩婚＝非皆婚パターンが、その後急速に早婚化、皆婚化していった⁽¹¹⁾。

1970年代初期から今日までの初婚パターンの変化は注目に値する。1975～85年の10年間に男子ではとくに20代後半から30代、女子ではとくに20代の未婚率が急上昇している。1989年の労働力調査からみると、少なくとも女子については1985年以降も未婚化（シングル化）がかなり進行している。かりに1980～85年の未婚率のコーホート変化率を一定とすると、1961～65年出生コーホートの男女の生涯未婚率は各々17.8%と9.0%へ急上昇することになる⁽¹²⁾。すなわち、今日の日本は単に若者のシングル化、晩婚化が進んでいるだけでなく晩婚＝皆婚社会から晩婚＝非皆婚社会への岐路にさしかかっているとも言える。

最近の未婚化・晩婚化の原因としては、①男子については適齢期人口性比の不均衡（男性の結婚難）、②女性の高学歴化、③女性の雇用機会の増大、④男女の結婚観、家族観のギャップ、⑤結婚適齢期規範の弱体化、⑥配偶者選択の機会の乏しさ、などが挙げられる⁽¹³⁾。

西欧諸国でも1960年代中頃から今日まで再び晩婚化が進行しつつあるが、初婚年齢の上昇は必ずしも男女の同居開始年齢の上昇を意味しない。この時期に結婚前の同棲 (cohabitation) の普及が著しいからである。この点日本では同棲はほとんど普及しておらず、初婚年齢の上昇はそのまま同居開始年齢の上昇を表すものと考えられる⁽¹⁴⁾。

3. 家族拡大過程の変化

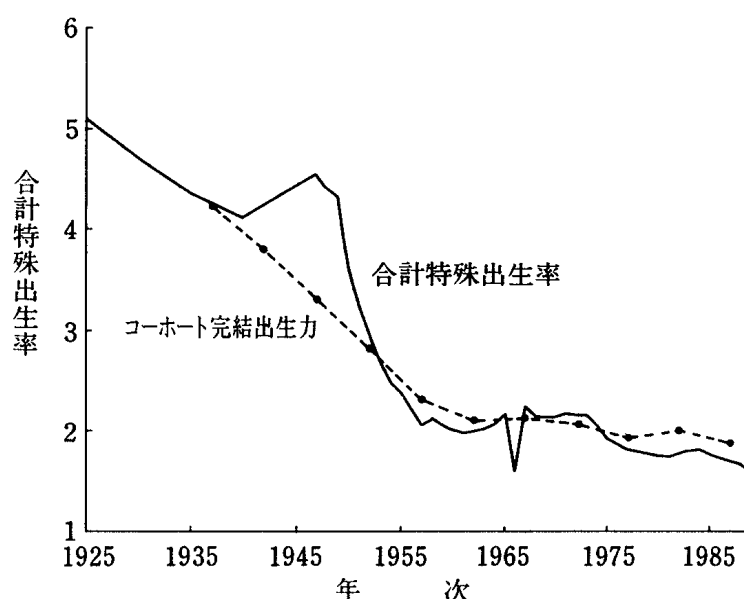
結婚によって生まれた「生殖家族 (family of procreation)」は子供の出産によって拡大していく。もちろん家族 (あるいは夫婦) の生存子供数は、出生子供数と死亡子供数の差であるから、乳幼児死亡率の変化の影響も受ける。

家族 (あるいは夫婦) の出生子供数の測定はそれほど容易ではない。結婚が死亡、死別、離婚により中断する場合が少なくはなく、再婚のケースもあり、さらには結婚しないで子供を生む者もあるからである。平均出生子供数を測定するひとつの方法は、人口動態統計により、配偶関係に係わりなく1人の女子が再生産年齢期間の最後までに生む子供数、すなわち完結出生力 (completed fertility) をみることである。これについては期間観察データ (仮設コホートデータ) とコホート観察データがある。もうひとつは、回顧的調査によって再生産年齢期間の最後にある有配偶女子の出生子供数 (夫婦の完結出生力) を知ることである。

まず期間観察データ (仮設コホートデータ) としての合計特殊出生率 (total fertility rate) の推移をみると (図2)、戦前については1925 (大正14) 年の5.11人から1940 (昭和15) 年の4.11人まで平均で1人減少している。戦後はベビーブームで1947～49 (昭和22～24) 年に4人を大きく超えたが、その直後に急低下し、1957 (昭和32) 年に2.04人に達した。その後はほぼ2.0～2.1人の水準を続けていたが、1974 (昭和49) 年に人口置換水準 (replacement level) である2.1人を割って以来おおむね低下傾向にあり、1989 (平成元) 年には1.57人と史上最低値を記録した。

同じ推移を実際コホートの完結出生力で追ってみると、1907～11 (明治40～44) 年生まれ的女子コホートは平均4.24人の子供を生んだが、その後はしだいに低下して1931～35 (昭和6～10) 年生まれ的女子コホートの2.08人に達した。以後、1989年時点でほぼ出生力を完結しつつある1946～50 (昭和21～25) 年生まれ的女子コホートまでは大きな変化はみられない。ただし、それ以後のコホートの出生力は1989年時点で未完である。

もうひとつ夫婦 (有配偶女子) の完結出生力の推移をみると (表2)、1901～05 (明治34～38) 年以前の出生コホートではほぼ5人であり、それがしだいに低下し



(出典) 合計特殊出生率は人口問題研究所『人口統計資料集』1989年。コホート完結出生力は岡崎陽一『人口統計学』古今書院1986年の掲載表に、筆者が1980, 1985, 1989年データを追加。コホート完結出生力は5年ごとで計算され、そのコホートのほぼ30歳時で表示してある。最新のデータは1956～60年出生コホート（ただし未完結の部分は最新年次のデータで補完）。

図2 合計特殊出生率とコホート完結出生力の推移

て1933～37（昭和8～12）年出生コホートでは2.2人となり、以後やや減少気味ながら1943～47（昭和18～22）年出生コホートまで大きな変化はない。

以上、3つのデータからは明治、大正期に結婚・出産適齢期を迎えた女性（その大部分は結婚をした）は1人平均少なくとも約5人の子供を生んでいたことが分かる。宗門人別改帳による江戸時代後期の夫婦の出生子供数については部分的なことしか分かっていないが、平均で5人を超えることは少なかったように思われる。

1人の女子当たりの生存子供数（たとえば子供が20歳時とする）は明治から大正にかけて増えていったと考えるのが自然であろう。かりに、この時期に1人当たりの出生子供数に変化がなかったとしても、乳幼児死亡率の低下によって生存率が高まったからである。江戸時代後期は人口増加があまりなかったとされ、明治、大正期に人口増加率が年率1.5%まで高まったのは、ミクロの観点からは1人当たりの生存子供数が増加したことを意味する。

大正から昭和にかけて合計特殊出生率が低下しているが、これは主として戦前の晩婚化によるものである。戦後の合計特殊出生率の急低下はもっぱら夫婦の出生抑制努力によるもので、年齢的にみると30代後半以降の出生率が急低下し、子供数でみると

表2 夫婦の完結出生力の推移

出生コーホート	調査 年次	年齢 階層	出生子供数別有配偶女子割合(%)					平均出生 子供数(人)
			無子	1人	2人	3人	4人以上	
1890年以前	1950	60歳以上	11.8	6.8	6.6	8.0	66.8	4.96
1891～1895	1950	55～59	10.1	7.3	6.8	7.6	68.2	5.07
1896～1900	1950	50～54	9.4	7.6	6.9	8.3	67.8	5.03
1901～1905	1950	45～49	8.6	7.5	7.4	9.0	67.5	4.99
1906～1910	1950	40～44	8.0	7.6	8.0	10.0	66.3	4.73
1911～1915	1960	45～49	7.1	7.9	9.4	13.8	61.8	4.18
1916～1920	1960	40～44	6.9	7.8	13.9	22.5	48.9	3.50
1921～1925	1970	45～49	6.9	9.2	24.5	29.8	29.6	2.65
1926～1930	1970	40～44	6.4	11.8	37.6	28.7	15.5	2.43
1928～1932	1977	45～49	3.6	11.0	47.0	29.0	9.4	2.33
1933～1937	1982	45～49	3.6	10.8	54.2	25.7	5.7	2.21
1938～1942	1987	45～49	3.6	10.3	55.0	25.5	5.5	2.20
1943～1947	1987	40～44	4.4	10.1	55.1	26.3	4.2	2.16

(出典) 1950年、60年および1970年は国勢調査、1977年は第7次、1982年は第8次、1987年は第9次出産力調査(人口問題研究所)の結果。

4人以上の子供をもつ夫婦が激減した。1950年代後半以降に結婚・出産適齢期に入った夫婦からは2～3人の子供をもつ者が約8割を占めた。

戦前、夫婦の間で出生抑制(中絶あるいは避妊)が意図的に行われることは少なく、ほぼ自然出生力(natural fertility)が支配していたと考えられるが、戦後わずか15年足らずの間に抑制出生力(controlled fertility)へと転換を遂げた⁽¹⁵⁾。西欧諸国の多くがこのような転換を経験したのは1870年代から1930年代にかけてである。出生力転換はもっぱら夫婦の間での出生抑制努力(主として避妊)によるもので、この時期に結婚パターンの変化はほとんどなかった。西欧諸国の出生率は1930年代におおむね人口置換水準(replacement level)を下回った。

戦後わが国の自然出生力から抑制出生力への転換の理由は、直接的には敗戦の混乱期における優性保護法の成立(1948年)によって人工妊娠中絶が実質的に自由になったことに求められる。ただし出生抑制の動機はすでに潜在的には戦前から醸成されていたとみるべきで、明治以降の乳幼児死亡率の低下により少産でも「家」の後継者の確保が容易になったこと、非農化、エンプロイヤー化にともない親にとっての子供の価値(とくに労働力価値)が減少したこと、都市化、義務教育制度の定着により子供の養育コストが上昇したこと、などが重要と考えられる。このような社会経済変化が進んだにもかかわらず、戦前は出生抑制に対する法的、道徳的規制が強く出生抑制の潜在的動機はほとんど満たされなかったのではないかと推測される⁽¹⁶⁾。

戦後は、これに敗戦による出産道徳のアノミー化、経済生産力低下による絶対的・相対的窮乏化、各種の「民主化」立法による大衆の生活改善意欲の増大などが加わり、世界に類をみない速さの出生力低下となったものと考えられる。

1974年以降の合計特殊出生率の低下と最近のコーホート完結出生力あるいは夫婦の完結出生力の安定性の間には大きなギャップがある。これは、最近の合計特殊出生率の低下が、主として第2節で述べた20歳代女子における未婚率の上昇による有配偶率の低下のためだからである⁽¹⁷⁾。出生率が低下したこの十数年間、若者の未婚期間の長期化、結婚年齢の上昇が続き、20歳代の出生率が大幅に低下してきた。30歳代の出生率は、晩婚化にともなう晩産化（出産の高年齢化）によって上昇傾向にあるが、とても20歳代の出生率低下を補えない状況にある。

今後の合計特殊出生率ならびにコーホート完結出生力の水準を左右する人口学的条件は、①未婚化、晩婚化がどこまで続くか、②20代の未婚率上昇が30代の未婚率上昇を通じて生涯未婚率の上昇につながるか、③晩婚化が結婚後の出生力を低下させるか、④欧米諸国のように同棲が増加し未婚者の出生力が上昇するか、の4つである。今日の状況では①は全く不明であるが、女性の高学歴化、社会進出の勢いからみると②、③の可能性は高く、④は当面起こりそうもない。結論的には、期間出生率はまだしばらく低迷し、今後のコーホート完結出生力も2人をかなり下回る可能性がある。

西欧諸国では、第2次大戦後長期のベビーブームが続いたが1960年代半ばから出生率が一斉に低下を始め、1970年代には人口置換水準を割り低下を続けた。1980年代になって、出生率が上昇に転じた国（例えばスウェーデン、ノルウェーなど）、低迷を続ける国（西ドイツ、ベネルックス三国など）、低下を続ける国（イタリア、スペイン）など多様化しつつある。西欧諸国の最近の出生率低下は、主として夫婦の出生子供数の減少（DINKSや1人っ子の増加）によることに加え、同棲の増加、近代的避妊法（ピル、不妊手術）の普及が低下の要因として働いている点では日本と異なるが、晩婚化、女性の高学歴化、女性の職場進出、子供の養育コストの上昇など共通する面もある⁽¹⁸⁾。

4. 家族の安定性（継続性）の変化

家族の安定性を夫婦・親子関係などの継続性とする、それはもっぱら死亡率と離婚率によって左右される。例えば、夫25歳、妻20歳で結婚した夫婦が金婚式を迎えられる確率は死亡率と離婚率によって決められる。また、その夫婦の間に生まれた女兒が10歳で孤児になる確率は、もっぱらその時代の死亡率によって決められる。

わが国の死亡率は明治以来今日まで順調に低下してきた。平均寿命は1870年の35歳前後から⁽¹⁹⁾、1921～25年の42～43歳（前者は男子、後者は女子）、1930年代半ばには47～50歳となった。第2次大戦の混乱期の後寿命は急激に上昇、1960年には65～70歳とほぼ先進国水準に達した。その後も寿命の伸びは続き男子は1986年には75歳を、女子は1984年に80歳を超え、1989年には男子75.9歳、女子81.8歳と文字通り世界の最長寿となった。同じ現象を、出生から成人（20歳）、あるいは65歳までの生存率の変化でみると、1870～1989年に20歳までの生存率は60%前後から99%に、65歳までの生存率は25%前後から男子80%強、女子90%強へと上昇した。このような死亡率の低下（生存率の上昇）は家族の継続性の増大に大きく寄与した。例えば、前述の「孤児になる確率」は明治初期から今日までに、10万人当たり705人から3人へと低下したことになる⁽²⁰⁾。

他方、離婚率の変化は死亡率ほど単線的ではない。明治初年の高離婚率時代から始まって戦前は離婚率の低下が続いた。人口千人当たりの離婚率は1883年の3.39から1943年の0.68まで低下した。戦争直後は一時的に上昇したが、再び低下傾向が続いた（1947～63年に1.02から0.73に低下した）。しかるに1963年を境に離婚率は上昇に転じ、1983年には1.51となった（しかし、その後は1989年の1.29までは低下が続いている）。

欧米諸国の場合には1930年代は日本とほぼ同水準であったが、第2次大戦後の一時的急騰期を経て1960年代半ばから上昇を始め1980年代には日本の水準を大きく上回っている（西欧諸国の多くは最新年次の人口千人当たりの離婚率が2.0を超え、米国は5.0に近い⁽²¹⁾）。

1960年代半ばからの離婚率上昇の理由のうち、日本ならびに西欧諸国に共通するのは女性の社会経済的立場が強まったことであろう。女性の高学歴化、雇用労働市場への進出、母子家庭の経済的保障の拡大などが、女性の側からの離婚請求を容易にしたものと考えられる。西欧諸国の場合には、さらに①宗教の力が弱まったこと（世俗化）、②個人主義的価値観が強まったこと、③法律の面では「結婚非解消主義」から「解消主義」への変化、「有責主義」から「破綻主義」への変化などが指摘できよう。

さて死亡率の低下（生存率の上昇）と近年の離婚率の上昇は夫婦の継続性にどのような影響を与えたであろうか。この問題を、「結婚解消表（marriage dissolution table）」、すなわち一定数の夫婦が結婚後、夫死亡、妻死亡、離婚の三つの理由で減少していく過程として表した仮設コーホートモデルによって眺めてみよう。わが国でこれまでに作成された結婚解消表によると⁽²²⁾、1935年の結婚時の平均結婚余命（結婚

表3 結婚年数別結婚残存数(l_x)と平均結婚余命

年 次	$l_{(5)}$	$l_{(10)}$	$l_{(25)}$	$l_{(50)}$	平均結婚余命
1935年	89.3%	81.1%	57.3%	8.3%	27.85年
1955年	92.4	87.9	74.5	20.0	35.32
1970年	93.3	89.5	79.0	25.0	37.73
1975年	92.9	89.0	79.3	29.0	38.64
1980年	92.5	88.0	77.0	29.0	38.03
1985年	91.8	86.9	74.3	30.3	37.41

(出典) 金子武治・他「結婚の生命表：昭和50年，55年，60年」

『人口問題研究』187号，1988年，pp. 57-66.

表4 多相生命表モデルによるライフサイクル諸変数の変化

ライフサイクル変数	男 子			女 子		
	1965年	1980年	1985年	1965年	1980年	1985年
生涯離婚確率 (%)	8.2	13.4	16.0	9.6	13.7	15.8
離別者再婚確率(%)	88.9	75.2	71.7	46.2	63.6	60.0
死別者再婚確率(%)	3.8	4.8	3.6	0.1	0.6	0.5
平均死別期間 (年)	9.82	9.63	10.21	16.36	15.65	15.67

(出典) 高橋重郷「死亡率の変化とそのライフサイクルへの影響：結婚の多相生命表モデルによる分析」『人口問題研究』45-1号，1989年，pp. 19-33の表1から抜粋。

の平均継続年数)は27.85年であったが，1955年には35.32年に大きく上昇，1975年には38.64年に達した(表3)。その後は若干低下し1985年には37.41年となった。戦前からの平均結婚余命の伸びは死亡率の低下によるものであるが，最近の縮小は死亡率低下の効果が離婚率の上昇により相殺された結果である。ちなみに金婚式(結婚50年)を迎えることのできる夫婦は，1935年の8.3%から1985年の30.3%へと大幅に上昇した。

結婚解消表では初婚者が死別，離別後に再婚する過程が考慮されていない。また結婚が出発点であるため，夫妻別のライフコースの違いと変化を表現することはできない。最近になって男女別々に，出生に始まる未婚状態から初婚によって有配偶へ，有配偶から死別あるいは離別へ，死別あるいは離別から再婚によって再び有配偶へ，各々の状態から死亡へ，という各配偶関係と死亡状態の間の移行確率を計測し，未婚，有配偶，離別，死別，死亡の5つの状態間の生涯にわたる変化を仮設コーホートの多相生命表モデルを用いて表現する研究が試みられつつある⁽²³⁾(表4)。

今のところ1965～85年の比較しか可能でないが，この期間に①男女とも生涯離婚確率(一定数の初婚者が生涯に1度は離婚を経験する確率)は大きく上昇している(男子は8.2%から16.0%へ，女子は9.6%から15.8%へ)。②再婚確率は死別者で著しく

表5 人種、出生コーホート別米国女子の家族動態の変化

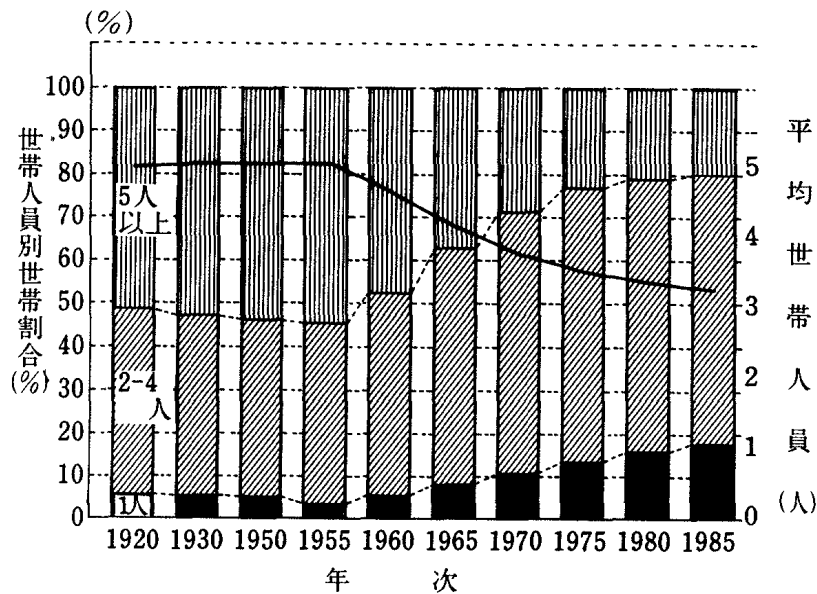
出生コーホート	① 初婚が離婚 に終わる確率	② 離婚後の 再婚確率	③ 死別後の 再婚確率	④ 平均寡婦 期間(年)
白人				
1905～09	0.117	0.715	0.129	16.0
1910～14	0.148	0.685	0.142	15.2
1915～19	0.172	0.673	0.149	14.7
1920～24	0.216	0.595	0.139	14.9
1925～29	0.240	0.703	0.122	14.9
1930～34	0.293	0.693	0.097	15.3
1935～39	0.417	0.567	0.141	14.9
1940～44	0.467	0.741	0.138	14.6
黒人				
1905～09	0.245	0.733	0.187	17.3
1910～14	0.239	0.778	0.216	18.0
1915～19	0.242	0.697	0.150	18.3
1920～24	0.258	0.647	0.154	19.4
1925～29	0.295	0.747	0.092	20.9
1930～34	0.285	0.590	0.083	22.0
1935～39	0.363	0.611	0.162	20.2
1940～44	0.484	0.644	0.279	18.2

(出典) T. Espenshode, "Marital Careers of American Women: A Cohort Life Table Analysis," J. Bongaarts, et. al., Family Demography, Methods and their Application, Oxford University Press, 1987, pp. 150-168.

低く離別者で高いが、これは死別は圧倒的に高齢で起こり、離別は若い年齢で起こる割合が多いためである。離別者の再婚確率は男子が女子を上回るが、この20年間では男子では低下傾向、女子では上昇傾向がみられ、男女の差はかなり縮まっている(1985年に男子で71.7%, 女子で60.0%)。③平均死別期間(寡夫又は寡婦期間)は、男女ともこの20年間大きな変化はなく、男子で10年前後、女子で16年前後と女子の方が長い。

同様の分析が米国の女子の1905～09年から1940～44年出生コーホートについて行われている⁽²⁴⁾。これらのコーホート間の変化をみると(表5), ①離婚確率は11.7～24.5%(前者は白人, 後者は黒人)から46.7～48.4%へと急上昇している。②離別者の再婚確率は一貫した傾向はみられず、白人で56.7～74.1%, 黒人で59.0～74.7%である。③平均死別期間の変化も小さく、白人で14.6～16.0年, 黒人で17.3～20.9年にまたがる。

日本のデータは仮設コーホートデータ, 米国は実際コーホートデータであるから厳密な比較は難しいものの, ①最近の日本の離婚確率は米国の3分の1にすぎず, ②日



(出典) 総務庁統計局『国勢調査報告』

図3 平均世帯人員と世帯人員別世帯割合の推移

本の女子の離別者の再婚確率は最近上昇したものの米国よりはやや低い、③日本の女子の死別者の再婚確率は米国と比べて圧倒的に低い、④日本の女子の平均死別期間は米国の白人女子とほとんど変わらないことが分かる。

5. 家族の規模と構造の変化

家族は結婚、出生、死亡、離婚、という動態過程を経つつ、その規模と構造を変化させる。個人の立場からみれば、個人がライフコースのある段階でどのような種類の親族を何人もちうるかを決めるのはそのような動態要因である。血縁、姻縁関係とは別に同一住居の同居人を世帯 (household) としてとらえると、世帯の規模と構造には親族の同居・別居慣行（とくに、成人した子ないし既婚子と親との同居・別居慣行）と非親族（例えば使用人）の同居の有無が関係してくる。

とくにわが国の場合、少なくとも江戸時代後半以来近年に至るまで居住の規則 (rule of residence) として夫方同居が支配的であったから、世帯の規模と構造の変化の今後の行方はこのような居住の規則がどの程度続くかによって大きく異なってくる。

世帯規模の変化を1920～85年の普通世帯の平均世帯人員の推移によって眺めてみると（図3）、1920年の4.89人からわずかに増加して1930～1955年にはほぼ5人の状態が続いた。その後は減少傾向に入り、1970年には4人を割り、1985年には3.23人（一般世帯ベースでは3.14人）となった⁽²⁵⁾。また1960年を境として大規模世帯が急速に

表6 新婚夫婦の親との同居割合

(%)

結 婚 年	総 数	同 居 し た			同居しなかった	不 詳
		総 数	夫の親	妻の親		
1945～49年	100.0	59.2	—	—	40.8	—
1950～54年	100.0	56.5	—	—	43.5	—
1955～59年	100.0	42.9	—	—	57.1	—
1960～64年	100.0	41.0	36.4	4.7	56.0	3.0
1965～69年	100.0	36.5	31.3	5.2	60.7	2.7
1970～74年	100.0	31.4	26.5	4.9	66.4	2.2
1975～79年	100.0	32.1	27.6	4.6	66.0	1.8
1980～84年	100.0	31.4	—	—	65.8	2.8
1985年以降	100.0	30.7	—	—	67.9	1.5

(出典) 1945～49年から1955～59年までの数値は、1977年の第7次、
1960～64年から1975～79年までは、1982年の第8次、1980～
84年以降は、1987年の第9次出産力調査による。

減少し、世帯人員5人以上の世帯割合は1955年の54.6%から1985年には20.0%へと低下した。それとは逆に単独世帯割合は1955年の3.5%から1985年の17.5%まで急上昇した。

世帯規模の変化は世帯成員の続柄構成の変化と相呼応している。1920年から1955年までの世帯規模があまり変化しなかった時期は非親族世帯員の減少を親族世帯員の拡大が補った時期にあたる。1955年以降の世帯の小規模化の時期は単独世帯割合の増加とあわせて直系世帯割合が漸減していった(「その他の親族世帯」割合が1955年の36.5%から1985年の19.7%へ低下した)時期である。全体としては、世帯の構成員の続柄が単純化してきたと言える。

1920年以前の世帯規模についてはよく分かっていないが、宗門人別改帳による研究によれば、江戸時代の初期には平均世帯人員が7～8人であったがその後は減少して江戸末期には4人ほどにすぎなかったことを示す研究もある⁽²⁶⁾。国際比較的には今日の日本の平均世帯規模はアジア、アフリカ諸国よりは小さいが、北欧、西欧諸国(3人未満)よりはいくぶん大きく、南欧、東欧諸国に近い。

1920～55年に(そして、おそらく明治以降)親族世帯員が増加したのは乳幼児死亡率の低下により平均的に生存子供数が増えたことによるものであろう。その後の世帯の小規模化の理由としては、①出生率の低下による平均子供数の減少、②高度経済成長期における若者の移動増大による親と未婚子の世帯分離の増大、③親と既婚子の世帯分離、④非親族成員の減少が考えられる。②、③の要因については、特にこの高度経済成長の時期に、多産少死の結果としてキョウダイ数の多い世代が青年期に達し、

表7 65歳以上人口の親族との同居率の推移

(単位 %)

年 次	65歳以上人口 (1,000人)	親族（主として 子供夫婦） と同居	夫婦のみ	単独世帯	そ の 他 (準世帯など)
1960年 全 国	5,350	87.4	7.0	3.8	1.8
市 部	2,982	85.8	7.9	3.9	2.4
郡 部	2,368	89.4	5.9	3.7	1.0
1965年 全 国	6,181	84.3	9.2	4.6	1.9
1970年 全 国	7,331	79.7	11.7	5.3	3.3
市 部	4,642	77.7	12.8	5.6	3.9
郡 部	2,689	83.2	9.8	4.8	2.2
1975年 全 国	8,865	74.4	15.1	6.6	3.8
市 部	5,967	72.1	16.5	7.1	4.4
郡 部	2,899	79.1	12.2	5.7	3.0
1980年 全 国	10,647	69.8	18.1	7.8	4.3
市 部	7,313	67.1	19.7	8.5	4.7
郡 部	3,334	75.6	14.4	6.4	3.6
1985年 全 国	12,468	65.5	20.6	9.2	4.7
市 部	8,698	62.8	22.3	10.0	5.0
郡 部	3,770	71.9	16.6	7.5	4.1

(出典) 総務庁「国勢調査」を用いて筆者が算定。

その多くが農村から都市へ移動することによって跡継ぎ（多くは長男）以外の別世帯が増加したことが大きいと考えられる⁽²⁷⁾。

わが国の平均世帯規模が西欧諸国に比べて大きいのは、親と既婚子の同居率が高いためである。今、結婚直後の夫婦の親との同居率の推移をみると（表6）、1940年代後半の6割から1970年代の3割まで低下してきたが、その後の変化は小さい。同居の相手は夫方の親が圧倒的であるが、相対的には妻方同居が増加傾向にある。

他方、65歳以上の人口（老親人口）の側から親族（主として既婚子）との同居率の推移をみると（表7）、1960年の87.4%から1985年の65.5%へと緩やかではあるが着実に低下してきている。西欧諸国における老親側から見た既婚子との同居率は1割以下にすぎず、この点でみるかぎり日本は、変化はしつつあるものの、今日なお（夫方同居を中心とする）直系家族制の社会と特徴づけられるであろう。

ところで、ある時点で実際に観測される（親と既婚子との）同居率をそのまま社会慣習の現れと解釈することにはいささか問題がある。戸田貞三はかつて、日本は直系家族制の国と言われながら、1920年の国勢調査において総世帯（H）に占める三世代以上同居世帯割合（3G/H）が29%しかないのは何故かという問題を提起した⁽²⁸⁾。彼

表 8 総世帯に占める三世代以上同居世帯割合：1920年と1985年

年 次	(1) 観測値 3G/H	(2) 可能値 3G'/H	(3) P/H	(4) 3G'/P	(5) 実現値 3G/3G'
1920年	29.1	39.4	5.03	7.8	73.8
1985年	15.2	35.7	3.19	11.0	42.6

$$\text{注(1)} \quad \frac{3G}{H} = \frac{3G'}{H} \times \frac{3G}{3G'} = \left(\frac{P}{H} \times \frac{3G'}{P} \right) \times \frac{3G}{3G'}$$

- (2) 1920年(大正 9年)の(1), (2), (5)の数値は、戸田貞三『家族構成』弘文堂、昭和12年による。
- (3) 1985年(昭和60年)の(1)の数値は厚生省大臣官房統計情報部『昭和60年厚生行政基礎調査報告』昭和61年による。
- (4) 1985年の(2), (5)の数値は、戸田と同様の方法で筆者が算出。

は、これを、当時の人口学的条件（初婚年齢，出生率，生存率）から推定すると，三世代以上世帯に居住可能の祖父母世帯主人口割合（3G'/H）が小さいからであって，「三世代以上世帯に居住可能の世帯主人口（3G'）」に対する「三世代以上世帯に居住する世帯主人口（3Gに等しい）」の割合（3G/3G'）は73.8%ときわめて高いことを見出し，当時の日本では直系家族制が支配的であることを改めて確認した⁽²⁹⁾（表8）。

さて，1985年における総世帯に占める三世代以上同居世帯（3G）の割合は15.2%であるが，1920年からの65年間に人口学的状況も全く変化している。そこで戸田が行ったと同様の方法で三世代以上同居可能の世帯主人口（3G'）を計測し，3G/3G'を計算すると42.6%となる⁽³⁰⁾。したがって，この65年間に主として生存率の上昇によって三世代以上同居の可能性は高まっているものの，社会慣習としての三世代以上同居は着実に弱まっていることになる⁽³¹⁾。

先に新婚夫婦の側からみた親との同居率（観測値）が1945～1970年では低下，その後の変化は少ないことを指摘した。1945～1970ではキョウダイ数の多い多産少死世代が新婚者になったが，親の側の生存率も上昇したため，新婚者からみた親との同居可能性の低下はそれほど大きくなかったと考えられる。したがって，観測された同居率が低下したのは主として同居慣行が弱まったためということになる。1970年以後は少産少死世代（2人っ子世代）が新婚者となる傾向が強まったため同居可能率は急上昇した。しかるに親との同居率（観測値）が変化しないということは同居慣行そのものは依然として弱まっているということになる⁽³²⁾。

6. 家族変動と教育

明治以降の近代化の過程で導入された学校教育制度は、産業社会において要求される知的能力をもつ人材育成の機能を果たしてきた。しかしながら学校教育制度はそのような「顕在機能」に加えて、伝統社会において家族がもっていた知識伝達以外の社会化機能をも弱体化させるという「潜在機能」をもったとも言える。近年急速に普及してきた幼稚園、保育所はそのような歴史の延長線上にあると考えられる。

学校教育はさらに家族の人口学的側面にも少なからぬ影響を及ぼしてきた。就学年数の延長は家族形成過程の遅延化——晩婚化——の重要なひとつの要因であったし、最近の「シングル化」の促進要因と考えられている。それはまた子供の養育コストを高め家族拡大の抑制——夫婦の出生子供数抑制——の潜在要因のひとつになっていると思われる。

他方、家族の人口学的側面の変化は子供を中心とする家族成員にとってどのような影響を及ぼし、それが又教育にとってどのような意味をもつのであろうか。

第1に、晩婚化はライフサイクルの遅延化、シングル化はライフコースの選択肢の多様化を表す。晩婚化は夫あるいは妻という社会的役割、さらには父あるいは母という社会的役割の取得を遅くさせる。(出生を伴わない)生涯未婚の増大はそのような役割をもたない人を増加させる。

第2に少産化は、親から見れば子供数の減少による生活水準の向上をもたらし、「子供の質」の向上への関心を高めた。また少産化は、子供にとってはキョウダイ数の減少をもたらした。さらに、平均2人強の子供数になったことで男女児を同等に扱う傾向が強まり、家庭内における女兒の地位が高まり、女子の高学歴化の基礎が築かれた。キョウダイ数の減少は、また、成人後の(イトコ、メイ、オイなど)親族関係の広がりを減少させる。

第3に死亡率の低下、生存率の上昇は孤児や里子を減少させてきた。反面で、近年の離婚率の上昇傾向は父子家庭や母子家庭を増加させている。また平均寿命の伸長は子供が成人後の親子関係を長期化させてきた。

第4に、この親子関係の長期化のゆえに三世代家族の同居期間が長期化し、子供と祖父母との交流も長期化してきたが、一方でそれが家族による老親介護などの問題を深刻化させる機縁となっている。反面、三世代同居割合の減少は子供と祖父母との接触を減少させることにつながっている。

要約すれば、家族の人口学的側面の変化は親族の広がりを著しく少なくし、親族の

果たす社会的役割の減少に寄与した。このように親族のヨコの広がりが減少したなかで、「核家族」世帯のなかで親子というタテの関係だけは子供にとって相対的に強化されているとみることができる。しかしながら、明治以降続いてきた産業化の過程でエンプロイ化が進み、子供にとって、父親の存在が希薄になるとともに、最近になって母親の雇用労働化も急速に進行しつつあり、母親の存在すらも希薄になりつつあるとも考えられる。女性の社会進出の時代を迎えて、伝統的家族・親族が担ってきた子供の社会化機能が、今日、家族、教育機関、クラブ組織、マスコミなどの間でどのように再配分されつつあるのか、そのなかで教育組織が果たすべき役割は何かが問われなければならない。

〈注〉

- (1) 福武直『日本社会の構造（第二版）』東大出版会，1987年。
- (2) 山根常男・他編「テキストブック社会学(2)―家族」有斐閣，1977年。
- (3) 近年，人口学の一部門として家族人口学（Family Demography）が発達しつつある。従来の人口学では個人を分析の単位としてきたが，家族人口学は結婚，夫婦，親族，世帯など集団に固有の問題を分析対象とする。ただし，本稿が扱う問題は家族人口学の範囲を超え，人口学一般の領域にまたがる。家族人口学については河野稠果「家族人口学の展望」『人口問題研究』170号，1984年，pp. 1-17。
- (4) 以下宗門人別改帳に基づく江戸時代の人口動態については，速水融『近世農村の歴史人口学的研究』東洋経済，1973年，同『江戸農民の生活史』（NHK ブックス）日本放送出版協会，1988年，鬼頭宏『日本二千年の人口史』PHP 研究所，1983年，成松佐恵子『近世東北農村の人びと』ミネルヴァ書房，1985年などを参照。
- (5) John Hajnal, "Age at Marriage and Proportion Marrying", Population Studies, 7-2, 1953, pp. 111-136.

$$SMAM = 15 + \frac{\sum_{15}^{49} C_{X+0.5} - 35r_{50}}{1 - r_{50}} \quad (\text{ただし } C_{X+0.5} \text{ はセンサスにおける年齢別未婚率,}$$

r_{50} は50歳時の未婚率)。これはセンサスにおける年齢別未婚率を粗初婚表（GNT）における未婚残存人口（ L_x ）とみなして平均初婚年齢を計算したことに等しい。

- (6) 拙稿「最近の結婚の動向」『厚生指標』厚生統計協会，1991年1月，pp. 9-15。
- (7) わが国の「人口動態統計」における婚姻年齢（届出時の年齢）は挙式時ないし同居開始の年齢よりも遅く，そのギャップは戦前に遡るほど大きかった。しかも，平

均婚姻年齢は、戦前については婚姻届出時の年齢について、戦後については挙式と届出が同年の婚姻について計算されているため、戦前と戦後の単純な比較はできない。

- (8) 拙稿「最近の結婚の動向」前掲。
- (9) SMAM は男子23.9歳、女子20.8歳、生涯未婚率は男子2.9%、女子1.4%である。
- (10) Carl Mosk, *Patriarchy and Fertility : Japan and Sweden, 1880-1960*, Academic Press, 1983, Chap. 5.
- (11) 拙稿「近代日本における家族形成過程の変遷」『家族史研究』1982年, pp.216-237.
- (12) 拙稿「最近の結婚の動向」前掲。
- (13) 拙稿「未婚、晩婚時代の到来」『家族研究年報』No. 15, 1989, pp. 24-34.
- (14) 拙稿「若者の結婚観—未婚化・晩婚化の要因を探る」『記録・日本の人口-少産への軌跡』毎日新聞人口問題調査会編, 1990年, pp. 133-156.
- (15) 戦前のデータについて計算された結婚出生力の抑制指標 (Coal=Trussel のm指標) は0.2〜0.3にすぎなかったが、1950年には0.8, 1960年には2.3へと大きく上昇している。C. Mosk, 前掲書。他に、渡邊吉利「東北農村における長期出生低下—出生行動の革新的変化と社会経済的状況への順応—」『人口問題研究』162号, 1982年, pp. 23-41.
- (16) 拙稿「近代日本における家族形成過程の変遷」前掲。拙稿「社会変動と子供の価値の転換」『家族研究年報』No. 13, 1987, pp. 1-7.
- (17) 拙稿「若者の結婚観—未婚化・晩婚化の要因を探る」前掲。
- (18) 拙稿「わが国最近の出生率低下」統計研究会編『女性のライフサイクルはこう変わる』(非売品) 1988, pp. 13-31.
- (19) 岡崎陽一「明治大正期における日本人口とその動態」『人口問題研究』178号, 1986年, pp. 1-17.
- (20) $(1 - \frac{l_{35}^m}{l_{25}^m})(1 - \frac{l_{30}^f}{l_{20}^f})(\frac{l_{10}^f}{l_0^f})$ で計算 (ただし l_x = 生命表における x 歳時の生存率。また夫婦の結婚時に直ちに女兒が生まれると仮定)。明治初年については、水島治夫『生命表の研究』生命保険文化研究所1963年所収の1891〜98年改作生命表による。最新時については、厚生省大臣官房統計情報部『平成元年簡易生命表』1990年による。
- (21) 拙稿「2000年における人口動態 (結婚, 離婚, 出生)」『西暦2000年における女性のライフスタイルに関する予測研究』女性職業財団, 1987年, pp. 89-142.

- (22) 金子武治・他「結婚の生命表：昭和50，55年，60年」『人口問題研究』187号，1988年，pp. 57-66。
- (23) 高橋重郷「死亡率の変化とそのライフサイクルへの影響：結婚の多相生命表モデルによる分析」『人口問題研究』45-1，1989年，pp. 19-33。
- (24) Thomas Espenshade, "Marital Careers of American Women: A Cohort Life Table Analysis," John Bongaarts, et al., *Family Demography, Methods and Their Application*, Oxford University Press, 1987, pp. 150-168.
- (25) 国勢調査における「普通世帯・準世帯」分類と「一般世帯・施設等の世帯」分類は，下宿や独身寮などの単身者が，前者では準世帯に，後者では一般世帯の単独世帯として扱われている点で異なる。普通世帯の平均世帯人員は，単独世帯が少ない分だけ一般世帯の平均世帯人員を上回る。
- (26) 速水融『近代農村の歴史人口学的研究』前掲。西欧社会でも前近代の世帯規模はそれほど大きくなかったことが分かってきている（例えば16～18世紀のイギリスの平均世帯人員は5人前後にすぎない）。Peter Laslett (ed.), *Household and Family in Past Time*, Cambridge University Press, 1972.
- (27) 伊藤達也「年齢構造の変化と家族制度からみた戦後の人口移動の推移」『人口問題研究』172号，1986年，pp. 24-38.
- (28) 戸田貞三『家族構成』弘文堂，昭和12年。
- (29) 三世代以上同居可能人口（3G'）は男子直系の類型に限られ，長男夫婦と同居し，その長男夫婦が最初の子供をもちうる年齢層の「有配偶，死別，離別の男子と死別の女子」と定義される。したがって，それは同時に三世代以上同居可能世帯数でもある。本文ではこの意味での祖父母人口と三世代以上世帯数とが一致することを明確にするため，祖父母人口を世帯主と仮に定義した。

$$\text{また } \frac{3G}{H} = \frac{3G'}{H} \times \frac{3G}{3G'}$$

- (30) 人口学的条件として(1)初婚年齢は夫27歳，妻23歳，(2)出生間隔は結婚後2年で第1子，その3年後に第2子，(3)長男が第1子を生むまでの生存確率は1，と仮定した。

これによって $3G'/H$ を計測すると35.7%となり，1920年の39.4%よりいくぶん小さくなる。これは生存率の上昇によって三世代同居可能人口割合が増えているという直観と矛盾するかに思える。

しかるに $\frac{3G'}{H} = \frac{P}{H} \times \frac{3G'}{P}$ ゆえ、

($3G'/H$) は平均世帯人員 (P/H) と総人口当たりの三世代同居可能人口 ($3G'/P$) の両者の影響を受けることが分かる。表 8 に示されるように、1920～85年には ($3G'/P$) は確かに上昇したものの、 P/H が低下したために $3G'/H$ が低下したものである。

- ③1) 同じ現象について、異なったモデルによって、戦後の65～69歳人口の子との同居率の低下を分析した広嶋は、同居可能率は変わらないにもかかわらず同居率が低下したのはもっぱら同居実現率（すなわち同居慣行）が低下したからと結論づけた。

広嶋清志「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』169号、1984年、pp. 31-42.

- ③2) 広嶋、前掲論文。