

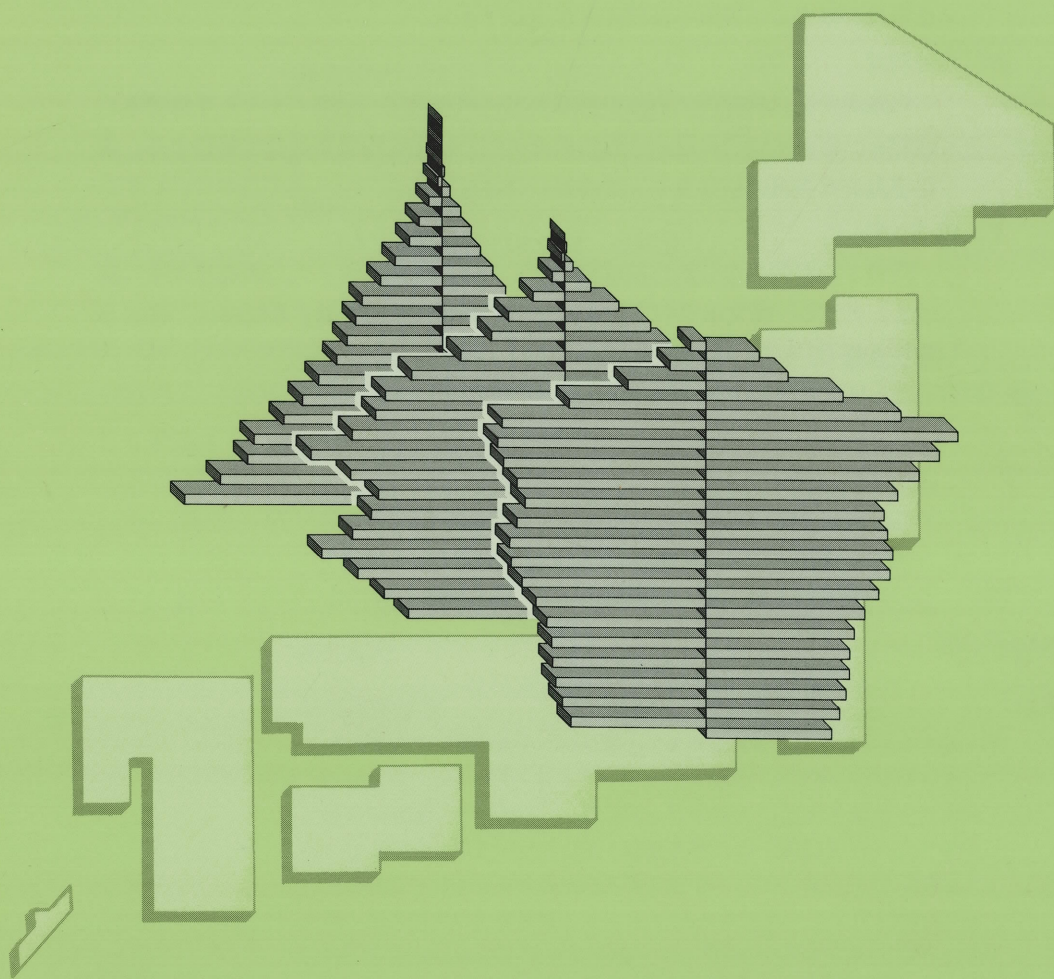
貸出用

人口問題研究

Journal of Population Problems

第54巻第4号 1998年

特集：日本人の結婚と出産（その1）



特 集

日本人の結婚と出産 その1

出生動向基本調査の分析

—特集に当たって—

高 橋 重 郷

本特集号に掲載されている論文は、第11回出生動向基本調査研究プロジェクトに参加したメンバー¹⁾によって、個々の研究者が独自の観点から調査データの詳細な分析を試みたものである。調査プロジェクトは1996年4月より発足し、調査票の設計等を経て、1997(平成9)年6月に、夫婦調査と独身者調査の二つからなる第11回出生動向基本調査(副題:結婚と出産に関する全国調査)を実施した。調査の概要ならびに主要な調査結果は、すでに2冊の報告書として刊行している²⁾。

出生動向基本調査は、政府承認統計のひとつで、戦前の1940(昭和15)年に第1回調査、ついで戦後の1952(昭和27)年に第2回調査が行われて以降、5年ごとに「出産力調査」の名称で実施されてきたが、第10回調査(1992年)以降名称を「出生動向基本調査」に変更して今回に至っている。さらに第8回調査(1982年)からは夫婦を対象とする夫婦調査に加えて、独身者を対象とする独身者調査を同時実施している。

これまで各回の調査はそれぞれの時代における出生力を解明することに役立ってきたが、とくに1973年のオイルショック以降に始まった人口置換水準を割り込む合計特殊出生率の長期的低下傾向と夫婦出生力、ならびに結婚行動の変化の関係を明らかにしてきた。すなわち、第6回調査から第11回調査にかけて夫婦の完結出生力(結婚後15~19年を経過した夫婦の平均出生児数)が2.2前後の水準で極めて安定的に推移してきたこと。一方で結婚行動が大きく変化し、1970年代から1990年代の合計特殊出生率低下が主として結婚行動の変化(晩婚化・未婚化)によって引き起こされてきたこと等を明らかにした。

今回の第11回調査は、これまでの合計特殊出生率低下とは異なる側面を明らかにした。

1) 本調査研究プロジェクトは、国立社会保障・人口問題研究所の高橋重郷(人口動向研究部長)、金子隆一(総合企画部第4室長)、佐藤龍三郎(人口動向研究部第1室長)、池ノ上正子(同部主任研究官)、三田房美(総合企画部主任研究官)、佐々井司(人口動向研究部研究員)、岩澤美帆(同部研究員)、新谷由里子(同部客員研究員)、ならびに所外から中野英子(前人口動向研究部第1室長)、渡邊吉利(国際医療福祉大学教授)、岩上真珠(明星大学助教授)、永瀬伸子(お茶の水女子大学助教授)、岩間暁子(和光大学講師)の参加を得て実施されている。

2) 国立社会保障・人口問題研究所『平成9年 第11回出生動向基本調査-第I報告書-日本人の結婚と出産』調査研究報告資料第13号、1998年10月、ならびに同『平成9年 第11回出生動向基本調査-第II報告書-独身青年層の結婚観と子ども観』調査研究報告資料第14号、1999年1月。

すなわち、極めて安定的であった夫婦出生力が1980年代の半ば以降に結婚した夫婦で明確な変化＝夫婦出生力の変化が明らかにされたことである。今回調査から明らかになったこの事実は、期間（年次）別に観察される合計特殊出生率低下の要因、すなわち合計特殊出生率低下を有配偶人口の割合の減少によるものとする解釈とは異なるものであり、今後の出生率変動分析に大きな手がかりを与えるものである。本特集論文においても、この変化が詳細に分析されている。

今後、今回の特集を含め第11回出生動向基本調査データの分析特集は3回にわたり行う予定である。今号に掲載された論文は主として夫婦票データの分析のうち夫婦の出生行動に関する論文である。それらは、佐藤龍三郎・岩澤美帆「我が国の夫婦における妊娠・出生調整－妊娠歴の分析－」、佐々井司「近年の夫婦出生力変動とその決定要因」、そして新谷由里子「結婚・出産期の女性の就業とその規定要因－1980年代以降の出生行動の変化との関連より－」の3編である。次号以降に、夫婦出生力、夫婦の結婚行動、結婚と家族に関する意識、ならびに未婚者の結婚観に関する論文が掲載される予定である。

特集：日本人の結婚と出産（その1）

近年の夫婦出生力変動とその規定要因

佐々井 司

本稿は、日本における近年の夫婦出生力変動に関して若干の分析をおこなうものである。近年の結婚コーホートにおける出生タイミング変化を単変量的に考察することでその傾向を明らかにし、そのうえでタイミング変化を規定している社会経済的諸要因について多変量的な分析を通じ検証を試みた。分析の結果、出生タイミングを規定している経済社会的諸要素の作用の仕方はパリティにより異なるものの、妻の年齢や親との同居といった要素は各パリティを通じて同様の方向に強い影響を及ぼしていることが明らかになった。また、近年安定しているといわれてきた夫婦の出生力が、第1子出生タイミングの遅れによって徐々に変化しつつあることも確認された。

I はじめに

近年の日本の出生力は、合計特殊出生率でみた場合、置き換え水準をはるかに下回る1.38（1998年）にまで低下した。近年の分析結果によると、1970年代半ばから続いている出生率低下の主な原因が未婚化、晩婚化であることが指摘されている（国立社会保障・人口問題研究所1997）。つまり、出生率低下の要因は結婚事情によるところが大きく、既に結婚している夫婦の出生力変化による影響は、全体としてみればさほど顕著でないことを意味している。実際、ほぼ子どもを生み終えたと思われる結婚後15～19年経過した夫婦の既往出生児数（完結出生児数）をみた場合、1950年代に結婚した夫婦から1980年前後に結婚した夫婦までほとんど変化がなく2.2人前後でほぼ安定している（国立社会保障・人口問題研究所1998）。しかし、今日まだ完結出生力に至っていない夫婦が結婚を経験した時期にあたる1980年代以降、夫婦を取り巻く社会経済環境は一層変化しており、夫婦の出生行動にも少なからず影響が及んでいることが推測される。既に合計得出生率がかかなり低い水準にまで低下し、かつ非嫡出子の割合が低く出生のほとんどが夫婦から生じている日本の現状では、夫婦の出生行動に生じるわずかな変化が、全体の出生力に対して直接的な影響力をもつことになる。

本稿は、日本における近年の夫婦の出生力変動に関して若干の分析をおこなうものである。特に完結出生力によって評価できない1980年代半ばから今日までに結婚した夫婦の出生タイミングの変化について明らかにするため、結婚コーホート間比較をおこなう。さら

に、近年の夫婦出生力を規定していると考えられる社会経済的諸要因を明らかにするため、変量的な分析をおこなう。そこでは特に、社会経済的属性の構成割合の人口内シフトによる影響とコーホートが内包する特有の性質の検証を試みる。

分析にあたっては、主として第11回出生動向基本調査のデータを用いている。これにより、夫婦の既往出生児数とそれぞれの出生歴に関する最新の情報を分析に用いることができ、完結出生力に達していない最近の夫婦の出生行動を掌握することが可能となる。

II 結婚コーホート間の単変量的比較

まず、単変量的に夫婦の出生過程における近年の変化を観察するため、第1出生から第3出生に関して、結婚から経過期間ごとの出生割合を結婚コーホート別に比較してみる。

第1子出生割合をみると(図1-1)、「結婚後6ヶ月未満」の夫婦の出生割合が近年急速に上昇していることがわかる。これは明らかに婚前妊娠の増加を示唆している。結婚後6ヶ月までの出生が増えている一方で、結婚後12年未満、あるいは18ヶ月未満における出生割合は大きく低下している。6ヶ月未満の出生は妊娠後に結婚している可能性が極めて高く、特殊な事情を反映しているといえるが¹⁾、結婚を起点とし出生過程に入った夫婦の出生行動が観測される「結婚後12ヶ月未満」以降の出生割合は逆に大きく低下している。6ヶ月未満での出生割合は増加しているものの、第1子出生のピーク期にあたる結婚後1年間の低下がそれを大きく上回っていることから、累積割合をみても近年の結婚コーホートで低下傾向がみられる(図1-2)。これは一般的な夫婦の第1子までの出生タイミング

図1-1 第1子出生割合

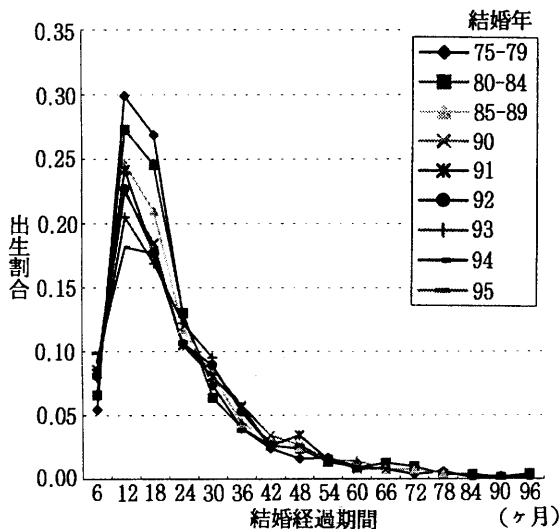
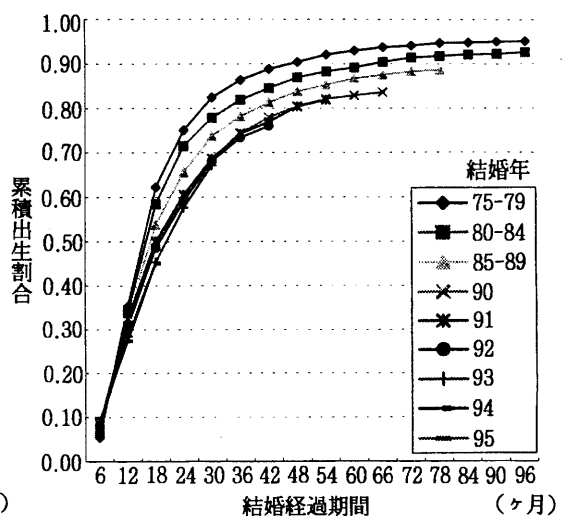


図1-2 第1子出生累積割合



1) 結婚後6ヶ月未満で出生しているケースは本調査夫婦全体の7.6%である。しかし、結婚コーホート別に推移をみると、1979年以前の結婚コーホートで4.7%、1980-84年6.7%、1985-89年8.1%、1990年以降10.6%と急速に上昇しつつある。

グが遅延化していることに他ならない。観測される1975以降の傾向をみると、「18ヶ月の未満」の時点で生じている累積割合の結婚コーホート間格差は、その後ほとんど縮小していないことがわかる。

1子を産んだ夫婦の第2子出生までの過程をみると（図2-1）、「結婚後30ヶ月未満」の時点での最近の結婚コーホートほど出生割合が低下している。これは第1子出生タイミングの遅れによって第2子出生開始時期がずれ込んでいることが主な原因であると考えられる。「36ヶ月未満」および「42ヶ月未満」といった第2子出生がピークとなる時期においては若干異なる傾向を示している。つまり、この期間における出生割合は、1975-79年結婚コーホート以降徐々に低下し、1990年に最も低くなる。しかし、1991年結婚コーホート以降再び上昇基調に入っているようにもみえる。累積出生割合をみても（図2-2）、1990年コーホートまでは結婚後60ヶ月を経過した時点において明確な低下が観測されているが、それ以降のコーホートにおいてはこれまでのところ変化の方向性が明確でない。

2子を産んだ夫婦の第3子出生割合についてみると（図3-1、3-2）、1980-84年結婚コーホートで特異に高い出生割合が観測されているが、それ以外のコーホートを比較すると近年の結婚コーホートほど出生タイミングがわずかに早期化する傾向がみられる。しかし、第3子を出生する夫婦の割合は第1子、第2子のそれと比較して低く²⁾、全体の出生力に及ぼすインパクトはもそれほど大きくないと考えられる。

図4-1、4-2は初婚夫婦全体を基準として第1子から第3子までの出生を統合して

図2-1 第2子出生割合

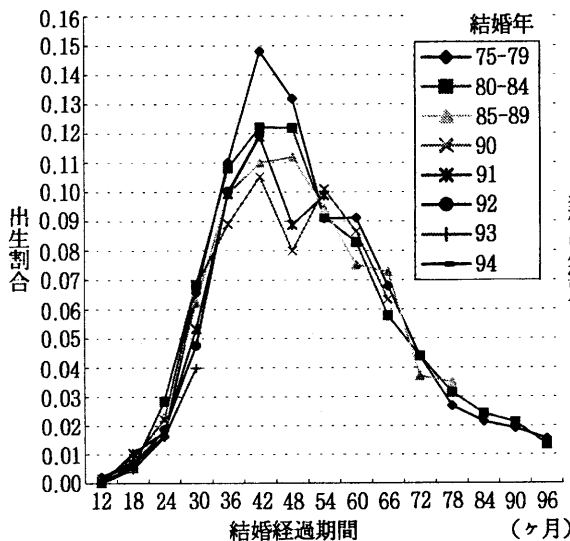
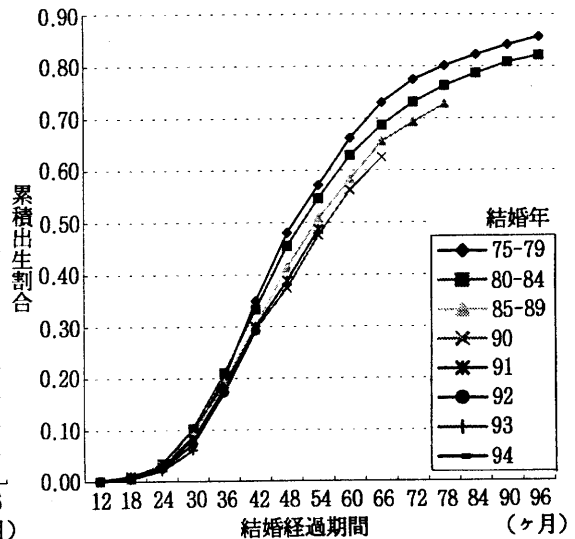


図2-2 第2子出生累積割合



2) 既に完結出生力に達したと考えられる1977-82年結婚コーホートの既往出生子ども数から、1人以上子どもを産んでいるのは全夫婦の96.3%、2人以上産んでいる夫婦は86.5%に対し、3人以上になると32.9%と急速に割合が低下する。それ以降のコーホートにおいても、若干の変化が予測されるものの、基本的な傾向に変化はないと思われる。

図3-1 第3子出生割合

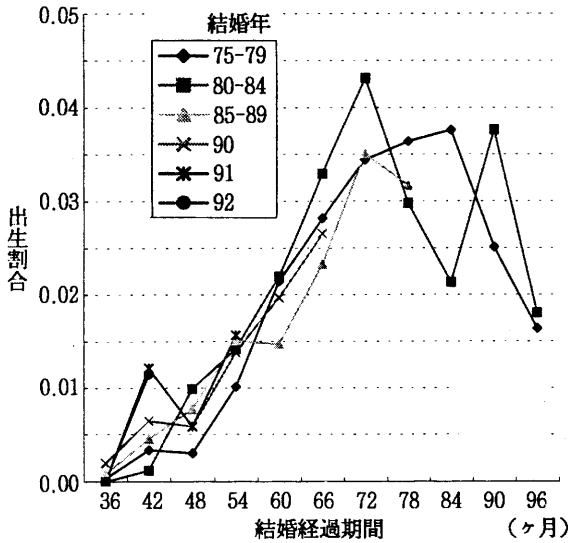


図3-2 第3子出生累積割合

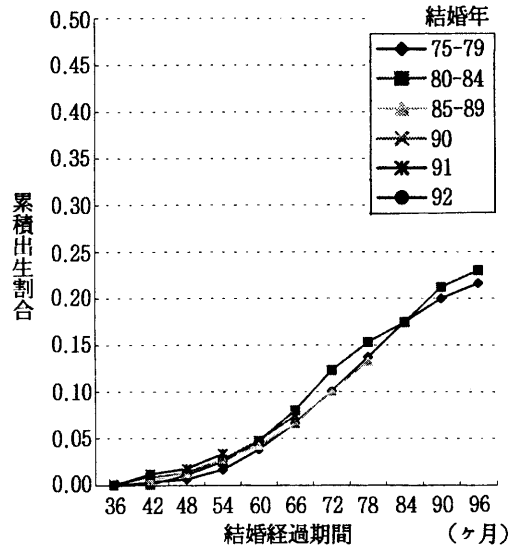


図4-1 結婚後経過年数別出生確率 (第1子~第3子)

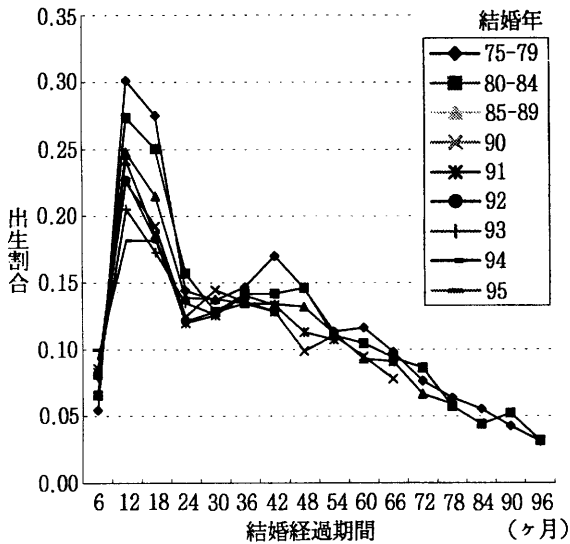
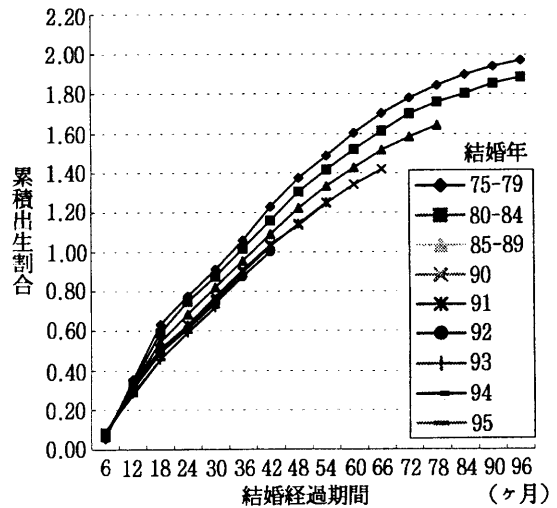


図4-2 出生累積割合 (第1子~第3子)



みたものである。累積出生割合を観測すると、1975年結婚コーホート以降年々出生割合が低下してきていることがわかる。第2子までの出生を経験した夫婦割合がかなり高いことから、第1子第2子出生割合においてそれぞれ観測されたパターンがコーホートごとの出生割合の傾向を牽引する形となっているが、特に第1子出生タイミングにみられた結婚経過期間の浅い時点で生じている出生割合の低下は全体の累積出生割合の低下に決定的な影響を及ぼしている。

Ⅲ ロジスティック回帰分析による多変量的比較

前節では単変量的比較によって、結婚コーホート全体でみた場合のパリティ別出生タイミングの近年における変化が観測された。特に、第1子出生過程において近年の結婚コーホートほどタイミングの遅延傾向が著しく、結婚後一定期間が経過した時点で観測されたコーホート間の出生格差がその後も大きく縮小されることなく、最終的な夫婦の完結出生児数に影響を及ぼす可能性が示唆された。しかし、これらのコーホート間にみられる出生タイミングの変化が、結婚年齢やその他の社会経済的諸属性の構成割合のシフトによって生じているのか、あるいはそれらの要因以外のコーホート特有の性質によるものなのかは明確でない。そこで、結婚後一定期間を経た時点においてみられる出生格差がその後の出生力に少なからず影響を及ぼす可能性があるという前節の結果に着目し、結婚後一定の経過期間を経た夫婦が第一子を産んでいるか否かに関して、社会経済的諸変数及び結婚年を説明変数としてロジスティック回帰分析をおこなうことにする。観測時点は、それぞれの出生割合がピーク期を過ぎさらに一定期間経過している結婚後24ヵ月目とした。分析対象となっている夫婦のうち24ヵ月までに第1子を産んでいるのは68.6%であった。

表1は、結婚後24ヵ月までに第1子を出生しているか否かに関して諸変数の及ぼす影響を分析した結果である。具体的には、居住地、結婚形態（見合い・恋愛の別）、妻の結婚時の年齢、妻の最終学歴、妻の結婚直後の職業、夫の職業、結婚直後の親との同・別居状況および結婚年を説明変数とし³⁾、24ヵ月までに第1子出生を終えているか否かを被説明変数としてロジスティック回帰分析をおこなった。確率比は、レファレンス・カテゴリーを1.00とした場合の当該カテゴリーにおける出生確率の比をあらわしている。これによって、レファレンスカテゴリーに対する当該カテゴリーの出生見込みが何倍になっているかがわかる。分析対象は、結婚後24ヵ月をすでに経ている1995年6月1日までに結婚した夫婦である。

居住地についてみると、人口集中度の高い都市部に住む夫婦ほど有意に出生確率が低い。つまり、200万人以上の人口集中地区1.00に対し、200万人未満の人口集中地区では1.47倍、非人口集中地区では1.76倍、第1子を出生している確率が高いことがわかる。

結婚形態に関しては、見合い結婚の夫婦のほうが恋愛結婚よりも有意に高い出生確率を示している。

妻の結婚時の年齢については顕著な格差がみられないが、29歳以上において5%水準で有意に低くなっている。

妻の最終学歴では、高学歴であるほど出生確率が低くなる傾向がみられる。特に大学以上とその他の学歴で大きな格差がみられる。

妻の結婚直後の職業では、妻が何らかの職業に就いている場合と無職（専業主婦を含む）との間では大きな差がみられる。無職の場合、既に出生している確率は働いている妻の

3) 第11回出生動向基本調査の質問項目には居住地と夫の職業について、結婚直後における状態を問うていないため、本分析には調査時点（1997年6月1日）の状況を代替的に用いている。

1.87倍とかなり高くなっている。

夫の職業には有意な差がみられない。結婚直後に親との同居している場合、別居している夫婦に比べ子どもを産んでいる確率がかなり高くなっている。

以上の各変数が第1子出生の有無に及ぼす影響をコントロールしたうえで結婚年次（結婚コーホート）間を比較すると、単変量の分析において観測されたのと同様、結婚コーホート間に有意な格差がみられる。すなわち、近年の結婚コーホートほど結婚24ヶ月目までに第1子を出生する割合が低下しているという結果が導かれた。

IV Cox 回帰モデルによる出生タイミングに関する多変量的比較

結婚後一定期間において生じた出生タイミングの遅れがそれ以降の出生力に影響を及ぼすという仮定の下でおこなった前節のロジスティック回帰分析の結果から出生タイミングを規定する諸要因に関していくつかの知見を得ることができた。結婚後一定期間経た夫婦の第1子出生の有無は、結婚形態、親との同別居、妻の結婚時の年齢、学歴、職業等に強く規定されており、さらには結婚コーホート間の格差も生じていることがわかった。

ここでは更に、出生タイミングの変化およびそれを規定する諸要因について、出生過程全体を通して考察することにする。分析にはCox回帰モデル（比例ハザードモデル）を用いた。これにより一定条件の下で打ち切りケースを分析に取り込むことが可能となり、

表1 結婚後24ヶ月までに第1子を出生している夫婦についてのロジスティック回帰分析の結果

独立変数	確率比	
居住地（現在）		
非人口集中地区	1.76***	
人口集中地区（200万人未満）	1.47***	
人口集中地区（200万人以上）	(1,00)	
結婚形態		
見合い	1.38***	
恋愛	(1,00)	
妻の結婚時年齢		
20歳以下	1.12	
21～22歳	0.91	
23～24歳		
25～26歳	0.93	
27～28歳	0.91	
29歳以上	0.71*	
妻の最終学歴		
中学	1.83**	
高校	1.58***	
短大・高専	1.48**	
大学以上	(1,00)	
妻の職業（結婚直後）		
パート・自営	1.00	
常勤雇用	(1,00)	
無職	1.87***	
夫の職業（現在）		
農林漁業	1.23	
非農自営	1.13	
ホワイト・カラー	(1,00)	
ブルー・カラー	1.18	
親との同別居（結婚直後）		
同居	1.78***	
別居	(1,00)	
結婚年		
1979年以前	1.37**	
1980～84年	1.12	
1985～89年	1,00	
1990年以降	0.77**	
	カイ自乗	322.8
	自由度	20
	N	4,845

p<0.10
* p<0.05
**p<0.01
***p<0.001

(注) 夫の職業における「ホワイトカラー」とは、「専門職」「事務職」「サービス職」に従事する勤め人を指し、「ブルーカラー」とは「工場などの現場労働」に従事する勤め人とした。

各時点における出生発生率（ハザード）を観測できる。相対出生ハザードとは、レファレンスカテゴリにおける観測期間内の出生ハザードを1.00とした時の、当該カテゴリにおける出生ハザードのリスク倍率である。

従属変数として、前出生から当該出生までの期間（ヶ月）を、共変量（独立変数）として前節の分析で用いたのと同様、居住地、結婚形態、妻の結婚時の年齢、妻の最終学歴、妻の職業、親との同・別居および結婚年等を用いる⁴⁾。表3に、分析に用いた各独立変数の属性分布が結婚コーホート間でどの程度異なるかを示しておく。

表3 結婚コーホート別にみた独立変数の属性分布割合

単位：％

結婚コーホート	1979年以前	1980-84年	1985-89年	1990年以降
夫婦総数	848	845	890	1391
居住地				
非人口集中地区	38.3	37.8	33.9	26.4
人口集中地区（200万人未満）	51.9	51.5	54.3	59.4
人口集中地区（200万人以上）	9.8	10.8	11.8	14.2
結婚形態				
見合い	31.7	25.4	21.1	12.2
恋愛	68.3	74.6	78.9	87.8
妻の結婚時年齢				
18～20歳	5.0	6.2	5.1	5.6
21～22歳	22.4	17.6	10.9	9.8
23～24歳	34.9	29.2	26.5	21.1
25～26歳	25.4	25.4	30.3	28.5
27～28歳	10.0	13.8	14.7	18.3
29歳以上	2.4	7.7	12.5	16.7
妻の最終学歴				
中学	7.3	3.2	2.8	2.6
高校	62.7	61.1	60.6	57.6
短大・高専	21.3	24.0	23.7	25.4
大学以上	8.6	11.7	12.9	14.4
妻の職業（結婚直後）				
自営・パート	17.6	17.9	19.2	19.1
専門・管理	12.1	13.0	12.9	14.0
事務・サービス	22.5	23.9	27.4	29.7
現場労働	6.1	4.3	4.4	3.5
無職・家事	40.1	39.8	34.6	33.3
夫の職業				
農林漁業	2.5	2.2	0.8	0.6
非農自営	16.9	16.2	12.5	9.6
ホワイト・カラー	65.9	68.6	71.6	75.2
ブルー・カラー	14.7	12.9	15.2	14.6

(注) 夫の職業における「ホワイトカラー」とは、「専門職」「事務職」「サービス職」に従事する勤め人を指し、「ブルーカラー」とは「工場などの現場労働」に従事する勤め人とした。

4) 今回の分析ではモデルを単純化したために交互作用項や時間依存性共変量の導入はおこなっていない。それらを考慮した結果に関しては今後の分析を通じて明らかにしていきたい。

1. 第1子出生ハザード

第1出生についてみると（表4）、居住地、妻の結婚時の年齢、妻の最終学歴、妻の職業、親との同居、結婚年において相対ハザードに有意な格差がみられる。

居住地についてみると、人口集中度の高いところに住む夫婦ほど相対ハザードが低く、全体の出生タイミングが遅いことがわかる。

妻の結婚時の年齢については、若いほど高く、高年齢になるほど低くなる傾向がみられる。

妻の最終学歴は、高学歴になるほど出生タイミングは全体を通して遅くなっている。

妻の職業については、妻が無職・家事の場合何らかの職業に就いている夫婦と比較して有意に高くなっている。

親との同・別居では、同居している夫婦の確率が有意に高く、出生確率が別居の場合よりも高くなっていることがわかる。

前節の24ヶ月における第1子の有無についての分析結果からは、結婚形態の違いによる出生確率に格差がみられたが、比例ハザード分析の結果ではその差がほとんどみられなくなる。これは、見合いによって結婚した夫婦は結婚後早い時期に第1子を生む傾向があるものの、恋愛によって結婚した夫婦も時間の経過につれて見合い夫婦とほぼ同水準にまで第1子出生割合を上げていることをあらわしており、明らかな catch-up 現象である。つまり、第1子出生テンポの遅れは結婚後かなり早い時期に限定されている（Ogawa and Hodge 1985, Otani 1991）。他方、妻の結婚年齢についてみると、24ヶ月という一定期間までの出生の有無は「29歳以上」でのみ有意差が示されたが、ここでは結婚年齢が若いほ

表4 第1子累積出生確率の比例ハザード分析結果

独立変数	相対出生ハザード	
居住地（現在）		
非人口集中地区	1.33***	
人口集中地区（200万人未満）	1.18**	
人口集中地区（200万人以上）	(1.00)	
結婚形態		
見合い	1.05	
恋愛	(1.00)	
妻の結婚時年齢		
20歳以下	1.16*	
21～22歳	1.04	
23～24歳	(1.00)	
25～26歳	0.96	
27～28歳	0.89*	
29歳以上	0.77***	
妻の最終学歴		
中学	1.30**	
高校	1.19**	
短大・高専	1.13#	
大学以上	(1.00)	
妻の職業（結婚直後）		
パート・自営	1.01	
専門・管理	1.08	
事務・サービス	(1.00)	
現場労働	1.00	
無職・家事	1.35***	
夫の職業（現在）		
農林漁業	1.20	
非農自営	1.02	
ホワイト・カラー	(1.00)	
ブルー・カラー	1.05	
親との同別居（結婚直後）		
同居	1.31***	
別居	(1.00)	
結婚年		
1979年以前	1.08	
1980～84年	0.99	
1985～89年	(1.00)	
1990～94年	0.84***	
1995年以降	0.82*	
	カイ自乗	373.6
	自由度	23
	N	4,572
	# p<0.10	
	* p<0.05	
	**p<0.01	
	***p<0.001	

ど出生の相対リスクも高いという序列だった傾向がみられる。妻の結婚時の年齢が第1子出生に及ぼす影響は、29歳以上を別にすると、結婚後比較的短い時期においてよりもその期間が長くなるにつれてより顕在化することが暗示されている。

他の変数に関しては24ヶ月目の第1子出生傾向と比較して大きな違いがみられないことから、結婚後一定期間までに生じた各属性のカテゴリ間の出生力格差はその後の出生力を強く規定していることがわかる。

他の因子を調整した状態で結婚コーホートの違いによる格差をみると、最近の結婚コーホートほど第1子の出生リスクが低下していることがわかる。特に1990年代に入ってから低下が著しい。結婚年以外の変数がすべてレファレンスカテゴリーに属すると仮定し結婚コーホート間の累積生存関数(図5-1)と累積ハザード関数(図5-2)を図示すると、1980年代に一時安定期が存在していたことを除けば、最近の結婚コーホートほど第1子出生タイミングが遅れていることがわかる。分析に用いた独立変数間の関係がこの期間中変化しないと仮定すれば、表3に示した属性分布の推移はすべて出生ハザードを低下させる方向に働くことになり、結婚コーホートの影響はそれに拍車を掛けることになる。コーホートにみられるこのような性質は各時代に内在する帰属特性であり、近年の何らかの時代背景を反映している可能性がある。

図5-1 第1子出生生存関数

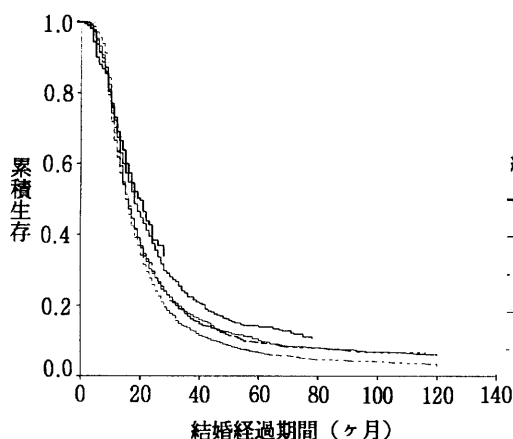
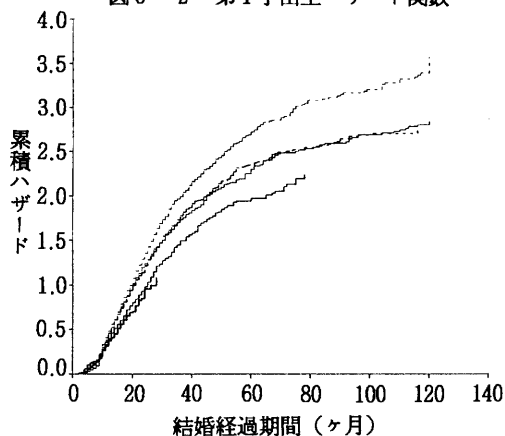


図5-2 第1子出生ハザード関数



2. 第2子出生ハザード

第2子についてみると(表5-1, 5-2)⁵⁾, 第1子にみられた居住地の違いや妻の学歴の違いによる相対ハザードの格差は明確でない。ただし、妻無職・家事⁶⁾の場合や親と

5) 日本では、1960年代後半以降、少ない子どもを結婚後短期間に生み終えるという、いわゆる bunched birth pattern が定着しているといわれ、前出生までの期間が次の出生までの期間に少なからず影響をもたらすと考えられる。しかし、Heckman, Hotz and Walker (1985) 等の研究により、前の出生までの期間の影響は観測されていない変数の heterogeneity の存在による見せかけの影響である可能性も指摘されている。本稿では参考の意味で、結婚から前出生までの間隔を説明変数として導入した場合 (Model 1) と導入しない場合 (Model 2) の両方の結果を掲載している。

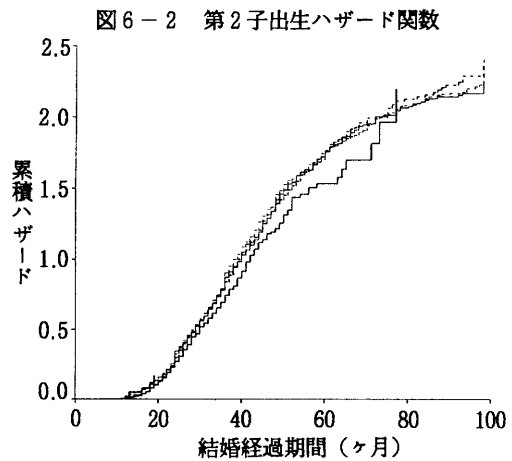
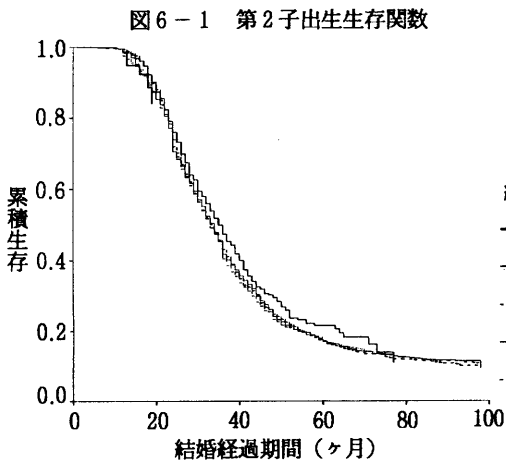
6) 第1子出生後の職業は第1子出生後1年間に従事した職業に基づいている。

同居⁷⁾している場合には第1子同様大きな違いが認められる。

妻の結婚時の年齢では、第1子の時にみられた序列的な差はみられないものの、29歳以上において有意に低くなっている。これは、すでに子どもを1人産んでいる集団には生物学的に子どもができていく夫婦の割合が小さいことから妊孕力の低下あるいは高齢出産忌避の影響を受けやすい29歳以上でのみ有意な差がみられると考えられる（佐藤龍三郎1998, 大谷憲司1993）。

他方、第1子では有意な結果を示さなかった結婚形態が、第2子では見合いにおいて有意に高くなっている。2子目の場合、見合い結婚に特徴的にみられる出生テンポの早期化に加え第2子出生割合自体も最終的に恋愛を上回ることから、結果として最終的な第2子出生割合にも差が生じた可能性がある。

他の因子の影響をコントロールすると、1990～94年結婚コホートにおいて第2子の相対リスクが若干低くなる傾向を示しているが、第1子の時にみられたような明確な差ではない。つまり、結婚コホートに内在する時代の効果によるのではなく、居住地、結婚形態、妻の結婚時の年齢、妻の職業、親との同別居における近年の属性構成割合の変化が出生ハザードを低下させる方向に推移したことで、第2子出生タイミングに遅延傾向がみられたということになる。表5-1（Model 1）を用いて、他の要因の影響をコントロールした状態で結婚コホート別の累積生存関数（図6-1）および累積ハザード関数（図6-



7) 親との同別居には結婚直後の同・別居状況を用いている。日本では結婚直後の親との居住形態が親の死亡を除けばその後も継続する確率が高く、第2子出生状況を分析するにあたり結婚直後の状況を代替的に用いることの影響は小さいと考えられる。（厚生省人口問題研究所、1996）本調査の有効データを用いて試算した場合、結婚直後、妊娠中、第1子出生後の3時点で居住形態が変化している夫婦は7.7%で、結婚後一貫して同居している夫婦が30.7%、一貫して別居している夫婦が61.6%となっている。なお、近年の結婚コホートほど親と同居する割合が低下し、別居の割合が上昇している。

なお、親との同・別居を含めた家族形態と出生力の関係については阿藤（1981）、Morgan and Rindfuss（1984）、Ogawa and Hodge（1985）等の研究によっても明らかであり、第11回出生動向基本調査データによってもそれを確認することが可能であるが、居住形態の多様化に伴うその他の形態（例えば近接居住）の影響については、選択肢が「同居」、「別居」、「死別」の三択で構成されていることからここでは確認できない。

表5-1 第2子累積出生確率の比例ハザード分析結果 (Model 1)

独立変数	相対出生ハザード
居住地 (現在)	
非人口集中地区	1.18*
人口集中地区 (200万人未満)	1.04
人口集中地区 (200万人以上)	(1.00)
結婚形態	
見合い	1.11*
恋愛	(1.00)
妻の結婚時年齢	
20歳以下	0.97
21~22歳	0.99
23~24歳	(1.00)
25~26歳	0.97
27~28歳	0.90
29歳以上	0.76**
妻の最終学歴	
中学	1.06
高校	1.05
短大・高専	0.99
大学以上	(1.00)
妻の職業 (第1子出生後)	
パート・自営	1.10
常勤雇用	(1.00)
無職	1.24***
夫の職業 (現在)	
農林漁業	1.23
非農自営	1.04
ホワイト・カラー	(1.00)
ブルー・カラー	1.00
親との同別居 (結婚直後)	
同居	1.17***
別居	(1.00)
結婚年	
1979年以前	1.02
1980~84年	0.99
1985~89年	(1.00)
1990~94年	0.90 #
1995年以降	0.95
カイ自乗	94.0
自由度	21
N	3,849

p<0.10
* p<0.05
**p<0.01
***p<0.001

表5-2 第2子累積出生確率の比例ハザード分析結果 (Model 2)

独立変数	相対出生ハザード
居住地 (現在)	
非人口集中地区	1.17*
人口集中地区 (200万人未満)	1.04
人口集中地区 (200万人以上)	(1.00)
結婚形態	
見合い	1.08 #
恋愛	(1.00)
妻の結婚時年齢	
20歳以下	0.93
21~22歳	0.99
23~24歳	(1.00)
25~26歳	0.98
27~28歳	0.91
29歳以上	0.76**
妻の最終学歴	
中学	1.00
高校	1.02
短大・高専	0.96
大学以上	(1.00)
妻の職業 (第1子出生後)	
パート・自営	1.11
常勤雇用	(1.00)
無職	1.25***
夫の職業 (現在)	
農林漁業	1.17
非農自営	1.04
ホワイト・カラー	(1.00)
ブルー・カラー	1.00
親との同別居 (結婚直後)	
同居	1.12**
別居	(1.00)
結婚年	
1979年以前	1.02
1980~84年	1.01
1985~89年	(1.00)
1990~94年	0.85*
1995年以降	0.82
結婚~第1子出生間隔	
12ヶ月未満 (12~17ヶ月)	1.15** (1.00)
18~23ヶ月	0.97
24~35ヶ月	0.81***
36ヶ月以上	0.56***
カイ自乗	210.8
自由度	25
N	3,849

2) を図示すると、1990年代のコーホートにおいて明らかなタイミングの遅れが認められるが、最終的には他のコーホートとほぼ同じ水準にまで上昇している。

3. 第3子出生ハザード

第3子についてみると(表6-1, 6-2)⁸⁾、妻の結婚時の年齢が29歳以上で顕著に低くなっている。これは、妊孕力の低下あるいは高齢出産忌避の影響を受けやすいことによる現象と考えられるが、第3子においてはそれまでの出生以上に29歳以上での低下が著しい。

親と同居している夫婦における相対ハザードは、第1子、第2子同様、有意に高くなっている。

居住地の影響は、高いパリティに進むほど低下がみられるが、第3子に至ってはほとんど格差が認められなくなる。

妻の最終学歴に関しては、第2子同様有意な差はなくなっている。

第3子に特徴的な傾向は、結婚形態、夫の職業と結婚年においてみられる。結婚形態が見合いの場合、第1、第2子の場合とは逆に5%有意水準で出生ハザードが低くなっている。また、夫の職業が農林漁業、非農自営である場合、その他の職業と比較して有意に高い出生ハザードを示している。そして、結婚年以外の要因をコントロールすると、近年の結婚コーホートほど出生ハザードが高くなっていることがわかる。累積出生関数(図7-1)と累積ハザード関数(図7-2)によってコーホート間格差をみると、第1子、第2子と比較すると、出生割合、ハザードともかなり低い水準とはいえ、近年のコーホートほど上昇傾向がみられる。この傾向は、第1節でみた単変量によるコーホート間比較の結果と概ね合致する。

以上の結果から、第3子出生が第1子、第2子とは異なる動機に基づいて発生している可能性をみいだせるものの、この結果についてはさらに詳細な分析を必要とすることになる。

V まとめ

以上、出生タイミングにみられる近年の変化を中心に夫婦の出生力変動に関する分析をおこなった。その結果をまとめると以下ようになる。

①単変量的な観察から全体的な傾向を評価すると、第1子出生割合は1970年代以降一貫して低下傾向が続いており、第2子は1980年代末まで低下が続いた後1990年代に入り比較的安定し、第3子は逆に1990年以降のコーホートで出生タイミングの早期化がみられる。第1子から第3子を統合して観測したところ、全体の出生割合は第1子の出生割合の急速な

8) 本稿で用いた第11次出生動向基本調査の調査項目には、第3子出生段階における妻の職業に関する情報が得られないことから、共変量として第1子出生後の職業を用いている。これは、第10回出生動向基本調査(1992年実施)の結果では2時点間における就業形態の変化が比較的少ないことに依拠している。また、第2子の分析の時と同様、2つのモデルを併記した。

表6-1 第3子累積出生確率の比例ハザード分析結果 (Model 1)

独立変数	相対出生ハザード
居住地 (現在)	
非人口集中地区	1.18
人口集中地区 (200万人未満)	0.96
人口集中地区 (200万人以上)	(1.00)
結婚形態	
見合い	0.83*
恋愛	(1.00)
妻の結婚時年齢	
20歳以下	1.16
21~22歳	1.01
23~24歳	(1.00)
25~26歳	1.01
27~28歳	0.90
29歳以上	0.44***
妻の最終学歴	
中学	1.03
高校	0.90
短大・高専	1.00
大学以上	(1.00)
妻の職業 (第1子出生後)	
パート・自営	0.92
常勤雇用	(1.00)
無職	0.90
夫の職業 (現在)	
農林漁業	1.75**
非農自営	1.35**
ホワイト・カラー	(1.00)
ブルー・カラー	1.07
親との同別居 (結婚直後)	
同居	1.33***
別居	(1.00)
結婚年	
1979年以前	0.72***
1980~84年	0.84 #
1985~89年	(1.00)
1990年以降	1.39*
カイ自乗	104.1
自由度	20
N	3,176

p<0.10
* p<0.05
**p<0.01
***p<0.001

表6-2 第3子累積出生確率の比例ハザード分析結果 (Model 2)

独立変数	相対出生ハザード
居住地 (現在)	
非人口集中地区	1.11
人口集中地区 (200万人未満)	0.94
人口集中地区 (200万人以上)	(1.00)
結婚形態	
見合い	0.81*
恋愛	(1.00)
妻の結婚時年齢	
20歳以下	1.11
21~22歳	1.01
23~24歳	(1.00)
25~26歳	0.98
27~28歳	0.85
29歳以上	0.42***
妻の最終学歴	
中学	0.90
高校	0.85
短大・高専	0.96
大学以上	(1.00)
妻の職業 (第1子出生後)	
パート・自営	0.92
常勤雇用	(1.00)
無職	0.85 #
夫の職業 (現在)	
農林漁業	1.63*
非農自営	1.31**
ホワイト・カラー	(1.00)
ブルー・カラー	1.07
親との同別居 (結婚直後)	
同居	1.21**
別居	(1.00)
結婚年	
1979年以前	0.78**
1980~84年	0.89
1985~89年	(1.00)
1990年以降	1.14
結婚~第2子出生間隔	
24ヶ月未満 (24~35ヶ月)	1.13 (1.00)
36~47ヶ月	0.68***
48~59ヶ月	0.54***
60ヶ月以上	0.35***
カイ自乗	221.3
自由度	24
N	3,176

図7-1 第3子出生生存関数

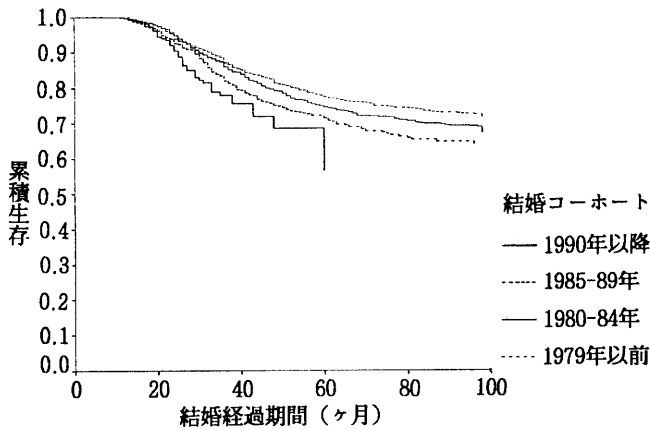
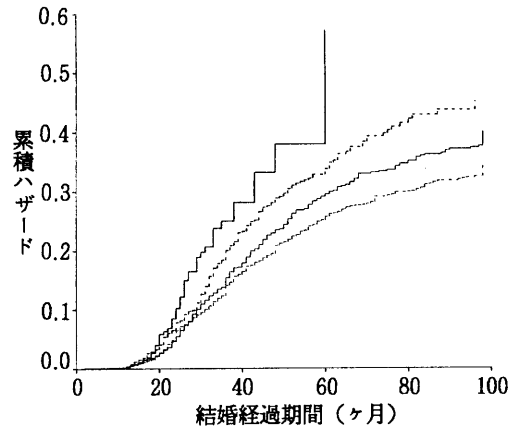


図7-2 第3子出生ハザード関数



低下の影響を最も強く反映しており、1975年結婚コホート以降コホートが若くなるにつれ出生割合は明確に低下傾向を示している。

②第1子の出生タイミングは、居住地、結婚形態、妻の結婚時の年齢、最終学歴、職業、親との同・別居等によって規定されていることがわかった。近年進行する、都市化、見合い結婚の現象、晩婚化、女子の高学歴化、専業主婦割合の低下、親との同居割合低下等の社会現象は、第1子出生タイミングの遅延化傾向を進行させる方向に属性分布をシフトさせている。結婚年以外の変数の影響をコントロールしたうえでなお、第1子出生タイミングには結婚コホート間の格差がみられた。第1子出生タイミングは、社会経済的屬性構成割合の人口内変化の影響に加え、結婚コホートが内包する帰属特性による影響も同時に受けることで、急速に遅延化していることがわかる。

③第2子出生タイミングは、第1子と同様に居住地、結婚形態、妻の結婚時の年齢、最終学歴、職業、親との同・別居によると同時に、夫の職業にも影響を受けている可能性が示された。第2子出生タイミングに関しては、結婚年による有意な差がみられず、単変量的な観察によって認められた近年の遅延傾向が第1子出生の遅れと属性構成割合の変化によって説明されうることを実証した。

④第3子出生については、妻の年齢が高くなると大幅に低下する。また、親との同居の場合第1子、第2子の時と同様に高くなる。居住地や妻の学歴・職業の違いによる格差はなくなり、夫の職業において有意な差がみられる。また、結婚形態の違いや結婚コホートに関しては第2子までの結果とは逆の傾向がみられた。第2子までとは異なり3子以上を産む夫婦割合はかなり小さいことからしても、第3子出生に関しては第2子までの出生とは異なる多様な要因によって規定されていると推察される。

各変数の出生タイミングに対する作用の仕方はパリティごとに多様であるが、妻の年齢と親との同別居はいずれの結果においても同じ方向に影響を及ぼしている。これは、結婚年齢の上昇が出生力動向に大きな影響を及ぼしていることを示唆するとともに、今日の日本における子育てに対する親の援助効果の大きさを暗示するものである。

出生力全体に及ぼす影響を考えた場合、第1子出生タイミングの急速な遅延化、当該順位子における最終出生割合の低下の兆しは、今後の夫婦出生力に最も大きなインパクトを与えるであろう。今回の結果を見る限り、近年結婚した夫婦は子どもを何人生むかといった選択以前に、子どもを生むか否かという選択をかなり慎重におこなっているのではないかという推測がなりたつ。第2子および第3子出生タイミングが比較的安定していることから、第1子を産む夫婦集団に限ってはその後も比較的安定した人数の子どもを産む可能性は高いと思われる。しかし一方で、第1子出生タイミングの遅延傾向が続けばダイレクトに無子夫婦割合の増加に帰結する可能性が高まり、同時に第2子以降の出生にも大きな影響が及ぶ可能性があることも否定できない。これまで比較的安定しているとされてきた夫婦の出生力にも、第1子出生タイミングの明確な遅延化を発端に完結出生力の低下の兆候が観測された意味は極めて大きいと思われる。今後の夫婦出生力の動向が注目される。

(参考文献)

- 阿藤誠 (1981) 「わが国出生力の社会的決定要因」『人口問題研究』第157号, pp.1-26
- Heckman, J.J., Hotz, V.J., & Walker, J.R. (1985) "New Evidence on the Timing and Spacing of Birth" *American Economic Review*, 75-2, pp.179-184
- 国立社会保障・人口問題研究所 (1997) 『日本の将来推計人口 平成9年1月推計』, p.10
- 国立社会保障・人口問題研究所 (1998) 『平成9年 日本人の結婚と出産－第11回出生動向基本調査－』, p.17
- 厚生省人口問題研究所 (1996) 「1. 世帯の継続, 発生, 合併」『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), pp.19-20
- Morgan and Rindfuss (1984) "Household structure and the tempo of family formation in comparative perspective" *Population Studies*, Vol.38, pp.129-139
- Ogawa, N. and Hodge, R. W. (1985) "Arranged marriage and fertility". Pp.18-21 in *A Study on the Relationship between Fertility Behaviour and Size, Structure and Functions of the Family: Country Report of Japan*, (Asian Population Studies Series No.70), Bangkok, Economic and Social Commission for Asia and the Pacific, United Nations.
- Otani K (1991) "Time distribution in the process to marriage and pregnancy in Japan" *Population Studies*, Vol.45, pp.473-487
- 大谷憲司 (1993) 『現代日本出生力分析』関西大学出版部
- Rindfuss, Morgan and Swicegood (1988) *First Birth in America*, U.S.A., University of California Press
- 佐藤龍三郎 (1998) 「近年わが国における有配偶出生力の人口学的分析」『民族衛生』第64巻・第4号, P.259

Changes in Marital Fertility and Their Determinants in Japan

Tsukasa SASAI

This document makes an analysis of changes in marital fertility in recent years in Japan. Since couples who were married in the mid-1980s or later cannot be evaluated by their completed fertility, a comparison among marriage cohorts was made to clarify changes in birth timing for those couples. We also made a multi-variate analysis of the influence of various socioeconomic factors which seem to define marital fertility in recent years, and also tried to review the influence of population shift in proportion of the socioeconomic attributes, and the specific characters that the cohorts include.

The analyzed results, in brief, are as follows:

1. It was found that the birth timing of the first child was defined by residence, matrimonial form, wife's age at marriage, final school background, occupation, living with or without parents, and so on.

Recent ongoing social phenomena such as urbanization, the decrease of arranged marriage, trends toward later marriage and higher education for women, and a decline in the proportion of those choosing to be a housewife or live with parents, have shifted attributive distribution such that first child birth timing tends to be delayed. Even though the influence of variables other than years of marriage was controlled, there was still disparity among marriage cohorts in first child birth timing.

2. The birth timing of the second child was also likely to be affected by the same socioeconomic factors as with the first child. For the birth timing of the second child, there was no significant difference in years of marriage, which demonstrated that the recent tendency toward delayed birth timing of the second child could be explained by the change in proportions of the attributes.

3. We can infer that the third child birth is defined by various factors which differ from those of the first or second child birth, since the proportion of married couples who produce three children or more is fairly low.

As far as the current results are concerned, each variable affects birth timing in various ways, depending on each parity. However, age of wife and living with or without parents affect the timing in the same way for every result. This suggests that an increase in late marriages has a major impact on fertility trends, and implies that the assistance given by parents has a great effect on today's child-care in Japan. When the influence on overall fertility is considered, the signs such as a rapid tendency toward delayed first child birth timing and a decline in proportion of the final birth of pertinent order will give the biggest impact on future fertility.

特集：日本人の結婚と出産（その1）

わが国の夫婦における妊娠・出生の調節

—妊娠歴の分析—

佐藤龍三郎・岩澤美帆

結婚後の妊娠・出生の調節過程に関して、出産意図（妊娠前の予定・計画）、避妊（実行、成否）、妊娠の結果（人工妊娠中絶、死産）が継続的に生起するモデルを設定し、それらの関連性について、第11回出生動向基本調査より得た初婚同士夫婦7,354組の妊娠歴データを用い、人口学的変数のみからなるロジスティック回帰分析により検討した。出生コントロール意図とりわけ出生停止意図に対しては、パリティの進行および理想・予定子ども数とパリティとの差の縮小が正の効果を示した。避妊実行に対しては出生延期・停止意図が、人工妊娠中絶選択に対しては出生停止意図とパリティの進行が正の効果を示した。これらの結果から、わが国の夫婦の出生コントロール過程において、子ども数に関する希望とその達成度およびこれにもとづく出産意図の重要な役割が明らかになった。また妻の出生年、既往出生児の性別、死産・人工妊娠中絶の経験なども一部関連を示した。

I. はじめに

結婚した夫婦においては生殖に関して相反する2つの意図（reproductive intentions）が働く。すなわち一つは（ある時期に）子どもをもとうとする意図（intention to have a (another) child）である。いまひとつは（その時々で）出生を避けようとする意図であり、これには次の出生を延期しようとする意図（intention to postpone childbearing）とこれ以上子どもをもつまいとする意図（intention to terminate childbearing）があるといえる。このような出生延期（spacing）にせよ、出生停止（stopping, limiting）にせよ、出生を避けるために用いられる手段（fertility regulation）には避妊と人工妊娠中絶がある。ほとんどの夫婦において、その有配偶期間内のどこかで上記の意図が様々な形で存在しており、結婚から生理的不妊に至るまでの過程において、これらの意図は様々な強度で作用をなし、これにそれぞれの意図の効果（成功ないし失敗）が作用して、結果（outcome）として各夫婦の妊娠・出生に関する履歴（history）が残されると考えられる。

この妊娠歴（pregnancy history）の調査は、しばしば出産力調査（fertility survey）に取り入れられており、これまでになされた2つの大規模な国際的出産力調査プロジェクト

トである世界出産力調査（WFS）および人口保健調査（DHS）においても調査事項の柱の一つをなしている¹⁾。

わが国においては第9次出産力調査（1987年実施）で夫婦の結婚以来のすべての妊娠（ただし最大5回目まで）について詳細な妊娠歴調査が行なわれ、妊娠前の出産計画（避妊実行の有無、延期希望、停止希望）と出生抑制行動との関連性についての分析がなされた（阿藤1988, 1989）。しかし同調査では、妊娠前の出産計画が避妊実行者についてのみ調べられ、避妊不実行者の出産計画は調べられなかった（阿藤1989）。そこで今回の第11回出生動向基本調査（1997年実施）においては、妊娠歴の調査票を修正し、妊娠前の出産に関する予定（計画）を直接たずねる形式を採用した。夫婦の結婚以来のすべての妊娠（ただし最大5回目まで）を調査対象としたのは第9次出産力調査同様である。したがって、今回調査においては、夫婦の結婚以来の第1回から最大第5回までの妊娠に関する事前の意図ないし予定・計画（以下「出産意図」と呼ぶ）²⁾、行動、結果、妊娠順位およびパリティの進行という一連の流れを継続的な動的（dynamic）モデルとして把握することが可能となった。

本論文では、夫婦の結婚以来の生殖過程においてこの出産意図に特に着目し、出産意図および出生コントロール行動の実状および妊娠の結果が年齢・妊娠順位・パリティなどの進行とともにどう変わっていくかという観点から、人口学的変数による説明モデルを設定し、その関連についてロジスティック回帰分析により検討する。用いるデータは第11回出生動向基本調査より、夫婦ともに初婚の7,354組についてのものである。同調査の全般的な調査方法ならびに集計結果の概要は、別に刊行された報告書（国立社会保障・人口問題研究所1998）を参照されたい。

II. 調査・分析の枠組み

1. 妊娠歴調査の設計

今回調査の妊娠歴においては、おのおのの妊娠ごとに次の事項が調べられている³⁾。

1) 「妊娠歴」分析方法の概要については、Hobbs and Bogue (1993) が参考になる。細かくいえば、pregnancy history と birth history が区別される。pregnancy history は自然・人工死流産（pregnancy loss）を含むすべての妊娠についてのものである。birth history はすべての出生（live birth）についてのものであり、自然・人工死流産は含まれない。WFSはpregnancy historyアプローチ、DHSはbirth historyアプローチによった（Hobbs and Bogue 1993）。本研究で用いる第11回出生動向基本調査の妊娠歴はこの区別でいえばpregnancy historyである。

2) 妊娠前の「予定」、「計画」などいろいろな呼び方ができようが、ここではWestoff (1990) が用いている“reproductive intentions”の語を採り入れ「出産意図」と称することにする。出産意図は妊娠・出産に関する態度（attitudes）と行動（behavior）の間に介在し、態度よりも現実的でより確定的な（行動に近い）意識の形態といえよう。なお類似の語として“fertility intentions”（Rindfuss et al. 1988; Schoen et al. 1997）や“childbearing intentions”（Thomson 1997）も用いられている。

3) 第11回出生動向基本調査における妊娠歴の調査設計にあたっては、阿藤誠・国立社会保障・人口問題研究所副所長より指導・助言がなされた。

わが国における出産力調査に基づく妊娠歴を分析に用いた研究としては、これまでに、阿藤（1982, 1989）、大谷（1993）、Kojima（1993）などがある。おもに阿藤は妊娠歴データから計画外出生の発生率を推計し、大谷と小島は出生間隔に対する社会経済変数の効果を多変量解析（比例ハザードモデルなど）により検討した。

- (1)妊娠順位（最大5回まで）
- (2)各回妊娠についての出産意図（すなわち前回妊娠からその妊娠までの間における、その妊娠に関する予定ないし計画：ただし第1回目の妊娠については、結婚から第1回目の妊娠までの間における第1妊娠に関する予定ないし計画）：
 - ①「なるべく早く子どもが欲しかった」、②「出産間隔をあげようと思った」、
 - ③「(これ以上)子どもを生むつもりはなかった」、④「とくに考えていなかった」
- (3)前項で出産意図が②③④の場合、避妊の実行状況：
 - ①避妊をしなかった、②避妊をした
- (4)前項で②の場合、避妊の成否：①避妊に成功した、②避妊に失敗した
- (5)出産意図の如何によらずすべての妊娠について、妊娠の結果：
 - ①出生、②死流産、③人工妊娠中絶、④現在妊娠中
- (6)妊娠の結果の生じた時期：年、月
- (7)出生の場合、出生児の性別：①男、②女

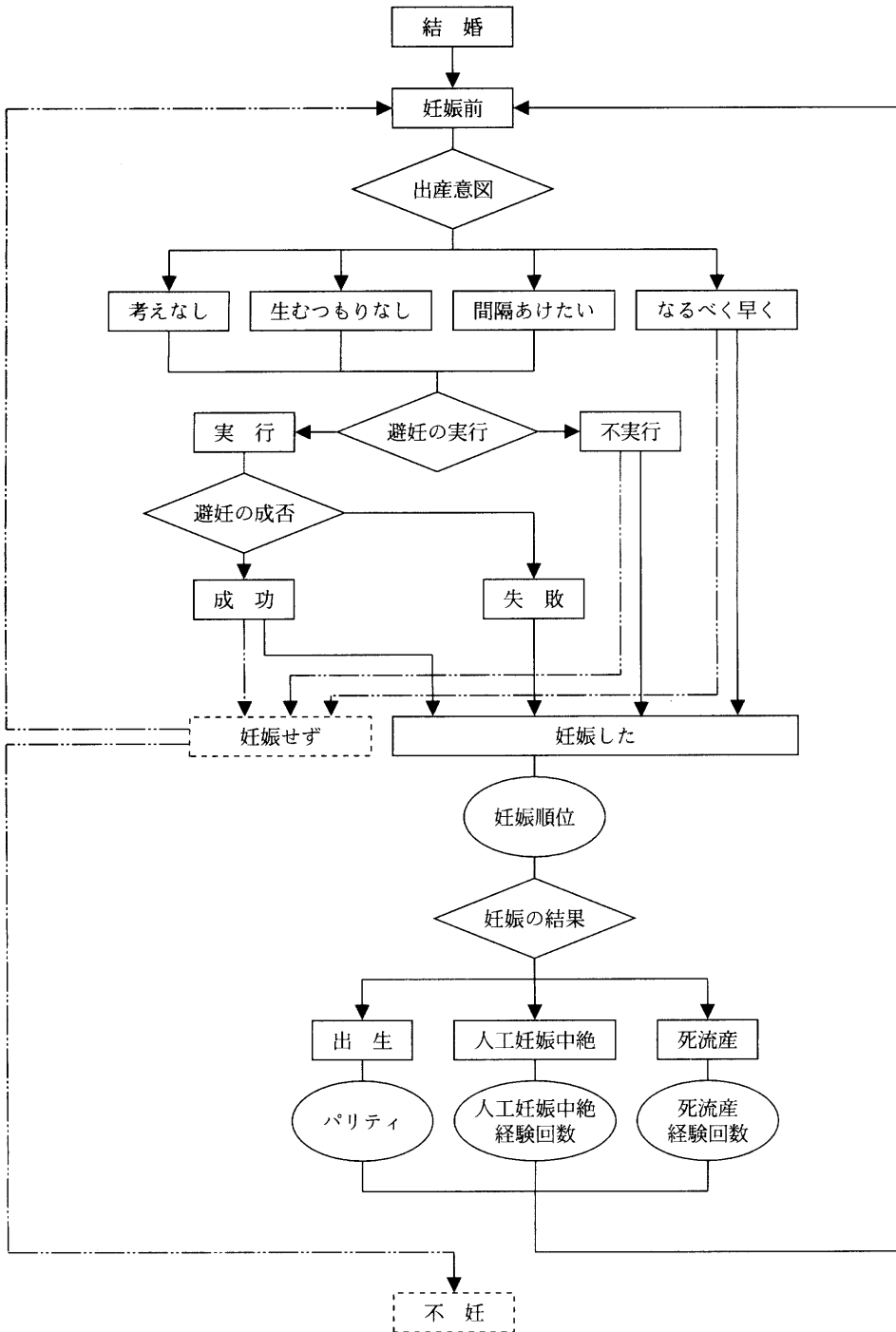
上記より、妊娠時期および妊娠時の妻の年齢が推定されるとともに、その妊娠前のパリティ（既往出生児数）、妊娠前の男児または女児の出生の有無、妊娠前（ただし結婚後）の死流産および人工妊娠中絶の経験回数が導出される。さらに妊娠歴以外の調査項目から、妻の出生年（出生コホート）、結婚年などの情報が得られ、これらの合成により、結婚から妊娠までの期間、理想子ども数とパリティの差、および予定子ども数とパリティの差が導出される。

2. 妊娠歴の分析モデル

はじめに述べたように、ここに設定する分析モデルは、夫婦の結婚以来の生殖過程における出産意図、出生コントロール行動およびその結果が妊娠順位・パリティ・年齢などの進行とともにどう変わっていくかという点に着目したものである。図1にこれを一つの系とみた流れ図を示した。この系は結婚に始まり夫婦（のいずれか）が不妊状態になることによって終わる閉鎖系であり、妊娠およびその結果としての出生・人工妊娠中絶・死流産が1回繰り返されるごとに、妊娠順位、パリティ、人工妊娠中絶経験回数、死流産経験回数は1回ずつ増える。また時間の経過とともに、妻の年齢と結婚持続期間は増加する。

すなわち本分析モデルはもっぱら時間的・人口学的変数のみによる閉鎖系モデルであり、一般的な社会経済的屬性（学歴、職業、居住地など）は含まない。これは妊娠歴という動的モデルの分析にあたっては、まず結婚後の夫婦の生殖に関する「態度→意図→行動→効果→結果→次の妊娠についての態度・意図・行動・効果・結果→さらに次の妊娠についての態度・意図・行動・効果・結果」という一連の継続的（sequential）な流れを一つの系とみて、これらの関連をとらえることが基本的に重要と考えるからである。また本研究は、出生コントロールに関連した行動の決定因について、それをただちに社会経済的背景の差違に求めるよりも、むしろ年齢、パリティ、出産意図、前回の出生コントロール行動とそ

図1 初婚同士夫婦における妊娠・出産の調節過程に関するモデル



注：状態、行動、結果などの経過の流れを矢印で示した。楕円で図示した妊娠順位、パリティ、人工妊娠中絶経験回数、死流産経験回数は、この流れの中で通過することに、1ずつ増える。なお点線部分は今回の分析対象には含まれない。

の結果といった時間的・人口学的性質の継続的な効果に着眼するものである。

本研究においては、これらの関連を第11回出生動向基本調査より得られた夫婦ともに初婚の7,354組のデータを用い、この集団から生じた9,817妊娠例を対象としてロジスティック回帰分析により検討する。本分析で用いる変数の一覧を表1に示した。

なお分析は、妊娠順位も説明変数の一つとみなし妊娠総数（全妊娠）における影響の分析を基本としたが、併せて妊娠順位別の分析も行なった（第5妊娠は例数が少ないため、第4妊娠と合併し第4～5妊娠とした）。ただし妊娠順位はその時点における①パリティ、②死流産経験回数、③人工妊娠中絶経験回数の和により決まるので、実際の分析ではその妊娠以前の①パリティ、②死流産経験の有無、③人工妊娠中絶経験の有無を用いた（死流産・人工妊娠中絶経験回数2回以上はきわめて少数のため、分析では経験の有無を用いた）。その際、標本数が極端に少なくなるカテゴリーについては、最尤推定量が無限になることを避けるために、いくつかを合併して再カテゴリー化した（結果表の中では] で示す）。

本論文におけるロジスティック回帰分析モデルは次の7通りである。

(1) 出産意図とその説明要因

この分析のねらいは、結婚後に妻の年齢、妊娠順位、パリティ、出生コントロール行動および結果が進行していくにつれて出産意図がどのように変化してゆくか、という点について検討するものである。

被説明変数は出産意図であり、これは「とくに考えていなかった」を除いて、「なるべく早く子どもがほしかった（want soon）」、「出産間隔をあげようと思った（want later）」、「（これ以上）子どもを生むつもりはなかった（want no more）」の3つのカテゴリーからなるため、分析は以下の3通り行なった。説明変数は、表1に挙げた変数より妊娠順位と出産意図を除いたものを用いる。

1) 出産の意欲（3水準）

被説明変数のカテゴリーを、「1. なるべく早く子どもがほしかった（want soon）」、「2. 出産間隔をあげようと思った（want later）」、「3. （これ以上）子どもを生むつもりはなかった（want no more）」について、1, 2, 3が出産の意欲の程度を順に表す（3から1に向かって出産の意欲が高い、逆に1から3に向かって出産の意欲が低い）ものとみなした。そこで3水準の順序ロジスティック回帰分析を行ない、オッズ比を算出する。

2) 「即時出生意図」対「出生コントロール意図」

被説明変数のカテゴリーを「1. なるべく早く子どもがほしかった（want soon）」と「2. いますぐほしいわけではない（want later+want no more）」に括った。この分析では、1を「即時出生意図あり」、2を「即時出生意図なし」（＝出生コントロール意図あり）と称することにする。そこで二項ロジスティック回帰分析を行ない、2に対して1になる確率を高める効果（オッズ比）を算出する。なお出生コントロール意図には、出生延期（spacing）意図と出生停止（stopping）意図が含まれる。

3) 「追加出生意図」対「出生停止意図」

被説明変数のカテゴリーを、「1. 遅かれ早かれ、追加の子どもがほしかった（want

表1 分析に用いた変数（全9,817妊娠例について）

妻の出生年 （西暦）	1947-49 1,258 (12.8%)	1950-54 2,536 (25.8)	1955-59 2,185 (22.3)	1960-64 2,204 (22.5)	1965-69 1,310 (13.3)	1970-79 324 (3.3)	総数 9,817 (100%)	平均値 1957.40 (年)	
妊娠順位	第1妊娠 3,993 (40.7%)	第2妊娠 3,716 (37.9)	第3妊娠 1,541 (15.7)	第4妊娠 444 (4.5)	第5妊娠 123 (1.3)		総数 9,817 (100%)	平均値 1.88	
出産意図	なるべく 早く	間隔を あげたい	生むつも りなし	とくに考 えなし			総数 9,817 (100%)		
避妊の実行		避妊を しなかった	避妊を した			不詳	総数 6,319 (100%)		
避妊の成否			成功した	失敗した		不詳	総数 2,853 (100%)		
妊娠の結果	出生	死産	人工妊娠 中絶	現在 妊娠中			総数 9,817 (100%)		
妊娠時の 妻の年齢	19歳以下 65 (0.7%)	20-24歳 2,422 (24.7)	25-29歳 4,958 (50.5)	30-34歳 2,004 (20.4)	35-39歳 341 (3.5)	40歳以上 27 (0.3)	総数 9,817 (100%)	平均値 27.10 (歳)	
結婚から妊娠 までの期間	1年未満 2,921 (29.8%)	1-2年未満 1,504 (15.3)	2-3年未満 1,501 (15.3)	3-4年未満 1,156 (11.8)	4-5年未満 912 (9.3)	5-7年未満 959 (9.8)	7年以上 864 (8.8)	総数 9,817 (100%)	平均値 34.82 (ヶ月)
妊娠前 パリティ	0人 4,417 (45.0%)	1人 3,877 (39.5)	2人 1,316 (13.4)	3人 195 (2.0)	4人 12 (0.1)		総数 9,817 (100%)	平均値 0.73 (人)	
妊娠前 死産経験回数	なし 8,790 (89.5%)	1回 906 (9.2)	2回 110 (1.1)	3回 10 (0.1)	4回 1 (0.0)		総数 9,817 (100%)	平均値 0.12 (回)	
妊娠前 人工妊娠中絶 経験回数	なし 9,519 (97.0%)	1回 277 (2.8)	2回 20 (0.2)	3回 1 (0.0)			総数 9,817 (100%)	平均値 0.03 (回)	
妊娠前 理想子ども数・ パリティ差	0人 305 (3.1%)	1人 2,639 (26.9)	2人 4,002 (40.8)	3人 2,329 (23.7)	4人 329 (3.4)	5人以上 53 (0.5)	不詳 160 (1.6)	総数 9,817 (100%)	平均値 1.99 (人)
妊娠前 予定子ども数・ パリティ差	0人 539 (5.5%)	1人 3,809 (38.8)	2人 3,835 (39.1)	3人 1,199 (12.2)	4人 109 (1.1)	5人以上 16 (0.2)	不詳 310 (3.2)	総数 9,817 (100%)	平均値 1.63 (人)
妊娠前 男児出生の有無	男児あり 3,077 (31.3%)	男児なし 6,740 (68.7)					総数 9,817 (100%)		
妊娠前 女児出生の有無	女児あり 3,121 (31.8%)	女児なし 6,696 (68.2)					総数 9,817 (100%)		

注：対象は、妻が50歳未満の初婚同士夫婦（7,354組）のうち、妊娠経験が一回以上ある妻5,855人の妊娠歴である。表には当該妊娠に関する情報のうち、妊娠結果および妊娠時期が判明している9,817例についての分布と平均値を示した。なお、妊娠時期が結婚時期より前のものは除外した。またパリティが理想子ども数を上回った27例と予定子ども数を上回った107例は、差「0人」に含めた。

soon+want later)」と「2. 子どもを生むつもりはなかった (want no more)」に括った。この分析では、1を「追加出生意図あり」、2を「追加出生意図なし」(＝出生停止意図あり)と称することにする。そこで二項ロジスティック回帰分析を行ない、2に対して1になる確率を高める効果(オッズ比)を算出する。

(2) 避妊行動とその説明要因

次に、出産意図が「なるべく早く」の場合を除き、避妊という行動がどのように行なわれたのかをみてみたい。すなわち避妊の実行とその成否(成功または失敗)を被説明変数とする分析モデルを検討する。説明変数には(1)で用いたものに出産意図を加えた。

1) 避妊の実行

被説明変数は避妊実行の有無であり、そのカテゴリーは「1. 避妊実行」と「2. 避妊不実行」である。二項ロジスティック回帰分析を行ない、2に対して1になる確率を高める効果(オッズ比)を算出する。

2) 避妊の成否

被説明変数は避妊の成否であり、そのカテゴリーは「1. 避妊に成功」と「2. 避妊に失敗」である。なお出産意図が「子どもを生むつもりはなかった」の場合、避妊に成功して妊娠することは原理的にありえないのでこれをモデルから除いた。すなわち説明変数のうち出産意図は「とくに考えていなかった」を基準(レファレンス)カテゴリーとし、「出産間隔をあけようと思った」(出生延期意図)の効果のみ検討する。そこで二項ロジスティック回帰分析を行ない、2に対して1になる確率を高める効果(オッズ比)を算出する。

(3) 妊娠の結果とその説明要因

1) 人工妊娠中絶

妊娠の結果は「出生」、「人工妊娠中絶」、「死流産」、「現在妊娠中」の4カテゴリーに分かれるが、まず「現在妊娠中」は結果不明であるため除いた。ここでの本分析の主な関心は妊娠後の出生コントロール行動、すなわち人工妊娠中絶か出生か、の選択にある。そこでまず、被説明変数のカテゴリーとして「出生」と「人工妊娠中絶」を用いて二項ロジスティック回帰分析を行ない、出生に対して人工妊娠中絶の確率を高める効果(オッズ比)を算出する。死流産は非人為的な生物学的現象であり、人工妊娠中絶とは性質が異なると考えられるのでこの分析には含めなかった。

2) 死流産

ただし妊娠の結果として出生と死流産を比較することは、公衆衛生的見地など別の観点から関心のもたれることである。そこで次に、被説明変数のカテゴリーとして「出生」と「死流産」を用いて二項ロジスティック回帰分析を行ない、出生に対して死流産の確率を高める効果(オッズ比)を算出する。

1) 2)とも説明変数には(1)で用いたものに出産意図を加え、さらに避妊実行の有無を加えた。出産意図は、「なるべく早く」、「出産間隔をあけようと思った」および「子どもを生むつもりはなかった」をダミー化し、「とくに考えていなかった」を基準カテゴリーとす

る。

上記7通りの分析モデルによるロジスティック回帰分析には統計プログラムパッケージ SAS ver.6.12 LOGISTIC プロシジャを使用した。以下の節（Ⅲ，Ⅳ，Ⅴ）でおのおの出産意図，避妊（実行とその成否），妊娠の結果（人工妊娠中絶，死流産）に対する分析結果と考察を述べる。

Ⅲ. 出産意図とその説明要因

1. 出産の意欲（3水準）

まず出産意図の3つのカテゴリーに順位をつけて「出産の意欲」の程度とみなした場合の順序ロジスティック回帰分析の結果（オッズ比）を表2に示した。

3つの出産意図の比率をみると、「なるべく早く」（即時出生意図）は第1妊娠に際しては73.9%と大多数を占めるが，第2妊娠に際しては32.9%へと急減している。これに対して「生むつもりなし」（出生停止意図）は第1，2妊娠に際してはきわめてわずかであるが，第3妊娠に際して19.4%へと急増し，第4～5妊娠では48.8%と約半数を占めている。「間隔あけたい」（出生延期意図）は第1妊娠に際しては25.1%だが第2妊娠に際して65.3%と急増し，以後順次低下している。この比率の推移をみただけでも，わが国の夫婦における出産意図の推移の特徴が明らかに見て取れる。すなわち，第1妊娠から第2妊娠にかけて即時意図から延期意図への転換が，第2妊娠から第3，4～5妊娠にかけて延期意図から停止意図への転換がみられる。

そこで各説明変数の効果をみると，まずパリティは進行するほど出産の意欲を低める効果を示し，理想子ども数・パリティ差（理想の未達成度を表す）はこの差が縮まるほど出産の意欲を低める効果を示した。この効果は妊娠順位別にみても同様であった。このことから出産の意欲に対して，子ども数に対する理想とその達成度が顕著に影響を及ぼすことは明らかといえる。予定子ども数・パリティ差（予定の未達成度を表す）の効果は一定しなかった。その妊娠以前の出生児の性別の効果をみると，全妊娠において男児なし（出生児なしを含む，以下同様），女児なし（出生児なしを含む，以下同様）のいずれの場合も出産の意欲が高まり，また第4～5妊娠に際して男児なしの場合に出産の意欲が高まる効果がみられた。

その妊娠以前に死流産経験があると出産の意欲を高める効果を示した。人工妊娠中絶経験の効果は，全妊娠においては統計的有意差がみられなかったが，第2，4～5妊娠に際して出産の意欲を低める効果を示した。

妊娠時の妻の年齢は25～29歳を基準カテゴリーとしてそれ以上でもそれ以下（第1妊娠の場合）でも出産の意欲を高める効果を示した。結婚から妊娠までの期間は長くなるほど出産の意欲が低まる効果を示した。また妻の出生年の効果をみると，あまり統計的有意差はみられなかったが，第1妊娠に際しては近年の出生コホートで出産の意欲が低まる傾向

表2 出産の意欲（3水準）のオッズ比：順序ロジスティック回帰分析結果

出産の意欲	全妊娠	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠	第4-5妊娠	
なるべく早く	48.4%	73.9%	32.9%	32.9%	25.5%	
間隔をあげたい	44.7	25.1	65.3	47.7	25.7	
生むつもりなし	6.9	1.0	1.8	19.4	48.8	
説明変数	カテゴリー					
パリティ						
0人	2.30***	—	3.35	3.30*] 1.00	
(1人)	1.00	—	1.00	1.00		
2人	0.43***	—	—	0.24***		
3人	0.15***	—	—	—		
理想・パリティ差						
0人	0.13***] 1.00	0.06***	0.15***	0.28***	
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00	
2人	1.27**		1.89**	1.14	1.09] 1.85#
3人	1.45***		2.02**	1.28	1.45	
予定・パリティ差						
0人	0.42***] 1.00	1.23	0.38***	0.15***	
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00	
2人	0.87#		0.72*	1.21#	0.71#] 1.48
3人	1.18		1.17	1.05	1.60	
男児						
なし	1.45**	—	2.93	1.28	1.64#	
(あり)	1.00	—	1.00	1.00	1.00	
女兒						
なし	1.36*	—	2.83	1.14	1.19	
(あり)	1.00	—	1.00	1.00	1.00	
死流産経験						
あり	2.73***	—	—	—	—	
(なし)	1.00	—	—	—	—	
人工妊娠中絶経験						
あり	0.85	—	0.28**	0.90	0.49**	
(なし)	1.00	—	1.00	1.00	1.00	
妊娠時の妻の年齢						
24歳未満	1.28***	1.56***	0.92	0.86	0.54	
(25-29歳)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
30-34歳	1.42***	1.70**	1.31*	1.45*	1.31	
35歳以上	2.00***	18.43**	2.50***	1.29	1.27	
結婚～妊娠期間						
0-2年未満	2.10***	3.14***	1.89***	0.70] 1.00	
(2-4年未満)	1.00	1.00	1.00	1.00		
4-6年未満	0.96	0.79	0.79*	0.84		
6-8年未満	0.70**] 1.06	0.66#	0.51**		
8年以上	0.42***		0.86	0.36***		
妻の出生年						
1947-49年	1.02	1.30	0.75#	1.17	0.82	
1950-54年	0.95	1.12	0.80#	0.88	1.02	
(1955-59年)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
1960-64年	0.83*	0.66**	0.89	1.22	0.89	
1965-69年	0.90	0.66**	1.18	1.76*] 1.30	
1970-79年	0.96	0.75	1.25	1.48		
カイ自乗	2981.27***	237.29***	502.00***	397.39***	237.25***	
自由度	25	15	22	23	19	
妊娠数	7,228	2,808	2,917	1,083	420	

注：基準カテゴリー（カッコ内に示す）に対するオッズ比（相対危険度）を示す。

“]”は、カテゴリーの合併を意味する。# p<0.10, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

がみられ、他方第2, 3妊娠に際しては概して近年の出生コホートで出産の意欲が高まる傾向がみられた。

2. 「即時出生意図」対「出生コントロール意図」

出産意図の3つのカテゴリーを「即時出生意図」と「出生コントロール意図」の2つに括って対比した場合の二項ロジスティック回帰分析結果（オッズ比）を表3に示した。

この場合もパリティが進行するほど、即時出生意図をもつ確率を低める（出生コントロール意図をもつ確率を高める）効果が顕著であった。やはり理想子ども数・パリティ差が縮まるほど即時出生意図をもつ確率を低める（出生コントロール意図をもつ確率を高める）効果を示したことと合わせて、即時出生意図（または出生コントロール意図）に対して、子ども数に関する理想とその達成度が顕著な影響を及ぼすことを示している。予定子ども数・パリティ差の効果はやはり一定しなかった。その妊娠以前の出生児の性別の効果には統計的有意差がみられなかった。

その妊娠以前に死産、人工妊娠中絶の経験を有することはともに出生コントロール意図をもつ確率を低める効果を示した。ただし妊娠順位別の分析では、人工妊娠中絶の経験を有することは第2、4～5妊娠に際して出生コントロール意図をもつ確率を高める効果を示した。

妊娠時の妻の年齢は25～29歳を基準カテゴリーとしてそれ以上でもそれ以下（第1妊娠の場合）でも即時出生意図をもつ確率を高める効果を示した。結婚から妊娠までの期間は長くなるほど即時出生意図をもつ確率を低める（出生コントロール意図をもつ確率を高める）効果を示した。出生年の効果はあまり統計的有意差がみられなかったが、第1妊娠に際しては近年の出生コホートで出生コントロール意図をもつ確率が高まる傾向がみられ、他方第2妊娠以降の妊娠に際しては概して近年の出生コホートで即時出生意図をもつ確率が高まる傾向がみられた。

3. 「追加出生意図」対「出生停止意図」

出産意図の3つのカテゴリーを「追加出生意図」と「出生停止意図」の2つに括って対比した場合の二項ロジスティック分析結果（オッズ比）を表4に示した。

パリティ1以降、パリティが進行するほど追加意図をもつ確率を低める（停止意図をもつ確率を高める）効果は明らかであり、理想子ども数・パリティ差と予定子ども数・パリティ差が縮まるほど追加意図の確率が低まる（停止意図の確率が高まる）効果を示したことも合わせて、追加意図と停止意図の拮抗に対して、子ども数に関する希望とその達成度が顕著な影響を及ぼすことは明らかといえる。しかもパリティ1以降のオッズ比の変動幅は先の「即時出生意図」対「出生コントロール意図」の場合に比べて大きく、理想・希望の未達成度が即時出生意図より追加出生意図に（いいかえれば出生コントロール意図より出生停止意図に）より強く影響することを示している。これはわが国の夫婦の出生コントロール意識において、少なくとも1子を得てのち、出生延期動機よりも出生停止動機がより強力に働いていることを示唆する。なおクロス集計ではパリティ0、1で出生停止意図ありの割合は各々1.04%、1.83%であるが、他の変数をコントロールすると表4に示したように、パリティ1に対してパリティ0のオッズ比（追加意図／停止意図）は0.39と1よ

表3 出産意図（即時／出生コントロール）のオッズ比：二項ロジスティック回帰分析結果

出産意図	全妊娠	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠	第4-5妊娠
即時出生意図	48.4%	73.9%	32.9%	32.9%	25.5%
出生コントロール意図	51.6	26.1	67.1	67.1	74.5
説明変数	カテゴリー				
パリティ					
0人	3.41***	—	3.50#	4.20**] 1.00
(1人)	1.00	—	1.00	1.00	
2人	0.78#	—	—	0.24***	
3人	0.42*	—	—	—	
理想・パリティ差					
0人	0.30***] 1.00	0.24#	0.25**	0.33*
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00
2人	1.20*		1.59#	1.10	1.12
3人	1.35**	1.69*	1.24	1.39] 1.50
予定・パリティ差					
0人	0.87] 1.00	1.23	1.32	0.49#
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00
2人	0.90		0.71*	1.21#	0.64*
3人	1.23#		1.17	1.04	1.47
男児					
なし	1.08	—	2.80	1.01	1.62
(あり)	1.00	—	1.00	1.00	1.00
女兒					
なし	1.04	—	2.71	0.99	1.03
(あり)	1.00	—	1.00	1.00	1.00
死産産経験					
あり	3.04***	—	—	—	—
(なし)	1.00	—	—	—	—
人工妊娠中絶経験					
あり	1.43*	—	0.34**	0.93	0.55#
(なし)	1.00	—	1.00	1.00	1.00
妊娠時の妻の年齢					
24歳未満	1.32***	1.54***	0.97	0.83	0.61
(25-29歳)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
30-34歳	1.53***] 1.96***	1.42**	1.50*	1.82#
35歳以上	2.63***		2.61***	1.97*	2.69#
結婚～妊娠期間					
0-2年未満	2.33***	3.13***	2.00***	0.80] 1.00
(2-4年未満)	1.00	1.00	1.00	1.00	
4-6年未満	0.93	0.75	0.81#	0.86	
6-8年未満	0.73*] 1.09	0.67#	0.54*	
8年以上	0.63**		1.20	0.47*	
妻の出生年					
1947-49年	0.98	1.32	0.76#	0.90	0.92
1950-54年	0.90	1.15	0.76*	0.71#	1.11
(1955-59年)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1960-64年	0.84*	0.67**	0.87	1.33	1.60
1965-69年	0.92	0.65**	1.23	1.73*	1.28
1970-79年	0.93	0.75	1.23	1.41	6.24#
カイ自乗	2126.84***	223.14***	495.51***	215.05***	118.43***
自由度	25	14	22	23	20
妊娠数	7,228	2,808	2,917	1,083	420

注：基準カテゴリー（カッコ内に示す）に対するオッズ比を示す。

“]” は、カテゴリーの合併を意味する。# p<0.10, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

り小となった。この理由はよくわからないが、いずれにしてもパリティ 0, 1 で出生停止意図をもつ割合はきわめて低かった。

表4 出産意図（追加/停止）のオッズ比：二項ロジスティック回帰分析結果

出産意図	全妊娠	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠	第4-5妊娠
追加出生意図	93.1%	99.0%	98.2%	80.6%	51.2%
出生停止意図	6.9	1.0	1.8	19.4	48.8
説明変数	カテゴリー				
パリティ					
0人	0.39**	—	1.11	0.09#] 1.00
(1人)	1.00	—	1.00	1.00	
2人	0.14***	—	—	0.02***	
3人	0.08***	—	—	—	0.14**
理想・パリティ差					
0人	0.17***] 1.00	0.05***	0.18***	0.29**
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00
2人	1.91**		10.64***	2.05*	0.96
3人	2.83**	9.89***	2.49	5.77	
予定・パリティ差					
0人	0.26***] 1.00	1.50	0.21***	0.13***
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00
2人	1.36		0.82	1.24] 1.17
3人	2.28	1.20	3.06		
男児					
なし	1.71**	—	—	1.71*	1.65
(あり)	1.00	—	—	1.00	1.00
女児					
なし	1.42*	—	—	1.24	1.94#
(あり)	1.00	—	—	1.00	1.00
死産産経験					
あり	1.29	—	—	—	—
(なし)	1.00	—	—	—	—
人工妊娠中絶経験					
あり	0.30***	—	—	0.25	0.32**
(なし)	1.00	—	—	1.00	1.00
妊娠時の妻の年齢					
24歳未満	0.80	3.75*	0.24***	0.77	0.22#
(25-29歳)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
30-34歳	0.98] 0.83	0.45*	1.48#	0.88
35歳以上	0.67		0.62	0.76	0.45
結婚～妊娠期間					
0-2年未満	1.19	2.10	0.75	0.14] 1.00
(2-4年未満)	1.00	1.00	1.00	1.00	
4-6年未満	0.64*	0.73	0.42*	0.52#	
6-8年未満	0.44**] 1.46	0.41	0.28**	
8年以上	0.27***		0.11***	0.18***	
妻の出生年					
1947-49年	1.05	0.96	0.69	1.76#	0.56
1950-54年	1.21	1.07	1.34	1.33	1.08
(1955-59年)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1960-64年	0.79	0.61	1.15	1.00	0.53
1965-69年	0.96] 1.71	0.63	2.00	0.71
1970-79年	2.67		2.68	1.36	21.37#
カイ自乗	1763.44***	43.69***	73.40***	367.71***	250.79***
自由度	25	13	19	22	20
妊娠数	7,228	2,808	2,917	1,083	420

注：基準カテゴリー（カッコ内に示す）に対するオッズ比を示す。

“]” は、カテゴリーの合併を意味する。# $p < 0.10$, * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

またその妊娠以前の出生児の性別の効果をみると、全妊娠において男児なし、女児なしのいずれの場合も追加意図をもつ確率が高まり、また第3妊娠に際して男児なしの場合な

らびに第4妊娠に際して女兒なしの場合に追加意図が高まる効果がみられた。

その妊娠以前に人工妊娠中絶経験を有することは追加出生意図の確率を低める（停止意図の確率を高める）効果を示した。死産経験の効果は統計的有意差がみられなかった。

妊娠時の妻の年齢は25～29歳を基準としたとき、第1妊娠に際しては24歳未満で追加意図の確率を高める効果を示し、第2妊娠に際しては24歳未満と30～34歳で停止意図の確率を高める効果を示した。結婚から妊娠までの期間は概して長くなるほど追加意図の確率を低める（停止意図の確率を高める）効果を示した。出生年の効果にはほとんど統計的有意差がみられなかった。

以上の出産意図に関する3通りの分析結果をまとめると、第1にパリティ関連変数（パリティ、理想子ども数・パリティ差、予定子ども数・パリティ差）が出産意図に対して一定方向の効果を示しており、出産意図に対して子ども数に関する希望とその達成度が顕著な役割を演じていることは明らかである。しかもこの影響は、少なくとも1子を得たのちでは出生停止意図に対してより顕著といえる。アメリカにおける Schoen ら（1997）の研究でもパリティが増えるほど子どもをもちたいという意図を有する者の割合は低下しており、このようなパリティと出産意図の関係は各国で一般にみられるものと思われるが、本研究は一步進んでそれが少なくともわが国の場合、子ども数に関する希望とその達成度と緊密に結びついていることを実証することができた。

なお理想子ども数・パリティ差に比べ、予定子ども数・パリティ差の効果が明瞭でないのは、後者は前者に比べ幅が狭いことに加え、実際に生んだ子ども数の影響を受けて変化する可能性がより高いためであろう。理想子ども数、予定子ども数ともに調査時のデータであり、妊娠時とは異なる可能性があるが、理想子ども数の方が結婚当初からの変化がより小さいとみられる。

またその妊娠以前に男児出生なし、女兒出生なしのいずれの場合にも、出産の意欲（3水準）が高まる効果および追加出生意図が高まる効果がみられたことは興味深い。子どもの性別に対する親の選好には、一般に男児選好、女兒選好、バランス選好などがあるといわれ、坂井（1989）は第8次出産力調査（1982年）データなどの分析により、近年のわが国の出生行動において全体として明白なバランス選好（性別が一方に偏るのを避ける）がみられ、なおかつバランス選好から女兒選好への移行を示唆する動きもみられると述べている。本研究は性別選好に焦点を当てたものではないが、ここに示した結果はバランス選好の傾向を示唆しているといえよう。

第2に、妊娠時の妻の年齢の効果は必ずしも一定しないが、25～29歳に比べ30歳以上でも出産の意欲が高まる（出生コントロールの意欲が低まる）効果を示したのは、一般の予想に反することである。ただし本分析では妊娠しなかった場合が対象に含まれておらず、比較的高年齢で出生コントロール意図ことに出生停止意図をもつ妻が避妊に成功して分析対象に入らなかった可能性を考慮すべきであり、一般人口において妻の年齢と出産意図の関係が弱いと断ずることはできない。

さらにここで考慮すべきこととして、妻の年齢と出産意図の関係がより複雑なことが考えられる。たとえば比較的low年齢の妻の場合、「早く生んでしまおう」という気持ちと「まだ待ってもよい」という気持ちが、また比較的高年齢の妻の場合「早く生みたい」というあせりと「もう生めない」というあきらめが入り混じっている可能性が考えられる。

第3に、死産経験は出生コントロール意図を低める効果を示し、人工妊娠中絶経験は概して出生コントロール意図ならびに停止意図を高める効果を示した。パリティおよび理想・予定子ども数の達成度を統制した上での死産・人工妊娠中絶経験の独立の効果といえれば解釈は容易でない。死産経験があることは一つには出生コントロール（ことに延期を計画すること）の余裕をなくすのかもしれない。また人工妊娠中絶の経験は次の妊娠への拒否的感情に結びつく可能性も考えられるが推測の域を出ない。

第4に結婚から妊娠までの期間は、期間が長いほど出産の意欲が低下し、出生コントロール意図も停止意図も高まる効果を示した。その因果関係は、結婚期間が長くなるほど出産の意欲が低下する（あきらめ、または待っている間に生活上の変化が起こる）場合と、元來出産意欲の低い人が結婚から妊娠までの期間が長くなる場合の両方向から考えられる。

第5に妻の出生年の効果であるが、概して第1妊娠に際しては近年のコホートで出生コントロール意図が高まり、他方第2妊娠以降に関しては近年の出生コホートで即時出生意図が高まる傾向がみられた。この解釈も容易ではないが、結婚から第1妊娠の間については、第11回出生動向基本調査報告書（国立社会保障・人口問題研究所1998, pp.20-24）が指摘している最近の結婚後の第1子出生タイミングの遅延傾向とある程度符合するものであり、そのような出生行動の変化が出産意図の変化に伴っているとすれば興味深いことである。他方第2妊娠以降に関しては、（完結出生児数に関する希望はさほど低下しておらず）後から遅れを取り戻そうとする意識と結びついているのかもしれない。ただし晩婚化が進んだ結果、元來結婚・出産の意欲の強い女性が有配偶女性に占める割合が高くなっていることも考慮すべきであろう。

IV. 避妊とその説明要因

1. 避妊の実行

出産意図が出生延期か出生停止もしくは「とくに考えていなかった」場合における避妊実行の有無を被説明変数とする二項ロジスティック回帰分析結果（オッズ比）を表5に示した。

出産意図は「とくに考えていなかった」を基準カテゴリーとしたとき、延期意図と停止意図は著明に避妊実行の確率を高める効果を示した。このことから出産意図が避妊行動に大いに影響を及ぼすことは明らかである。なお妊娠順位別にみると、第1, 2妊娠に際しては延期目的の場合が停止目的よりもオッズ比が大きい。これは延期意図が第1, 2妊娠の発生時期に強い影響を及ぼしていることを示唆する。他方第3妊娠以降、延期目的の場合と停止目的の場合のオッズ比の開きは縮小ないし逆転の傾向にあり、停止目的避妊の割

表5 避妊の実行のオッズ比：二項ロジスティック回帰分析結果

避妊の実行	全妊娠	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠	第4-5妊娠
実行	49.2%	39.2%	52.5%	53.5%	60.1%
不実行	50.8	60.8	47.5	46.5	39.9
説明変数	カテゴリー				
出産意図					
間隔あけたい	13.64***	23.96***	13.13***	7.52***	6.67***
生むつもりなし	9.06***	13.46***	7.82***	6.22***	7.43***
(考えなし)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
パリティ					
0人	2.07***	—	1.00	1.37] 1.00
(1人)	1.00	—	1.00	1.00	
2人	1.35**	—	—	1.41	
3人	1.57*	—	—	—	
理想・パリティ差					
0人	1.13] 1.00	0.67	0.87	1.65
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00
2人	0.97		1.18	0.96	0.88
3人	0.98	1.19	0.90	1.85] 1.42
予定・パリティ差					
0人	1.41*] 1.00	0.96	1.76*	1.83#
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00
2人	0.94		1.13	0.93	0.90
3人	0.64**		0.76	0.64#	0.10**
死流産経験					
あり	0.82#	—	—	—	—
(なし)	1.00	—	—	—	—
人工妊娠中絶経験					
あり	0.94	—	2.42	0.84	0.77
(なし)	1.00	—	1.00	1.00	1.00
妊娠時の妻の年齢					
24歳未満	0.79**	0.73*	0.89	1.13	0.83
(25-29歳)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
30-34歳	0.97	0.72	1.05	1.13	0.68
35歳以上	0.75	0.47	0.61	0.93	0.50
結婚～妊娠期間					
0-2年未満	0.66***	0.64*	0.61***	0.49] 1.00
(2-4年未満)	1.00	1.00	1.00	1.00	
4-6年未満	1.03	0.54	1.29*	0.88	
6-8年未満	1.22] 0.72	0.99	1.33	
8年以上	1.36#		0.96	0.94	
妻の出生年					
1947-49年	1.17	0.88	1.36#	1.11	1.34
1950-54年	1.15	0.85	1.14	1.41#	1.75#
(1955-59年)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1960-64年	0.87	0.75	0.85	0.81	0.91
1965-69年	0.67***	0.65*	0.62**	0.39**	0.63
1970-79年	0.37***	0.34**	0.28***	0.26#	0.47
カイ自乗	1908.76***	831.87***	714.27***	261.52***	127.96***
自由度	25	17	22	23	20
妊娠数	5,797	1,767	2,509	1,085	436

注：出産意図が「間隔あけたい」「生むつもりなし」「とくに考えなし」であった妊娠に限定した。基準カテゴリー（カッコ内に示す）に対するオッズ比を示す。

“]”は、カテゴリーの合併を意味する。# $p<0.10$, * $p<0.05$, ** $p<0.01$, *** $p<0.001$

合の増大を示唆している。

次にパリティは1を基準カテゴリーとしたとき、0でも2以上でも避妊実行を高める効果を示した。これはパリティの進行とともに避妊の動機が延期目的から停止目的へと移行

することの反映とみられる。また理想子ども数・パリティ差の効果には統計的有意差がみられなかったものの、予定子ども数・パリティ差が縮まるほど避妊実行の確率が高まる効果を示した。これらのことから、そのときどきの出産意図を介さない、子ども数に関する予定の達成度の効果の存在が考えられる。すなわちその妊娠に際して出生コントロール意図をもっていなかった（もっていた）が、予定子供数の達成度が高い（低い）ので避妊を実行した（しなかった）場合である。

その妊娠以前の死流産経験は避妊実行の確率を低める効果を示したが、これは先の分析で死流産経験が出生コントロール意図を低める効果を示したことと符合する傾向である。人工妊娠中絶経験の効果には統計的有意差がみられなかった。

妊娠時の妻の年齢の効果にはあまり統計的有意差がみられなかったが、25～29歳に比し、24歳未満では避妊実行の確率を低める効果を示した。これも先にその年齢で出生コントロール意図の確率を低める効果がみられたことと符合する。結婚から妊娠までの期間は、長くなるほど避妊実行の確率を高める効果を示したが、これもやはり期間が長くなるほど出生コントロール意図の確率が高まる効果がみられたことと符合する。

出生年の効果には一つの特徴がみられた。すなわち戦後間もない出生コホートから最近の出生コホートに向かってほぼ一貫してオッズ比は低下しており、避妊実行の確率を高める効果からそれを低める（不実行の確率を高める）効果へと変化する傾向を示している。この解釈として一つには、本分析が妊娠した場合のみ対象としているため、避妊実行にもかかわらず妊娠する率の低下傾向、すなわち夫婦における避妊効率の向上傾向を示しているとも考えられよう。

まとめると、結果的に妊娠した妻に限ってのことであるが、その妊娠に際しての避妊実行に対する出産意図（延期意図および停止意図）の影響は顕著である。また出産意図とは独立に、子ども数に関する希望の達成度の影響が認められる。さらに避妊の効果に関して世代効果（最近の世代で避妊効果が高い）が存在しているものと推測される。

2. 避妊の成否

本分析では避妊に成功して妊娠を回避した場合が対象外であるため、モデル中での避妊の成否の扱いには大きな制約がある。出産意図が出生停止の場合には避妊に成功して妊娠することは原理的にありえないので、これをモデルから除き、出産意図が出生延期もしくは「とくに考えていなかった」の場合で、かつ避妊を実行した場合の避妊の成否を被説明変数とする二項ロジスティック回帰分析を行なった。その結果（避妊失敗に対する避妊成功のオッズ比）を表6に示した。すなわち避妊に成功した上で妊娠したというのは、その避妊が出生延期目的の避妊であった（いったん延期目的の避妊に成功し、その後別の機会に妊娠した）と解釈したわけであり、ここでの分析における避妊は出生延期目的避妊に限定している。

出産意図は、「とくに考えていなかった」を基準カテゴリーとしたとき、延期意図は著明に避妊成功の確率を高める効果を示した。このことは、出産意図（少なくとも延期意図）

表6 避妊の成否のオッズ比：二項ロジスティック回帰分析結果

避妊の成否	全妊娠	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠	第4-5妊娠
成功	79.6%	86.0%	82.5%	68.0%	49.5%
失敗	20.4	14.0	17.5	32.0	50.5
説明変数	カテゴリー				
出産意図					
間隔あけたい (考えなし)	6.99*** 1.00	4.01*** 1.00	5.77*** 1.00	16.96*** 1.00	22.85*** 1.00
パリティ					
0人	9.56***	—	25.00**	1.00	1.00
(1人)	1.00	—	1.00]]
2人	0.30***	—	—	0.71	0.32
3人	0.13***	—	—	—	0.08*
理想・パリティ差					
0人	0.32**]	0.16*	0.14**	2.64
(1人)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
2人	1.41*	0.56	1.76**	1.27]
3人	1.34	0.58	1.45	1.70	1.51
予定・パリティ差					
0人	0.41**]	0.41*	0.46	0.05#
(1人)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
2人	0.91	1.45	0.74	1.79]
3人	1.29	2.03	0.82	0.25	0.67
死産産経験					
あり	0.49***	—	—	—	—
(なし)	1.00	—	—	—	—
人工妊娠中絶経験					
あり	0.33***	—	0.22	0.64	0.33
(なし)	1.00	—	1.00	1.00	1.00
妊娠時の妻の年齢					
24歳未満 (25-29歳)	0.55*** 1.00	0.32*** 1.00	0.87 1.00	0.31* 1.00]
30-34歳	1.42#]	1.52	1.55	2.09
35歳以上	1.68	0.86	2.39	1.65	3.85
結婚～妊娠期間					
0-2年未満 (2-4年未満)	0.15*** 1.00	0.40* 1.00	0.10*** 1.00	0.26 1.00]
4-6年未満	2.11***	0.48	2.26**	2.31*	65.24*
6-8年未満	2.95***]	1.86	4.45**	191.59*
8年以上	1.90#	0.74	1.07	2.63	77.47*
妻の出生年					
1947-49年	0.67*	0.75	0.43**	1.30	18.83*
1950-54年	0.87	1.00	0.70	1.13	2.23
(1955-59年)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00
1960-64年	0.88	1.06	0.77	1.00	2.22
1965-69年	1.06	1.88	0.95	0.51]
1970-79年	0.66	2.43	0.35	0.38	0.69
カイ自乗 自由度	579.41*** 24	80.74*** 15	270.43*** 21	156.21*** 21	53.53*** 17
妊娠数	2,420	657	1,249	415	99

注：出産意図が「間隔あけたい」「とくに考えなし」であった妊娠に限定した。

基準カテゴリー（カッコ内に示す）に対するオッズ比を示す。

“]” は、カテゴリーの合併を意味する。# p<0.10, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

が避妊の成否に影響を及ぼすことを示唆する。

パリティはこれが高まるほど避妊失敗の確率を高める効果を示し、理想子ども数・パリティ差と予定子ども数・パリティ差は、いずれもこの差が縮まるほど避妊失敗の確率を高

める効果を示した。このようにパリティが進行するほど、また理想・予定子ども数が満たされるほど避妊失敗へと向かうのは、対象の偏りに起因すると考えられる。すなわち本分析には高パリティおよび理想・予定が満たされて避妊に力を入れ、その結果として妊娠を回避した場合が含まれていないことを考慮すべきである。また逆に避妊失敗の性向をもつ人は高パリティに向かう一因ともなるであろう。

死流産経験と人工妊娠中絶経験は避妊失敗の確率を高める効果を示した。この場合も、パリティの場合と同様、一つには対象の偏り（人工妊娠中絶にこりて避妊に念を入れ、その結果妊娠しなかった場合は含まれない）が考えられるが、避妊失敗の性向が人工妊娠中絶経験をもたらすという逆の因果関係も考えられよう。

妊娠時の妻の年齢が高まるほど、また結婚から妊娠までの期間が長くなるほど、概して避妊成功の確率を高める効果を示した。これは先に述べた対象の偏りを考慮すればなおのこと、出生延期目的の避妊に限ったことであるが、年齢と結婚持続期間は避妊成功を後押しする要因である可能性を示している。これが出産意図と独立にどのような理由で作用しているのかといえば、一つには年齢が高まり結婚持続期間が長くなるにつれて避妊に対するある種の熟練により避妊効果が高まることが考えられる（ここでは延期目的の避妊に限っているので、不妊手術、子宮内避妊器具など避妊効果の高い方法への切り替えはあまり考えられない）。また加齢に伴う妊孕力の低下も寄与している（当人には避妊成功と意識される）ことも考えられる。出生年の効果にはほとんど統計的有意差がみられなかった。

まとめると、限定された分析ではあるが、出生延期意図のある場合に出生延期目的の避妊の成功率が格段に高まることから、避妊の実行のみならず避妊の成否にも出産意図（動機）が何らかの影響を及ぼすことが示唆される。このことは避妊という行動の単純に機械的には割り切れない複雑さ（避妊法の効果にはその方法の原理的な効果のみならず、避妊実行者の心理的要素が加味される）を示唆している。

V. 妊娠の結果とその説明要因

1. 人工妊娠中絶

妊娠の結果のカテゴリーのうち「出生」と「人工妊娠中絶」を取り上げ、これを被説明変数とする二項ロジスティック回帰分析結果（出生に対する人工妊娠中絶のオッズ比）を表7に示した。

出産意図のうち「なるべく早く」と延期意図は人工妊娠中絶の確率を低める（出生の確率を高める）効果を示した。出生停止意図は人工妊娠中絶の確率を高める効果を示した。特に「なるべく早く」の効果は著しく大であり、延期意図と停止意図の効果も相当強いことから、妊娠した場合に人工妊娠中絶か出生か、という選択に出生意図が顕著な影響を及ぼすことは明らかといえる。とりわけ延期意図と停止意図の効果が逆向きであることは、わが国の夫婦の出生コントロールにおいて人工妊娠中絶は出生延期目的にはさほど用いられず、出生停止目的の場合により多く用いられていることを示唆する。このことは、日本

表7 妊娠の結果（人工妊娠中絶）のオッズ比：二項ロジスティック回帰分析結果

妊娠の結果	全妊娠	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠	第4-5妊娠	
人工妊娠中絶	6.2%	1.5%	2.9%	12.9%	36.7%	
出生	93.8	98.5	97.1	87.1	63.3	
説明変数	カテゴリー					
出産意図						
なるべく早く	0.14***	—	—	—	—	
間隔あけたい	0.49***] 0.19**	0.90	0.33**	0.72	
生むつもりなし	2.87***		4.82**	2.64*	3.57*	
(考えなし)	1.00		1.00	1.00	1.00	
避妊の実行						
実行	1.58*	4.97**	1.47	1.38	0.68	
(不実行)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
パリティ						
0人	0.24***	—	0.67	0.47] 1.00	
(1人)	1.00	—	1.00	1.00		
2人	2.93***	—	—	1.31		
3人	4.65***	—	—	—		
理想・パリティ差						
0人	2.00**] 1.00	1.55	2.20#	1.57	
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00	
2人	0.82		2.11	0.70] 1.19	
3人	0.54		0.94	0.75		
予定・パリティ差						
0人	24.60***] 1.00	6.89***	51.64***	305.12***	
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00	
2人	0.84		0.52	0.68] 0.11**	
3人	1.31		1.45	0.20		
死流産経験						
あり	2.11**	—	—	—	—	
(なし)	1.00	—	—	—	—	
人工妊娠中絶経験						
あり	2.50***	—	—	2.52	0.58	
(なし)	1.00	—	—	1.00	1.00	
妊娠時の妻の年齢						
24歳未満	2.31***	2.02	2.48**	3.33*	19.65**	
(25-29歳)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
30-34歳	1.09] 1.35	0.72	1.55	0.74	
35歳以上	0.98		0.48	1.51	0.34	
結婚～妊娠期間						
0-2年未満	2.74***	1.29	3.97***	3.53] 1.00	
(2-4年未満)	1.00	1.00	1.00	1.00		
4-6年未満	0.73] 1.41	0.75	0.56		1.42
6-8年未満	0.51*		0.54	0.22**		1.06
8年以上	0.60		3.08	0.36#		0.61
妻の出生年						
1947-49年	1.56#	1.23	2.43*	2.27#	0.74	
1950-54年	1.45#	3.75*	1.84	1.51	0.44	
(1955-59年)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
1960-64年	1.29	1.24	1.44	2.48#	0.43	
1965-69年	1.69#	1.89	0.49] 4.27*] 0.70	
1970-79年	1.59	1.91	1.41			
カイ自乗	1316.71***	25.12*	109.63***	404.83***	334.09***	
自由度	27	15	22	21	20	
妊娠数	5,897	1,569	2,311	994	395	

注：基準カテゴリー（カッコ内に示す）に対するオッズ比を示す。妊娠順位別の分析では出産意図「なるべく早く」の妊娠を除外した。

“]”は、カテゴリーの合併を意味する。# p<0.10, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

では出生抑制の動機が出生延期（出生間隔調節）の時には避妊に失敗しても中絶に訴えないのに対して、出生抑制の動機が出生停止となると避妊に失敗して中絶に訴える度合が格段に高くなるという阿藤（1982）の指摘に合致する。

次にその妊娠に際しての避妊の実行は人工妊娠中絶の確率を高める効果を示した。これは本分析が妊娠した場合のみ対象としているため、避妊実行は避妊不実行に比べ出生コントロールの意図が強く働いており、かつ出産意図を統制した場合、避妊失敗により阿藤（1982）が指摘した「バックアップ中絶」の動機が働くものと理解できる。

パリティは進行するほど人工妊娠中絶の確率を高める効果を示した。また理想子ども数・パリティ差、予定子ども数・パリティ差はいずれもこの差が縮まるほど、人工妊娠中絶の確率を高める効果を示した。これはそのときどきの出産意図を介さない、子ども数に関する希望の達成度の効果の存在を示しているといえよう。たとえば「意図しない妊娠だったが、まだ理想・予定子ども数に達していなかったので生んだ」、「時期が予定外の妊娠だったが、いずれ生むつもりだったのでその時生んだ」あるいは「妊娠前にはとくに考えていなかったが、理想・予定子ども数を超えていたので中絶した」といった状況である。

その妊娠以前の死流産経験と人工妊娠中絶経験はいずれも経験がある場合に人工妊娠中絶の確率を高める効果を示したが、その解釈は容易ではない。一つには一部の人にみられる「繰り返し中絶」（repeat abortion）の傾向が関連しているかもしれない。

概して妊娠時の妻の年齢が高くなるほど、また結婚から妊娠までの期間が長くなるほど出生の確率が高まった。これは予想外ともいえるが、本分析対象が妊娠した場合のみである（比較的高年齢で妊娠回避意欲が高く、避妊に成功した場合は対象に含まれず、そういう場合を除いた集団である）ことを考慮する必要があるだろう。出生年の効果を見ると、1955～1959年出生コホートを境としてそれ以前、以後いずれのコホートでも第1、2、3妊娠に際し人工妊娠中絶の確率を高める効果を示している。その理由はよく分からない。

まとめると、妊娠した場合に人工妊娠中絶を選ぶことの説明要因として、まず直接的要因であるところの出産意図の役割は明らかといえる。またこれとは独立に、そのときどきの出産意図を介さない子ども数に関する希望とその達成度の影響も考えられる。

2. 死流産

妊娠の結果のカテゴリーのうち「出生」と「死流産」を取り上げ、これを被説明変数とする二項ロジスティック回帰分析結果（出生に対する死流産のオッズ比）を表8に示した。

出産意図のうち「なるべく早く」と停止意図の効果には統計的有意差がみられなかった。出生延期意図は死流産の確率が低まる効果を示した。この解釈は容易でないが、延期意図をもつ人は比較的健康的であるかもしれないこと、あるいは保健行動の習慣的実行（その結果として死流産の発生率が低い）の性向を有するかもしれないこととの関連が考えられる。また死流産を経験しないことにより計画的に出生間隔をあける余裕があるという逆の因果関係があるのかもしれない。いずれにせよ前項でみた人工妊娠中絶に対するよりも、出産意図が影響を及ぼす可能性と影響の程度ははるかに小さいとみられる。避妊の実行の

表8 妊娠の結果（死産）のオッズ比：二項ロジスティック回帰分析結果

妊娠の結果	全妊娠	第1妊娠	第2妊娠	第3妊娠	第4-5妊娠	
死産	7.6%	8.3%	5.6%	8.3%	11.3%	
出生	92.4	91.7	94.4	91.7	88.7	
説明変数	カテゴリー					
出産意図						
なるべく早く	1.11	—	—	—	—	
間隔あけたい	0.55***] 0.51*	0.74	0.53#	0.54	
生むつもりなし	0.74		1.36	0.49	0.89	
(考えなし)	1.00		1.00	1.00	1.00	
避妊の実行						
実行	1.07	0.82	0.89	1.55	4.72*	
(不実行)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
パリティ						
0人	1.44*	—	1.17	3.12] 1.00	
(1人)	1.00	—	1.00	1.00		
2人	0.92	—	—	0.44*		
3人	0.91	—	—	—		
理想・パリティ差						
0人	1.22] 1.00	1.81	0.91	0.96	
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00	
2人	1.04		0.97	1.40] 0.91	
3人	1.11		1.12	1.84#] 1.09
予定・パリティ差						
0人	8.86***] 1.00	7.64***	28.57***	72.72***	
(1人)	1.00		1.00	1.00	1.00	
2人	0.93		0.77	0.84] 0.78	
3人	1.00		0.78	0.49] 0.19
死産産経験						
あり	1.38*	—	—	—	—	
(なし)	1.00	—	—	—	—	
人工妊娠中絶経験						
あり	1.05	—	—	0.47	1.00	
(なし)	1.00	—	—	1.00	1.00	
妊娠時の妻の年齢						
24歳未満	1.06	0.92	1.23	0.35	10.31	
(25-29歳)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
30-34歳	1.48**] 1.53	1.45	1.34	1.32	
35歳以上	2.11**		1.75	2.13	0.59	
結婚～妊娠期間						
0-2年未満	0.78	0.81	0.76	2.09] 1.00	
(2-4年未満)	1.00	1.00	1.00	1.00		
4-6年未満	0.90] 1.05	0.80	0.71		
6-8年未満	1.03		1.54	0.55		2.16
8年以上	1.00		1.27	0.64		0.70
妻の出生年						
1947-49年	0.82	1.38	0.74	0.45	0.27	
1950-54年	0.77#	0.83	0.73	0.63	0.46	
(1955-59年)	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	
1960-64年	0.83	0.56#	0.77	1.37	0.19*	
1965-69年	1.72**	1.56	1.42] 1.73] 0.66	
1970-79年	1.72#	0.96	1.88			
カイ自乗	247.07***	35.18**	63.05***	116.54***	72.31***	
自由度	27	15	22	21	19	
妊娠数	5,986	1,685	2,378	944	282	

注：基準カテゴリー（カッコ内に示す）に対するオッズ比を示す。妊娠順位別の分析では出産意図「なるべく早く」の妊娠を除外した。

“]”は、カテゴリーの合併を意味する。# p<0.10, *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001

効果にはほとんど統計的有意差がみられなかった。

パリティは概して進行するほど死流産の確率が低まる効果を示したが、これについても比較的健康な女性（死流産の発生率が低い）は出生児をより多く得やすいという関係が考慮される。理想子ども数・パリティ差の効果はほとんど統計的有意差がみられなかった。予定子ども数・パリティ差はその差が0の場合にオッズ比が非常に大になった（妊娠の結果、死流産の確率が高まる効果を示した）。これは、予定子ども数は調査時のものであることを考慮すべきであろう。すなわち予定子ども数は、既往出生数に追加予定出生数を加えたものであり、その妊娠が死流産に終わったことにより、（パリティが統制されているので）同じパリティの夫婦の場合その妊娠以降の追加出生を望まず、結果的に予定子ども数・パリティ差が0となった可能性である。

その妊娠以前の死流産経験は死流産の確率を高める効果を示した。これは一部の人に死流産が繰り返し起こる傾向のあることを示唆している。他方人工妊娠中絶経験の効果には統計的有意差がみられなかった。

妊娠時の妻の年齢についてみると、概して年齢が高まるほど死流産の確率を高める効果を示した。このことを結婚から妊娠までの期間の効果に統計的有意差がみられなかったことと合わせてみると、加齢の生物学的影響を裏付けているとみることができよう。出生年の効果には明瞭な方向性がみられず、近年の医学・公衆衛生の向上の影響ははっきりしない。

まとめると、妊娠が死流産に終わることの説明要因として、妻の年齢を除いて合理的に説明のつく傾向はあまり表れなかった。このことは人工妊娠中絶の場合と対照的であり、まさに人工妊娠中絶が人為的選択行動によって起こるのに対し、死流産がもっぱら非人為的な生物学的要因によって発生していることを裏付けるものである。また人工妊娠中絶と死流産に対する同一の分析法の適用により、このような対照的な結果が出たことは、本調査において人工妊娠中絶を死流産と申告した例がさほど多くなかったことを示しているともいえる。

VI. 結論

結婚後の妊娠・出生の調節過程に関して、出産意図（妊娠前の予定・計画）、避妊（実行、成否）および妊娠の結果（出生、死流産、人工妊娠中絶）が継続的に生起する説明モデルを設定し、それらの関連性について、第11回出生動向基本調査より得た初婚同士夫婦7,354組の妊娠歴データを用い、この集団から生じた9,817妊娠例を対象に人口学的変数のみからなる7通りのロジスティック回帰分析により検討した。主要な結果は以下の通りである。

(1) 出産意図に対して、パリティの進行および理想・予定子ども数とパリティとの差の縮小は出生コントロール意図とりわけ出生停止意図をもつ確率を高める効果を示し、子ども

数に関する希望とその達成度が出産意図の規定要因として重要な役割を果たしていることが明らかとなった。またその妊娠以前に男児または女児の出生がない場合、いずれの場合も追加出生意図をもつ確率が高まり、子の性別に関する「バランス選好」の傾向が示唆される。

(2)避妊の実行に対して、出産意図（出生延期意図および出生停止意図）の影響は明らかである。とりわけ第1、2妊娠に際して延期意図は顕著な影響を及ぼし、他方第3妊娠以降の妊娠に際して相対的に停止意図の影響が増大することが示唆された。また出産意図とは独立に、子ども数に関する希望とその達成度の影響もみられる。

出生延期目的避妊の成否に対しては、出生延期意図が避妊成功の確率を高める効果を示し、避妊行動には心理的要素が加味されることを示唆している。

(3)妊娠の結果のうち人工妊娠中絶に対して、出産意図が「なるべく早く子どもがほしい」場合と出生延期意図の場合に人工妊娠中絶の確率を低め、出生停止意図の場合に人工妊娠中絶の確率を高める効果を示した。またパリティが進行するほど、理想・予定子ども数とパリティとの差が縮まるほど、人工妊娠中絶の確率を高める効果を示した。このことから出産意図は人工妊娠中絶選択の説明要因として重要であることは明らかであり、またこれとは独立に子ども数に関する希望とその達成度も一定の影響を及ぼしているとみられる。

(4)妊娠の結果のうち死流産に対して上記と同様の分析を行なったが、あまり顕著な傾向は表れなかった。この人工妊娠中絶と死流産に対する分析結果の対照性は、本調査において人工妊娠中絶を死流産と申告した例がさほど多くなかったことを示しているともいえる。

(5)以上の分析結果から、結婚後の出生コントロール過程において出産意図が軸となる役割を果たしており、この出産意図に対してはパリティ関連変数の説明力が大きいことから、わが国の夫婦の出生コントロール過程において、子ども数に関する希望とその達成度およびこれにもとづく出産意図の重要な役割が明らかになった。

(6)妊娠から結婚までの期間は、長くなるほど出生コントロール意図および出生停止意図をもつ確率を高める効果を示すが、因果関係は両方向から考えられる。

(7)妻の年齢の効果は必ずしも一定した傾向を示さなかったが、これについては本分析において妊娠しなかった場合が含まれないことによる対象の偏りが考慮され、かつ年齢の効果の発現が複雑なものと考えられる。したがって本分析結果からただちに夫婦の出生コントロール過程における妻の年齢の役割が小さいということとはできない。

(8)本分析で取り上げたその他の変数（以前の死流産と人工妊娠中絶の経験、妻の出生年、避妊実行の有無など）も本モデル中で一部効果を示した。しかしさほど顕著な傾向とはいえず、その関連性は必ずしも明確でなかった。

このように本研究は結婚後の妻の妊娠歴の分析により、ある妊娠に際しての意図がその妊娠における出生コントロール行動および妊娠の結果に重大な影響を及ぼし、それが次の妊娠に際しての意図・行動・結果に影響を及ぼしていくという閉鎖系において事象が継続的（sequential）に生起する動的（dynamic）モデルが成り立つことを示すことができた。

とりわけ本研究で着目した「出産意図」がわが国の夫婦の生殖過程において中心的な軸として働いていることを明らかにしたが、なかでも出生延期意図と出生停止意図を区別して、それぞれの出生コントロール行動に及ぼす影響について一步解明を進めることができたといえよう。すなわち、まず出生停止意図に関していえば、わが国においては不妊手術、子宮内避妊器具（IUD）、経口避妊薬（ピル）など効果の高い避妊法の普及度が欧米諸国に比べて非常に低いという状況にもかかわらず、夫婦の出生コントロール行動に大きな影響を及ぼしており、その目的達成において人工妊娠中絶が重要な役割を演じていることを示唆している。また出生停止意図が夫婦の子ども数に関する希望とその達成度によって規定されていることは、出産に関する規範（結婚したら比較的短期間に希望する子ども数を達成する）の強さを裏付けるものともいえる。他方、出生延期意図に関していえば、第1、2妊娠に際して避妊実行を促す働きをし、また停止意図とは対照的に人工妊娠中絶の確率を低める効果をもつなどの傾向が示された。

このような分析が可能となったのは、第11回出生動向基本調査において妊娠歴の調査票が修正され、出産意図（4区分）を直接たずねる形式が採用されたことによる。ただ本分析では妊娠しなかった場合が分析対象に含まれなかったため、結婚以来の夫婦の生殖過程を完全に捉えたとは言いきれない面もある。また出産意図がいつどのように形成されるのか（たとえば夫婦間で不一致がある場合はどうなのか）といった点が次の研究課題として上ってくるともいえよう。今後とも出産力調査における妊娠歴の活用について、調査設計およびデータ解析の両面からいっそう研究が進められるべきである。

文 献

- 阿藤誠（1982）「出生抑制行動の日米比較：計画外出生の分析」『人口問題研究』第161号，pp.18-38
- 阿藤誠（1988）「出産計画と出産調節」，厚生省人口問題研究所，『日本人の結婚と出産：第9次出産力調査』，pp.77-81
- 阿藤誠（1989）「出産計画と出生抑制行動：その社会経済分析」『人口問題研究』第45巻第2号，pp.1-14
- Kojima, H. (1993) "A policy-oriented analysis of fertility behaviors and attitudes in Japan", *Jinko Mondai Kenkyu* [Journal of Population Problems], Vol.49 No.3, pp.29-50
- Hobbs, F. and Bogue, D. J. (1993) "Introduction to pregnancy/ birth history analysis", UNFPA, *Readings in Population Research Methodology*, Chicago, Social Development Center, Volume 3, chapter 10, pp.22-26
- 国立社会保障・人口問題研究所（1998）『第11回出生動向基本調査：第I報告書：日本人の結婚と出産』国立社会保障・人口問題研究所
- 大谷憲司（1993）『現代日本出生力分析』関西大学出版部
- Rindfuss, R. R., Morgan, S. P. and Swicegood, G. (1988) *First Births in America: Chances in the Timing of Parenthood*, Berkeley, University of California Press

- 坂井博通 (1989) 「子供の性別が出生に与える影響について」『人口問題研究』第189号, pp.18-30
- Schoen, R., Kim, Y. J., Nathanson, C. A., Fields, J. and Astone, N. M.(1997) “ Why do Americans want children?”, *Population and Development Review*, Vol.23 No.2, pp.333-358
- Thomson, E. (1997) “ Couple childbearing desires, intentions, and births ” , *Demography*, Vol.34 No.3, pp.343-354
- Westoff, C.F. (1990) “ Reproductive intentions and fertility rates ” , *International Family Planning Perspective*, Vol.16 No.3, pp.84-89

Reproductive Intentions and Fertility Control Behavior
of Japanese Married Couples
— Analysis of the Pregnancy History —

Ryuzaburo SATO and Miho IWASAWA

1. Purpose

This study aims to develop a dynamic and sequential model for the process of fertility control of married couples and to assess the relationships among their fertility attitudes, behavior and outcomes in present-day Japan with below-replacement level of fertility. In this study we focus on the concept of reproductive intentions (plans preceding a pregnancy) which are supposed to intervene between attitudes and behavior. In our survey reproductive intentions were directly questioned by use of the pregnancy history table for each pregnancy case with 4 categories: want a child soon, want later, want no more, and have no particular idea.

2. Data and methods

Data set is derived from the Eleventh Japanese National Fertility Survey, which is a nationally representative sample survey conducted by the National Institute of Population and Social Security Research in 1997. The analysis uses 9,817 pregnancy cases from the pregnancy history tables for 7,354 couples consisting of a first-married husband and a first-married wife. The table includes all pregnancies from a couple since marriage maximum up to their 5th pregnancy.

The analytical models consist of variables of exclusively demographic characteristics within the closed system in which reproductive intentions, behavior, and outcomes occur in succession. By use of 7 sets of logistic regression models, we estimate effects of the demographic variables on (1)reproductive intentions (3 patterns), (2)contraceptive practice and its success or failure, and (3)pregnancy outcomes (induced abortion and spontaneous abortion).

3. Results and discussion

(1)The progress of parity and the reduction of the difference between the ideal/expected and the realized number of children at the time of pregnancy have positive effects on fertility regulation intentions particularly on birth stopping intention. The desired number of children and the degree of its accomplishment are

important determinants of reproductive intentions. Both not having a male child and not having a female child have negative effects on birth stopping intention.

(2) Birth spacing and stopping intentions have positive effects on contraceptive practice. Particularly the effect of birth spacing intention on contraceptive practice is noticeable at the first and second pregnancy. Birth spacing intention also has positive effects on the probability of success of contraception for spacing purposes.

(3) The desire to have the next birth soon and birth spacing intention have negative effects on induced abortion, while birth stopping intention and higher parity have positive effects. It means that reproductive intentions are important determinants for the decision of induced abortion and that the accomplishment of the desired number of children independently influences it. On the other hand the same type of analysis for spontaneous abortion shows less significant relations.

The effects of other independent variables used in these logistic regression models such as wife's age at pregnancy, experience of spontaneous or induced abortion before the pregnancy, and wife's birth cohort are found in some models but the tendencies are much less clear. We cannot conclude that the role of wife's age is small because this analysis does not cover the cases of successfully avoiding pregnancy by wives at higher ages who are considered to practice contraception more effectively.

4. Conclusion

These findings demonstrate the usefulness of our dynamic and sequential model composed of demographic variables by use of the pregnancy history tables from the fertility survey and reveal the key role of reproductive intentions through the reproductive process of Japanese married couples. Above all we analyzed in this study the distinct determinants and influences of two types of reproductive intentions: birth spacing intention and birth stopping intention.

特集：日本人の結婚と出産（その1）

結婚・出産期の女性の就業とその規定要因

—1980年代以降の出生行動の変化との関連より—

新 谷 由 里 子

本稿では、第11回出生動向基本調査の個票データを用いて、結婚・出産期の女性の就業および出生行動の変化と、この時期における就業の規定要因を分析し、1980年代以降に結婚した夫婦にみられる出生行動の変化を検討した。1980年代以降の結婚コホートにおいて、結婚後、妊娠期の就業率は漸増しており、退職のタイミングも「結婚」から「出産」へと移ってきている。また、同時期に第1子妊娠間隔にも変化がみられ、とくに1980年代後半の結婚コホートでは、結婚後に就業している妻で、第1子を妊娠するまでの期間が伸びており、出生タイミングの遅れへとつながっている。また、結婚・出産期の就業が、どのような要因によって規定されているかを、とくに1980年代以降結婚した妻に限定して分析した結果、結婚前、結婚後、妊娠中、出産後の各期で就業を促進する要因には違いがあり、それは就業形態によっても差異があることが明らかとなった。

I. はじめに—出生行動の変化と女性の就業—

近年にみられる合計特殊出生率の低下は、結婚行動の変化がその主たる原因であることは知られているが、同時に最近結婚した夫婦の出生率（結婚出生力）の低下との関連も注目されている。第11回出生動向調査（1997年実施）によると、子どもをほぼ生み終えた夫婦の完結出生児数は、1970年代から現在まで2.2人とほぼ安定しているものの、1980年代以降に結婚した夫婦における平均出生児数は低下傾向にあり（表1）、子どもの生み方に変化が起こっていることが明らかとなっている。このような変化の直接的な原因は、第1子の出産の遅れによるものであり、このことは無子（子どものいない夫婦）割合が全ての結婚持続期間で増加していることからわかる（表2）。とくに結婚持続期間0～4年では、1987（第9回調査）の32.5%から1997年（第11回調査）の42.6%へと10ポイント以上増加している。また、子どもの生み方のテンポを、結婚年次別累積出生児数の推移から分析した結果によると、1980年代以降に結婚した夫婦は、それ以前に結婚した夫婦と比べ、現時点では、子どもの生み方の遅れを取り戻す傾向がみられなくなっていることが指摘されている¹⁾。

1) 高橋他（1998）は、1980年代までに結婚した夫婦では、結婚期間前半の出生率の落ち込みをその後取り戻そうという傾向がみられ、最終的に2人以上の子どもを生んでいたが、1980年代以降の結婚コホートでは今のところその傾向がみられず、最終的に生む子どもの数が1980年代以前の結婚世代よりも相当落ち込む可能性を示唆している。

このような最近結婚した夫婦の出生行動の変化は、女性の就業とどのような関係があるのか、とくに多くの女性が労働市場より退出する結婚・出産期の就業に注目し、結婚後も就業を継続したか否かで出生行動に違いがみられるのかをみることにしよう。表3は、結婚前より結婚・出産後を通して調査時点まで就業を継続しているケースを「就業継続」、一時的あるいは恒久的に退職しているケースを「非就業継続」とし、それぞれ5年ごとの結婚持続期間別に平均出生児数を示している²⁾。この表によれば「就業継続」の平均出生児

表1 結婚持続期間別、平均出生児数

結婚持続期間	第8回 (1982年)	第9回 (1987年)	第10回 (1992年)	第11回 (1997年)
0～4年	0.80人	0.91	0.80	0.71
5～9年	1.95	1.96	1.84	1.75
10～14年	2.16	2.16	2.19	2.10
15～19年	2.23	2.19	2.21	2.21

資料：国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査（第10～11回）」「出生力調査（第8～9回）」

表2 結婚持続期間別、子どものいない夫婦割合

結婚持続期間	第8回 (1982年)	第9回 (1987年)	第10回 (1992年)	第11回 (1997年)
0～4年	38.9%	32.5	38.9	42.6
5～9年	4.3	4.8	8.6	10.3
10～14年	2.5	3.3	4.8	5.5
15～19年	3.2	2.8	3.1	3.7

資料：表1と同じ

数は、すべての期間において「非就業継続」よりも少なくなっており、とくに最近結婚した結婚持続期間0～4年、5～9年ではその差が大きい。また、このような傾向は第10回調査の結果にも同様にみられる。

次に、結婚・出産後に就業継続しているか否かよってに無子割合（子どものいない夫婦割合）を比較してみると（表4）、結婚持続期間0～4年で、妻が就業を続けている夫婦のうち72.2%、5～9年では29.7%が無子であり、「就業継続」は「非就業継続」よりも子

表3 妻のライフコース別、結婚持続期間別平均出生児数

妻のライフコース	結婚持続期間				第10回調査(1992年)	
	0～4年	5～9年	10～14年	15～19年	10～14年	15～19年
就業継続コース	0.34人	1.40	1.85	2.18	2.10人	2.18
非就業継続コース	0.88	1.86	2.18	2.23	2.23	2.22
専業主婦コース	0.85	1.84	2.14	2.18	2.21	2.12
再就職コース	1.34	1.90	2.23	2.26	2.26	2.27

注：結婚持続期間の短い期間（0～4年、5～9年）において、再就職コースの出生児数が多いのは、再就職コースがなくとも1人の子どもがいることを前提としていることによる。

2) 第11回出生動向基本調査では、結婚前・第1子出生時・調査時の3時点で、妻が就業していたかどうかによって、3つの主要なライフコース（就業継続コース、専業主婦コース、再就職コース）（※）を設定し、夫婦の出生力との関係を調べている。なお、非就業継続コースは、専業主婦コースと再就職コースをまとめたものである。

※ライフコースの定義は以下の通りである。

就業継続コース：結婚前就業、出生児なしは調査時就業、出生児ありは出生時就業・調査時就業

専業主婦コース：結婚前就業、出生児なしは調査時不就業、出生児ありは出生時不就業・調査時不就業

再就職コース：結婚前就業、出生時不就業、調査時就業（出生児ありのみが対象）

どものいない割合が非常に高くなっている。また、結婚後も就業を継続している妻の割合は、5年前と比較して、若干増加していることも同調査結果において明らかとなっている³⁾。

表4 妻のライフコース別、子どものいない夫婦の割合

妻のライフコース	結婚持続期間			
	0～4年	5～9年	10～14年	15～19年
就業継続コース	72.2%	29.7	14.4	9.7
非就業継続コース	28.3	3.9	3.2	1.8
専業主婦コース	29.8	5.1	5.9	4.2

以上のような結果から、結婚後、就業を継続する割合は増えているものの、それは子どもを持たずに働く既婚女性の増加を意味しており⁴⁾、そのことが結婚して間もない夫婦の出生力の低下、つまり結婚後の晩産化に繋がっているのではないかと考えられる。結婚後に就業を継続する者の増加と晩産化の間には、結婚退職慣行が弱まり、結婚しても出産まで就業を続ける女性が増えたこと、あるいは就業を続けるために第1子の出生を遅らせているという行動の変化がみられるのではないだろうか。

本稿では、結婚・出産期の就業の動向を結婚コーホート別に分析し、結婚後から出産期における既婚女性の就業にどのような変化が起こっているのか、とくに1980年代以降に結婚した夫婦にみられる出生行動の変化に注目して考察する。また結婚後・妊娠期・出産期の就業・不就業を規定する要因をについて明らかにし、この時期の女性の就業に影響を及ぼす要因と出生行動の変化を検討する。なお、今回の分析は、主として国立社会保障・人口問題研究所が1997年6月に実施した「第11回出生動向基本調査」の個票データ（16～49歳の既婚女性が対象）を使用した。

II. 結婚・出産期における就業率の推移と出生行動

1. 結婚・出産期の女性の就業率の推移

結婚・出産期の既婚女性の就業行動は、どのような変化をしているのだろうか。結婚・出産期の雇用率を、出生コーホート別に分析した今田（1995）の研究によると、結婚後に就業する者は増加しているものの、出産後も就業を継続する者はそれほど増加していない。また、20歳代の結婚・出産と退職のタイミングの変化を分析した真鍋（1997）の研究でも、結婚＝退職というパターンは崩れつつあるが、出産＝退職というパターンはむしろ強まっていることが明らかとなっている⁵⁾。これらの研究では、女子労働（今田）、ライフコース

3) 第11回出生動向基本調査では、5年前の第10回調査と比較して、都市部の妻の「就業継続」の割合が、増加していることが明らかとなっている（結婚持続期間0～4年-第10回（31.3%）→第11回（37.1%）、結婚持続期間5～9年-第10回（21.1%）→第11回（24.6%）。

4) 樋口（1997）は、子どもを持たない有配偶女性の雇用就業率の上昇について、1982年と1992年の就業構造基本調査を比較し、夫婦だけの家族では2.9ポイント、親と同居する夫婦の家族では5.6ポイント増加していることを明らかにしている。しかし、このような雇用就業率の上昇は、子どもが大きくなった有配偶女性に比べ、上昇率は小さいことがわかっている。

5) 真鍋（1998）の1995年SSM調査分析の知見によると、1956-65年の出生コーホートでは、1946-55年の出生コーホートで強かった結婚＝退職というパターンが崩れてきているが、その一方で、出産＝退職パターンが、強化されてきていることが明らかとなっている。

パターンの変化（真鍋）と、それぞれのパースペクティブは異なるものの、結婚・出産期における就業率（退職率）の推移を出生コーホート別に注目し、社会背景との関連で分析しているといった共通点が見いだせる。

今回の分析では、1980年代後半以降の結婚した夫婦において出生行動が変化したという知見から、とくに結婚コーホートによる就業率の推移と結婚・出産退職の割合の推移をみていきたい。図1は、結婚前・結婚後・第1子妊娠中・第1子出産後の各時点における就業率が、5年間隔の結婚コーホートごとに、どのように変化したかを示したものである。ここで用いる結婚コーホートは、夫婦の結婚年をもとに1965-69, 1970-74, 1975-79, 1980-84, 1985-89, 1990-94の5つに区分した⁶⁾。なお、1995-97年の結婚コーホートは、調査時点で結婚持続期間が0～2年で、第1子を持っていないケースが多いため分析の対象から外した。1990-94年の結婚コーホートでも同様のことがいえるが、このコーホートに関しては、分析時に考慮を加えることで対象としている。

まず、結婚前の就業率は、1965年の結婚から緩やかに漸増しており、1990-94年の結婚コーホートでは、96.8%とほとんどの者が学校卒業後、労働市場に参入していることがわかる。結婚後の就業率は、1980-84年の結婚コーホートまでは53%程度とほぼ一定であるが、1985-89年の結婚コーホート以降増える傾向にある。また、妊娠中の就業率の傾向も、結婚後とはほぼ同様の動きを示している。しかし、第1子出産後は、1980-84年の結婚コーホートを境にやや低下しており、前の3時点と異なった動きがみられる。この結果を既婚女性の専業主婦（無職）率の推移からみてみると（図2）、結婚後、妊娠期では、1980年代後半から徐々に専業主婦率が下がっているものの、第1子出産後になると、逆に1980年代以前より上昇してきていることがわかる。

次に、就業率の変化をフルタイム雇用および自営・パートの二つに分け⁶⁾、各時点の割合がどのように推移しているのかをみてみたい。図3、4は、結婚コーホートごとに、各時点（結婚前後・妊娠前後）のフルタイム雇用率および自営・パート率の変化を示したものである。フルタイム雇用率は、就業率全体の変化と同様の傾向を示しているが、自営業の場合はかなり異なった動きがみられる。まず、結婚前、結婚後、妊娠中の雇用率は、1965-69年から1990年-1994年のコーホートにかけて緩やかに上昇している。しかし、出産後の雇用率は、60年代後半から70年代にかけて11.5%から16.6%へ5ポイントほど上昇した後、1990年代まで緩やかに低下している。

さらに、自営・パート率の推移をみてみると、雇用率とは全く異なった動きを示していることがわかる。1965-69年に結婚したコーホートでは、結婚後、妊娠中の自営・パート率はそれぞれ24.3%、18.6%となっているが、1980-84年の結婚コーホートにかけて大きく低下し、その後80年代後半以降、再び上昇に転じている。しかし、第1子出産後の就業率については、1965-69年以降1990-94年の結婚コーホートまで一貫して低下しており、その割合は半分ほどになっている。

6) 各結婚コーホートの分布は、1965-69 (1.7%)、1970-74 (16.2%)、1975-79 (19.1%)、1980-84 (18.5%)、1985-89 (17.8%)、1990-94 (18.1%)、1995-97 (8.6%) である。

図1 結婚前後・第1子出産前後における就業率の推移

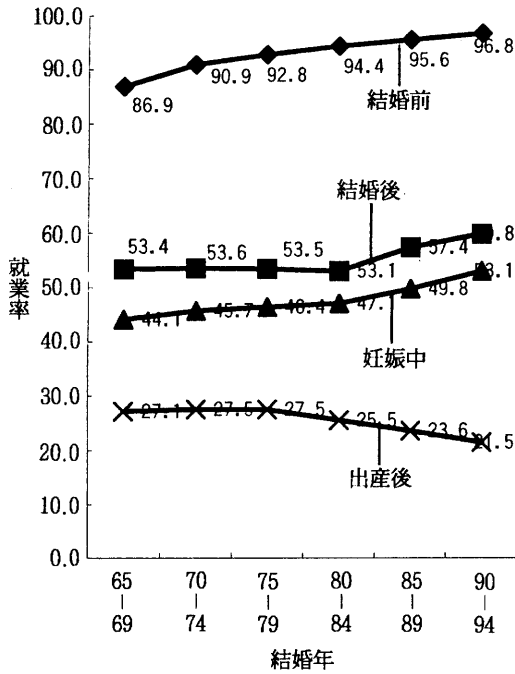


図2 結婚後・第1子出産前後における専業主婦（無職）率の推移

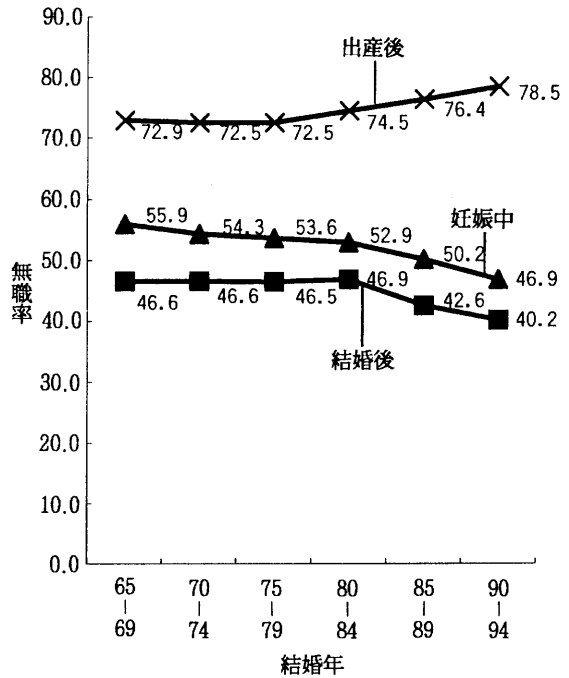


図3 結婚前後・第1子出産前後におけるフルタイム雇用率の推移

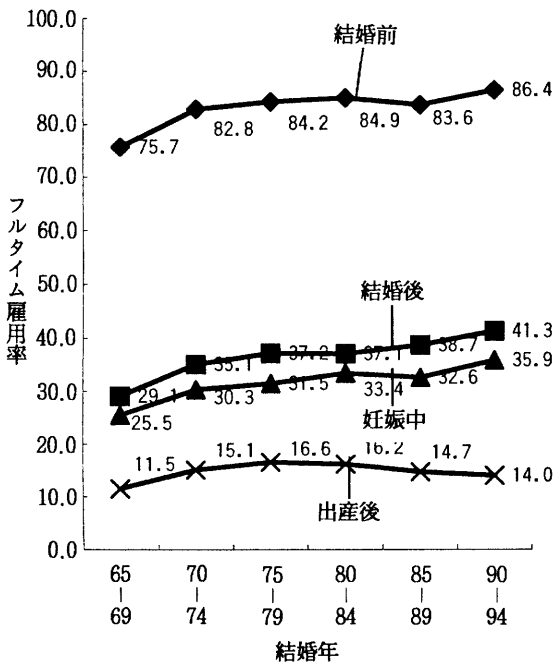
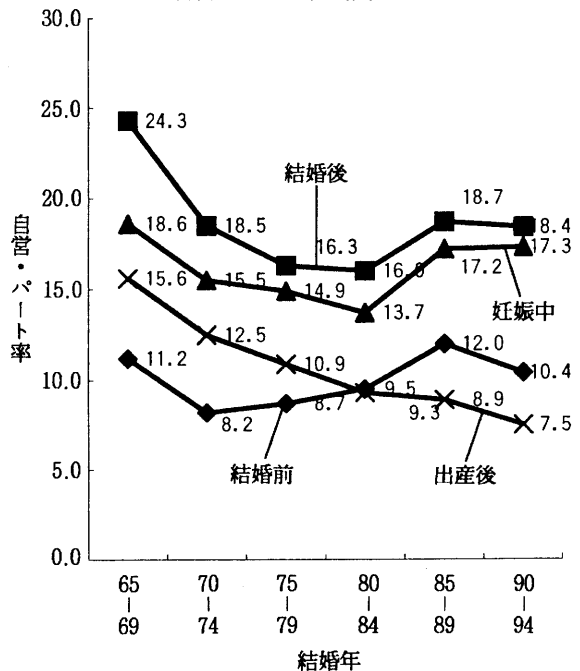


図4 結婚前後・第1子出産前後における自営・パート率の推移



以上の結果から、結婚後と妊娠中の就業率は、1980年代後半以降徐々に増加しているものの、同時期における第1子出産後の就業率は逆に低下している。この結果を雇用、自営・パートに分けてみると、結婚後、妊娠中の雇用率は1960年代以降緩やかに上昇を続けているが、自営・パート率は、60年代後半から80年代前半にかけて低下しているので、この二つが相殺し合って、この時期の全体の就業率に変化がないように見えている。そして、自営・パート率が上昇に転じた80年代以降、全体としての就業率も上昇の傾向がはっきりと現れるようになった。また、第1子出産後の雇用率は、60年代後半から70年代にかけて上昇していたのだが、やはり自営・パート率が一貫して低下し続けているために、全体としては動きがなく、1980年代以降の結婚コーホートになると漸減しているように見えるわけである。

2. 結婚退職率と出産退職率の推移

前節で明らかのように、近年、結婚前の就業率は上昇している一方で、出産後における就業率は、1980年代の結婚コーホートより減少に転じている。つまり、1980年代以降現在に至るまで、婚前の労働市場への流入は多くなったが、出産までの間には退職する率も高くなり、全体としての出入が激しくなっているわけである。これらの状況は、出生行動とどのような関連があるのだろうか。結婚後から出産に至るまでの女性の働き方と、出生行動の変化を明らかにするために、結婚と出産期での退職のタイミングおよび第1子の妊娠間隔の推移を結婚コーホート別にみていきたい。

表5は、結婚退職、出産退職の比率を算出し、その割合が結婚コーホートによってどのように推移しているのかを示したものである。結婚退職率の算出方法は、結婚あるいは出産時に退職した者全体を1としたとき、以下のような式であらわすことができる

$$\text{結婚退職の割合 (\%)} = \frac{\text{結婚前の就業率} - \text{結婚後の就業率}}{\text{結婚前の就業率} - \text{産後の就業率}} \times 100$$

$$\text{出産退職の割合 (\%)} = 1 - \text{結婚退職の割合}$$

まず、結婚退職者の割合をみると、1960年代前半から1970年代にかけて56%から60.2%へ増加しているが、1980年代にはいと減少に転じ、代わって出産退職の割合が上昇している。1990年代のコーホートでは、結婚退職よりも出産退職の割合の方が高く、半数を超える結果となっている。1990-94年のコーホート

表5 結婚コーホート別、結婚・出産退職の割合の推移

		退職者全体 (%)	結婚退職の割合 (%)	出産退職の割合 (%)
結 婚 年	1965-69年	100.0	56.0	44.0
	1970-74年	100.0	58.8	41.2
	1975-79年	100.0	60.2	39.8
	1980-84年	100.0	59.9	40.1
	1985-89年	100.0	53.1	46.9
	1990-94年	100.0	49.1	50.9

については、まだ全ての人が第1子を出産しておらず、その割合が変動する可能性もあるが、1980年代後半のコーホートより退職のタイミングが、結婚から出産へと移り始めていることがわかる。

3. 第1子妊娠（結婚から妊娠までの）間隔

結婚から第1子妊娠までの期間（第1子妊娠間隔）は、結婚コーホートによってどのように変化してきているのであろうか。表6は、結婚コーホートごとの第1子妊娠（結婚から妊娠まで）間隔

の平均月数を示している。

表6 結婚コーホート別、結婚後の妻の就業別、第1子妊娠間隔

(単位：ヶ月)

		全体	就業者	不就業		
				雇用者 (フルタイム)	自営・ パート	
結 婚 年	1965-69年	10.2	8.2	7.5	9.1	11.6
	1970-74年	11.4	12.3	11.1	14.8	10.1
	1975-79年	10.8	11.6	11.6	11.7	9.8
	1980-84年	14.9	15.1	14.3	17.0	14.9
	1985-89年	14.5	16.5	16.5	16.4	11.1

注：対象は妊娠経験があり、第1子妊娠間隔がわかっている者。就業分類は、結婚後における妻の就業状況を示している。

まず、各結婚コーホート平均間隔月数を比較すると、1965-69年から1975-79年の結婚コーホートでは、10～11ヶ月程度で推移

しているが、1980-84年以降になると、14ヶ月以上に伸びていることがわかる。この結果を、結婚後の就業の有無で違いがあるかみたとところ、就業者、不就業者ともに1980-84年において同程度の伸びを示しているが、不就業者では、1985-89年の結婚コーホートで再び短くなっており、就業者のような一貫した期間伸長の傾向はみられない。以上のような結果から、第1子妊娠間隔の推移は、全体的にみても1980年代以降、第1子を妊娠するまでの間隔が伸びており、その傾向は就業する者において一貫している。とくに1980年代後半の結婚コーホートにおいて、就業と不就業の出生間隔の差が明瞭となっており、全体としての第1子妊娠の遅れが結婚後の就業によるものであることがわかる。

ここまでの分析により、1980年代後半の結婚コーホート以降、結婚後に就業する既婚女性が増加し始めたこと、またこの時期、結婚後に就業をしている者は、不就業者よりも第1子を持つまでの間隔が長いことが明らかとなった。

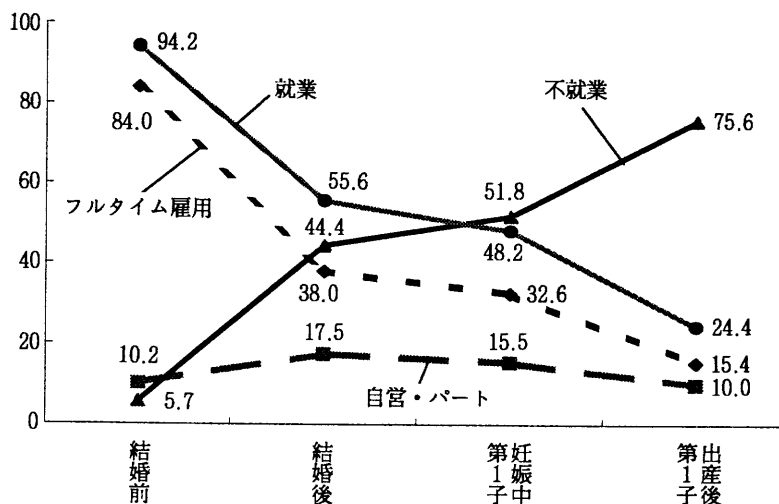
Ⅲ. 結婚・出産期における就業の規定要因

1. 結婚・出産期における就業率の変化

本章では結婚前後、出産前後における就業・不就業を規定する要因を分析する。対象は第11回出生動向調査の16～49歳の既婚女性であり、結婚前、結婚後、第1子妊娠中・出産後の各時点の就業形態を調べている。

結婚・出産前後における就業形態別の既婚女性の割合をみると（図5）、全体の就業率は、婚前94.2%であるが、結婚後において55.6%と大きく減少し、妊娠中を経て出産1年後

図5 結婚から出産にかけての就業率の変化



には24.4%となっている。結婚と出産を合わせると約7割の者が、この時期に退職していることがわかる。また、この時期の就業率の動きを、雇用フルタイムと自営・パートに分けてみると⁷⁾、結婚前から出産後にかけてフルタイム雇用者は、84%から15.4%に減少している。一方、自営・パートの者は、10~20%の間で推移しており、それほど大きな変化がなく、結婚前と出産後の割合がほぼ同じであることがわかる。この結果は、現代の女性の約7割の者が、結婚・出産を機に労働市場から退出し、そのほとんどが雇用者であることを示している。就業と出産後（子育て期）のトレードオフの対応関係は、とくに雇用者として働く女性に、強固に存在していることがわかる⁸⁾。前章の結果では、1980年代以降のコーホートで結婚後、妊娠期の就業率が漸増している傾向がみられたが、出産後の就業率は反対に下がってきている。では、結婚前・結婚後・妊娠中・出産後それぞれにおける就業は、どのような要因によって規定されているのだろうか。

結婚・出産前後の各期における就業・不就業の規定要因の差異を、とくに1980年代以降に結婚した対象者に限定し、詳細に検討していきたい。上述の結果より、就業の場合にはフルタイム雇用と自営・パートでは、出産後と就業の対応関係の強さにかかなりの差異がみられることから、この二つは区別して検討していかなければならない⁹⁾。以下、雇用、自営・パートの2つの就業形態別に就業の規定要因を分析する¹⁰⁾。

7) フルタイム雇用は専門・管理・事務・販売・現場労働を含み、自営・パートは農林漁業、農林漁業以外の自営業、パート・臨時雇といった分類である。

8) 八代(1998)は、厚生省「国民生活基礎調査」の個票データを用いて既婚女性の就業行動の分析を行い、女性の就業継続と子育てのトレードオフ関係が、もっぱら雇用者世帯に特有なものであることに言及している。

9) フルタイム雇用と自営・パートの分け方は、子育てに対して時間的・空間的にコミットし易いか否かで分類した。

10) 小島(1995)は、第1子乳児期における母親の就業の規定要因に関するロジット分析をおこない、就業に対する各変数の影響は、個別の就業状態(フルタイム・パート・自営)によって効果の方向が、逆であったり、一部に限定されたりするため、就業全体に対する効果が有意でない場合もあることを指摘している。

2. フルタイム雇用の就業規定要因

結婚・出産期における就業を規定する要因を探るため、結婚前・結婚直後・第1子妊娠中・第1子生後1年の各時点における就業・不就業を従属変数として、各時点の分岐を予測するロジスティック分析をおこなった。独立変数としては、1) 就業に関する変数として、夫妻の学歴、婚前の妻の職種、夫の収入（現時点）・夫の職業（現時点）および妻の母親の就業経歴、2) 結婚・出産に関しては、結婚年齢、結婚形態、出生間隔、親の育児援助および結婚・家族に関する意識（現時点）、3) コントロール変数として現在年齢、人口集中規模（現住地）をダミー変数として投入している。なお、結婚・家族に関する意識については、表7のような5つの設問に対する賛否を4段階評定で回答してもらい、得点化したものを投入した。

表7 結婚・家族に関する意識変数の得点

設 問 項 目	意 識 得 点
結婚しても、人生には結婚相手や家族とは別の自分だけの目標を持つべきである（反転）	反対1点 … 賛成4点
結婚したら、家庭のためには自分の個性や生き方を半分犠牲にするのは当然だ	賛成1点 … 反対4点
結婚後は、夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ	賛成1点 … 反対4点
結婚したら、子どもは持つべきだ	賛成1点 … 反対4点
いったん結婚したら、性格の不一致くらいで別れるべきではない	賛成1点 … 反対4点

結果は、就業している可能性をオッズ比で示しており、基準となるレファレンス・カテゴリー（1.000）と比較した場合の各変数の効果を算出している。すなわちオッズ比が1より大きいほど就業している可能性が高くなり、1より小さいほど不就業である可能性が高くなることを意味している。

まず、結婚前・結婚後・妊娠中・産後の各時点における、フルタイム雇用就業の規定要因をみてみたい（表8）。

1) 「妻の学歴」は、結婚前は、高校卒の場合に最も就業を促進し、それ以外の学歴は就業を抑制する。しかし、結婚後・妊娠中・産後になるとその傾向は逆転し、学歴が高いことが就業を促進するようになる。とくに産後は、共学の大学卒においてこの傾向が最もはっきりみられる。（大卒でも、女子大の場合は就業促進が有意でない）。このような結果から、妻の学歴は、結婚前とそれ以後の時点では全く反対の効果を持つことが明らかになった。

「妻の結婚前の職種」については、妻が結婚前に専門・管理および現場労働であった場合、結婚後・妊娠中・出産後の各時点の雇用就業が有意に促進され、逆に自営・パートであると抑制されている。結婚前の妻の職種は、結婚後の就業、不就業に関連が強いことがわかる。

「夫の収入」が、600万円以上と比較的高い場合、結婚後・妊娠中・産後の全ての時点の妻の就業は抑制され、とくに妊娠中・出産後において有意な効果がみられ、いわゆるダグラス・有沢の法則が確認できる。

表8 既婚女性の就業（フルタイム雇用）・不就業に関するロジスティック分析結果
 -1980年以降の結婚- <オッズ比>

独立変数	結婚前	結婚直後	第1子妊娠中	第1子生後1年
妻の学歴				
中学校	.4595 *	.7398	.9289	7.586
(高校)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
短大・専修	.6360 **	1.2138 *	1.0425	1.3320 *
共学大・大学院	.2486 ***	1.3897 *	1.6220 **	3.6647 ***
女子大・大学院	.1983 ***	1.1390	1.1641	1.3685
妻の婚前の職業				
専門・管理	-	1.5178 ***	2.1407 ***	2.4338 ***
販売・事務	-	1.0000	1.0000	1.0000
現場労働	-	1.8240 **	1.3727	2.5390 ***
自営・パート	-	.1090 ***	.1005 ***	.1357 ***
夫の収入				
400万未満	-	1.0610	1.0752	1.0712
400~600万未満	-	1.0000	1.0000	1.0000
600万以上	-	.8427	.5449 ***	.5445 **
夫の職業				
自家営業	.5076 **	.8052	.7521 *	.9033
専門・管理	.8856	1.0098	.9078	.9319
(事務・販売)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
ブルー	1.0294	.8944	.9741	.8583
妻の母親の就業経歴				
就業継続	-	-	1.2398 *	1.3198
再就職	-	-	1.1970	1.0126
(専業主婦)	-	-	1.0000	1.0000
その他	-	-	.8507	.6735
結婚形態				
見合い	.7532	.7448 **	.8233	.9654
(恋愛)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
出生間隔				
19ヶ月以上	-	1.8376 ***	1.0100	.9092
(18ヶ月以下)	-	1.0000	1.0000	1.0000
親の援助				
援助あり	-	-	-	5.8674 ***
(援助なし)	-	-	-	1.0000
結婚・家族に関する意識				
犠牲否定	1.2614 *	1.0800	1.1254 *	1.2157 **
妻家否定	.6905 ***	.5763 ***	.5953 ***	.3764 ***
子反対	1.2345 *	1.1035	1.1754 **	1.3994 ***
自己目標	.9532	.9550	.9654	1.1239
離婚容認	.9253	1.1100 *	1.0512	.9833
妻の結婚年齢				
20歳未満	.0638 ***	.4770 *	.5649	1.5029
20-24歳	.4821 ***	1.1935 *	1.4726 ***	1.2320
(25-29歳)	1.0000 *	1.0000	1.0000	1.0000
30-34歳	2.9224	1.5203 **	1.4800 *	1.5377
35-39歳	2.5866	1.6670	1.2398	1.1391
40歳以上	-	-	-	-
妻の現在年齢				
20歳未満	-	-	-	-
20-24歳	.6143	.6411	1.2272	1.0383
25-29歳	.9174	1.1755	1.1193	.8039
(30-34歳)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
35-39歳	.9021	.9732	1.0082	1.3188 *
40-44歳	.6552	.7179 **	.9589	1.6630 **
45-49歳	.2539 **	.4110 **	.6171	1.9203
人口集中地区分類				
DID (200万以上)	.8075	1.1074	1.0194	.8274
DID (200万以下)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
non-DID	1.0183	1.5554 ***	1.6135 ***	2.0368 ***
CHI-Square	103.398 ***	350.99 ***	359.201 ***	581.648 ***
自由度	26	31	34	35
N	3,148	2,242	2,233	2,362

注：***P<.001, **P<.05, *P<.10

() 内は、レファレンス・カテゴリー

「夫の職業」では、夫が自営業と現場労働の場合、結婚後の妻の雇用就業が有意に抑制され、とくに夫が自営業の場合は、妊娠期、出産期にも同様の傾向がみられる。

「妻の母親の就業経歴」は、母親が就業継続していた場合、妊娠期・出産後における娘の就業をやや促進する傾向がある。また、母親が育児期に家庭に専従する再就職であった場合、娘の雇用就業にあまり影響を持っていない。

- 2) 「妻の結婚年齢」は、結婚年齢が20歳未満と早婚の場合、結婚前・結婚後・妊娠中の雇用就業が抑制され、その傾向は結婚前でとくにはっきりみられる。しかし、早婚でも20-24歳で結婚した場合は、結婚後と妊娠中において、逆に就業が促進される。また、産後は、結婚年齢が有意な効果を持たなくなる。

「結婚形態」は、恋愛結婚に比べて見合い結婚の方が、妻の雇用就業が抑制されており、とくに結婚後では有意な結果となっている。

「出生間隔」は、19ヶ月以上第1子を持たなかった場合に、結婚後の雇用就業が促進されているが、妊娠中・出産後になると出生間隔と就業に関連はみられない。

「親の保育援助」の有無については、第1子産後1年間に、同居もしくは近居の親に保育を担当してもらった場合「援助あり」、ない場合「援助なし」と分類している¹¹⁾。保育の援助ありは、ない場合と比較して産後の就業を有意に促進しており、その比率は5.8674と高くなっている。出産後の雇用就業における、親の保育援助の重要性がうかがえる¹²⁾。

「結婚・家族に関する意識」は、「結婚後は、夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」という性別役割分業観を強く否定するほど、不就業の可能性が高く、この傾向は各時点全てにおいて同様にみられる。このような一見矛盾する結果は、「結婚・家族に関する意識」が、現在（調査時）の意識をたずねたものであるため、「結婚・出産時に不就業であったものほど、性別役割分業に否定的な考えを持つようになった」と解釈することもできる。また、「結婚したら子どもは持つべきだ」、「結婚したら、家庭のためには自分の個性や生き方を半分犠牲にするのは当然だ」という考えに否定的であるほど、就業が促進され、とくに妊娠中と産後における就業に有意な効果を持っている。

- 3) 「人口集中地区分類」では、結婚前は地域によってそれほど有意差がみられないが、結婚後から出産後にかけて Non-DID 地区で有意に就業が促進される。また、出産後には、人口規模200万以上の DID 地区で有意に就業が抑制されている。

3. 結婚・出産期における自営・パート就業の規定要因

次に、自営・パートの規定要因が各時点によってどのように異なっているのかみてみたい(表9)。

11) 「援助あり」、「援助なし」の定義は以下の通りである。

援助あり：第1子産後1年以内の保育担当者として、「同居の親」または「近居の親」を選択

援助なし：第1子産後1年以内の保育担当者として、「同居の親」「近居の親」ともに非選択。

12) 樋口(1997)は、1982,1987,1992年の『就業構造基本調査』を用いて、子どもがいる既婚女性の雇用就業率を調べ、親の同居している複合世帯の方が同居していない核世帯に比べ、就業率が高いことを明らかにしている。また、関井他(1991)、中野他(1995)でも、働く母親にとって、夫および妻方親族が育児に関して重要な援助資源であることを指摘している。

表9 既婚女性の就業（自営・パート）・不就業に関するロジスティック分析結果
 -1980年以降の結婚- <オッズ比>

独立変数	結婚前	結婚直後	第1子妊娠中	第1子生後1年
妻の学歴				
中学校	1.6306	.9691	1.3396	.9848
(高校)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
短大・専修	.5908 **	1.3086 *	1.2306	1.0603
共学大・大学院	.4236 **	1.4648	1.3022 **	1.7425 *
女子大・大学院	.4152 **	1.0962	1.3960	.7009
妻の婚前の職業				
専門・管理	-	.9833	1.5373 **	1.5279 *
販売・事務	-	1.0000	1.0000	1.0000
現場労働	-	.3820 **	.3058 **	.6877
自営・パート	-	3.0070 ***	2.4360 ***	2.4408 ***
夫の収入				
400万未満	-	1.2472 *	1.1701	1.6611
400~600万未満	-	1.0000	1.0000	1.0000
600万以上	-	.8501	.6725 *	1.2953 **
夫の職業				
自家営業	1.0041	2.2775 ***	2.5293 ***	6.5880 ***
専門・管理	1.0423	1.1240	.8594	.6231 **
(事務・販売)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
ブルー	.9199	.8581	.8628	.9213
妻の母親の就業経歴				
就業継続	-	-	1.4714 **	1.7341 **
再就職	-	-	1.1136	1.3499
(専業主婦)	-	-	1.0000	1.0000
その他	-	-	.8114	.7823
結婚形態				
見合い	1.3074	.8251	1.0933	1.2972
(恋愛)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
出生間隔				
19ヶ月以上	-	2.1486 ***	1.4711	1.1448
(18ヶ月以下)	-	1.0000	1.0000	1.0000
親の援助				
援助あり	-	-	-	3.3991 ***
(援助なし)	-	-	-	1.0000
結婚・家族に関する意識				
犠牲否定	1.3887 **	1.1021	1.1241	1.1094
妻家否定	.7650 *	.7690 **	.8108 **	.7002 **
子反対	1.2078	.9884	1.0763	1.1508
自己目標	.9788	.9331	.8868	1.0098
離婚容認	.8768	1.0810	.9876	.9163
妻の結婚年齢				
20歳未満	.1411 ***	.7337	.5790	2.8950 **
20-24歳	.4870 **	.9970	1.1106	1.1054
(25-29歳)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
30-34歳	4.0229 **	1.3230	1.3754	.9815
35-39歳	2.9646	1.6325	1.5334	1.4143
40歳以上	-	-	-	-
妻の現在年齢				
20歳未満	-	-	-	-
20-24歳	.8761	1.2816	1.2348	2.0178
25-29歳	1.0953	.9644	.8778	.7233
(30-34歳)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
35-39歳	.9141	.8725	.7361 **	1.2358
40-44歳	.6078	.8538	.7654	1.3394
45-49歳	.3357	.4073 **	.3855 **	1.2324
人口集中地区分類				
DID (200万以上)	1.2746	1.2556	1.1427	1.5500
DID (200万以下)	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
non-DID	1.0951	1.5450 ***	1.6169 ***	2.0690 ***
CHI-Square	47.482 ***	186.156 ***	174.02 ***	347.654 ***
自由度	25	30	33	34
N	497	1,599	1,708	2,167

注：***P<.001, **P<.05, *P<.10

() 内は、レファレンス・カテゴリー

1)「妻の学歴」は、婚前には中学卒が最も就業を促進し、学歴が高くなるにしたがって就業が抑制される。しかし、その後の時点では、学歴の効果はそれほど有意でなくなる。妻の学歴差が、自営・パート就業に及ぼす影響は、雇用就業ほどははっきりはしていない。「妻の婚前の職種」については、結婚前の妻の職業が自営・パートであると、結婚後、どの時点でも自営・パート就業が促進される。また、専門・管理であった場合も妊娠中・出産後の就業が促され、現場労働の場合は逆に抑制される。

「夫の収入」は、600万以上と比較的高い場合、結婚後・妊娠中における妻の就業を抑制し、400万未満と収入が低いと出産後の就業を有意に促進している。

「夫の職業」では、結婚以降の各時点とも、夫が自営業であることが妻の自営業・パート就業を促しており、その比率は、とくに出産後、他の変数をコントロールした上でも非常に高いものである。その他、夫が専門・管理であることは、妊娠中・産後の妻の就業を有意に抑制している。

「妻の母親の就業経歴」は、母親が就業継続していた場合は、妊娠中・産後における娘の就業を有意に促進する。

2)「妻の結婚年齢」は、妻の結婚年齢が20歳未満と早婚の場合は、結婚前の自営・パート就業が抑制される傾向にあるが、30-34歳と晩婚になると有意に就業が促進されている。結婚後・妊娠中においてはそれほど結婚年齢による効果はみられないが、出産後においては、早婚であると就業が促進されている。

「出生間隔」は、結婚後、妊娠中において19ヶ月以上第1子を持たなかった場合に就業が促進されるが、産後になると出生間隔との関連はみられない。

「親の保育援助」の有無は、「援助あり」は、「援助なし」の場合と比較して産後の就業を有意に促進していることがわかる。しかしながら、雇用就業と比較するとその効果はやや低いといえる。

「結婚・家族に関する意識」は、「結婚後は、夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」という考えに反対の者ほど不就業の可能性が高く、この傾向は、全ての時点において同様にみられる。また、「結婚したら子どもは持つべきだ」という考えに否定的であるほど、就業が促進され、その傾向は婚前において有意に高くなっている。しかし、これら結婚・家族に関する意識が自営業・パート就業に及ぼす影響は、雇用就業と比較するとそれほど影響を持たないことがわかる。

3)「人口集中地区分類」では、婚前は地域によってそれほど有意差はないが、婚後から産後にかけて、Non-DID 地区で有意に就業が促進される。

以上、結婚・出産期の就業・不就業を規定する要因について、雇用、自営・パート別にみてきたが、これらの知見を雇用と自営・パートの比較を中心にまとめてみたい。

「学歴」は、結婚前の就業において異なった効果を持つ。結婚前は、大学卒以上の高学歴であることは、高卒と比較して就業を抑制するが、結婚後、妊娠中、出産後と時点が遅くなるほど就業を促進する効果を持つようになり、出産後の就業においては、最もはっきり

みられる。この傾向は、雇用、自営・パートを問わず同様であるが、雇用においてより顕著である。また、大卒以上といっても共学と女子大では異なった傾向がみられ、女子大卒の場合は、高学歴であるものの必ずしも就業を促進しているとはいえない。

「妻の結婚前の職業」は、結婚前に専門・管理、現場労働では、結婚後、妊娠期、出産後に雇用就業が促され、自営・パートであった場合は、逆に結婚後の雇用就業が強く抑制される。また、婚前の自営・パート就労は、結婚後以降の自営・パート就労を強く促進していることがわかる。

「夫の収入」は、収入が高いほど、結婚後の妻の就業は抑制され、この傾向は、雇用、自営・パートを問わず共通である。また、「夫の職業」は、夫が自営業の場合、妻の雇用就業は抑制され、逆に自営・パート就業は強く促進される。夫が自営以外の雇用者の場合は、職種による違いで、妻の就業に及ぼす影響にそれほど差はみられない。

「妻の母親の就業経歴」は、母親が就業を継続していた場合、結婚・出産期の娘の就業を促進するが、その効果は娘が自営・パートの場合によりはっきりしている。

「結婚形態」では、恋愛結婚と比較して見合い結婚であることは、結婚後の雇用就業を抑制している。自営・パート就業については、各時点とも結婚形態の違いによる差はみられない。見合い結婚というものが、伝統的な結婚と強く結びついているとするならば、結婚後の雇用就業は、非伝統的な新しい結婚によって促されている可能性が強いと思われる。

「出生間隔」は、就業形態に関わらず、出生間隔が1年半以上と長い場合、結婚後の就業が促進されている。この傾向は、前章の分析で明らかとなった「結婚後に就業する者の出生間隔は、そうでないものよりも長い」といった結果とも一致する。

「親の保育援助」は、就業形態にかかわらず、同居あるいは近居の親の保育援助があることは、出産後の妻の就業を促進している。そして、その効果は、とくに雇用者において顕著に現れている。職住が分離している雇用者にとって、親族である親の援助が重要であるとともに、親の援助がない場合は就業が抑制されやすいという現実があることにも注目しなければならない。

「結婚・家族に関する意識」では、性別役割分業意識への否定が強いほど、就業が抑制されており、この傾向は就業形態に関わらず同様である。また、雇用就業では、「結婚したら、子どもは持つべきだ」、「結婚したら、家庭のためには自分の個性や生き方を半分犠牲にするのは当然だ」といった考えに否定的であるほど就業が促進され、とくに妊娠中・出産後において意識と就業の関連がみられるようになる。このことから、出産期における就業は、「結婚＝子ども」、「結婚＝自己犠牲」といった伝統的な結婚・家族観を否定する意識と結びつきやすいといえるだろう。しかし、このような意識の影響は、自営・パート就業にはみられず、雇用就業に特有のものであり、出産期の就業を促進する意識には、就業形態により違いがあることがわかる。

「結婚年齢」は、結婚前で、結婚年齢が低い（25－29歳を基準）ほど雇用就業が抑制され、結婚後は、結婚年齢の高いことが就業を促進している。しかし、妊娠期になると、結婚年齢が低い20－24歳で、就業が促進される結果となっている。結婚年齢の高いことが結婚後

の就業を促進するならば、晩婚化が進む中、今後さらに結婚後の就業が促進される可能性が考えられる。

IV. おわりに

本稿では、結婚・出産期の女性の就業および出生行動の変化と、この時期における就業の規定要因を明らかにすることにより、1980年代以降に結婚した者にみられる出生行動の変化を考察してきた。1980年代以降の結婚コホートにおいて、結婚後、妊娠期の就業率は漸増しており、退職のタイミングも「結婚」から「出産」へと移ってきている。また、同時期に第1子妊娠間隔にも変化がみられ、とくに1980年代後半の結婚コホートでは、結婚後に就業している妻で、第1子を妊娠するまでの期間が伸びており、出生タイミングの遅れへとつながっている。これらの結果は、1980年代以降に結婚した夫婦において、結婚後の妻の就業と出生行動の関係に変化が起きていることを示唆している。

また、結婚・出産期の就業が、どのような要因によって規定されているかを、とくに1980年代以降結婚した妻に限定して分析した結果、各時期で就業を促進する要因には違いがあり、それは就業形態によって差異があることが明らかとなった。結婚後にフルタイム雇用として就業する女性の特性は、「高学歴（共学）」、「婚前の雇用就業」、「恋愛結婚」、「出生間隔が長い」、「初婚年齢が高い」、「非人口集中地域」といったものである。また、第1子出産後に雇用就業する者の特性は、「高学歴（共学）」、「婚前の雇用就業」、「夫が低収入」、「親の保育援助がある」、「伝統的な結婚・家族意識への否定」、「非人口集中地域」であった。

1980年代以降、女性の高学歴化、晩婚化および結婚形態の変化など、様々に顕在化してきた社会的諸現象は、結婚後の女性の就業を促し、結果として初子の出生タイミングを遅らせる要因となってきたといえる。また、出産期の就業は、夫の収入といった経済的な要因や、親の援助などの保育資源の有無、結婚や家族に対するジェンダー意識の変化とも関連があることがわかる。結婚・出産期における女性の就業の動向は、今後、これらの諸要因がどのような方向へ向かうかによって大きく影響されるであろう。また、今回の分析には取り入れられなかったが、近年にみられる経済不況が、既婚女性の就業に対してどのような影響を及ぼすのかにも注視して行く必要がある。

現在、結婚後も働き続ける女性は、半数程度まで増加しているものの、出産後にはより多くの者が退職している。つまり、結婚と就業の対応関係が崩れつつある一方で、出産・子育てと就業の対応関係は、むしろ強固なものへと向かっている。今回の調査結果にみられるように、結婚後の就業割合の増加および第1子妊娠までの期間伸長の要因が、子育て期と就業の間に存在する強固なトレードオフの関係性にあるのだとしたら、その関係性をいかにして解消していくかが今後の課題であろう。

【参考文献】

- 樋口美雄（1997）「日米英における育児休業・出産育児制度と女性就業」『人口問題研究』第53巻4号, pp.49-66
- 今田幸子（1996）「女子労働と就業継続」『日本労働研究雑誌』日本労働研究機構, No.433, pp.37-48
- 小島 宏（1995）「第4章 結婚, 出産, 育児および就業」, 人口・世帯研究会, 大淵寛（編）『女性のライフサイクルと就業行動, pp.61-48
- 国立社会保障・人口問題研究所（1998）『平成9年 第11回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査Ⅰ）－日本人の結婚と出産－』
- 厚生省人口問題研究所（1993）『平成4年 第10回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査Ⅰ）－日本人の結婚と出産－』
- 真鍋倫子（1998）「20歳代の就労停止と結婚・出産」, 1995年SSM調査研究会, 『ジェンダーとライフコース』, pp.31-45
- 中野英子・渡邊吉利（1995）「結婚・出産・子育てと女性の就業」『家族研究年報』, No.20, pp.13-19
- 関井他（1991）「働く母親の性別分業観と育児援助ネットワーク」, 『家族社会学研究』第3号, pp72-84
- 高橋重郷他（1998）「現代夫婦の子どもの生み方」『厚生指標』第45巻第10号, pp.3-12
- 八代尚宏（1998）「少子化の経済的要因とその対応」『人口問題研究』第54巻1号, pp.63-76

Working of Women in the Marriage/Childbearing Periods and Its Defined Factors in Relation to Changes in Birth Behaviors from the 1980s Onward

Yuriko SHINTANI

In this document, data from the 11th Basic Survey on Birth Trends was utilized in order to analyze the working of women during the marriage/childbearing periods and the changes in their birth behavior, as well as the defined factors of working in these periods, to study the relationships between the above matters and the changes in birth behavior seen in couples who were married in the 1980s or later. Employment rates after marriage/during pregnancy for marriage cohorts in 1980 or later have gradually increased, and the timing of quitting work has been shifting from "marriage quitting work" to "childbearing quitting work." First pregnancy intervals have also seemed to change since 1980, and, especially among the marriage cohorts in the late 1980s, the intervals of first pregnancy for wives working after marriage are getting longer, which leads to the delay in birth timing. When analyzing what factors affect working during the marriage/childbearing periods, targeting wives who got married in the 1980s or later, it was found that the factors in promoting working differed depending on the period (before marriage, after marriage, during pregnancy, and after childbearing), and also differed by the form of work.

研究論文

現代の韓国と日本における老親の地理的ネットワーク*

金 益基・朴 京淑・小島 宏**

本稿は老親と子供との地理的近接性に関して韓国と日本の比較をするものである。韓国と日本における儒教の伝統と急速な社会変動に鑑みて、本研究は二つの社会において老親のニーズ、望ましさ、親族関係、地域的制約が世代間の地理的近接性にどの程度影響を及ぼしているかを検討するものである。

本研究の結果は個人主義と伝統的な家族中心主義が、現代の韓国と日本の家族パターンにおける世代間関係に対して及ぼす二文化並存の影響を強調している。韓国の老親にとって経済状態・健康状態の向上が世代間同居の選好の実現に寄与したのに対して、日本の老親にとっては子供との同居は恵まれない経済状態や無配偶に対する対応として生じがちである。

二つの社会は拡大家族の居住形態についての強い男児選好と、老親との同居・近居による長子の第1次的な親族関係維持役割を保持している。しかしながら、年少コーホートの子供は年長コーホートの子供と比べて、拡散的な地理的ネットワークを保持する可能性が有意に高く、二つの社会において家族観に関する世代間ギャップがあることが示されている。本研究の結果は韓国の農村の老親において拡散的な家族ネットワークがあることを強調しているが、これは1960年代と1970年代における韓国の若年人口の農村から都市への大規模な移動が親族関係の地理的分離に寄与したことを反映している。

I はじめに

韓国と日本においては人口構造・産業構造に大きな変化があったにもかかわらず、儒教思想における伝統的な家族中心主義が、現代の韓国と日本の家族パターンにおける世代間関係に深く浸透しているようである。1990年において韓国の65歳以上の老親の60%以上が少なくとも1人の子供と同居している (Kwon, Kim, and Choi, 1995:350; Kim et al., 1996)。同様に、日本の老親にとっても、これはもっとも一般的な居住形態であり、1990年において65歳以上の高齢者を抱える世帯の50%以上を占めている (Institute of

* 著者一同は、1996プログラム年度になされた韓国学術振興財団の財政的支援に謝意を表する次第である。

** 金 益基 (東国大学社会科学教授)・朴 京淑 (ソウル大学社会開発・社会調査研究所研究員)・小島 宏 (国立社会保障・人口問題研究所国際関係部長)

Population Problems, 1996:122).

しかしながら、急速な社会発展と年少と年長の世代間のライフコース経験の相違に鑑みると、韓国と日本における現代の拡大家族的居住形態は、世代間における支援の移転とともに、利他主義（思いやり）と自己犠牲に対する各世代の寛容性を大きく変容させつつあるように思われる。

現代の日本と韓国における世代間家族関係がもつ新たな意味については最近の研究によって明らかにされているが、拡大家族の関係の規範的・機能的役割についてはいまだに十分に解明されていないように思われる。そのような状況を踏まえ、本研究は韓国と日本における世代間家族関係に関する理解に二つの面で寄与しようとするものである。第1は、老親とその子供との同居・近居の規定要因を検討することである。これは世代間関係における近居の同居に対するさまざまな補完的役割に関して特に重要である。というのは、同居の場合と同様、老親とその子供との近居は世代間で資源を移転し、各世代に対する感情的・物質的支援を提供する上で重要な役割を演じることになるからである。第2は、本研究が世代間近接性の家族内分担に焦点を合わせることである。というのは、世代間関係に関するほとんどの研究は親子ダイアッドを分析するという限界をもち、家族内の世代間関係と家族役割分担における異質性の問題を無視してきたからである。そこで、本研究では老親とその子供の地理的近接性が家族内でどのように分配されるかということと、このように各家族に固有な世代間地理的ネットワークにどのような要因が影響を与えているかを検討することにする。

II 現代の韓国と日本における家族中心主義の神話

高齢者の社会的地位・家族内の地位に関する各種の研究は、子供との同居のニーズに影響を及ぼすような高齢者の自立の役割を強調してきた (Goode, 1963; Cowgill, 1972; Beresford and Rivlin, 1966; Shanas, 1980). 老親が他の人々から独立して夫婦のみの世帯で暮らすことを好むと言われることが多かったが (Martin and Tsuya, 1991), 高齢者が独立居住を維持する能力を条件づける重要な属性として、独立居住の選好を実現するための経済的能力・健康関連能力があることが多くの研究により示されてきた。確固たる多くの研究も先進諸国における老親の社会的地位・家族内の地位に光を当てるために「サクセスフル・エイジング」の概念を発展させてきた (Preston, 1984; Pampel, 1989; Schultz, 1995). 今日の老親においては、社会福祉施策に関する政治的決定に強い影響力をもつ中流階級の割合がますます高まってきた (Preston, 1984). 高齢者のための社会福祉施策の改善の結果として多くの老親が子供に頼る必要なしに引退後の経済状態を維持できるようになった (Pampel, 1989).

これまで異なる民族・国家における高齢者に焦点を合わせる際に通文化的な視角が用いられることはまれであったが、少数者集団の高齢者における居住形態に関する若干の研究では高齢者の居住形態と家族支援の選好を条件づける際に文化の影響が考慮されるように

なってきた (Angel and Tienda, 1991; Burr and Mutchler, 1992). これらの研究では民族・国家の文化的伝統がライフコースを通じた世代間家族支援の度合いに有意な影響を及ぼすことが強調されてきた (Rodriguez, 1991).

文化的背景と社会変動の特殊性に鑑みると、韓国と日本の高齢者とその子供との関係を混乱させているのは伝統的儒教思想と新しい個人主義による二文化の並存である。伝統的に韓国と日本の家族システムは拡大直系家族関係に関する儒教の理想に基づいている。伝統的な家族中心主義は家系と相続慣行の制度的システムに基づいてきた (Park, 1998). しかしながら、第二次大戦後の急速な社会変動によって二つの社会における家族中心主義の規範的・経済的基礎が挑戦を受けてきた。

韓国社会は1960年代以降、大きな社会経済的・人口学的変動を経てきた。合計特殊出生率は1960年の6.0から1995年の1.7へと低下した (National Statistical Bureau, 1966, 1975, 1985, 1995). 死亡・疾病の主な要因は1966年における急性で短期的な疾病から1985年以降の慢性で長期的な疾病へと変化した。出生率と死亡率の低下の結果として、出生時の平均余命は1960年の50年から1990年の72年へと延びた (Choi, 1982; National Statistical Bureau, 1995; Kim et al., 1996). 65歳以上の高齢者の割合は1966年の3.3%から1995年の5.9%へと大幅に上昇した (National Statistical Bureau, 1995).

韓国社会も1960年以降、驚異的な程度の都市化を達成した。都市人口が急速に増加したため、1990年において韓国人口の78.5%が都市に居住している (Han, 1997). このような急速な都市化は1950年代から1960年代にかけての人口増加と1960年代後半から1970年代にかけての農村から都市への大規模な人口移動によるものである (Han, 1997).

このように急速な人口変動と都市化は若年人口の家庭生活を大きく変えた。都市に新たに定着した多くの若年者は仕事をもつまで結婚を遅らせた (Eun, 1997). また、彼らは長距離移動によって、親の家から離れた新婚家庭を創設することを強いられた。さらに、出生率低下と移動率上昇によって、1世帯当たりの家族員総数は1960年の5.7人から1990年の4.1人へと大きくに減少した (Kwon, Kim and Choi, 1995). その結果、核家族割合は1966年の66.6%から1990年の76.0%へと上昇することになった (Kwon and Kim, 1990; Kim et al., 1996).

高齢者の家庭生活も大きく変わった。有配偶の長子と同居する高齢者の割合は1940年代の80%から1990年の60%へと低下した (Kwon, Kim and Choi, 1995). また、同居割合低下に呼応して、独居高齢者の割合は大きく上昇し、1990年には高齢者世帯全体の9.5%を占めるようになった (Kwon, Kim and Choi, 1995). さらに、高齢者の居住形態における核家族世帯や非家族的世帯の増加の度合いは、農村からの若年者の選択的流出の効果によって都市より農村においてはるかに大きかった。その結果、農村にいる老親と都市にいるその子供の物理的距離が世代間紐帯の弱体化に寄与し、世代間家族支援に制約を課すことになった。

しかしながら、世代間家族パターンにおける核家族化は少なくとも1980年代まで世代間関係における急激な変化をもたらさなかった。核家族内の多くの成人子は、祖先祭祀や老

親介護といった伝統的家族規範・慣行を維持する可能性が高い。さらに、現代韓国の老親の過半数は子供と同居している (Kwon, Kim, and Choi, 1995)。このように高齢者による子供との同居が多いことは、儒教の家族主義の時間超越の効果というよりもむしろ韓国の高齢者が独立居住の能力を欠いていることを反映していることが多くの研究によって見いだされている (Park, 1998; Cha, 1998)。実際、韓国においては高齢者に対する社会的支援施策がないため、経済的に恵まれない多くの老親はその子供に頼らざるを得ないのである。

拡大家族的居住形態は世代間の資産フローの新たな側面を含む可能性も高い。とりわけ重要性が増大しているのは、都市家族における拡大家族的居住形態の経済的役割である (DaVanzo and Chan, 1994)。すなわち、都市における多くの子供は家族の住宅の共用や老親からの保育援助といったものための経済的戦略として老親と同居している可能性が高い (Lee, 1997)。

第二次大戦後、日本も大規模な社会的再構築を経験したが、それによって伝統的な家族関係の規範的基礎が挑戦を受けたはずである。人口学的には、1920年代以降、第二次大戦直後の短期的なベビーブームの時期を除き、出生率が低下し、1970年代から1990年代を通じて人口の置き換え水準を下回り続けている。日本の人口は疫学的転換を経験したが、その過程で死亡・疾病の主な要因は感染症から慢性的な変性の疾病へと変化した (Johansson and Mosk, 1987)。このような人口構造における人口動態変動により、高齢人口の面倒をみるのが期待されている年少人口の大幅な縮小がもたらされた (Martin and Culter, 1983; Hiroshima, 1987)。

家族関係の法的規制も大きく変わった。1948年以降、新民法によって伝統的な家族制度が廃止され、夫婦家族が日本の家族単位の基礎と定められた。すなわち、子供は一旦結婚すると、親の世帯から独立した新たな家族世帯を創設することに法律上なっている (Martin, 1990)。また、この新民法は相続人としての長男の優先権も廃止した (Martin, 1990)。

都市の産業が農村の農業人口を吸収し続けるにつれて、伝統的拡大家族の経済的基礎も弱体化した。急速な産業化と都市化は職業と生活様式における老親とその子供との差違を拡大させた (Kumagai, 1987)。都市的地域において生まれ育った者でさえ、その老親が住む都市において職を得ることが困難になっている (Maeda and Shimizu, 1992)。

家族関係の核家族化を促進する別の要因としては高齢者に対する公的支援がある (Campbell, 1992)。1961年に日本政府は普遍的な年金・医療制度を確立した。日本の社会保障施策への支出は他の先進諸国と比べてまだ少ないが、1960年代以降、社会保障施策への支出が大幅に増加した (Social Development Research Institute, 1994)。

このような社会的再構築を考慮すれば、日本の家族パターンの変化は驚くべきことではない。出生率の急速な低下の結果として、家族世帯の平均規模は1920年の5人から1990年の3人へと縮小した (Kono, 1994)。拡大家族世帯と単身世帯の割合に大幅な変化が生じる一方で、核家族世帯の割合は1955年から1990年まで60%前後にとどまった。すなわち、

拡大家族世帯の割合は1955年から1990年の間に37%から18%へと低下した。逆に、単身世帯は同じ期間に3%から20%へと増加した (Kono, 1994)。このような単身世帯の増加は若年者と高齢者の居住形態の変化を主として反映したものである。単身世帯の男女別構成は世代間で大きく異なる。単身で生活する高齢者の大半が女性であるのに対して、同様な居住形態にある若年者の大半が男性である (Kobayashi and Tanaka, 1984)。

独立居住の高齢者の大幅な増加にもかかわらず、1990年には65歳以上の老親の半数が子供と同居していた (Institute of Population Problems, 1996:122)。日本の高齢者における子供との同居割合の高止まりは日本の家族研究で論争的となってきた。多くの研究によって、日本の都市化が日本の伝統的家族関係を欧米型核家族関係に変換したという仮説が実証的に支持された (Naoi, 1976; Koyano, 1989; Martin, 1990; Tsuya, 1990; Martin and Tsuya, 1991; Tsuya and Martin, 1992)。これらの研究は若年・中年の日本人とその老親のサンプルを用いて、このような収斂仮説を強く支持している。これらの分析結果によれば、核家族世帯に居住している者の主な特徴としては、職業、居住地、教育の都市化がある。すなわち、高学歴、都市的職業、都市居住の中高年者は彼らの子供や親と同居している可能性が低い。そこで、将来の日本の家族構造は欧米の家族と同様に、世代間の「一定の距離を置いた親密性 (intimacy at a distance)」という選好をもつようになるであろうと予想する研究もみられる (Martin and Tsuya, 1991:311)。

しかしながら、近代的な脈絡における日本の伝統的家族主義の規範力により重きを置くことによって異なる見解を提示している研究もある (Palmore, 1975; Koyano et al., 1994; Brown, 1988)。この競争的なアプローチによれば、現代日本の子供は老親に感情的支援、家事サービス、介護を提供するという排他的役割を保持している。中年・若年の日本人の多くは親孝行と敬老の伝統的理想にいまだに従っている (Palmore, 1975; Palmore and Manton, 1974)。長男は家産の相続人としての優先権を失ったが、経済状態にかかわらず、他の兄弟姉妹よりも親と同居することがいまだに多い (Kojima, 1989)。

伝統的な家族主義が近代的な脈絡においてどのようにして新たな役割を採りつつあるかを説明しようとする研究がいくつかある (Morgan and Hiroshima, 1983; Hiroshima, 1987; Kojima, 1989)。伝統的家族主義の再調整には機能的側面と規範的側面の両面がある。機能的側面では、世代間拡大 (拡大家族的) 居住形態が住宅費節約、家事サービスの多世代間分担、女子の就業促進によって家庭経済に寄与している (Rindfuss, Liao, and Tsuya, 1993)。Kojima (1989) が述べる通り、拡大家族世帯は相続制度の変化を補償するものでもあるかもしれない。現行民法は子供の間での均分相続を規定するが、長男が同居を通じて老親の面倒をみるかわりに、他の子供が相続放棄することがしばしばある。従って規範的側面では、現代日本における伝統的家族主義が日本人の「貴重な伝統」への自発的従順をその正統性の根拠としようとしている (Ogawa and Retherford, 1994)。

Ⅲ 老親と子供の地理的近接性の規定要因

本節では、韓国と日本における老親とその子供の地理的近接性に影響を及ぼす要因を分析するための理論枠組みを設定することにする。

第1の理論的課題は、韓国と日本の老親が独立居住のための資源の弱体化に対応して、子供との地理的近接性をどのようにして維持するかという点である。高齢期はライフコースの中で問題が多い部分であるが、これは通常、健康状態と経済状態が悪化するためである。このような経済・健康の両面における資源の減少は家族による援助と子供への一層の地理的近接性に対する高齢者のニーズを増大させる (Worobey and Angel, 1990; Speare, Avery, and Lawton, 1991; Tsuya and Martin, 1992; Litwak and Longino, 1987)。

ライフコースの後期における親族の得やすさに関する男女格差を強調した研究がいくつかある (Goldscheider, 1990; Spitze and Logan, 1990; Tsuya, 1990)。米国の老母は一般的に老父よりもライフコースを通じて広範な家族ネットワークに関与している可能性が高いと多くの研究は主張している (Waite and Harrison, 1992; Spitze and Logan, 1990; Wolf and Soldo, 1988)。韓国と日本において大半の既婚高齢女性は子供、夫、義理の親の面倒をみて時間を過ごしてきた (Wada, 1995)。ライフコースを通じた家族役割への広範な関与にもかかわらず、父系的家族制度における日本と韓国の女性の従属的地位は家族の支援を求める際に文化的障害をもたらす可能性が高い (Martin, 1990)。

老親の高齢期における適応はその子供の属性に大きく影響される。老親はその子供との地理的近接性を必要としたり、選好したりしても、彼らの必要や選好が子供の資源や選好と対応しなければこれは実現しない。このことが意味するのは、老親とその子供の地理的近接性におけるライフコースの次元を理解するためには、年長と年少の世代の両方の独立・依存のニーズを考慮に入れねばならないような世代間ライフコース・アプローチが必要であるということである (Longino, 1992)。

子供数によって老親が同居・近居するのに最適な子供を見つけられる可能性が制限される (Crimmins and Ingegneri, 1990; Martin and Tsuya, 1991; Hiroshima, 1983)。

離婚、晩婚によって示される成人子のライフコースにおける危機は世代間関係を動的なものにする。Martin and Tsuya (1991) は無配偶の子供が有配偶の子供より老親と同居する可能性が高いことを見いだした。通常、無配偶という配偶関係はより恵まれない経済状態を伴う (Oppenheimer, 1988)。このような無配偶の子供にとって、老親の家は「セーフティー・ネット」ないし「位置的資本」としての役割を果たす (Speare and Avery, 1993)。さらに、無配偶の子供は有配偶の子供ほど独立居住を必要としないし、有配偶の子供は老親に一貫した支援を提供する能力を制限する時間制約をもつ可能性が高い (Ward, Logan, and Spitze, 1992)。

老親とその子供との愛情と支援は、老親が家庭生活の初期に子供に対してそのような

恩恵を与えた度合いを反映する (Rossi and Rossi, 1990). 例えば、韓国と日本において長男がもつ家族に対する排他的な責任感と、特に結婚後に親と同居する傾向は少なくとも部分的に将来の家督継承者・家系筆頭者であることによる選択的恩恵を反映している (Kamo, 1988).

一般的に、息子と娘は老親のために異なる量の時間と経済的支援を提供するが、ライフコース上の遷移と社会変動が家族内における男女別位置を大幅に変える。平均的な米国人において、娘は息子よりも老親のために各種の感情的・実質的支援を提供する可能性が高い (Wolf and Soldo, 1988; Spitze and Logan, 1990; Brody et al., 1983). 逆に、韓国と日本の老親における長男との同居の選好は、長男とその妻が老親の面倒をみる第1次的な役割を果たす可能性が高いことを示している (Kojima, 1989).

子供の属性のうちでしばしば無視されているのは、親子ダイアッドが独立した関係ではなく、潜在的な家族ネットワークの部分単位であることである (Park, 1998). 老親が子供を1人しかもっていないければ、親子の近接性は資源、制約、利他主義に関する属性の組み合わせを検討することによってうまく捉えることができる。逆に、老親が2人以上の子供をもっている場合、可能な選択の集合はより複雑なものとなる。特定の子供との同居ないし同居を選択する際に、老親は自身と子供の属性だけでなく、この近接性が他の子供との近接性に及ぼす影響を考慮しなければならない。従って、老親は選択行動に対する効用アプローチ、すなわちそれぞれの子供に最適な近接性を意図的に配分して家族関係を最大化すること、に依拠するかもしれない。

最後に、老親とその子供との地理的近接性は、経済的・生態学的資源に関する地域間の格差によって促進されるような人口移動によって大きく構造化される。Cowgill (1972) が論じる通り、近代社会における老親とその子供との間の地理的距離の増大は老親の居住地に関する惰性とその子供に対する高水準の移動圧力から生じるものである。韓国と日本がそれぞれ1960~70年代と1950~60年代に農村から都市への大規模な移動を経験したため、現代の農村の老親は都市に居住する高齢者よりも子供と遠居している可能性が高い。

IV データと測定

老親とその子供との地理的近接性に関する家族内・家族間の差違の規定要因を検討するため、1997年に韓国で実施された「高齢者の家族構造と生活の質に関する調査 (SF SQ)」と1989年に日本で実施された「第2回家族ライフコースと世帯構造に関する人口学的調査 (DSFH)」という二つの全国代表サンプル調査のデータを利用する。SF SQは韓国の60歳以上の高齢者とその子供の居住形態と社会経済的属性に関する全国代表サンプル調査である。DSFHは日本の家族世帯の全国代表サンプル調査で、同居・別居の家族成員に関する情報を含んでいる。

これら二つのデータを利用するため、本研究は老親の属性をそれぞれの子供の属性にマッチすることによって親子ペアのデータを再構成した。マッチされた親子ペアの総数はSF

SQについては4,891件、DSFHについては6,692件であった。親子関係に関する情報は父系的・生物学的家族関係に限定されている。というのは、日本と韓国における他の多くの世帯調査と同様、SFSQとDSFHは父系家族成員と生物学的親に関する情報のみを提供するからである。しかし、これらの社会において離婚率は一般的に低いため、測定の制約は無視できるものと仮定する。

従属変数はそれぞれの子供に対する老親の地理的近接性である。SFSQとDSFHは両親とその子供との近接性を同居、近隣居住（同じ敷地・集合住宅を含む）、同じ市区町村居住、異なる市区町村居住といった空間的尺度で測定した。

表1と表2は韓国と日本における老親とそれぞれの子供との地理的近接性を示したものである。子供との近接性は老親との近さにより順序づけられている。例えば、chid 1はもっとも近い子供、chid 2は2番目に近い子供といった具合である。

家族内の地理的近接性の分布を手短かに検討すると、二つの社会でもっとも近い子供に関してもっとも頻繁にみられる近接性は老親との同居であり、韓国ではもっとも近い子供全体の54%、日本では68%に達する。もっとも遠くない子供との近接性についてみると、もっとも遠くない子供の大半が他の市区町村に住んでいる。韓国と比べて、日本における老親とその子供との地理的近接性の家族内分布はより凝集的なパターンを示している。もっとも近い子供ともっとも遠くない子供が同じ近隣ないし同じ市区町村に住んでいる割合は韓国よりも日本の方が高い。

本研究で測定された地理的近接性の中心的要素はニーズ（資源）、望ましさ、親族関係、

表1 1997年の韓国における老親とその子供との地理的近接性の家族内分布

近接性	chid 1	chid 2	chid 3	chid 4	chid 5	chid 6	chid 7
件数	1,002	850	670	449	246	121	47
同居	54.0	5.8	1.3	0.2	0.0	0.0	0.0
近隣	2.9	2.9	1.3	0.1	0.2	0.0	0.0
同じ市区町村	18.6	34.3	26.6	17.5	13.4	8.5	4.0
異なる市区町村	24.4	56.7	70.8	82.1	86.5	91.5	95.7
総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

(注) 各列の子供は老親への近接性によって順序づけられた子供を指す。例えば、chid 1は老親にもっとも近い子供、chid 2は2番目に近い子供を指す。

表2 1989年の日本における老親とその子供との地理的近接性の家族内分布

近接性	chid 1	chid 2	chid 3	chid 4	chid 5	chid 6	chid 7+
件数	1,760	1,577	1,157	799	496	349	514
同居	68.0	52.2	23.2	20.8	16.3	16.6	21.6
近隣	6.1	4.5	7.4	5.0	3.4	3.1	1.4
同じ市区町村	11.5	14.9	23.0	20.7	19.4	16.9	14.2
異なる市区町村	14.5	28.5	46.4	53.6	60.9	63.3	62.8
総数	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

(注) 各列の子供は老親への近接性によって順序づけられた子供を指す。例えば、chid 1は老親にもっとも近い子供、chid 2は2番目に近い子供を指す。

地域的制約である。世代間関係のためのニーズ（資源）は健康状態・経済状態との関係で測定されたものである。健康は老親の居住形態に関する実現可能性の重要な規定要因である。本分析では、望ましさの状態は健康状態の主観的評価に関する質問に対する回答として測定されている。

経済的ニーズの二つの測度をここで提示することにする。第1に、経済的ニーズを1人当たりの支出水準によって推定した。支出水準の2国間格差を解明するため、支出水準の4分位分布が測定されている。第2に、住宅所有が所得以外の経済的資源（例えば、資産）の間接的指標となっている。住宅所有は自分の持ち家に住む老親、子供の家に住む老親、貸家に住む老親という三つのカテゴリーとして測定されている。

性別は世代間家族パターンについての文化的選好を示すものとして測定されている。

さらに、高齢者の居住形態に関するいくつかの人口学的関連要因をコントロールする。過去の研究によれば、高齢は世帯主としての地位の喪失と障害の増大の重要な要因であることが見いだされている（Worobey and Angel, 1990）。年齢は60～64歳、65～69歳、70～74歳、75歳以上に区分されている。老親の配偶関係は家族による援助の必要性を示す。というのは、配偶者がいないことによって、子供からの感情的支援、看護、経済的支援のニーズが大幅に増大するからである（Cantor, 1979）。老親の配偶関係は有配偶と無配偶に2区分されて測定されている。

子供の属性に関しては、親族の得やすさ（子供数）、性別による家族役割・家族観に関する子供間の差違、出生順位、出生年、配偶関係に焦点を合わせる。これらのうちで、子供数は子供の得やすさに関連するものとして測定された。子供の出生年は1939年以前の出生、1940年代の出生、1950年代の出生、1960年以降の出生に4区分されている。出生順位は子供が長子と非長子、配偶関係は無配偶と有配偶にそれぞれ2区分されている。

最後に老親の居住地は、韓国と日本における農村から都市への大規模な人口移動の比較的最近の経験と関連して子供との同居・近居の可能性を大きく制約するため、測定されたものである。老親の居住地は老親が農村に住んでいるか都市に住んでいるかによって2区分されている。

V 分析結果

1. 老親とそのもっとも近い子供との地理的近接性の規定要因

本項では、老親とそのもっとも近い子供との地理的近接性に関して多項ロジット分析を用いることにする。結果（従属）変数は老親とそのもっとも近い子供との地理的近接性を同居、近居（同じ敷地、近隣、同じ市区町村）、遠居（異なる市区町村）に3区分したものである。表3は遠居と比べた場合の同居と近居に関する共変量（独立変数）のロジット推計値を示している。

老親のニーズに関する要因についてみると、韓国の老親の健康状態がもっとも近い子供との同居の可能性に有意な影響を及ぼしている。しかしながら、その効果は予想したもの

表3 老親ともっとも近い子供との地理的近接性の規定要因

共変量	韓 国				日 本			
	同居対遠居		近居対遠居		同居対遠居		近居対遠居	
	b	S.E.	b	S.E.	b	S.E.	b	S.E.
年齢								
60～64歳	-0.18	0.41	1.31	0.41 ***	0.28	0.41	-0.02	0.43
65～69歳	0.33	0.30	0.97	0.31 **	0.03	0.40	-0.31	0.42
70～74歳	0.15	0.28	0.58	0.29 *	-0.02	0.41	-0.19	0.42
(基準：75歳以上)								
性別								
男子(基準：女子)	0.19	0.25	0.11	0.24	0.51	0.24 *	0.12	0.25
配偶関係								
有配偶(基準：無配偶)	-0.03	0.27	0.48	0.28	-0.61	0.28 *	0.13	0.28
健康状態								
悪い(基準：良い)	-0.51	0.21 *	-0.36	0.22	-0.15	0.26	-0.15	0.27
住宅所有								
持ち家(基準：その他)	-1.19	0.26 ***	0.11	0.27	0.26	0.22	-0.22	0.22
支出水準								
4分位1つ上昇	0.33	0.10 ***	0.14	0.10	-1.13	0.11 ***	-0.16	0.11
居住地								
都市(基準：農村)	1.88	0.23 ***	1.72	0.23 ***	0.10	0.24	0.57	0.27 *
もっとも近い子供の属性								
兄弟姉妹数								
1人増加	0.32	0.07 ***	0.23	0.07 ***	0.72	0.12 ***	0.77	0.12 ***
性別								
男子(基準：女子)	1.32	0.23 ***	0.10	0.22	0.61	0.20 **	0.01	0.21
出生年								
1939年以前	2.91	0.83 ***	2.62	0.88 **	1.57	0.70 *	1.19	0.76
1940年代	1.33	0.41 ***	1.89	0.41 ***	0.39	0.39	0.84	0.44
1950年代	0.98	0.27 ***	1.05	0.26 ***	-0.16	0.30	0.42	0.35
(基準：60年代以降)								
配偶関係								
無配偶(基準：有配偶)	2.38	0.28 ***	1.28	0.40 ***	1.97	0.26 ***	-0.63	-2.08 *
出生順位								
長子(基準：非長子)	1.32	0.32 ***	0.51	0.32	1.27	0.27 ***	1.33	4.86 ***
定数項	-4.07	0.56 ***	-3.59	0.56 ***	0.64	0.70	-2.34	-3.03 **
疑似R ²	0.28				0.25			

(注) ***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

とは逆である。健康状態が悪い韓国の老親は健康状態が良い者と比べてもっとも近い子供と同居する可能性が有意に低い。米国の老親の拡大家族的居住形態に関する多数の研究の分析結果(Worobey and Angel, 1990; Speare, Avery, and Lawton, 1991)と逆であるが、韓国の老親は健康状態が悪い場合よりも健康な場合に拡大家族的居住形態を維持する可能性が高い。この分析結果は、老親とその子供の互恵的関係を強調しがちな韓国における現代の拡大家族的居住形態の新たな脈絡を反映している。日本においては、世代間同居の可能性について老親の健康状態による有意な格差がない。

老親の経済的資源は韓国の老親がもっとも近い子供と同居している可能性に有意な影響を及ぼす。もっとも近い子供と同居している可能性は持ち家に住む韓国の老親において貸家に住む者よりも有意に低い。このことが意味するのは、韓国における拡大家族的居住形態は、部分的に韓国の老親における住宅の得やすさの欠如によることである。しかし、日

本の老親にとっては、もっとも近い子供との同居が老親の住宅所有によって有意に異なることはない。

二つの社会において老親の支出水準はもっとも近い子供との同居に有意な影響を及ぼすが、その影響は両者で逆である。韓国では1人当たりの世帯支出水準が上昇するにつれて、もっとも近い子供と同居している可能性が上昇するが、このことは独立居住の老親の経済状態がもっとも近い子供と同居している老親よりも悪いことを意味している。この結果が示唆するのは、近年、独立居住をしている韓国の老親が著しく増加したが、この増加はかれらの経済状態が向上したために生じた可能性が低いことである。日本では1人当たり世帯支出水準が上昇するにつれて、もっとも近い子供と同居している可能性が低下するが、このことは日本における大家族的居住形態が親または子の経済的ニーズから生じていることを意味している。

文化的な望ましさに関してみると、韓国の老親においてはもっとも近い子供と同居・近居している可能性について有意な性差が見いだされなかった。しかし、日本の老親においてはもっとも近い子供と同居している可能性が高齢女性よりも高齢男性で有意に高い。この分析結果が意味するのは、日本の高齢女性がライフコースを通じた家族役割への広範な関与にも関わらず、親族の得やすさに関して高齢男性よりも劣る可能性が高いことである。

親族の属性に関してみると、いずれの社会においても子供数はもっとも近い子供と同居・近居している可能性を有意に高める。このことが意味するのは、いずれの社会においても親族の得やすさが老親にとってのもっとも近い子供との近接性を規定する上で決定的な役割を演じていることである。特に、もっとも近い子供との同居・近居に関するロジット係数は韓国よりも日本の方が大きい。このことは世代間家族パターンの親族の得やすさに対する感応度が韓国よりも日本で大きいことを意味する。

いずれの社会においても、もっとも近い子供の性別が世代間同居に有意な効果をもっている。息子のロジット推定値は娘のそれよりも韓国で1.32、日本で0.61ポイント高い。二つの社会における世代間拡大（大家族的）居住形態に関する男児選好は伝統的な父系的家族関係に適合するものである。

同居・近居の可能性に関する年齢集団間の格差は韓国で大きい。1939年以前に生まれた韓国の子供とその後の二つの10年コーホートは1960年以降に生まれたコーホートよりも老親と同居・近居している傾向が強い。韓国の老親にもっとも近い子供との近接性に関するこのような顕著な年齢間格差は、異なるコーホートの子供の間における家族観の大きな差を反映したものである。同居の可能性に関する年齢間格差は日本でも大きい。1939年以前に生まれた日本の子供は1960年以降に生まれた子供より老親と同居している可能性が高い。

韓国と日本の両者において子供の配偶関係が同居・近居に逆の効果をもたらすのは興味深いことである。いずれの社会においても、無配偶の子供は有配偶の子供より老親と同居している可能性が有意に高い。しかし、老親への近接性に関してみると、いずれの社会においても有配偶の子供は無配偶の子供より近居している可能性が高い。このことが意味する

のは、無配偶の子供は独立居住する資源があれば両親と遠居している可能性が高いが、有配偶の子供は近い距離で高齢者に対する家族ケアを提供する重要な役割を果たしているということである。

いずれの社会においても、長子でもっとも近い子供は老親と同居している可能性が高い。韓国と日本における長子の家族役割は性別によりかなり階層化されているので、この分析結果の解釈には注意が必要である。息子のうちでは長男が他の兄弟姉妹よりも老親と同居している可能性が高い。長女の家族役割がかなり大きくなるのは男兄弟がいない場合だけである。

地域的制約についてみると、都市居住は韓国の老親におけるもっとも近い子供との同居・近居の可能性に対して影響を与えるもっとも重要な単一の要因である。農村居住の老親と比べて都市居住の老親の方が、もっとも近い子供との同居・近居のロジット推定値がそれぞれ1.88と1.72高い。韓国における世代間近接性の可能性に関する都市・農村間の格差は、1960年代と1970年代における農村から都市への大規模な人口移動の年齢構造に対する時間差のある影響から生じている。日本の老親についてみると、もっとも近い子供との近居の可能性は農村居住者よりも都市居住者の方が有意に高いが、もっとも近い子供との同居は老親の居住地により有意に異なることがない。日本において世代間の近接性に対する都市・農村居住の効果が比較的弱いのは、日本では農村から都市への大規模な人口移動が1950～60年代に生じ、農村・都市間の人口移動の地域の年齢構造に対する影響が近年、かなり弱まったことに関連している。

要約すれば、老親の健康状態・経済状態が世代間同居の形成に大きな役割を演じている。健康上の問題がある韓国の老親は健康な者よりも、もっとも近い子供と同居している可能性が低い。単一の横断面分析によって同時的な共変量の間因果関係に関する説明をすることには限界があるが、この分析結果は韓国における現代の拡大家族の居住形態が健康を害した老親に対する一方的な看護を許容しない可能性が高いことを示す。同様に、子供と遠居している韓国の老親は子供と同居している老親ほど経済的に恵まれていない。このことが意味するのは、恵まれた経済状態・健康状態が独立居住のための重要な資源であるが、これらの資源は拡大家族関係の選好がある場合、互恵的な世代間拡大家族パターンにも寄与するということである。しかし、日本において世代間拡大家族は家族ケアに対する老親のニーズに関係する可能性が高い。日本の老親が子供と同居している可能性は無配偶の場合と消費水準が低い場合に上昇する。

もっとも近い子供の属性によるその老親との近接性に対する影響は、韓国と日本の間に多くの類似性があることを示している。両国において親族の得やすさが老親がもっとも近い子供と同居・近居している可能性を有意に高める。子供の性別は韓国と日本における家族役割の子供間で区別のある分担に寄与している。いずれの社会も世代間拡大（拡大家族的）居住形態に関する強い男児選好を保持して。

いずれの社会においても、1939年以前ないし1940年代に生まれた子供は1960年代以降に生まれた子供よりも老親と同居している可能性が高い。世代間同居に関するコーホート間

の格差は韓国の方が明瞭であるが、これは年長と年少のコーホートの間での態度に関する顕著な差を反映したものである。いずれの社会においても無配偶のもっとも近い子供は有配偶のもっとも近い子供と比べて老親と同居している可能性は高いが、老親と同居している可能性は低い。いずれの社会においても長子はその他の子供よりも老親と凝集的な近接性を形成する可能性が高いが、これは韓国と日本における長子をもつ家族ケアに関する強い義務感を反映したものである。

最後に、この分析結果は韓国における世代間近接性に関する都市・農村間の格差を明らかにしている。韓国において農村の老親は都市の老親よりも子供と遠居している可能性が高いが、これは彼らの子供たちが1960年代と1970年代に生じた大量の人口移動のフローを構成しているためである。日本の老親が子供と同居している傾向が弱いのも、農村における就業機会といった位置的効用の欠如が老親とその子供との地理的近接性を制約していることを示している。

2. もっとも遠くない子供における親との地理的近接性の規定要因

本項では、老親とそのもっとも遠くない子供との地理的近接性の規定要因を検討する。老親のそのもっとも遠くない子供に対する近接性の分析は、2番目と3番目に近い子供に対する近接性に限定する。もっとも遠くない子供において同居・近居の割合が比較的小さいため、これら二つの測度を合わせて「同近居」という一つのカテゴリーにする。そのため、結果（従属）変数は同近居と遠居の2項になる。

表4は老親とその2番目・3番目に近い子供との近接性に対する共変量（独立変数）の純効果を示している。老親の健康状態の純効果についてみると、韓国でも日本でも2番目・3番目に近い子供との同近居の可能性に対して有意な効果がないことが認められる。

しかしながら、老親の経済状態はもっとも遠くない子供との同近居の可能性に対して有意な効果をもっている。日本では、老親の住宅所有が2番目・3番目に近い子供との同近居の可能性に有意な影響を及ぼしている。持ち家に住んでいる日本の老親は貸家に住んでいる者と比べて、2番目・3番目に近い子供と同近居する可能性が低い。推論的であるが、この分析結果は老親における地理的移動に関する住宅所有による格差を反映している可能性が高い。他の条件が一定だとすれば、持ち家に住む老親は貸家や特定の子供の家に住む者よりも他の子供の近所に移動する可能性が低い。しかし、韓国においてはもっとも遠くない子供との同近居に関して老親の住宅所有による有意な格差がみられない。

もっとも近い子供との近接性の場合と同様、支出水準はもっとも遠くない子供との同近居に対して韓国と日本で逆の効果をもっている。韓国では2番目に近い子供との同近居の可能性が老親の支出水準が上昇するにつれて高まる。しかし、日本においては反対の特徴が認められ、2番目・3番目に近い子供との同近居の可能性は老親の支出水準が上昇するにつれて低まる。従って、もっとも近い子供との近接性に関する分析結果と組み合わせると、老親とその子供との地理的近接性は韓国と日本では逆の経済状態で頻繁にみられる。韓国において老親は経済的に恵まれている場合はそうでない場合よりも凝集的な地理的家

表4 老親と2番目・3番目に近い子供との地理的近接性の規定要因

共変量	韓 国				日 本			
	2番目		3番目		2番目		3番目	
	同近居対遠居 b S.E.	同近居対遠居 b S.E.	同近居対遠居 b S.E.	同近居対遠居 b S.E.	同近居対遠居 b S.E.			
年齢								
60～64歳	0.53 0.33	0.20 0.41	-0.53 0.32	0.11 0.28				
65～69歳	0.46 0.25	0.95 0.30 ***	-0.38 0.31	0.09 0.27				
70～74歳 (基準：75歳以上)	0.19 0.22	0.08 0.26	-0.49 0.30	0.51 0.24 *				
性別								
男子(基準：女子)	0.17 0.19	0.02 0.22	-0.50 0.19 **	-0.46 0.19 *				
配偶関係								
有配偶(基準：無配偶)	0.15 0.21	-0.11 0.23	-0.28 0.20	-0.11 0.19				
健康状態								
悪い(基準：良い)	-0.01 0.17	0.06 0.20	-0.12 0.20	0.04 0.18				
住宅所有								
持ち家(基準：その他)	-0.06 0.20	0.06 0.23	-0.36 0.17 *	-0.34 0.17 *				
支出水準								
4分位1つ上昇	0.16 0.08 *	0.16 0.09	-0.75 0.08 ***	-0.25 0.07 ***				
居住地								
都市(基準：農村)	2.00 0.18 ***	1.94 0.22 ***	0.56 0.18 **	0.59 0.17 ***				
近い子供の属性								
兄弟姉妹数								
1人増加	0.27 0.06 ***	0.36 0.07 ***	0.91 0.10 ***	0.51 0.07 ***				
性別								
男子(基準：女子)	-0.05 0.16	0.10 0.19	0.45 0.16 **	-0.01 0.15				
出生年								
1939年以前	0.95 0.56	0.38 0.58	1.23 0.53 *	1.08 0.48 *				
1940年代	0.74 0.31 *	1.25 0.34 ***	0.33 0.34	0.02 0.40				
1950年代 (基準：60年代以降)	0.41 0.20 *	0.48 0.24 *	0.15 0.29	0.32 0.37				
配偶関係								
無配偶(基準：有配偶)	0.38 0.26	0.11 0.39	0.97 0.21 ***	0.48 0.23 *				
出生順位								
長子(基準：非長子)	0.24 0.25	0.52 0.26 *	1.51 0.20 ***	0.72 0.19 ***				
定数項	-3.59 0.48 ***	-4.98 0.65 ***	-0.76 0.59	-2.17 0.59 ***				
疑似R ²	0.18	0.18	0.33	0.16				

(注) ***p<0.001, **p<0.01, *p<0.05

族ネットワークを保持する可能性が高い。逆に、経済的に恵まれた日本の老親はそうでない者よりも拡散的な地理的家族ネットワークを保持する可能性が高い。

老親ともっとも近くない子供との同近居に関する男女間格差についてみると、日本の高齢男性は高齢女性よりも2番目・3番目に近い子供と同近居している可能性が低い。前項で高齢男性が高齢女性よりもっとも近い子供と同居している可能性が高いことを見いだした。このことが意味するは、高齢男性はもっとも近い子供と同居している可能性が高いが、彼らは高齢女性よりも2人以上の子供と凝集的な地理的ネットワークを保持する可能性が低い。しかし、韓国では老親の性別が2番目・3番目に近い子供との同近居に有意な効果をもたない。

以下においては、老親との同近居に対する2番目・3番目に近い子供の属性の影響につ

いて論じることとする。いずれの社会においてももっとも近い子供との近接性の場合と同様、子供数が2番目・3番目に近い子供との同近居の可能性を有意に上昇させる。

韓国ではもっとも近い子供との近接性の場合とは逆に、2番目・3番目に近い子供の性別は両親との同近居に有意な効果をもたない。このことが意味するのは、韓国では世代間近接性における男児選好が拡大家族的居住形態の場合に限定され、世代間の同近居に関して性別による階層化がないということである。しかし、日本では2番目に近い子供との同近居についても、もっとも近い子供との同居の場合と同様、男児選好が見られる。

いずれの社会においても、もっとも近くない子供の出生年が両親との同近居に有意な影響を及ぼしている。1940年代と1950年代に生まれた韓国の子供は1960年以降に生まれた者より両親と同近居している可能性が高い。日本における3番目に近い子供における老親との同近居に関する有意な年齢間格差も注目される。1939年以前に生まれた日本の子供は1960年以降に生まれた者より老親と同近居している可能性が有意に高い。このことが意味するのは、年少のコーホートの子供は年長のコーホートより拡散した地理的ネットワークを保持する可能性が高いことである。

いずれの社会においても長子は非長子よりも老親と同近居している可能性が高い。この結果をもっとも近い子供の近接性に対する出生順位の効果と考え合わせてみると、家族に対する長子の強い義務感を反映して、長子が凝集的な地理的ネットワークを保持する強い傾向が強調される。

最後に、両国においても、もっとも近い子供の場合と同様、老親の農村居住は2番目・3番目に近い子供との同近居を有意に制約する。

要約すれば、韓国と日本は老親ともっとも近くない子供との同近居に関して多くの類似点と相違点を示す。どちらの社会においても、老親の障害はもっとも近くない子供との同近居の可能性に有意な効果をもたない。

この分析結果から、支出水準と地理的家族ネットワークの間の有意な相互作用が韓国と日本で逆方向であることが見いだされた。韓国においては老親の恵まれた経済状態が子供との凝集的な地理的ネットワークを促進するが、日本においては経済的に恵まれない老親が子供との凝集的な地理的ネットワークを保持する可能性が高い。

この分析結果によれば、日本の高齢女性は高齢男性よりもっとも近い子供と同居している可能性が低い。彼女たちは他のもっとも近くない子供との凝集的な地理的家族ネットワークを保持している可能性が高い。

子供の属性についてみると、両国において子供数が多いほど凝集的な地理的家族ネットワークが促進される。

韓国と日本において、出生年のもっとも近くない子供がその両親と同近居している可能性に対して有意な効果をもつが、このことは年少のコーホートの子供が年長のコーホートの子供より拡散的な地理的ネットワークを保持することを示している。

分析結果は、いずれの社会においても長子が非長子よりも老親と同近居している可能性が高いことも強調している。

最後に、いずれの社会においても農村の老親は都市の老親よりも拡散的な地理的家族ネットワークを保持している可能性が高いことが示されている。

VI 結論

世代間拡大（拡大家族的）居住形態が頻繁で、老親に多様な家族支援を提供する上で伝統的儒教思想が重要であり続けているにもかかわらず、韓国と日本における現代の拡大家族的居住形態は急速な社会変動と家族観・生活様式に関する世代間ギャップの拡大のため、大きな緊張を含むようになってきている。本研究は現代の日本と韓国における世代間家族関係の規範的・機能的側面における変化を明らかにすることを目的とするが、家族ネットワークの視角からみると、韓国と日本においてニーズ（資源）、望ましさ、親族関係、地域的制約が老親とその子供との近接性にどの程度影響を及ぼしているかを検討するものである。

本研究の結果は、韓国について現代の拡大家族的居住形態における二文化並存を強調している。健康に問題がある韓国の老親は健康が良好な者と比べて、もっとも近い子供と同居している可能性が低く、現代の拡大家族的居住形態が健康を害した老親を看護する上で限定された役割しかもたないことが示されている。子供と同居している韓国の老親は独立居住している者よりも経済的に恵まれている。これらの結果が意味するのは、恵まれた所得と健康状態は独立居住のための重要な資源であるが、これらの資源は世代間拡大家族パターンの選好の実現に寄与するということである。このような結果は、健康と経済に関する資源を、自らの独立のためよりもむしろ家族のために利用する少数者集団の高齢者における拡大家族パターンの頻度に関する研究の結果と整合的である（Park et al., 1997）。逆に日本においては、子供との同居は老親の家族看護のニーズへの対応として生じる可能性が韓国より高い。日本の老親は無配偶や貧困の場合にその子供と同居している可能性が高い。

両国において息子と長子はその老親と同居・近居している可能性が高い。家族役割に関するこのように大きな男女間格差と長子の第1次的な親族関係維持役割は、二つの社会における伝統的な父系的家族関係の存続を示すものである。

いずれの社会においても、年長のコーホートの子供は年少のコーホートの子供より凝集的な地理的家族ネットワークを保持する可能性が有意に高い。特に、韓国における世代間近接性に関する顕著なコーホート間格差は、韓国における急速な社会変動が家族観に関する世代間ギャップを拡大し続けていることを反映している。

分析結果は二つの社会における世代間近接性に関する都市・農村間の有意な格差を示している。韓国の都市の老親は農村の老親よりも、もっとも近い子供と同居している可能性が高いし、もっとも近くない子供と近居している可能性も高い。世代間の地理的ネットワークに関するこのような都市・農村間の有意な格差は、1960年代と1970年代における若年人口の大規模な移動フローが親族の地理的分離を際立たせたことに関連している。日本の農村の老親がその子供と近居している可能性が有意に低いことも、農村において位置的効用

が欠如していることが老親とその子供の地理的近接性を阻害していることを示している。

結論としては、韓国と日本における核家族の理想と伝統的な家族中心主義による二文化の並存の影響が、世代間契約における再調整と葛藤をもたらしていると言えよう。二文化が並存する家族関係における緊張は、急速な社会変動の結果としての老親とその子供の間におけるライフコースと家族観に関する世代間ギャップによって悪化させられている。というのは、これら二つの社会における老親は儒教文化の中で教えを受け、親孝行と家族中心主義の規範を内面化しているが、逆に、彼らの子供は核家族の理想と個人主義に曝されている可能性が高いからである。

社会変動の影響による老親とその子供との関係の混乱は、これらの社会における家族中心主義の将来について重要な問題を提起している。というのは、現代の韓国と日本において世代間同居に付随する緊張が拡大する一方で、両国で女性の就業率が上昇するとともに、家督継承者としての長子の利点が縮小するにつれて親族関係維持役割の取得に関する長男の積極性が低下するという事態に直面して、子供の性別と出生順位に沿った家族責任の階層的分担がますます困難なものとなっているからである。

参考文献

- Angel, R., and M. Tienda (1982). "Determinants of Extended Household Structure: Cultural Pattern or Economic Need?" *American Journal of Sociology* 87, pp.1360-1383.
- Beresford, John, and Alice Rivlin (1966). "Privacy, Poverty and Old Age." *Demography* 3, pp.247-258.
- Brody, E.M, P.T. Johnson, M.C. Fulcomer, and A. M. Lang (1983). "Women's Changing Roles and Help to Elderly Parents: Attitudes of Three Generations of Women." *Journal of Gerontology* 38, pp.597-607.
- Brown, Theodore (1988). "Long-Term Care for the Elderly in Kyoto, Japan." *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 3, pp.349-360.
- Burr, Jeffrey, and Jan Mutchler (1992). "A Longitudinal Analysis of Household and Non-household Living Arrangements in Later Life." *Demography* 28, pp.375-390.
- Campbell, John C. (1992). *How Policies Change: The Japanese Government and the Aging Society*, New Jersey. Princeton, Princeton University Press.
- Cantor, Majorie (1979). "Neighbors and Friends: An Overlooked Resource in the Informal Support System." *Research on Aging* 1, pp.435-63.
- Cha, H. B. (1998). "A Study on Family Caregiver's Preference for Long-Term Care Service Use for the Impaired Elderly and Its Determinants", Doctoral Dissertation submitted to Juang University, Korea (in Korean).
- Choi, J. (1982). *A Study of Modern Family*, Seoul, Ilchisa (in Korean).
- Cowgill, Donald (1972). "A Theory of Aging in Cross-Cultural Perspective." In Donald Cowgill,

- Donald and Lowell Holmes ed., *Aging and Modernization*. New York, Appleton-Century-Crofts, pp.1-14.
- Crimmins, E. and D. Ingegneri (1990). "Interaction and Living Arrangements of Older Parents and Their Children." *Research on Aging* 12, pp.3-35.
- DaVanzo, J. and Angelique Chan (1994). "Living Arrangements of Older Malaysians: Who Coreside with their Adult Children?" *Demography* 31, pp.95-114.
- Eun, K. S. (1997). "Population Change in Korea." In M.K. Park ed. *Modern History and Social Change in Korea*, Seoul: Munha kwa Jiseong Sa (in Korean), pp. 76-104.
- Goldscheider, Frances (1990). "The Aging of the Gender Revolution: What Do We Know and What Do We Need to Know?" *Research on Aging* 12, pp.531-545.
- Goode, William (1963). *World Revolution and Family Patterns*, New York, Free Press.
- Han, S.J. (1997). "Urbanization and Development of Urban Problems." In M.K. Park ed., *Modern History and Social Change in Korea*, Seoul, Munha kwa Jiseong Sa (in Korean), pp. 54-75.
- Hirosima, Kiyosi (1983). "Kazoku-Keisei Katei eno Kyodai-su no Eikyo [Effects of the Number of Siblings on Family Formation Process]." *Jinkogaku Kenkyu [Journal of Population Studies]* 6, pp.31-40.
- Hirosima, Kiyosi (1987). "Recent Changes in Prevalence of Parent-Child Coresidence in Japan." *Jinkogaku Kenkyu [Journal of Population Studies]* 10, pp.33-41.
- Institute of Population Problems (1996). *Latest Demographic Statistics*, Tokyo, Japan, Institute of Population Problems, Ministry of Health and Welfare.
- Johannson, S., and C. Mosk (1987). "Exposure, Resistance and Life Expectancy; Disease and Death during the Economic Development of Japan, 1900-60." *Population Studies* 41, pp.207-36.
- Kamo, Yoshinori (1988). "Determinants of Household Division of Labor: Resources, Power, and Ideology." *Journal of Family Issues* 9, pp.177-200.
- Kim, Ik Ki, Jersey Liang, Ka-Oak Rhee and Cheng-Seok Kim (1996). "Population Aging in Korea: Changes since the 1960s," *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 11, pp.369-388.
- Kobayashi, Kazumasa, and Keiichi Tanaka (1984). *Population of Japan: Families, Households, and Housings*, Tokyo, Nihon University Population Research Institute.
- Kojima, Hiroshi (1989). "Intergenerational Household Extension in Japan." In F. K. Goldscheider and C. Goldscheider eds., *Ethnicity and the New Family Economy: Living Arrangement and Intergenerational Financial Flows*, Boulder, Westview Press, pp. 163-184.
- Kono, Shigemi (1994). "Demographic Aspects of Population Aging in Japan." In Japan Aging Research Center ed., *Aging in Japan*. Tokyo, Japan Aging Research Center, pp.5-55.
- Koyano, Wataru (1989). "Japanese Attitudes toward the Elderly: A Review of Research Findings." *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 4, pp.335-345.
- Koyano, Wataru, et al., (1994). "The Social Support System of the Japanese Elderly." *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 9, pp.322-333.

- Kumagai, Fumie (1987). "Satisfaction among Rural and Urban Japanese Elderly in Three-Generation Families." *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 2, pp.225-239.
- Kwon, Tai-Hwan, and D.S. Kim (1990). *Understanding of Population*, Seoul, Seoul National University.
- Kwon, Tai-Hwan, T.H. Kim, and J.H. Choi (1995). *Population and Family in Korea*, Seoul, Illsinsa.
- Lee, J. O. (1997). "Changes in Korean Families." in M.K. Park ed., *Modern History and Social Change in Korea*, Seoul, Munha kwa Jiseong Sa (in Korean), pp. 105-136.
- Litwak, Eugene, and C. Longino (1987). "Migration Patterns Among the Elderly: A Developmental Perspective." *The Gerontologist* 27, pp.255-272.
- Longino, Charles (1992). "The Forest and the Trees: Micro-Level Considerations in the Study of Geographic Mobility in Old Age." In Andrei Rogers ed., *Elderly Migration and Population Redistribution*. London, Belhaven Press, pp.23-34.
- Maeda, Daisaku, and Yutaka Shimizu (1992). "Family Support for Elderly People in Japan." In Hal Kendig, Akiko Hashimoto and Larry C. Coppard eds., *Family Support of the Elderly: The International Experience*. Oxford, Oxford University Press, pp.235-250.
- Martin, Linda G. (1990). "Changing Intergenerational Family Relations in East Asia." *ANNALS, AAPSS* 510, pp.102-14.
- Martin, Linda, and S. Culter (1983). "Mortality Decline and Japanese Family Structure." *Population and Development Review* 9, pp.633-649.
- Martin, Linda G., and Noriko Tsuya (1991). "Interactions of Middle-Aged Japanese with Their Parents." *Population Studies* 45, pp.299-311.
- Morgan, S. Philip, and Kiyosi Hiroshima (1983). "The Persistence of Extended Family in Japan: Anachronism or Alternative Strategy?" *American Sociological Review* 48, pp.269-81.
- Naoi, M. (1976). "Review of the *Honorable Elders*." *Shakai Ronengaku [Social Gerontology]* 4, pp.58-60.
- National Statistical Bureau, Korea (1966, 1975, 1985, 1995). *Census of Population and Housing*, Seoul, National Statistical Bureau.
- Ogawa, Naohiro, and Robert Retherford (1994). *Care of the Elderly in Japan: Changing Norms and Expectations*. Tokyo, Nihon University Population Research Institute.
- Oppenheimer, Valerie K (1988). "A Theory of Marriage Timing." *American Journal of Sociology* 94, pp.563-591.
- Palmore, Erdman (1975). "The Status and Integration of the Aged in Japanese Society." *Journal of Gerontology* 30, pp.199-208.
- Palmore, Erdman, and Kenneth Manton (1974). "Modernization and Status of the Aged: International Correlations." *Journal of Gerontology* 29, pp.205-210.
- Pampel, Fred (1989). "The Welfare State: Some Neglected Considerations." In Fred Pampel and John Williamson ed., *Age, Class, Politics, and the Welfare State*, Cambridge, Cambridge

- University Press, pp.1-21.
- Park, Keong-Suk, Frances Goldscheider, and Roger Avery (1997). "Ethnic Differences in the Adjustment to Poverty and Disability among Unmarried Persons: An Analysis of Multi-State Transitions in Living Arrangements from 1948 to 1990." Paper presented at the Annual Meeting of the Population Association of America, Washington, D.C.
- Park, Keong-Suk (1998). "Geographic Proximity between Elderly Parents and their Children in the United States and Japan: Convergence of Individualism and Familism?," Ph.D. dissertation submitted to Brown University.
- Preston, Samuel (1984). "Children and the Elderly: Divergent Paths for American Dependents." *Demography* 21, pp.435-58.
- Rindfuss, Ronald, Tim Liao and Noriko Tsuya (1993). "*Contact with Parents in Japan: Effects on Opinions toward Gender and Intergenerational Roles.*" (NUPRI Reprint Series, No.43), Tokyo, Nihon University Population Research Institute.
- Rodriguez, Joann Damron (1991). "Multicultural Aspects of Aging in the US: Implications for Health and Human Services." *Journal of Cross-Cultural Gerontology* 6, pp.135-143.
- Rossi, Alice, and Peter Rossi (1990). *Of Human Bonding: Parent-Child Relations Across the Life Course*, New York, Aldine de Gruyter.
- Schulz, James (1995). "The Economic Status of the Aged." In J. Schulz ed., *The Economics of Aging*. London, Auburn House, pp 1-56.
- Shanas, Ethel (1980). "Older People and Their Families: The New Pioneers." *Journal of Marriage and the Family* 42, pp.9-15.
- Social Development Research Institute (1994). *The Cost of Social Security in Japan*. Tokyo, Social Development Research Institute.
- Speare, Alden, and Roger Avery (1993). "Who Helps Whom in Older Parent-Child Families." *Journal of Gerontology* 48, pp.S64-S73.
- Speare, Alden, Roger Avery, and Leora Lawton (1991). "Disability, Residential Mobility and Changes in Living Arrangement." *Journal of Gerontology* 46, pp.S133-S142.
- Spitze, G., and John Logan (1990). "Sons, Daughters, and Intergenerational Social Support." *Journal of Marriage and the Family* 52, pp.420-430.
- Tsuya, Noriko (1990). "Changing Attitudes toward Marriage and Family in Japan." In Nihon University ed., *Family and the Contemporary Japanese Culture: An International Perspective*, Tokyo, Nihon University, pp. 1003-1047.
- Tsuya, Noriko, and Linda Martin (1992). "Living Arrangements of Elderly Japanese and Attitudes Toward Inheritance." *Journal of Gerontology: Social Sciences* 47, pp.S45-S54.
- Wada, Shuichi (1995). "The Status and Image of the Elderly in Japan: Understanding the Paternalistic Ideology." In Mike Featherstone and Andrew Wernick ed., *Images of Aging: Cultural Representations of Later Life*, London and New York, Routledge, pp. 48-60.

- Waite, Linda, and Scott Harrison (1992). "Keeping in Touch: How Women in Mid-Life Allocate Social Contact among Kith and Kin." *Social Forces* 70, pp.637-655.
- Ward, Russel, John Logan, and Glenna Spitze (1992). "The Influence of Parent and Child Needs on Coresidence in Middle and Later Life." *Journal of Marriage and the Family* 54, pp.209-221.
- Wolf, Douglas, and Beth Soldo (1988). "Household Composition Choices of Older Unmarried Women." *Demography* 25, pp.387-403.
- Worobey, J., and Ronald Angel (1990). "Functional Capacity and Living Arrangements of Unmarried Elderly Persons." *Journal of Gerontology* 45, pp.S96-S101.

Geographic Family Network of Elderly Parents in Contemporary Korea and Japan

Ik Ki KIM, Keong-Suk PARK and Hiroshi KOJIMA

This paper compares Korea and Japan with regard to geographic proximity between elderly parents and their children. In view of cultural context of Confucian heritage and rapid social changes in Korea and Japan, this study examines the extent to which needs, desirability, and kinship of elderly parents and regional constraints influence intergenerational geographic proximity in the two societies.

The result highlights bicultural influence of individualism and traditional family centeredness on intergenerational relationship in contemporary Korean and Japanese family patterns. For Korean elderly parents, advanced economic and health conditions contribute to acting on their preference for intergenerational coresidence, whereas for Japanese elderly parents, coresidence with children is more likely to occur in response to their disadvantaged economic and unmarried status.

Both societies maintain a strong son preference for extended family living arrangement and a primary kin-keeping role of eldest children by living with or near elderly parents. However, children of younger cohorts are significantly more likely than those of older cohorts to maintain a disperse geographic network indicating increasing generational gap in family attitudes in the two societies. The result also elaborates a disperse family network among rural elderly parents in Korea reflecting the fact that massive rural to urban migration of Korean young population during the 1960s and 1970s has contributed to geographic segregation of kinship.

資 料

日本の世帯数の将来推計（全国推計）

—1995（平成7）年から2020（平成32）年—
1998（平成10）年10月推計

西岡八郎・鈴木 透・山本千鶴子

小島克久・小山泰代

はじめに

今回推計は、厚生省人口問題研究所（現国立社会保障・人口問題研究所）が1995年に公表した推計¹に続く新しい世帯推計である。推計の出発点となる基準人口は、1995年国勢調査に調整を加えて得ている。また、本推計の男女別・5歳階級別人口は、先に公表された全国人口の将来推計²の中位推計と合致する。

推計期間は、1995（平成7）年10月1日から2020（平成32）年10月1日までの25年間である。推計は1ケースについてのみ行った。ただし参考推計として、男女別、5歳階級別、配偶関係と世帯内地位の組合せ別分布が1995年以後一定とした場合の世帯数を計算した。

推計結果は、世帯主の男女別、5歳階級別、一般世帯の家族類型別に示した。一般世帯の家族類型は、「単独世帯」、「夫婦のみの世帯」、「夫婦と子から成る世帯」、「片親と子から成る世帯」、「その他の一般世帯」の5類型である³。「その他の一般世帯」には「非親族世帯」が含まれるが、その割合は1995年で1.85%とごく小さい。従って「その他の一般世帯」のほとんどは「その他の親族世帯」と考えて差しつかえない。なお、「その他の親族世帯」のうち少なくとも3分の2は三世帯世帯である。

I 推計の方法

1. 動的モデルとしての世帯推移率法

旧厚生省人口問題研究所が公表して来た過去7回の推計のうち、6回は世帯主率法によって、また前回は世帯主率法と家族類型別純遷移率法を組み合わせた方法によって行わ

¹ 厚生省人口問題研究所、「日本の世帯数の将来推計 全国推計／都道府県別推計—1990（平成2）年～2010（平成22）年—」，研究資料第283号，1995年3月。

² 国立社会保障・人口問題研究所、「日本の将来推計人口：平成9年1月推計」，研究資料第291号，1997年4月。

³ 前回推計では「親と子供から成る世帯」で一括されていた類型を、今回は「夫婦と子から成る世帯」と「ひとり親と子から成る世帯」に分離した。

表 I-1. 世帯推計方法の分類

	マクロ・モデル	マイクロ・モデル
静的モデル	世帯主率法 世帯主率法の拡張 プロペンシティ法	(なし)
動的モデル	世帯推移率法 多相生命表	マイクロ・シミュレーション

Bell, Martin, Jim Cooper and Magda Les, 1995

Household and Family Forecasting Models - A Review, Commonwealth Department of Housing and Regional Development, Commonwealth of Australia, 1995, p. 4.

れた。世帯主率法は、男女別、年齢別、配偶関係別、世帯類型別などの世帯主率を将来に向けて補外し、それを別途に推計された将来人口に適用することによって、将来の世帯主数=世帯数を得るものである。世帯主率は国勢調査などから容易に得られ、他に特殊なデータを必要としないため、世帯主率法は現在でも多くの公式推計で用いられている。純遷移率法は世帯主の男女別、年齢別の家族類型間の5年間の純遷移率の安定性に着目して、過去の純遷移率を将来に適用する方法である。

表 I-1 のように、世帯主率法はプロペンシティ法とともに、静的なマクロ・モデルに分類される。プロペンシティ法は、個人の所属世帯の規模別分布から世帯数を求める方法だが、適用例は世帯主率法に比べ少ない。また、Bellらの分類では純遷移率法は世帯主率法の拡張に含まれる。

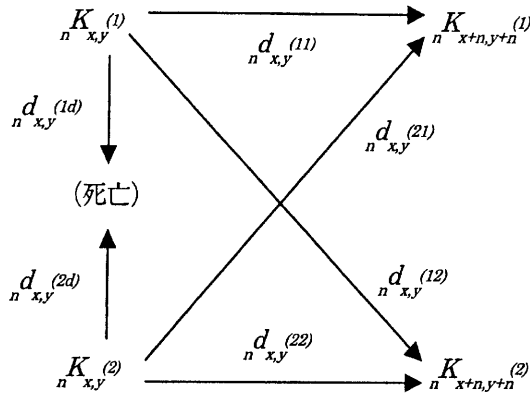
マクロ・モデルは人口を集合体として扱い、状態の分布や状態間の推移確率等を対象とする。これに対しマイクロ・モデルは、個人を単位とし、設定された確率分布に従いシミュレーションを行う。マイクロ・シミュレーションはランダム性を含むため、信頼出来る結果を得るためには多数のランを実行する必要がある。研究としてはマイクロ・モデルが世帯推計に適用された例はあるが⁴、公式推計に用いられた例はないと思われる。

静的モデルと動的モデルの違いは、動的モデルが状態間のフローを明示的に扱う点にある。図 I-1 は封鎖人口で2つの生存状態が区別される場合のストックとフローの関係を表したもので、たとえば ${}_nK_{x,y}^{(1)}$ は y 年に x 歳以上 x+n 歳未満の世帯主数、 ${}_nK_{x,y}^{(2)}$ は y 年に x 歳以上 x+n 歳未満の非世帯主数と解釈できる。 ${}_n d_{x,y}^{(1)}$ は世帯主にとどまった者、 ${}_n d_{x,y}^{(2)}$ は非世帯主にとどまった者、 ${}_n d_{x,y}^{(2)}$ は新たに世帯主になった者、 ${}_n d_{x,y}^{(1)}$ は世帯主をやめた者の数である。死亡数 ${}_n d_{x,y}^{(d)}$ および ${}_n d_{x,y}^{(2)}$ を加え、世帯主と非世帯主のストックの変化は、合計6種類のフローによって生じていることになる。動的な世帯推計モデルは、これら個々の状態間フローを区別する多相人口学的モデルになる。

最近の将来人口推計はほとんどがコーホート要因法によって行われており、これは

⁴ 日本での適用例として次のものがある。Fukawa, Tetsuo, "Future trends of Japanese households through micro-simulation model - An application of INAHSIM", *The Journal of Population Studies*, No.18, 1995, pp. 13-28.

図 I-1. ふたつの生存状態間のフロー



出生，死亡，移動といったライフイベントの男女別・年齢別生起確率を基礎として構築されている。すなわちそれらの人口学的率が一次的・内在的なもので，人口規模・構造よりも因果的に先行する，という基本的仮定がある。従って人口推計では，表 I-2 のように，将来の人口学的率がインプットとして推計モデルに投入され，その結果として将来の人口規模（および増加率），人口の性・年齢構造，人口の地域分布（地域推計の場合）といったアウトプットが生じる。

ところが従来の世帯推計では，本来アウトプットであるべき分布をインプットにして推計を行って来た。世帯主率法で言うところの「世帯主率」は人口学的率ではなく，分布の一種であり，正しくは「世帯主割合」と呼ぶべきものである。プロペンシティ法がインプットとしている所属世帯規模別分布も，人口学的率でないことは明らかである。これらを将来に向けて投影し推計モデルのインプットとすることは，人口推計で言えば65歳以上割合の趨勢を延長して将来の高齢者人口を予測するのに等しい。

これに対し，例えば「世帯主」「非世帯主」の2状態間の推移確率は，出生・死亡・移動と同じく個人のライフイベントの生起確率である。世帯推計モデルは，こうした状態間推移確率をインプットとすることで，初めて人口推計モデルと同じ理論的妥当性を持つことができる。これが動的モデルの発想であり，多相人口モデルの発展とともに世帯推計への適用例も蓄積されつつある。

表 I-1 では多相生命表の応用も動的マクロモデルに分類されており，またマイクロ・

表 I-2. 推計のインプットとアウトプット

	人口推計	世帯推計
インプット (人口学的率)	出生率，死亡率，移動率	配偶関係間推移確率， 世帯内地位間推移確率
アウトプット (規模，分布)	人口規模，人口増加率， 人口構造（性×年齢）， 地域分布	世帯数，世帯規模別分布， 世帯主割合，世帯内地位分布， 世帯類型別分布

シミュレーションは本質的に動的なモデルだが、世帯の動的モデル(dynamic model)といえはふつう世帯推移率法を指す。この方法の世帯推計への適用は、1980年代以降主にヨーロッパで行われて来た。オランダのLIPROモデル⁵が最も有名だが、他にスウェーデン、ドイツ、イギリス等で適用例がある⁶。いずれも世帯推計とはいえ、実際には個人の世帯内地位の推計モデルであり、分析単位はあくまで個人である⁷。

世帯推移率法を含む動的モデルの問題点は、必要なデータの入手が困難なことである。初婚数・再婚数・離婚数といった配偶関係間のフローは、かなりの部分が人口動態統計から得られる。しかし世帯内地位間のフローは、「世帯主」「非世帯主」という最も単純な二分法の場合でさえ、官庁統計からは得られない。従って世帯推移率法に必要なデータを得るためには、2時点のセンサスや人口登録データ間のマッチングか、大規模な標本調査を行わなければならない。今回推計では、後述する全国標本調査(第3回世帯動態調査⁸)からフロー・データを得た。

世帯推移率法の核心は単純なマルコフ過程であり、例えば封鎖人口で生存状態がふたつの場合には、行列演算で次のように表せる。

$$\begin{bmatrix} {}_n K_{x+n,y+n}^{(1)} & {}_n K_{x+n,y+n}^{(2)} & {}_n D_{x,y} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} {}_n K_{x,y}^{(1)} & {}_n K_{x,y}^{(2)} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} p_{x,y}^{(11)} & p_{x,y}^{(12)} & p_{x,y}^{(1d)} \\ p_{x,y}^{(21)} & p_{x,y}^{(22)} & p_{x,y}^{(2d)} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

$$\text{または、} \mathbf{k}_{x+n,y+n} = \mathbf{k}_{x,y} \mathbf{A}_{x,y}.$$

ここで ${}_n D_{x,y}$ は推計期間内の死亡数、 $p_{x,y}^{(ij)}$ は推移確率である。 $\mathbf{k}_{x+n,y+n}$ を期末人口ベクトル、 $\mathbf{k}_{x,y}$ を期首人口ベクトル、 $\mathbf{A}_{x,y}$ を推移確率行列と呼ぶ。推移確率行列の左から、期首人口ベクトルの代りに対角行列をかければ、期間内のフロー行列が得られる。この意味で、世帯推移率法ではフローが明示的にモデル化されているといえる。

2. 配偶関係別世帯内地位の定義

ここまでは生存状態が2種類の最も単純な場合を仮定したが、家族類型別の世帯数を推

⁵ van Imhoff, Evert and Nico Keilman, *LIPRO 2.0: An Application of a Dynamic Demographic Projection Model to Household Structure in the Netherlands*, Amsterdam/Lisse, Swets & Zeitlinger B.V., 1991.

⁶ Keilman, N., "Dynamic household models", in Keilman, Nico, Anton Kuijsten and Ad Vossen (eds.), *Modelling Household Formation and Dissolution*, Oxford, Clarendon Press, 1988, pp. 123-138; Murphy, M., "Household Modelling and Forecasting - Dynamic Approaches with Use of Linked Census Data", *Environment and Planning A*, 1991, Vol. 23, pp. 885-902; Zeng, Yi, James. W. Vaupel, and Wang Zhenglian, "A multi-dimensional model for projecting family households - with an illustrative numerical application", *Mathematical Population Studies*, Vol. 6, No. 3, 1997, pp. 187-216.

⁷ 世帯を分析単位とした世帯推移率法の適用例として次のものがある。小山泰代・谷村秀彦, 1995, 「世帯を単位とする高齢者福祉サービス量の推計モデル」, 日本建築学会計画系論文集, 470, 1995年, 111-120頁。

⁸ 厚生省人口問題研究所, 『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。

表 I-3. 配偶関係別、世帯内地位 (%)：1995年

男子		女子	
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
S: nh	〃 非マーカ	S: nh	〃 非マーカ
M: hS	有配偶	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

計するためには世帯内地位をさらに細分化する必要がある。また、個人の居住状態が配偶関係に強く規定されていることを考えれば、生存状態の分類に配偶関係を明示的に取り入れる必要がある。

表 I-3 は1995年国勢調査における配偶関係と世帯内地位との関連を示したもののだが、未婚世帯主は単独世帯主にほぼ限られる。有配偶女子(妻)が世帯主となる例は少数で、有配偶男子の世帯主は「夫婦のみ」「夫婦と子」「その他」が中心である。死離別世帯主の場合は、「単独」「片親と子」「その他」の3種類にほぼ限られる。

このように国勢調査における世帯内地位と配偶関係の間には強い相関があり、未婚者が2人以上世帯の世帯主になったり、夫が別居している場合を除いて有配偶女子が世帯主になる場合はきわめて稀であることが分かる。こうした例外的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3回世帯動態調査(後述)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・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。

この結果、一般世帯人員について表 I-4 のように男子12種類、女子11種類の配偶関係と世帯内地位の組合せを定義した。推計期間内での男女の夫婦別居へのフローを一致させる必要上、有配偶男子の「単独世帯」と「ひとり親と子から成る世帯」のマーカは一括して扱い、推計後に分割した。1995年基準人口は、国勢調査の男女別、5歳階級別、家族類型別世帯主数および非世帯主数を男女別、5歳階級別、家族類型別マーカ数および非マー

表 I-4 推計モデルにおける配偶関係と世帯内地位の組合せ

世帯内地位\配偶関係	男			女		
	未婚	有配偶	死離別	未婚	有配偶	死離別
単独世帯主	17.3	1.7	41.3	10.6	0.5	33.6
夫婦のみの世帯主	—	23.7	—	—	0.2	—
夫婦と子の世帯主	0.2	46.8	0.4	0.0	0.1	0.0
ひとり親と子の世帯主	1.3	0.3	20.1	0.5	1.3	12.9
その他の世帯主	0.8	17.5	15.5	0.7	0.2	5.6
配偶者	—	0.3	—	—	87.8	—
子	70.5	6.0	7.3	76.3	1.1	0.5
子の配偶者	—	1.0	0.1	—	5.9	0.3
親	0.0	2.5	13.2	0.0	2.7	45.2
孫	8.6	0.1	0.1	9.5	0.1	0.0
その他の親族	1.2	0.1	1.5	1.9	0.1	1.8
非親族	0.2	0.0	0.8	0.4	0.0	0.1
総計	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
世帯主計	19.5	90.1	77.2	11.8	2.2	52.1
非世帯主計	80.5	9.9	22.8	88.2	97.8	47.9

資料：1995年国勢調査

カ数に変換して得た。

施設世帯人員についてはデータの制約上推移確率が得られないため、後述のように趨勢延長によって男女別、5歳階級別、配偶関係別施設割合を推計した。これと推移確率行列によって求めた暫定的な一般世帯人員を組合せて、出入国がなかった場合の男女別、5歳階級別、配偶関係と世帯内地位(施設を含む)の組合せ別人口を5年毎に推計した。ここから男女別、5歳階級別に、配偶関係と世帯内地位(施設を含む)の組合せ分布を求め、それを全国人口の将来推計の中位推計における男女別、5歳階級別人口に乗じて、男女別、5歳階級別、配偶関係別、世帯内地位(マーカ・非マーカ)別人口を得た。この5年ごとの推計結果に基づき、線型補間によって各年の結果を求めた。さらに1995年基準人口作成時の世帯主・非世帯主からマーカ・非マーカへの変換を逆に適用し、男女別、5歳階級別、配偶関係別、世帯内地位(世帯主・非世帯主)別人口を得た。

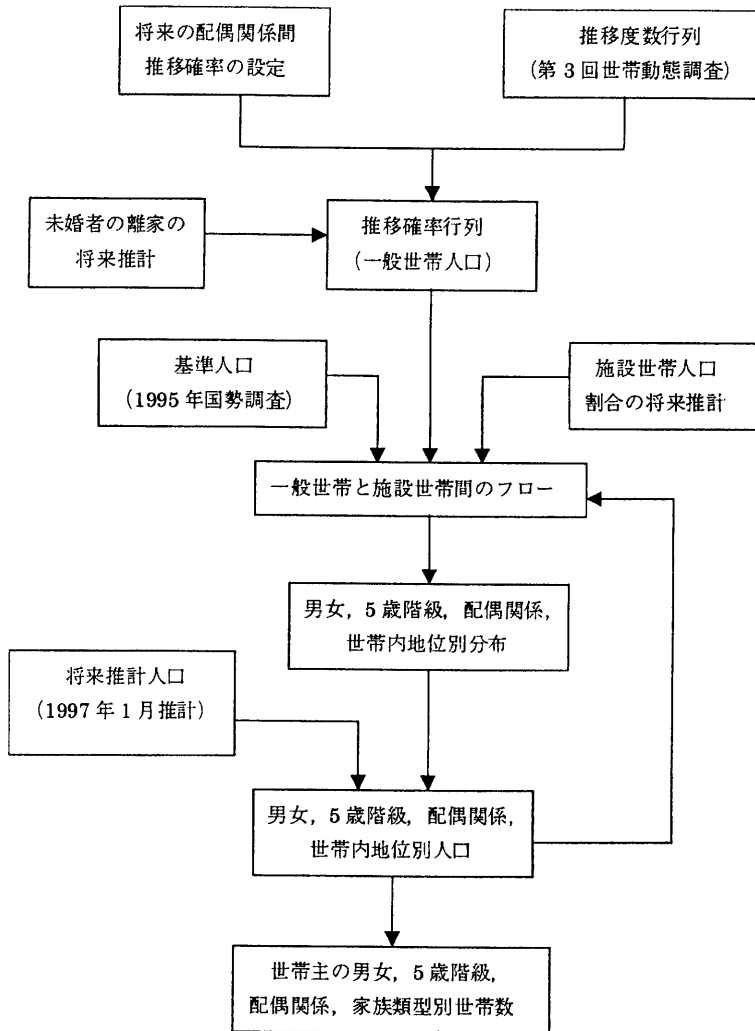
3. 将来の配偶関係間推移確率の設定

推計の作業は、図 I-2 に示した手順によって行われた。表 I-3 に示したように、わが国では配偶関係と世帯内地位との間には強い関連がある。従って、世帯構成の変化が結婚の変化によって強く規定されるのは明らかである。そこで今回は、初婚、再婚、離婚、死別といった配偶関係間推移確率の将来推計を世帯推計に先立って行った。

まず池ノ上・高橋による1990年女子の結婚の多相生命表⁹に、1990年と1995年の初婚率、

⁹ 池ノ上正子・高橋重郷、「結婚の多相生命表：1975年、1980年、1985年および1990年」、『人口問題研究』、第50巻、第2号、1994年、73～96頁。

図 I-2. 世帯推計の手順



再婚率，死亡率，離婚率の比を適用して1995年女子の多相生命表を作成し，出発点とした。将来の女子の初婚率と死亡率，夫の死亡率は，全国の将来人口推計で用いられた値を使った。再婚率と離婚率については，スムージングした1990～1995年の変化率が今後直線的に減速し，10年後の2005年以降は一定となると仮定した。このようにして女子の結婚の将来推計を行った後，夫妻の年齢分布によって男子の初婚・再婚・離婚・死別・死亡の確率を求めた。

表 I-5 は女子の初婚確率(期首に未婚状態にいた者が期末には有配偶状態に移る確率)の予測値を示したものである。晩婚化により25歳未満の初婚確率は低下するが，25～34歳の初婚確率は1995～2000年期間より2000年以降の方が上昇する。これは若いコーホートの

初婚年齢分布がシフトするにつれて、20代後半以降の初婚率が先行コーホートを上回るためである。¹⁰

表 I-6 は女子の再婚確率(期首に死離別状態にいた者が期末には有配偶状態に移る確率)を示したもので、30~50代で目立って上昇している。表 I-7 は女子の結婚解消確率(期首に有配偶状態にいた者が期末には死離別状態に移る確率)を示したもので、50歳未満では上昇し、60歳以上では低下している。前者は離婚確率の上昇、後者は死亡率低下による死別確率の低下を反映したものである。

表 I-5. 女子の年齢別、推計期間別、初婚確率

期首年齢	推 計 期 間				
	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2015	2015-2020
15-19	0.11494	0.11222	0.11352	0.11159	0.11091
20-24	0.37624	0.37107	0.36625	0.36776	0.36539
25-29	0.47231	0.50435	0.49462	0.49407	0.49398
30-34	0.28734	0.30730	0.34623	0.35254	0.35699
35-39	0.12855	0.14161	0.16944	0.11465	0.12010
40-44	0.03219	0.04644	0.06167	0.08398	0.03129
45-49	0.01991	0.01497	0.01766	0.02963	0.03504
50-54	0.01613	0.01648	0.01619	0.01648	0.01655
55-59	0.01009	0.01010	0.01045	0.01013	0.01034
60-64	0.00508	0.00511	0.00511	0.00523	0.00514
65-69	0.00284	0.00284	0.00285	0.00286	0.00297
70-74	0.00086	0.00083	0.00082	0.00083	0.00082
75-79	0.00038	0.00039	0.00040	0.00040	0.00041
80-84	0.00014	0.00016	0.00016	0.00015	0.00015
85+	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

表 I-6. 女子の年齢別、推計期間別、再婚確率

期首年齢	推 計 期 間				
	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2015	2015-2020
15-19	0.64054	0.65648	0.65266	0.65273	0.65281
20-24	0.64597	0.64032	0.63976	0.63983	0.64023
25-29	0.57572	0.57109	0.57148	0.57319	0.57273
30-34	0.40882	0.42255	0.42044	0.41979	0.42192
35-39	0.24433	0.26105	0.26910	0.26760	0.26680
40-44	0.15891	0.17006	0.17713	0.18147	0.18162
45-49	0.11572	0.12884	0.13670	0.14172	0.14538
50-54	0.06180	0.08322	0.08790	0.09316	0.09732
55-59	0.02469	0.03638	0.04463	0.04563	0.04896
60-64	0.00789	0.01199	0.01469	0.01753	0.01791
65-69	0.00246	0.00351	0.00433	0.00506	0.00612
70-74	0.00040	0.00059	0.00070	0.00080	0.00089
75-79	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
80-84	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
85+	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000

¹⁰ 国立社会保障・人口問題研究所, 1997(脚注2), 図Ⅲ-6(14頁)を参照.

表 I-7. 女子の年齢別、推計期間別、結婚解消確率

期首年齢	推 計 期 間				
	1995-2000	2000-2005	2005-2010	2010-2015	2015-2020
15-19	0.18232	0.21106	0.21399	0.21423	0.21435
20-24	0.10360	0.12016	0.12288	0.12242	0.12294
25-29	0.06856	0.07905	0.08041	0.08066	0.08043
30-34	0.04887	0.05581	0.05627	0.05585	0.05597
35-39	0.04059	0.04371	0.04405	0.04385	0.04367
40-44	0.04026	0.04347	0.04374	0.04352	0.04322
45-49	0.04085	0.04370	0.04384	0.04345	0.04308
50-54	0.04696	0.04702	0.04727	0.04660	0.04605
55-59	0.06435	0.06264	0.06072	0.06092	0.05979
60-64	0.10107	0.09703	0.09533	0.09141	0.09250
65-69	0.16140	0.15404	0.15066	0.14831	0.14333
70-74	0.23355	0.22543	0.22064	0.21726	0.21515
75-79	0.32364	0.31796	0.31616	0.31373	0.31223
80-84	0.40444	0.40691	0.40940	0.41126	0.41184
85+	0.31795	0.31456	0.31720	0.32109	0.31663

4. 推移度数行列の作成

夫婦別居を除く世帯内地位間の推移確率は、結婚に関する各種推移確率と第3回世帯動態調査において観察された推移パターンから得た。この調査では、調査時点である1994年10月15日と、1989年1月1日の世帯内地位が得られる。この調査データにおいて、妻が世帯主になっている場合は夫と組替え、未婚子が世帯主になっている場合は父親を優先して親と組替えるなど、上で定義された配偶関係と世帯内地位の組合せに合わせて世帯主・非世帯主からマーカ・非マーカへの変換を行った。調整後の世帯内地位(夫婦別居を除く)について男女別、5歳階級別に推移度数行列を作成した。うちごく稀な推移は省略し、行列を単純化した。

5. 推移確率行列の作成

上で得られた推移パターンに、予測された初婚、再婚、離婚、死別確率を適用し、男女・5歳階級別の世帯内地位間の推移確率行列を作成した。これを1990年国勢調査から得た世帯内地位ベクトルに乗じて結果を1995年国勢調査から得た世帯内地位ベクトルと比較し、推移確率を調整した。

ただし未婚のその他の世帯のマーカ (S:h0) と夫婦別居を表す地位 (M:hSおよびM:hP) は、調査データから十分な推移数が得られなかったので、1995年基準人口における割合をもとに、次の仮定を置いて推定した。未婚のその他世帯マーカについては、未婚内のフローは単独世帯マーカ (S:hS) との間のみ生じ、結婚しない限り期首のストックは期間内に全て単独世帯マーカに移ると仮定した。有配偶女子の夫婦別居への入フローは、期首30歳未満は初婚女子から、30歳以上は配偶者から生じるとし、推移確率は未婚時の世帯内地位とも別居時の地位とも独立とした。出フローは、期首に別居していた夫婦は、死離別に至ら

ない限り全て期間内に同居を再開すると仮定した。このようにして推定した有配偶女子の入フローを、結婚の将来推計と同様、夫妻年齢分布によって有配偶男子の年齢に分配し推移確率を求めた。有配偶男子の出フローについては、女子と同様、期首に夫婦別居だった男子は死離別以外は全て同居を再開するものとした。また、有配偶男子の夫婦別居の約90%が「単独世帯」、残りが「ひとり親と子から成る世帯」だが、両者を併せてひとつの地位として扱い、推計後に「単独世帯」と「ひとり親と子から成る世帯」に分割した。

6. 未婚者の離家の将来推計

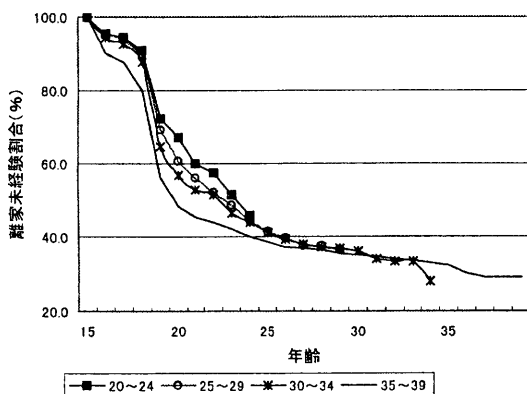
第3回世帯動態調査では、図I-3および図I-4に示すように、最近のコホートで親世帯からの離家が遅くなっている動向が観察された。そこで若いコホートの今後の結婚前離家確率を予測し、そこから未婚の非マーカ(S:nh)から単独世帯マーカ(S:hS)への推移確率を求めた。この変換は、国勢調査による1990~95年の未婚単独世帯主へのコホート推移率に依拠して行った。

7. 施設世帯人員割合の将来推計

先に言及した推移確率行列は、一般世帯人員に関するもので、施設世帯人員を含んでいない。これは第3回世帯動態調査が一般世帯人員しか対象としておらず、施設世帯との間でのフロー・データが得られないためである。そこで将来の施設世帯人員割合は、趨勢延長によって推計した。すなわち1990~1995年の国勢調査における男女別、5歳階級別、配偶関係別施設世帯人員割合の変化率をスムージングし、それが直線的に減少して2020年に変化が停止すると仮定した。

表I-8は全配偶関係での男女別、5歳階級別施設人員割合の予測値を示したものである。男子では60~70代で施設割合が上昇しているが、これは未婚割合が高くなるためで、配偶関係を統制すれば85歳未満の施設割合は低下している。これに対し、85歳以上ではどの配偶関係でも施設割合が上昇する。これは85歳以上の内部で一層の高齢化が進むためと

図I-3. 結婚前の離家(男)



図I-4. 結婚前の離家(女)

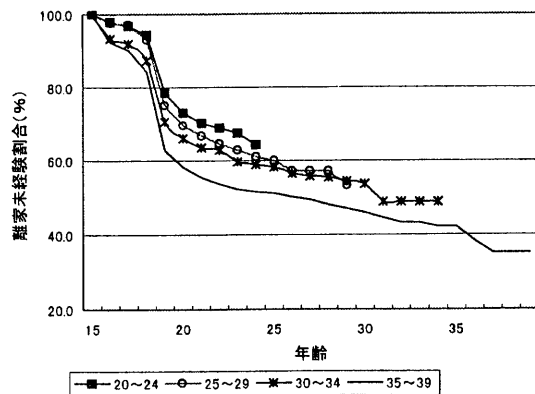


表 I-8. 男女別、年齢別、施設人員割合の予測値 (%)

年齢	男						女					
	1995	2000	2005	2010	2015	2020	1995	2000	2005	2010	2015	2020
15-19	3.3	3.3	3.3	3.3	3.3	3.3	2.6	2.6	2.6	2.6	2.6	2.6
20-24	2.4	2.2	2.1	2.0	2.0	2.0	1.2	1.1	1.0	1.0	0.9	0.9
25-29	1.2	1.1	1.0	0.9	0.9	0.9	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2
30-34	0.9	0.8	0.7	0.6	0.6	0.5	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2	0.2
35-39	0.8	0.7	0.5	0.5	0.5	0.4	0.4	0.3	0.3	0.2	0.2	0.2
40-44	1.0	0.7	0.6	0.5	0.5	0.5	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4	0.4
45-49	1.1	0.9	0.7	0.6	0.5	0.6	0.5	0.4	0.5	0.5	0.5	0.6
50-54	1.3	1.2	1.1	1.0	0.9	0.8	0.6	0.6	0.5	0.6	0.7	0.8
55-59	1.4	1.3	1.5	1.6	1.6	1.6	0.7	0.6	0.6	0.6	0.7	0.8
60-64	1.6	1.5	1.7	2.1	2.5	2.6	0.9	0.7	0.7	0.7	0.7	0.8
65-69	1.7	1.6	1.7	2.0	2.8	3.4	1.3	1.1	0.9	0.9	0.9	0.9
70-74	2.2	1.9	1.9	2.1	2.6	3.5	2.5	2.1	1.9	1.7	1.6	1.7
75-79	3.3	2.8	2.6	2.6	2.9	3.4	5.0	4.3	4.0	3.7	3.5	3.5
80-84	5.3	4.6	4.3	4.0	4.0	4.3	9.5	8.6	8.3	8.0	7.8	7.7
85+	9.8	9.9	10.6	11.2	11.2	11.3	18.3	19.4	21.1	22.5	23.5	23.9

考えられる。

8. 基準人口

推計の出発点となる基準人口、すなわち男女別、5歳階級別、配偶関係別、世帯内地位(マーカ・非マーカ)別一般世帯人員と、男女別、5歳階級別、配偶関係別施設世帯人員は、1995年国勢調査から得た。施設世帯人員は、男女別、5歳階級別、配偶関係別施設割合を、全国人口の将来推計における1995年基準人口に乗じて求めた。一般世帯人員は、先述の規則によって世帯主・非世帯主からマーカ・非マーカに変換して得た。

9. 一般世帯と施設世帯間のフロー

前述のように、第3回世帯動態調査が一般世帯だけを対象としているため、施設世帯との間でのフローに関しては経験的データが得られない。そこでまず、一般世帯との間にフローがなかった場合の男女別、5歳階級別、配偶関係別施設世帯割合を求め、これを前述のようにして推計した目標値と比較した。

割合が目標値を下回っていた場合、施設世帯から一般世帯へのフローだけがあったものと仮定し、総フローを比例配分した。ただし有配偶で夫婦別居の場合(M:hSおよびM:hP)は、施設との間のフローはないものと仮定した。

割合が目標値を上回った場合、一般世帯から施設世帯へのフローだけがあったものとみなした。未婚・死離別の場合は、単独世帯主の施設への入居確率が他の地位に比べ2倍高くなると仮定した。有配偶で夫婦別居の場合は施設との間のフローがなく、有配偶男子の夫婦のみの世帯主、有配偶女子の世帯主の配偶者は、施設への入居確率が他の地位に比べ2倍高くなると仮定した。

このようにして、出入国がなかった場合の一般世帯人員と施設世帯人員を同時に求めた。この人口について男女別、5歳階級別に配偶関係と世帯内地位(マーカ・非マーカ、施設を含む)の組合せ分布を計算し、前述のようにこれを全国の将来人口に適用し、さらに補間推計によって各年の結果を求めた。最後に、基準人口作成時の世帯主・非世帯主からマーカ・非マーカへの変換を逆に適用し、男女別、5歳階級別、配偶関係別、家族類型別世帯主数、非世帯主(有配偶女子は配偶者とそれ以外の非世帯主に分かれる)数および施設世帯人員数を得た。

Ⅱ 推計結果の概要

1. 人口と世帯数の趨勢

表Ⅱ-1は2020年までの人口、世帯数、世帯規模の趨勢を示したものである。将来推計人口(脚注2参照)の中位推計値によると、日本の総人口は2007年の1億2,778万人をピークとして、以後減少に転じるとされる。総人口に占める一般世帯人員の割合は急激に変化しないため、一般世帯人員の動向は総人口とほとんど同じであり、2006年に1億2,578万人に達した後、減少に転じると予想される。

これに対し、一般世帯は2010年以後も増加を続ける。補間推計によると、一般世帯数は2014年の4,922万世帯まで増加を続け、以後減少に転じると予想される。このように、人口減少局面に入っても世帯数が増加を続けることは、世帯規模の縮小が続くことを意味する。一般世帯の平均世帯人員は、1995年の2.82人から2020年の2.49人まで減少を続ける。

前回の世帯推計(脚注1参照)では、2010年の総世帯数は5,018万世帯、平均世帯人員は2.55人とされていた。今回推計の2010年の数値は、それぞれ4,914万世帯、2.55人である。総

表Ⅱ-1. 人口と世帯数の趨勢

年次	総人口	一般世帯人員	一般世帯総数	平均世帯人員	年次	総人口	一般世帯人員	一般世帯総数	平均世帯人員
1995	125,570	123,775	43,900	2.82	2010	127,623	125,483	49,142	2.55
1996	125,869	124,073	44,416	2.79	2011	127,481	125,284	49,200	2.55
1997	126,156	124,359	44,951	2.77	2012	127,292	125,037	49,254	2.54
1998	126,420	124,622	45,466	2.74	2013	127,056	124,744	49,284	2.53
1999	126,665	124,866	45,952	2.72	2014	126,773	124,408	49,295	2.52
2000	126,892	125,088	46,407	2.70	2015	126,444	124,025	49,273	2.52
2001	127,100	125,271	46,793	2.68	2016	126,068	123,589	49,207	2.51
2002	127,286	125,432	47,188	2.66	2017	125,648	123,105	49,146	2.50
2003	127,447	125,569	47,566	2.64	2018	125,184	122,582	49,068	2.50
2004	127,581	125,682	47,920	2.62	2019	124,679	122,025	48,974	2.49
2005	127,684	125,753	48,227	2.61	2020	124,133	121,428	48,853	2.49
2006	127,752	125,784	48,456	2.60					
2007	127,782	125,772	48,674	2.58					
2008	127,772	125,720	48,865	2.57					
2009	127,719	125,626	49,022	2.56					

総人口は国立社会保障・人口問題研究所、「日本の将来推計人口(平成9年1月推計)」の中位推計値。

総人口＝一般世帯人員＋施設世帯人員。

平均世帯人員＝一般世帯総数／一般世帯人員。

世帯数の推計値は2.07%減少したが、平均世帯規模の推計値が変わっていないことからわかるように、変化の大部分は全国人口の将来推計値の修正によるものである。前回の世帯推計が依拠した将来人口推計¹¹では、2010年の人口は1億3,040万人とされていたが、新推計では1億2,762万人と、2.13%下方修正された。従って、世帯推計の更新による変化分はマイナス0.06%ということになる。

2. 家族類型別一般世帯数および割合

表Ⅱ-2に見るように、今後増加するのは「単独世帯」「夫婦のみの世帯」「ひとり親と子から成る世帯」であり、減少するのは「夫婦と子から成る世帯」「その他の一般世帯」である。より単純で少人数の世帯が増加することが、平均世帯人員の縮小に対応している。

「単独世帯」は1995年の1,124万世帯から増加を続け、一般世帯総数が減少に転じる2015年以降も増加は止まらない。この結果、2020年には現在より329万世帯多い1,453万世帯となり、割合も1995年の25.6%から4.1ポイント増加して2020年に29.7%となる。現在では「夫婦と子から成る世帯」が最も多いが、2013年以降は「単独世帯」が最も多い類型となると予想される。

「夫婦のみの世帯」も増加を続けるが、「単独世帯」ほど急速ではなく、また2015年以降は一般世帯総数と同様、減少に転じる。すなわち1995年の762万世帯から2015年の1,075

表Ⅱ-2. 家族類型別一般世帯数及び割合

年次	一般世帯						
	総数	単独	核家族世帯				その他
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	
	世帯数 (1,000世帯)						
1980	35,824	7,105	21,594	4,460	15,081	2,053	7,124
1985	37,980	7,895	22,804	5,212	15,189	2,403	7,282
1990	40,670	9,390	24,218	6,294	15,172	2,753	7,063
1995	43,900	11,239	25,760	7,619	15,032	3,108	6,901
2000	46,407	12,341	27,349	8,920	14,852	3,577	6,718
2005	48,227	13,171	28,540	9,932	14,627	3,981	6,516
2010	49,142	13,734	29,079	10,541	14,252	4,286	6,329
2015	49,273	14,159	28,967	10,753	13,706	4,507	6,147
2020	48,853	14,531	28,357	10,694	13,043	4,620	5,966
	割合 (%)						
1980	100.0	19.8	60.3	12.5	42.1	5.7	19.9
1985	100.0	20.8	60.0	13.7	40.0	6.3	19.2
1990	100.0	23.1	59.5	15.5	37.3	6.8	17.4
1995	100.0	25.6	58.7	17.4	34.2	7.1	15.7
2000	100.0	26.6	58.9	19.2	32.0	7.7	14.5
2005	100.0	27.3	59.2	20.6	30.3	8.3	13.5
2010	100.0	27.9	59.2	21.4	29.0	8.7	12.9
2015	100.0	28.7	58.8	21.8	27.8	9.1	12.5
2020	100.0	29.7	58.0	21.9	26.7	9.5	12.2

¹¹ 厚生省人口問題研究所、『日本の将来推計人口：平成4年9月推計』，研究資料第274号，1992年9月。

万世帯まで増加した後、2020年には1,069万世帯となる。それでも2020年における世帯数は1995年よりも300万世帯以上多く、割合も1995年の17.4%から4.5ポイント上昇して21.9%となる。

「夫婦と子から成る世帯」は、1985年をピークに既に減少局面に入っているが、今後それが加速し、1995年の1,503万世帯から2020年には1,304万世帯まで減少する。この「夫婦と子から成る世帯」は、かつては一般世帯の40%以上を占める圧倒的に優勢な類型だったが、1995年時点で既に34.2%と割合をかなり低下させており、2020年にはさらに26.7%まで低下すると予想される。

「ひとり親と子から成る世帯」は今後も増加を続け、「単独世帯」と同じく2015年以降も増加は止まらない。この結果、1995年の311万世帯から151万世帯増えて、2020年には462万世帯になると予想される。割合も1995年の7.1%から2020年には9.5%と、2.4ポイント上昇する。

「その他の一般世帯」の大部分は、核家族世帯に直系尊属か直系卑属が加わったいわゆる直系家族世帯だが、この類型は「夫婦と子から成る世帯」同様、1980年代後半には減少に転じている。減少は今後も続き、1995年の690万世帯から2020年には597万世帯となる。一般世帯全体に占める割合も、1995年の15.7%から2020年には12.2%まで低下する。

3. 世帯主の年齢構成

表Ⅱ-3は世帯主の年齢を4区分し、その構成の変化を示したものである。人口の高齢化に従い、一般世帯において30歳未満の世帯主が占める割合は低下し、65歳以上の割合が上昇する。戦後ベビーブーム・コーホート(1947~49年生れ)は2000年に50歳を越え、2015年には65歳を越える。このため2000年には30~49歳世帯主の割合が、2015年には50~64歳世帯主の割合が大きく低下する。

表Ⅱ-3. 世帯主の年齢分布

年次	総数	世帯主の年齢			
		15-29	30-49	50-64	65+
		世帯数(1,000世帯)			
1995	43,900	6,000	15,923	13,308	8,668
2000	46,407	5,781	15,149	14,521	10,956
2005	48,227	5,033	15,652	14,650	12,892
2010	49,142	4,426	16,183	13,865	14,668
2015	49,273	3,996	16,002	12,687	16,587
2020	48,853	3,852	14,999	12,822	17,180
		割合(%)			
1995	100.0	13.7	36.3	30.3	19.7
2000	100.0	12.5	32.6	31.3	23.6
2005	100.0	10.4	32.5	30.4	26.7
2010	100.0	9.0	32.9	28.2	29.8
2015	100.0	8.1	32.5	25.7	33.7
2020	100.0	7.9	30.7	26.2	35.2

表Ⅱ-2で見た世帯構成の変化は、こうした年齢構成の変化と、結婚・離婚・離家・親子同居のような結婚・世帯形成行動の変化が同時に作用した結果である。それぞれの要因がどのように作用しているかは、表Ⅱ-3と表Ⅱ-4から推し量ることが出来る。

表Ⅱ-4によると、15～29歳の世帯構成は今後あまり変化しない。しかしこの年齢層は、離家後・結婚前の「単独世帯」が特に多い年齢層である。従ってこの年齢層の世帯主の減少は、単独世帯を減少させる方向に作用するはずである。にもかかわらず単独世帯が増加するのは、30歳以上の年齢層の結婚・世帯形成行動の変化による。

「夫婦のみの世帯」は、高齢の世帯主ほど多くなる。従って人口高齢化は、この世帯類型を増加させる方向に作用する。つまり表Ⅱ-2で見たこの世帯類型の増加の少なくとも一部は、年齢構成の変化によるものである。ただし世帯主30～49歳の内部でこのタイプの割合が増加していることから、結婚・世帯形成行動の変化も同時に作用していると考えられる。

30～64歳の世帯主の間では、「夫婦と子から成る世帯」の割合が顕著に低下し、「ひとり親と子から成る世帯」の割合は著しく増加している。従って年齢構成の効果が作用して

表Ⅱ-4. 世帯主の年齢別、家族類型別分布 (%)

年次	一般世帯						
	総数	単独	核家族世帯				その他
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	
世帯主 15 ～ 29 歳							
1995	100.0	70.9	25.3	10.2	13.2	1.9	3.8
2000	100.0	68.9	26.9	10.7	13.1	3.1	4.2
2005	100.0	68.3	27.5	10.7	13.1	3.7	4.2
2010	100.0	68.4	27.4	10.7	13.1	3.7	4.2
2015	100.0	69.0	26.8	10.4	12.8	3.6	4.2
2020	100.0	70.0	25.9	10.0	12.3	3.6	4.1
世帯主 30 ～ 49 歳							
1995	100.0	17.7	68.6	8.5	51.5	8.7	13.7
2000	100.0	20.3	68.7	10.5	48.6	9.6	11.1
2005	100.0	22.2	68.6	11.7	46.4	10.5	9.2
2010	100.0	22.8	68.7	12.0	45.4	11.3	8.6
2015	100.0	23.3	68.1	11.7	44.5	11.9	8.6
2020	100.0	23.8	67.5	11.4	43.7	12.4	8.8
世帯主 50 ～ 64 歳							
1995	100.0	14.8	65.9	20.4	37.5	8.0	19.3
2000	100.0	16.0	65.6	20.2	36.8	8.5	18.4
2005	100.0	17.8	64.4	21.1	34.4	8.9	17.9
2010	100.0	19.6	63.3	21.9	32.0	9.4	17.1
2015	100.0	21.3	63.2	21.7	31.2	10.4	15.5
2020	100.0	22.7	63.1	21.5	30.6	11.0	14.2
世帯主 65 歳 以上							
1995	100.0	25.4	52.3	33.9	12.1	6.3	22.3
2000	100.0	27.1	53.6	34.5	12.7	6.4	19.4
2005	100.0	28.4	54.2	34.8	12.9	6.6	17.4
2010	100.0	29.3	54.4	34.7	12.9	6.8	16.3
2015	100.0	30.0	54.2	34.5	12.8	6.9	15.9
2020	100.0	31.2	53.3	34.0	12.2	7.1	15.5

いるにせよ、主要因は結婚・世帯形成行動の変化であることが予想される。

「その他の世帯」は世帯主65歳以上で多いため、人口高齢化はこの世帯類型を増加させる方向に作用するはずである。にもかかわらずこの世帯類型が減少するのは、単独世帯の場合と同じく、結婚・世帯形成行動の変化の方が優勢なためである。表Ⅱ-4によると、30歳以上の全ての年齢層において、その他の世帯の割合は低下している。

4. 参考推計との比較

世帯主の年齢構成の変化と、結婚・世帯形成行動の変化というふたつの要因の相対的寄与を分析するため、表Ⅱ-5に本推計と参考推計の比較を示した。参考推計は、男女別、5歳階級別の配偶関係と世帯内地位（世帯主・非世帯主）の組合せ別分布が1995年値で一定とした場合の、今後の世帯数の変化を表す。この場合、変動要因は人口規模と男女・年齢別構造のみとなる。

表Ⅱ-5によると、結婚・世帯形成行動が今後一切変化しなかった場合でも、2010年前後まで世帯数は増加するが、本推計において予測されるほどではない。年齢構成の変化だけが作用した場合、2020年の一般世帯数は1995年の7.0%増となる。本推計では11.3%増

表Ⅱ-5. 本推計と参考推計との比較

次	一 般 世 帯							その他
	総 数	単 独	核 家 族 世 帯					
			総 数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子		
1995	43,900	11,239	25,760	7,619	15,032	3,108	6,901	
	一 般 世 帯 数 (1,000世帯)							
	本 推 計							
2000	46,407	12,341	27,349	8,920	14,852	3,577	6,718	
2005	48,227	13,171	28,540	9,932	14,627	3,981	6,516	
2010	49,142	13,734	29,079	10,541	14,252	4,286	6,329	
2015	49,273	14,159	28,967	10,753	13,706	4,507	6,147	
2020	48,853	14,531	28,357	10,694	13,043	4,620	5,966	
	参 考 推 計							
2000	45,953	11,555	27,050	8,485	15,356	3,208	7,348	
2005	47,246	11,546	27,988	9,172	15,542	3,273	7,712	
2010	47,724	11,377	28,348	9,572	15,456	3,320	8,000	
2015	47,559	11,202	28,184	9,684	15,151	3,349	8,174	
2020	46,969	11,096	27,671	9,611	14,721	3,339	8,202	
	1995年 からの 増 加 率 (%)							
	本 推 計							
2000	5.7	9.8	6.2	17.1	-1.2	15.1	-2.7	
2005	9.9	17.2	10.8	30.4	-2.7	28.1	-5.6	
2010	11.9	22.2	12.9	38.3	-5.2	37.9	-8.3	
2015	12.2	26.0	12.5	41.1	-8.8	45.0	-10.9	
2020	11.3	29.3	10.1	40.4	-13.2	48.6	-13.5	
	参 考 推 計							
2000	4.7	2.8	5.0	11.4	2.2	3.2	6.5	
2005	7.6	2.7	8.6	20.4	3.4	5.3	11.8	
2010	8.7	1.2	10.0	25.6	2.8	6.8	15.9	
2015	8.3	-0.3	9.4	27.1	0.8	7.7	18.4	
2020	7.0	-1.3	7.4	26.1	-2.1	7.4	18.9	

となることが予測されているので、残りの4.3%が結婚・世帯行動の効果ということになる。

前節で述べたように年齢構造の変化は「単独世帯」を減少させる方向に作用し、表Ⅱ-5によると2020年には1995年の1.3%減になるはずである。しかし晩婚化、未婚化、離婚の増加、親子同居率の低下といった行動の変化の方がはるかに優勢で、単独世帯数は25年間で29.3%増加すると予想される。

「夫婦のみの世帯」は2020年には1995年から40.4%増加すると予想されるが、うち26.1%が年齢構成の影響である。従って残りの14.3%が結婚・世帯形成行動の効果ということになる。

「夫婦と子から成る世帯」の減少と「ひとり親と子から成る世帯」の増加の主要因は、結婚・世帯行動の変化である。前者には出生率低下、後者には離婚率の上昇が特に影響していると考えられる。年齢構成の変化もこれらの動向をある程度促進するが、その効果は相対的に小さい。

人口高齢化は「その他の世帯」を、1995～2020年の間に18.9%増加させる方向に作用する。しかしここでも親子同居率をはじめとする行動の変化の方が圧倒的に優勢で、「その他の世帯」は13.5%減少するものと予想される。

5. 欧米諸国との比較

表Ⅱ-6は、日本の現在及び将来の世帯の特性を、現在の欧米諸国と比較したものである。日本の平均世帯人員は1990年に2.99人、1995年でも2.82人であり、表に示したどの欧米諸国よりも大きい。既に見たように、日本の平均世帯人員は2020年には2.49人まで低下すると予想される。これは1990年時点の欧米諸国の平均的な水準で、イギリスとほぼ等し

表Ⅱ-6. 平均世帯人員と単独世帯割合の国際比較

国	(年次)	平均世帯 人員 (人)	単独世帯 割合 (%)
スウェーデン	(1990)	2.3	36
ノルウェー	(1990)	2.4	34
フィンランド	(1990)	2.4	32
デンマーク	(1990)	2.3	34
イギリス	(1990)	2.5	26
フランス	(1990)	2.7	24
ドイツ	(1990)	2.3	35
オーストリア	(1990)	2.6	27
アメリカ	(1990)	2.6	25
日本	(1990)	3.0	23
日本	(2020)	2.5	30

資料：

US Department of Commerce, *Statistical Abstract of the United States* 1996.

Kuijsten, Anton, "Recent trends in household and family structures in Europe: An overview", in van Imhoff, Evert, Anton Kuijsten and Pieter Hooimeijer (eds.), *Household Demography and Household Modeling*, New York, Plenum Press, 1995, pp. 53-84.

い。世帯の縮小は続くものの、25年経った時点でも現在の北欧やドイツの平均世帯人員ほどには小さくならないと考えられる。

日本の単独世帯割合は1990年に23.1%、1995年に25.6%で、イギリス、フランス、アメリカに近い水準である。これが2020年には29.7%まで上昇するが、やはり現在の北欧やドイツほどには高くならないものと予想される。

Ⅲ 結語

1960～70年代の世帯変動は、「核家族化」という言葉で言い表されて来た。この時期、核家族世帯が増加しその他の世帯が減少する一方、単独世帯の割合は比較的安定していた。しかし1980年代以降は、核家族世帯の割合は停滞し、その他の世帯の減少と平行して単独世帯の増加が目立つようになった。また、核家族世帯の中でも「夫婦と子から成る世帯」の減少と「夫婦のみの世帯」「ひとり親と子から成る世帯」の増加が見られるようになった。

こうした動向は今後も持続し、単独世帯は増加を続け、核家族世帯の単純化はさらに進行すると予想される。またこれは、かつて圧倒的に優勢だった「夫婦と子から成る世帯」の減少に伴う世帯構成の多様化の進行と捉えることも出来る。いずれにせよこうした世帯構成の変化は、独居老人や母子家庭の増加に伴う福祉ニーズの変化、単身者向け住宅需要の増大、「夫婦と子供ふたり」のような世帯をモデルとする課税・社会保障給付計算の見直しなど、様々な方面へ影響を及ぼすだろう。

世帯規模については、今後も規模の縮小が続くものと予測される。日本人口にはほとんど増加慣性が残っていないが、世帯規模が縮小し続けるため、一般世帯数は人口減少期に入っても増加を続ける。従って個人単位で消費される財・サービスへの需要は低下を始めても、住宅をはじめ世帯単位で消費される財・サービスへの需要は増加し続けると見られる。また世帯規模の縮小は、「規模の経済」を放棄し家事の外部化を進めるという意味である種の贅沢なライフスタイルの普及とみなすことが出来る。従ってこうした変化が経済や環境に与える影響についても、今後研究されるべき課題といってよい。

結果表1 世帯の家族類型別一般世帯数、平均世帯人員

年次	一般世帯数 (1,000世帯)							一般世帯 人員 (1,000人)	平均世帯 人員 (人)
	総数	単独	核家族世帯				その他		
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			
1995 (平成 7)	43,900	11,239	25,760	7,619	15,032	3,108	6,901	123,775	2.82
1996 (8)	44,416	11,506	26,044	7,874	14,971	3,199	6,867	124,073	2.79
1997 (9)	44,951	11,736	26,380	8,154	14,931	3,295	6,835	124,359	2.77
1998 (10)	45,466	11,952	26,713	8,425	14,898	3,390	6,801	124,622	2.74
1999 (11)	45,952	12,150	27,039	8,683	14,872	3,483	6,763	124,866	2.72
2000 (12)	46,407	12,341	27,349	8,920	14,852	3,577	6,718	125,088	2.70
2001 (13)	46,793	12,518	27,597	9,126	14,813	3,658	6,678	125,271	2.68
2002 (14)	47,188	12,693	27,856	9,355	14,762	3,739	6,640	125,432	2.66
2003 (15)	47,566	12,861	28,105	9,569	14,715	3,820	6,601	125,569	2.64
2004 (16)	47,920	13,023	28,336	9,769	14,668	3,899	6,560	125,682	2.62
2005 (17)	48,227	13,171	28,540	9,932	14,627	3,981	6,516	125,753	2.61
2006 (18)	48,456	13,292	28,685	10,054	14,588	4,043	6,478	125,784	2.60
2007 (19)	48,674	13,417	28,814	10,200	14,508	4,106	6,444	125,772	2.58
2008 (20)	48,865	13,531	28,926	10,334	14,425	4,168	6,407	125,720	2.57
2009 (21)	49,022	13,636	29,017	10,455	14,335	4,227	6,369	125,626	2.56
2010 (22)	49,142	13,734	29,079	10,541	14,252	4,286	6,329	125,483	2.55
2011 (23)	49,200	13,819	29,086	10,579	14,177	4,331	6,295	125,284	2.55
2012 (24)	49,254	13,912	29,081	10,636	14,065	4,380	6,260	125,037	2.54
2013 (25)	49,284	13,998	29,062	10,686	13,949	4,427	6,224	124,744	2.53
2014 (26)	49,295	14,081	29,025	10,729	13,827	4,470	6,188	124,408	2.52
2015 (27)	49,273	14,159	28,967	10,753	13,706	4,507	6,147	124,025	2.52
2016 (28)	49,207	14,225	28,871	10,737	13,600	4,533	6,111	123,589	2.51
2017 (29)	49,146	14,307	28,762	10,730	13,470	4,562	6,076	123,105	2.50
2018 (30)	49,068	14,387	28,640	10,720	13,333	4,586	6,041	122,582	2.50
2019 (31)	48,974	14,464	28,507	10,710	13,191	4,606	6,004	122,025	2.49
2020 (32)	48,853	14,531	28,357	10,694	13,043	4,620	5,966	121,428	2.49
				割合 (%)					
1995 (平成 7)	100.0	25.6	58.7	17.4	34.2	7.1	15.7		
1996 (8)	100.0	25.9	58.6	17.7	33.7	7.2	15.5		
1997 (9)	100.0	26.1	58.7	18.1	33.2	7.3	15.2		
1998 (10)	100.0	26.3	58.8	18.5	32.8	7.5	15.0		
1999 (11)	100.0	26.4	58.8	18.9	32.4	7.6	14.7		
2000 (12)	100.0	26.6	58.9	19.2	32.0	7.7	14.5		
2001 (13)	100.0	26.8	59.0	19.5	31.7	7.8	14.3		
2002 (14)	100.0	26.9	59.0	19.8	31.3	7.9	14.1		
2003 (15)	100.0	27.0	59.1	20.1	30.9	8.0	13.9		
2004 (16)	100.0	27.2	59.1	20.4	30.6	8.1	13.7		
2005 (17)	100.0	27.3	59.2	20.6	30.3	8.3	13.5		
2006 (18)	100.0	27.4	59.2	20.7	30.1	8.3	13.4		
2007 (19)	100.0	27.6	59.2	21.0	29.8	8.4	13.2		
2008 (20)	100.0	27.7	59.2	21.1	29.5	8.5	13.1		
2009 (21)	100.0	27.8	59.2	21.3	29.2	8.6	13.0		
2010 (22)	100.0	27.9	59.2	21.4	29.0	8.7	12.9		
2011 (23)	100.0	28.1	59.1	21.5	28.8	8.8	12.8		
2012 (24)	100.0	28.2	59.0	21.6	28.6	8.9	12.7		
2013 (25)	100.0	28.4	59.0	21.7	28.3	9.0	12.6		
2014 (26)	100.0	28.6	58.9	21.8	28.0	9.1	12.6		
2015 (27)	100.0	28.7	58.8	21.8	27.8	9.1	12.5		
2016 (28)	100.0	28.9	58.7	21.8	27.6	9.2	12.4		
2017 (29)	100.0	29.1	58.5	21.8	27.4	9.3	12.4		
2018 (30)	100.0	29.3	58.4	21.8	27.2	9.3	12.3		
2019 (31)	100.0	29.5	58.2	21.9	26.9	9.4	12.3		
2020 (32)	100.0	29.7	58.0	21.9	26.7	9.5	12.2		

注：四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

結果表2 世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数及び割合

1995(平成7)年

年齢	一般世帯数 (1,000世帯)							割合 (%)					
	総数	単独	核家族世帯				その他	単独	核家族世帯				その他
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	
総数	43,900	11,239	25,760	7,619	15,032	3,108	6,901	25.6	58.7	17.4	34.2	7.1	15.7
15～19歳	585	569	8	3	3	1	9	97.2	1.3	0.6	0.5	0.2	1.5
20～24歳	2,537	2,162	278	114	138	27	97	85.2	11.0	4.5	5.4	1.1	3.8
25～29歳	2,879	1,524	1,235	495	653	87	120	52.9	42.9	17.2	22.7	3.0	4.2
30～34歳	3,141	866	2,091	486	1,446	159	184	27.6	66.6	15.5	46.1	5.1	5.9
35～39歳	3,260	572	2,334	276	1,822	236	354	17.6	71.6	8.5	55.9	7.2	10.9
40～44歳	4,140	617	2,870	236	2,226	408	652	14.9	69.3	5.7	53.8	9.9	15.8
45～49歳	5,383	760	3,636	360	2,698	577	986	14.1	67.6	6.7	50.1	10.7	18.3
50～54歳	4,802	670	3,255	561	2,234	460	877	14.0	67.8	11.7	46.5	9.6	18.3
55～59歳	4,376	634	2,905	887	1,673	345	838	14.5	66.4	20.3	38.2	7.9	19.1
60～64歳	4,130	664	2,612	1,264	1,087	261	855	16.1	63.2	30.6	26.3	6.3	20.7
65～69歳	3,466	675	2,018	1,265	570	184	772	19.5	58.2	36.5	16.4	5.3	22.3
70～74歳	2,355	609	1,228	827	263	139	518	25.9	52.1	35.1	11.1	5.9	22.0
75～79歳	1,524	469	721	485	132	104	334	30.8	47.3	31.8	8.7	6.8	21.9
80～84歳	907	301	399	261	65	73	207	33.1	44.0	28.8	7.1	8.1	22.8
85歳以上	415	148	170	98	23	48	98	35.6	40.8	23.7	5.6	11.5	23.6
65歳以上 (再掲)	8,668	2,202	4,536	2,936	1,052	548	1,930	25.4	52.3	33.9	12.1	6.3	22.3
男													
総数	35,824	6,224	23,447	7,570	14,989	888	6,154	17.4	65.5	21.1	41.8	2.5	17.2
15～19歳	347	336	7	3	3	1	5	96.7	1.9	1.0	0.8	0.2	1.3
20～24歳	1,694	1,383	258	111	137	10	52	81.7	15.2	6.6	8.1	0.6	3.1
25～29歳	2,333	1,079	1,169	489	650	30	85	46.2	50.1	21.0	27.9	1.3	3.6
30～34歳	2,767	629	1,974	481	1,441	52	163	22.7	71.3	17.4	52.1	1.9	5.9
35～39歳	2,916	419	2,165	273	1,816	75	332	14.4	74.2	9.4	62.3	2.6	11.4
40～44歳	3,646	456	2,576	234	2,220	123	613	12.5	70.7	6.4	60.9	3.4	16.8
45～49歳	4,662	526	3,216	356	2,691	168	920	11.3	69.0	7.6	57.7	3.6	19.7
50～54歳	4,121	401	2,914	556	2,228	129	807	9.7	70.7	13.5	54.1	3.1	19.6
55～59歳	3,713	302	2,647	881	1,669	96	764	8.1	71.3	23.7	45.0	2.6	20.6
60～64歳	3,417	232	2,414	1,258	1,084	71	772	6.8	70.6	36.8	31.7	2.1	22.6
65～69歳	2,741	179	1,876	1,260	568	48	686	6.5	68.5	46.0	20.7	1.7	25.0
70～74歳	1,664	111	1,116	823	262	31	437	6.7	67.1	49.5	15.7	1.8	26.3
75～79歳	986	77	637	483	132	22	272	7.8	64.6	49.0	13.4	2.2	27.6
80～84歳	567	57	343	261	64	18	167	10.1	60.5	45.9	11.4	3.2	29.5
85歳以上	251	37	136	98	23	14	79	14.6	54.1	39.1	9.3	5.7	31.3
65歳以上 (再掲)	6,209	460	4,108	2,925	1,050	133	1,640	7.4	66.2	47.1	16.9	2.1	26.4
女													
総数	8,076	5,016	2,313	49	43	2,220	747	62.1	28.6	0.6	0.5	27.5	9.3
15～19歳	238	233	1	0	0	1	4	98.0	0.4	0.1	0.0	0.3	1.7
20～24歳	843	778	20	2	1	17	44	92.4	2.4	0.3	0.1	2.0	5.3
25～29歳	546	445	65	6	3	57	35	81.6	12.0	1.0	0.6	10.4	6.4
30～34歳	374	236	117	5	6	107	21	63.2	31.3	1.3	1.5	28.6	5.5
35～39歳	344	153	169	3	6	161	22	44.4	49.2	0.8	1.7	46.7	6.4
40～44歳	494	161	294	2	7	285	39	32.5	59.5	0.5	1.3	57.7	8.0
45～49歳	721	234	420	4	7	409	66	32.5	58.3	0.6	1.0	56.7	9.2
50～54歳	680	269	341	5	6	331	70	39.5	50.2	0.7	0.8	48.6	10.3
55～59歳	663	332	258	6	4	249	73	50.0	38.9	0.9	0.5	37.5	11.1
60～64歳	713	432	198	6	2	190	83	60.6	27.8	0.8	0.3	26.7	11.6
65～69歳	725	497	142	5	1	136	86	68.5	19.6	0.7	0.2	18.7	11.9
70～74歳	692	498	113	3	1	109	81	72.1	16.3	0.5	0.1	15.7	11.7
75～79歳	539	392	84	2	0	82	63	72.8	15.5	0.3	0.1	15.2	11.6
80～84歳	340	243	56	1	0	55	40	71.7	16.5	0.2	0.0	16.3	11.8
85歳以上	164	111	34	0	0	33	19	67.7	20.5	0.1	0.0	20.4	11.9
65歳以上 (再掲)	2,459	1,742	428	11	2	415	289	70.8	17.4	0.4	0.1	16.9	11.8

注:四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

結果表2 世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数及び割合(続き)

2000(平成12)年

年齢	一般世帯数 (1,000世帯)							割合 (%)							
	総数	単独	核家族世帯				その他	単独	核家族世帯				その他		
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			
総数															
総数	46,407	12,341	27,349	8,920	14,852	3,577	6,718	26.6	58.9	19.2	32.0	7.7	14.5		
15～19歳	511	497	7	3	2	1	8	97.2	1.3	0.6	0.5	0.2	1.5		
20～24歳	2,143	1,835	221	81	99	41	88	85.6	10.3	3.8	4.6	1.9	4.1		
25～29歳	3,127	1,652	1,327	533	666	138	148	52.8	42.4	17.0	21.0	4.4	4.7		
30～34歳	3,565	1,075	2,300	559	1,511	230	190	30.2	64.5	15.7	42.4	6.5	5.3		
35～39歳	3,559	712	2,592	437	1,852	304	255	20.0	72.8	12.3	52.0	8.5	7.2		
40～44歳	3,605	591	2,531	262	1,876	393	483	16.4	70.2	7.3	52.0	10.9	13.4		
45～49歳	4,420	691	2,980	329	2,118	532	749	15.6	67.4	7.5	47.9	12.0	16.9		
50～54歳	5,480	823	3,649	666	2,420	563	1,008	15.0	66.6	12.2	44.2	10.3	18.4		
55～59歳	4,768	752	3,140	974	1,781	384	876	15.8	65.9	20.4	37.4	8.1	18.4		
60～64歳	4,274	746	2,736	1,297	1,148	292	791	17.5	64.0	30.3	26.9	6.8	18.5		
65～69歳	3,904	759	2,397	1,461	693	243	748	19.4	61.4	37.4	17.8	6.2	19.2		
70～74歳	3,196	815	1,734	1,195	370	168	647	25.5	54.3	37.4	11.6	5.3	20.2		
75～79歳	2,017	672	984	664	201	119	361	33.3	48.8	32.9	10.0	5.9	17.9		
80～84歳	1,193	467	502	316	82	105	223	39.2	42.1	26.5	6.9	8.8	18.7		
85歳以上	647	253	250	144	43	64	144	39.1	38.7	22.2	6.6	9.9	22.2		
65歳以上 (再掲)	10,956	2,965	5,867	3,779	1,389	699	2,124	27.1	53.6	34.5	12.7	6.4	19.4		
男															
総数	37,352	6,706	24,725	8,864	14,807	1,055	5,921	18.0	66.2	23.7	39.6	2.8	15.9		
15～19歳	303	293	6	3	2	0	4	96.7	1.9	1.0	0.8	0.2	1.3		
20～24歳	1,412	1,173	191	79	98	14	48	83.1	13.5	5.6	7.0	1.0	3.4		
25～29歳	2,443	1,120	1,225	526	653	45	98	45.8	50.1	21.6	26.7	1.8	4.0		
30～34歳	3,024	732	2,135	554	1,505	77	156	24.2	70.6	18.3	49.8	2.5	5.2		
35～39歳	3,133	511	2,393	433	1,846	114	230	16.3	76.4	13.8	58.9	3.7	7.3		
40～44歳	3,154	427	2,275	259	1,870	146	452	13.6	72.1	8.2	59.3	4.6	14.3		
45～49歳	3,807	504	2,604	326	2,112	167	699	13.2	68.4	8.6	55.5	4.4	18.4		
50～54歳	4,689	531	3,225	660	2,414	152	932	11.3	68.8	14.1	51.5	3.2	19.9		
55～59歳	4,036	394	2,843	968	1,777	99	799	9.8	70.5	24.0	44.0	2.4	19.8		
60～64歳	3,515	293	2,509	1,291	1,145	73	713	8.3	71.4	36.7	32.6	2.1	20.3		
65～69歳	3,107	234	2,212	1,455	691	65	661	7.5	71.2	46.8	22.3	2.1	21.3		
70～74歳	2,348	192	1,599	1,190	369	39	558	8.2	68.1	50.7	15.7	1.7	23.8		
75～79歳	1,309	134	888	661	201	26	286	10.2	67.9	50.5	15.4	2.0	21.9		
80～84歳	686	94	417	315	82	21	174	13.7	60.9	45.9	11.9	3.1	25.4		
85歳以上	388	74	203	143	43	17	111	19.1	52.2	36.9	11.0	4.3	28.7		
65歳以上 (再掲)	7,838	729	5,319	3,765	1,386	168	1,790	9.3	67.9	48.0	17.7	2.1	22.8		
女															
総数	9,055	5,635	2,623	56	45	2,522	797	62.2	29.0	0.6	0.5	27.9	8.8		
15～19歳	208	204	1	0	0	1	3	98.0	0.4	0.1	0.0	0.3	1.7		
20～24歳	731	662	30	2	1	27	40	90.5	4.1	0.2	0.1	3.7	5.5		
25～29歳	684	533	102	6	3	93	50	77.9	14.9	0.9	0.4	13.5	7.3		
30～34歳	541	343	165	5	6	153	33	63.4	30.4	1.0	1.1	28.4	6.2		
35～39歳	426	201	199	4	6	189	25	47.3	46.8	1.0	1.4	44.4	5.9		
40～44歳	451	164	256	3	6	247	32	36.3	56.7	0.6	1.4	54.7	7.0		
45～49歳	613	188	376	4	7	365	50	30.6	61.3	0.6	1.1	59.6	8.1		
50～54歳	791	292	424	6	6	412	75	36.9	53.6	0.8	0.8	52.0	9.5		
55～59歳	732	359	296	6	4	286	77	49.0	40.5	0.9	0.6	39.0	10.5		
60～64歳	759	453	227	6	3	218	79	59.7	29.9	0.8	0.3	28.8	10.4		
65～69歳	797	524	185	6	2	178	88	65.8	23.2	0.7	0.2	22.3	11.0		
70～74歳	847	623	135	5	1	129	89	73.5	15.9	0.6	0.1	15.2	10.5		
75～79歳	708	538	95	2	0	93	75	76.0	13.4	0.3	0.1	13.1	10.6		
80～84歳	507	373	85	1	0	84	49	73.6	16.7	0.1	0.0	16.5	9.7		
85歳以上	258	178	48	0	0	48	32	69.0	18.5	0.1	0.0	18.4	12.5		
65歳以上 (再掲)	3,118	2,237	548	14	3	531	333	71.7	17.6	0.4	0.1	17.0	10.7		

注:四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

結果表2 世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数及び割合(続き)

2005(平成17)年

年齢	一般世帯数 (1,000世帯)							割合 (%)						
	総数	単独	核家族世帯				その他	単独	核家族世帯				その他	
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子		
総数														
総数	48,227	13,171	28,540	9,932	14,627	3,981	6,516	27.3	59.2	20.6	30.3	8.3	13.5	
15~19歳	447	434	6	3	2	1	7	97.2	1.3	0.6	0.5	0.2	1.5	
20~24歳	1,878	1,606	195	71	87	38	77	85.5	10.4	3.8	4.6	2.0	4.1	
25~29歳	2,709	1,398	1,182	465	571	146	129	51.6	43.6	17.2	21.1	5.4	4.8	
30~34歳	3,852	1,196	2,443	591	1,561	291	213	31.0	63.4	15.3	40.5	7.6	5.5	
35~39歳	4,017	890	2,865	512	1,977	376	262	22.2	71.3	12.7	49.2	9.4	6.5	
40~44歳	3,905	718	2,794	381	1,950	463	393	18.4	71.5	9.8	49.9	11.8	10.1	
45~49歳	3,877	669	2,631	340	1,779	512	577	17.3	67.9	8.8	45.9	13.2	14.9	
50~54歳	4,531	782	2,969	569	1,877	522	780	17.3	65.5	12.6	41.4	11.5	17.2	
55~59歳	5,470	948	3,518	1,113	1,945	461	1,004	17.3	64.3	20.3	35.6	8.4	18.4	
60~64歳	4,649	872	2,945	1,406	1,214	326	832	18.7	63.4	30.2	26.1	7.0	17.9	
65~69歳	4,040	822	2,516	1,513	737	266	701	20.4	62.3	37.5	18.2	6.6	17.4	
70~74歳	3,606	905	2,047	1,382	453	212	653	25.1	56.8	38.3	12.6	5.9	18.1	
75~79歳	2,737	879	1,401	970	287	144	457	32.1	51.2	35.4	10.5	5.3	16.7	
80~84歳	1,612	660	698	441	128	129	254	40.9	43.3	27.3	8.0	8.0	15.8	
85歳以上	897	391	328	177	58	94	178	43.6	36.6	19.7	6.5	10.4	19.8	
65歳以上(再掲)	12,892	3,657	6,992	4,483	1,663	846	2,243	28.4	54.2	34.8	12.9	6.6	17.4	
男														
総数	38,457	7,074	25,691	9,872	14,580	1,239	5,693	18.4	66.8	25.7	37.9	3.2	14.8	
15~19歳	265	256	5	3	2	0	4	96.7	1.9	1.0	0.8	0.2	1.3	
20~24歳	1,234	1,025	167	69	86	12	42	83.1	13.6	5.6	7.0	1.0	3.4	
25~29歳	2,106	941	1,079	459	569	51	85	44.7	51.3	21.8	27.0	2.4	4.0	
30~34歳	3,222	815	2,235	585	1,555	94	172	25.3	69.4	18.2	48.3	2.9	5.4	
35~39歳	3,447	598	2,621	507	1,970	144	227	17.4	76.0	14.7	57.2	4.2	6.6	
40~44歳	3,382	512	2,511	377	1,943	190	359	15.2	74.2	11.2	57.5	5.6	10.6	
45~49歳	3,318	483	2,300	336	1,772	192	536	14.6	69.3	10.1	53.4	5.8	16.1	
50~54歳	3,855	540	2,593	564	1,872	157	722	14.0	67.3	14.6	48.6	4.1	18.7	
55~59歳	4,631	545	3,162	1,105	1,940	117	923	11.8	68.3	23.9	41.9	2.5	19.9	
60~64歳	3,822	379	2,692	1,400	1,211	81	751	9.9	70.4	36.6	31.7	2.1	19.7	
65~69歳	3,204	275	2,310	1,507	735	68	619	8.6	72.1	47.0	23.0	2.1	19.3	
70~74歳	2,678	238	1,877	1,377	451	49	562	8.9	70.1	51.4	16.9	1.8	21.0	
75~79歳	1,859	203	1,285	967	287	32	370	10.9	69.2	52.0	15.4	1.7	19.9	
80~84歳	930	145	596	440	128	28	190	15.5	64.1	47.3	13.8	3.0	20.4	
85歳以上	506	118	257	177	58	23	131	23.2	50.8	34.9	11.4	4.5	26.0	
65歳以上(再掲)	9,176	978	6,326	4,467	1,659	199	1,872	10.7	68.9	48.7	18.1	2.2	20.4	
女														
総数	9,769	6,097	2,850	60	47	2,742	823	62.4	29.2	0.6	0.5	28.1	8.4	
15~19歳	182	178	1	0	0	1	3	98.0	0.4	0.1	0.0	0.3	1.7	
20~24歳	644	581	28	2	1	26	35	90.2	4.3	0.2	0.1	4.0	5.5	
25~29歳	603	457	102	5	3	94	44	75.7	17.0	0.9	0.5	15.6	7.3	
30~34歳	630	381	209	6	6	197	41	60.5	33.1	0.9	1.0	31.2	6.4	
35~39歳	570	292	244	5	7	233	35	51.2	42.8	0.8	1.1	40.8	6.1	
40~44歳	524	206	283	4	7	273	34	39.4	54.1	0.8	1.3	52.0	6.6	
45~49歳	559	186	331	4	7	320	41	33.4	59.3	0.7	1.3	57.3	7.4	
50~54歳	676	242	376	5	6	365	58	35.9	55.6	0.8	0.9	54.0	8.5	
55~59歳	839	402	356	7	5	344	81	48.0	42.4	0.9	0.6	41.0	9.6	
60~64歳	827	492	254	7	3	244	81	59.5	30.7	0.8	0.4	29.5	9.8	
65~69歳	836	548	206	6	2	198	83	65.5	24.7	0.7	0.2	23.7	9.9	
70~74歳	928	667	170	6	1	163	91	71.9	18.4	0.6	0.1	17.6	9.8	
75~79歳	878	676	116	3	1	112	87	76.9	13.2	0.4	0.1	12.8	9.9	
80~84歳	682	515	102	1	0	101	64	75.5	15.0	0.1	0.0	14.9	9.4	
85歳以上	391	273	71	0	0	71	46	69.9	18.3	0.1	0.0	18.2	11.8	
65歳以上(再掲)	3,715	2,679	666	16	4	646	371	72.1	17.9	0.4	0.1	17.4	10.0	

注:四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

結果表2 世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数及び割合(続き)

2010(平成22)年

年齢	一般世帯数(1,000世帯)							割合(%)						
	総数	単独	核家族世帯				その他	単独	核家族世帯				その他	
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子		
総数														
総数	49,142	13,734	29,079	10,541	14,252	4,286	6,329	27.9	59.2	21.4	29.0	8.7	12.9	
15~19歳	408	397	5	2	2	1	6	97.2	1.3	0.6	0.5	0.2	1.5	
20~24歳	1,644	1,405	171	62	76	33	67	85.5	10.4	3.8	4.6	2.0	4.1	
25~29歳	2,373	1,225	1,035	407	500	128	113	51.6	43.6	17.2	21.1	5.4	4.8	
30~34歳	3,360	1,016	2,158	517	1,364	277	187	30.2	64.2	15.4	40.6	8.2	5.6	
35~39歳	4,302	1,020	2,993	522	2,035	437	289	23.7	69.6	12.1	47.3	10.2	6.7	
40~44歳	4,351	863	3,080	445	2,101	534	409	19.8	70.8	10.2	48.3	12.3	9.4	
45~49歳	4,170	788	2,881	451	1,852	578	501	18.9	69.1	10.8	44.4	13.9	12.0	
50~54歳	3,976	750	2,609	537	1,574	498	617	18.9	65.6	13.5	39.6	12.5	15.5	
55~59歳	4,551	891	2,872	915	1,524	433	788	19.6	63.1	20.1	33.5	9.5	17.3	
60~64歳	5,338	1,075	3,302	1,591	1,334	377	960	20.1	61.9	29.8	25.0	7.1	18.0	
65~69歳	4,395	941	2,712	1,638	782	292	743	21.4	61.7	37.3	17.8	6.6	16.9	
70~74歳	3,743	964	2,148	1,436	482	230	631	25.8	57.4	38.4	12.9	6.1	16.9	
75~79歳	3,106	981	1,653	1,123	351	179	472	31.6	53.2	36.2	11.3	5.8	15.2	
80~84歳	2,190	858	1,005	657	187	161	327	39.2	45.9	30.0	8.5	7.3	14.9	
85歳以上	1,234	560	455	239	87	129	219	45.4	36.9	19.3	7.1	10.5	17.7	
65歳以上(再掲)	14,668	4,304	7,972	5,092	1,890	990	2,391	29.3	54.4	34.7	12.9	6.8	16.3	
男														
総数	38,900	7,330	26,086	10,479	14,202	1,405	5,484	18.8	67.1	26.9	36.5	3.6	14.1	
15~19歳	242	234	5	2	2	0	3	96.7	2.0	1.0	0.8	0.2	1.3	
20~24歳	1,081	898	147	61	76	11	36	83.0	13.6	5.6	7.0	1.0	3.4	
25~29歳	1,841	821	945	402	498	45	74	44.6	51.3	21.9	27.0	2.4	4.0	
30~34歳	2,804	682	1,971	512	1,359	100	151	24.3	70.3	18.3	48.5	3.6	5.4	
35~39歳	3,677	718	2,710	517	2,028	165	249	19.5	73.7	14.1	55.2	4.5	6.8	
40~44歳	3,710	588	2,756	440	2,094	223	365	15.8	74.3	11.9	56.4	6.0	9.9	
45~49歳	3,543	561	2,524	446	1,844	235	457	15.8	71.3	12.6	52.1	6.6	12.9	
50~54歳	3,361	516	2,277	532	1,568	177	568	15.3	67.8	15.8	46.7	5.3	16.9	
55~59歳	3,831	551	2,555	909	1,519	127	725	14.4	66.7	23.7	39.6	3.3	18.9	
60~64歳	4,395	516	3,006	1,584	1,331	91	873	11.7	68.4	36.0	30.3	2.1	19.9	
65~69歳	3,487	346	2,484	1,631	780	72	657	9.9	71.2	46.8	22.4	2.1	18.8	
70~74歳	2,775	269	1,962	1,430	481	51	544	9.7	70.7	51.5	17.3	1.8	19.6	
75~79歳	2,134	246	1,509	1,119	350	39	380	11.5	70.7	52.4	16.4	1.8	17.8	
80~84歳	1,330	205	877	655	187	35	248	15.4	65.9	49.3	14.1	2.6	18.6	
85歳以上	690	178	359	238	87	33	153	25.9	52.0	34.5	12.6	4.8	22.1	
65歳以上(再掲)	10,416	1,245	7,190	5,074	1,885	230	1,981	12.0	69.0	48.7	18.1	2.2	19.0	
女														
総数	10,242	6,405	2,992	62	50	2,881	845	62.5	29.2	0.6	0.5	28.1	8.2	
15~19歳	166	163	1	0	0	1	3	97.9	0.4	0.1	0.0	0.3	1.7	
20~24歳	563	508	24	1	1	23	31	90.2	4.3	0.2	0.1	4.0	5.5	
25~29歳	532	403	90	5	2	83	39	75.8	16.9	0.9	0.4	15.5	7.3	
30~34歳	556	333	187	5	6	176	36	60.0	33.6	0.9	1.0	31.7	6.4	
35~39歳	625	302	284	5	7	272	40	48.3	45.4	0.8	1.1	43.5	6.3	
40~44歳	642	275	323	5	7	311	43	42.9	50.4	0.7	1.1	48.5	6.7	
45~49歳	628	227	356	5	8	343	44	36.2	56.8	0.8	1.3	54.7	7.0	
50~54歳	615	234	332	5	6	321	49	38.1	54.0	0.8	1.0	52.2	7.9	
55~59歳	721	340	317	6	5	306	64	47.2	43.9	0.8	0.7	42.4	8.8	
60~64歳	943	559	297	7	4	286	87	59.3	31.5	0.8	0.4	30.3	9.2	
65~69歳	908	595	228	7	2	220	86	65.4	25.1	0.7	0.2	24.2	9.4	
70~74歳	968	695	186	6	1	179	87	71.8	19.2	0.6	0.1	18.5	9.0	
75~79歳	971	735	144	4	1	140	92	75.7	14.8	0.4	0.1	14.4	9.5	
80~84歳	860	653	128	1	0	126	79	76.0	14.9	0.2	0.0	14.7	9.2	
85歳以上	545	382	96	0	0	96	66	70.1	17.7	0.1	0.0	17.6	12.2	
65歳以上(再掲)	4,252	3,059	782	18	4	760	410	72.0	18.4	0.4	0.1	17.9	9.6	

注:四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

結果表2 世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数及び割合(続き)

2015(平成27)年

年齢	一般世帯数 (1,000世帯)							割合 (%)						
	総数	単独	核家族世帯				その他	単独	核家族世帯				その他	
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子		
総数														
総数	49,273	14,159	28,967	10,753	13,706	4,507	6,147	28.7	58.8	21.8	27.8	9.1	12.5	
15～19歳	414	402	6	2	2	1	6	97.2	1.4	0.6	0.5	0.3	1.5	
20～24歳	1,505	1,287	157	56	69	32	61	85.5	10.4	3.7	4.6	2.1	4.1	
25～29歳	2,078	1,070	908	358	439	111	99	51.5	43.7	17.2	21.2	5.3	4.8	
30～34歳	2,944	887	1,893	455	1,197	240	163	30.1	64.3	15.5	40.7	8.2	5.5	
35～39歳	3,768	860	2,655	458	1,787	409	253	22.8	70.4	12.2	47.4	10.9	6.7	
40～44歳	4,685	1,048	3,197	442	2,148	607	440	22.4	68.2	9.4	45.9	13.0	9.4	
45～49歳	4,606	932	3,149	512	1,990	647	525	20.2	68.4	11.1	43.2	14.1	11.4	
50～54歳	4,245	869	2,813	637	1,627	550	563	20.5	66.3	15.0	38.3	13.0	13.3	
55～59歳	4,001	843	2,520	822	1,279	419	638	21.1	63.0	20.6	32.0	10.5	15.9	
60～64歳	4,441	991	2,687	1,290	1,048	349	763	22.3	60.5	29.0	23.6	7.9	17.2	
65～69歳	5,053	1,136	3,054	1,858	865	331	863	22.5	60.4	36.8	17.1	6.5	17.1	
70～74歳	4,082	1,083	2,325	1,561	514	250	674	26.5	57.0	38.2	12.6	6.1	16.5	
75～79歳	3,240	1,039	1,738	1,170	375	193	463	32.1	53.6	36.1	11.6	6.0	14.3	
80～84歳	2,509	967	1,196	768	231	197	346	38.5	47.7	30.6	9.2	7.9	13.8	
85歳以上	1,703	744	669	364	134	171	290	43.7	39.3	21.4	7.9	10.0	17.0	
65歳以上 (再掲)	16,587	4,969	8,982	5,721	2,119	1,142	2,636	30.0	54.2	34.5	12.8	6.9	15.9	
男														
総数	38,708	7,543	25,883	10,692	13,655	1,537	5,282	19.5	66.9	27.6	35.3	4.0	13.6	
15～19歳	246	238	5	2	2	1	3	96.7	2.0	1.0	0.8	0.2	1.3	
20～24歳	989	821	134	55	68	11	33	83.1	13.6	5.5	6.9	1.1	3.4	
25～29歳	1,614	719	830	354	437	39	65	44.5	51.4	21.9	27.1	2.4	4.0	
30～34歳	2,455	593	1,730	451	1,193	87	132	24.1	70.5	18.4	48.6	3.5	5.4	
35～39歳	3,224	599	2,406	454	1,781	171	219	18.6	74.6	14.1	55.2	5.3	6.8	
40～44歳	3,965	746	2,827	437	2,141	250	391	18.8	71.3	11.0	54.0	6.3	9.9	
45～49歳	3,869	644	2,754	507	1,981	266	471	16.7	71.2	13.1	51.2	6.9	12.2	
50～54歳	3,563	592	2,462	631	1,620	211	510	16.6	69.1	17.7	45.5	5.9	14.3	
55～59歳	3,345	524	2,238	817	1,273	148	583	15.7	66.9	24.4	38.1	4.4	17.4	
60～64歳	3,632	515	2,425	1,284	1,045	96	692	14.2	66.8	35.3	28.8	2.7	19.1	
65～69歳	4,021	461	2,791	1,851	863	77	770	11.5	69.4	46.0	21.5	1.9	19.1	
70～74歳	3,031	327	2,121	1,554	512	54	583	10.8	70.0	51.3	16.9	1.8	19.2	
75～79歳	2,224	271	1,582	1,166	374	41	372	12.2	71.1	52.4	16.8	1.9	16.7	
80～84歳	1,541	244	1,039	766	231	42	258	15.8	67.4	49.7	15.0	2.7	16.8	
85歳以上	991	250	542	363	134	44	199	25.2	54.7	36.7	13.6	4.5	20.1	
65歳以上 (再掲)	11,808	1,553	8,074	5,701	2,114	259	2,182	13.1	68.4	48.3	17.9	2.2	18.5	
女														
総数	10,564	6,616	3,084	61	52	2,971	865	62.6	29.2	0.6	0.5	28.1	8.2	
15～19歳	168	164	1	0	0	1	3	97.9	0.4	0.1	0.0	0.3	1.7	
20～24歳	516	465	23	1	0	21	28	90.1	4.4	0.2	0.1	4.1	5.5	
25～29歳	464	352	78	4	2	72	34	75.8	16.9	0.9	0.4	15.6	7.3	
30～34歳	489	295	163	4	5	153	31	60.3	33.3	0.9	1.0	31.4	6.4	
35～39歳	544	261	249	4	6	238	34	48.0	45.7	0.8	1.1	43.7	6.3	
40～44歳	720	302	369	5	8	357	49	41.9	51.3	0.6	1.0	49.6	6.8	
45～49歳	737	288	396	6	8	382	53	39.1	53.7	0.8	1.2	51.8	7.2	
50～54歳	682	277	352	6	7	339	53	40.7	51.6	0.8	1.0	49.7	7.8	
55～59歳	656	319	283	5	6	271	55	48.6	43.1	0.8	0.9	41.4	8.3	
60～64歳	810	477	263	6	4	253	70	58.9	32.4	0.7	0.5	31.2	8.7	
65～69歳	1,032	676	264	7	2	254	93	65.4	25.5	0.7	0.2	24.6	9.0	
70～74歳	1,051	755	204	7	1	196	91	71.9	19.4	0.6	0.1	18.7	8.7	
75～79歳	1,015	768	156	4	1	152	91	75.6	15.4	0.4	0.1	14.9	9.0	
80～84歳	968	723	157	2	0	155	88	74.7	16.3	0.2	0.0	16.0	9.1	
85歳以上	712	495	127	1	0	126	91	69.4	17.8	0.1	0.0	17.7	12.7	
65歳以上 (再掲)	4,779	3,417	908	20	5	883	454	71.5	19.0	0.4	0.1	18.5	9.5	

注:四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

結果表2 世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数及び割合(続き)

2020(平成32)年

年齢	一般世帯数(1,000世帯)							割合(%)					
	一般		世帯数				その他	単独	割合				その他
	総数	単独	核	家族	世帯	世帯			核	家族	世帯	世帯	
総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	その他	単独	総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	その他			
総数	48,853	14,531	28,357	10,694	13,043	4,620	5,966	29.7	58.0	21.9	26.7	9.5	12.2
15~19歳	422	410	6	3	2	1	6	97.2	1.4	0.6	0.5	0.3	1.5
20~24歳	1,524	1,305	157	55	68	33	62	85.6	10.3	3.6	4.5	2.2	4.1
25~29歳	1,906	980	836	328	403	105	91	51.4	43.9	17.2	21.1	5.5	4.8
30~34歳	2,582	772	1,666	403	1,056	208	143	29.9	64.5	15.6	40.9	8.0	5.6
35~39歳	3,299	746	2,330	405	1,571	354	222	22.6	70.6	12.3	47.6	10.7	6.7
40~44歳	4,126	881	2,857	390	1,894	573	388	21.4	69.2	9.4	45.9	13.9	9.4
45~49歳	4,992	1,167	3,264	508	2,031	725	562	23.4	65.4	10.2	40.7	14.5	11.3
50~54歳	4,668	1,019	3,056	704	1,743	609	593	21.8	65.5	15.1	37.3	13.0	12.7
55~59歳	4,260	964	2,690	920	1,305	465	606	22.6	63.1	21.6	30.6	10.9	14.2
60~64歳	3,894	921	2,346	1,134	881	331	627	23.7	60.3	29.1	22.6	8.5	16.1
65~69歳	4,197	1,027	2,479	1,501	683	296	690	24.5	59.1	35.8	16.3	7.0	16.4
70~74歳	4,713	1,274	2,653	1,799	574	280	786	27.0	56.3	38.2	12.2	5.9	16.7
75~79歳	3,546	1,155	1,892	1,279	402	210	500	32.6	53.3	36.1	11.3	5.9	14.1
80~84歳	2,636	1,026	1,264	803	248	214	345	38.9	48.0	30.5	9.4	8.1	13.1
85歳以上	2,088	882	862	464	183	215	344	42.2	41.3	22.2	8.8	10.3	16.5
65歳以上(再掲)	17,180	5,365	9,150	5,845	2,090	1,215	2,665	31.2	53.3	34.0	12.2	7.1	15.5
男													
総数	38,079	7,748	25,247	10,634	12,990	1,623	5,083	20.3	66.3	27.9	34.1	4.3	13.3
15~19歳	251	242	5	2	2	1	3	96.7	2.0	1.0	0.8	0.2	1.3
20~24歳	1,002	835	134	54	68	12	34	83.3	13.3	5.4	6.7	1.2	3.4
25~29歳	1,479	656	763	324	401	38	59	44.4	51.6	21.9	27.1	2.6	4.0
30~34歳	2,156	515	1,524	399	1,051	74	116	23.9	70.7	18.5	48.8	3.4	5.4
35~39歳	2,823	517	2,114	401	1,566	147	192	18.3	74.9	14.2	55.5	5.2	6.8
40~44歳	3,500	621	2,533	386	1,887	261	346	17.7	72.4	11.0	53.9	7.5	9.9
45~49歳	4,156	837	2,818	502	2,022	294	502	20.1	67.8	12.1	48.6	7.1	12.1
50~54歳	3,881	680	2,671	698	1,736	237	531	17.5	68.8	18.0	44.7	6.1	13.7
55~59歳	3,533	597	2,389	914	1,297	178	547	16.9	67.6	25.9	36.7	5.0	15.5
60~64歳	3,165	487	2,113	1,128	877	107	565	15.4	66.8	35.7	27.7	3.4	17.9
65~69歳	3,316	452	2,250	1,495	680	74	614	13.6	67.8	45.1	20.5	2.2	18.5
70~74歳	3,521	416	2,419	1,791	573	55	686	11.8	68.7	50.9	16.3	1.6	19.5
75~79歳	2,440	317	1,720	1,275	401	44	402	13.0	70.5	52.3	16.4	1.8	16.5
80~84歳	1,616	267	1,094	801	248	46	255	16.5	67.7	49.6	15.3	2.8	15.8
85歳以上	1,240	308	701	463	183	55	231	24.8	56.5	37.4	14.7	4.4	18.6
65歳以上(再掲)	12,132	1,761	8,183	5,825	2,084	274	2,188	14.5	67.5	48.0	17.2	2.3	18.0
女													
総数	10,775	6,782	3,109	60	53	2,997	883	62.9	28.9	0.6	0.5	27.8	8.2
15~19歳	171	168	1	0	0	1	3	97.9	0.5	0.1	0.0	0.4	1.7
20~24歳	522	470	23	1	0	22	28	90.1	4.5	0.2	0.1	4.1	5.5
25~29歳	427	323	72	4	2	67	31	75.7	17.0	0.9	0.5	15.6	7.3
30~34歳	426	257	142	4	4	134	27	60.3	33.3	0.9	1.0	31.4	6.4
35~39歳	476	229	216	4	5	207	30	48.3	45.4	0.8	1.1	43.5	6.3
40~44歳	626	260	323	4	7	312	42	41.6	51.7	0.6	1.2	49.9	6.7
45~49歳	836	330	446	6	9	431	60	39.4	53.3	0.7	1.1	51.6	7.2
50~54歳	787	339	385	6	7	371	63	43.1	48.9	0.8	0.9	47.2	8.0
55~59歳	728	367	301	6	8	287	60	50.5	41.3	0.8	1.0	39.5	8.2
60~64歳	729	434	234	5	4	224	61	59.5	32.0	0.7	0.6	30.7	8.4
65~69歳	881	575	230	6	2	222	76	65.3	26.1	0.7	0.3	25.1	8.7
70~74歳	1,192	858	234	7	2	225	100	72.0	19.6	0.6	0.1	18.9	8.4
75~79歳	1,107	837	172	4	1	167	97	75.7	15.5	0.4	0.1	15.1	8.8
80~84歳	1,020	760	170	2	0	168	90	74.5	16.7	0.2	0.0	16.5	8.8
85歳以上	849	575	161	1	0	160	113	67.7	19.0	0.1	0.0	18.9	13.3
65歳以上(再掲)	5,048	3,605	967	20	5	941	477	71.4	19.1	0.4	0.1	18.6	9.4

注:四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

結果表3 世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数及び割合〔参考推計：世帯内地位分布一定〕

2000(平成12)年		一般世帯数 (1,000世帯)						割合 (%)					
年齢	一般		世帯数				その他	単独	割合				その他
	総数	単独	核	家族	世帯	その他			総数	核	家族	世帯	
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	
総数													
総数	45,953	11,555	27,050	8,485	15,356	3,208	7,348	25.1	58.9	18.5	33.4	7.0	16.0
15～19歳	511	497	7	3	2	1	8	97.2	1.3	0.6	0.5	0.2	1.5
20～24歳	2,190	1,865	241	99	119	23	84	85.2	11.0	4.5	5.4	1.0	3.8
25～29歳	3,252	1,720	1,397	560	740	97	136	52.9	43.0	17.2	22.7	3.0	4.2
30～34歳	3,396	936	2,261	525	1,564	172	199	27.6	66.6	15.5	46.1	5.1	5.9
35～39歳	3,384	594	2,423	287	1,892	244	368	17.5	71.6	8.5	55.9	7.2	10.9
40～44歳	3,580	533	2,483	204	1,926	352	564	14.9	69.3	5.7	53.8	9.8	15.8
45～49歳	4,517	638	3,051	302	2,263	485	827	14.1	67.5	6.7	50.1	10.7	18.3
50～54歳	5,654	786	3,835	662	2,635	537	1,033	13.9	67.8	11.7	46.6	9.5	18.3
55～59歳	4,795	694	3,183	972	1,833	378	918	14.5	66.4	20.3	38.2	7.9	19.1
60～64歳	4,247	682	2,687	1,300	1,118	268	879	16.1	63.3	30.6	26.3	6.3	20.7
65～69歳	3,855	746	2,249	1,410	635	203	860	19.4	58.3	36.6	16.5	5.3	22.3
70～74歳	3,091	736	1,661	1,132	360	169	693	23.8	53.8	36.6	11.6	5.5	22.4
75～79歳	1,914	581	911	615	167	129	422	30.4	47.6	32.1	8.7	6.7	22.0
80～84歳	1,003	340	436	283	70	83	227	33.9	43.5	28.2	7.0	8.3	22.6
85歳以上	564	206	226	129	31	66	131	36.6	40.2	22.9	5.5	11.8	23.2
65歳以上(再掲)	10,426	2,610	5,483	3,570	1,263	650	2,333	25.0	52.6	34.2	12.1	6.2	22.4
男													
総数	37,475	6,266	24,663	8,433	15,313	917	6,545	16.7	65.8	22.5	40.9	2.4	17.5
15～19歳	303	293	6	3	2	0	4	96.7	1.9	1.0	0.8	0.2	1.3
20～24歳	1,468	1,199	224	97	118	9	45	81.7	15.2	6.6	8.1	0.6	3.1
25～29歳	2,642	1,221	1,324	554	736	34	96	46.2	50.1	21.0	27.9	1.3	3.6
30～34歳	2,992	681	2,134	520	1,558	56	177	22.7	71.3	17.4	52.1	1.9	5.9
35～39歳	3,029	436	2,248	284	1,886	78	345	14.4	74.2	9.4	62.3	2.6	11.4
40～44歳	3,154	395	2,229	202	1,920	106	530	12.5	70.7	6.4	60.9	3.4	16.8
45～49歳	3,910	441	2,697	299	2,257	141	772	11.3	69.0	7.6	57.7	3.6	19.7
50～54歳	4,863	473	3,438	656	2,629	153	952	9.7	70.7	13.5	54.1	3.1	19.6
55～59歳	4,068	331	2,900	966	1,829	105	837	8.1	71.3	23.7	45.0	2.6	20.6
60～64歳	3,516	239	2,483	1,294	1,116	73	794	6.8	70.6	36.8	31.7	2.1	22.6
65～69歳	3,056	199	2,092	1,405	634	53	765	6.5	68.5	46.0	20.7	1.7	25.0
70～74歳	2,281	152	1,529	1,128	359	42	599	6.7	67.1	49.5	15.7	1.8	26.3
75～79歳	1,249	97	808	613	167	28	344	7.8	64.6	49.0	13.4	2.2	27.6
80～84歳	615	62	372	283	70	20	181	10.1	60.5	45.9	11.4	3.2	29.5
85歳以上	330	48	179	129	31	19	103	14.6	54.1	39.1	9.3	5.7	31.3
65歳以上(再掲)	7,531	559	4,980	3,558	1,260	162	1,993	7.4	66.1	47.2	16.7	2.1	26.5
女													
総数	8,478	5,289	2,387	52	43	2,291	803	62.4	28.2	0.6	0.5	27.0	9.5
15～19歳	208	204	1	0	0	1	3	98.0	0.4	0.1	0.0	0.3	1.7
20～24歳	722	667	17	2	1	14	38	92.4	2.4	0.3	0.1	2.0	5.3
25～29歳	611	498	73	6	3	63	39	81.6	12.0	1.0	0.6	10.4	6.4
30～34歳	404	255	127	5	6	116	22	63.2	31.3	1.3	1.5	28.6	5.5
35～39歳	356	158	175	3	6	166	23	44.4	49.2	0.8	1.7	46.7	6.4
40～44歳	426	139	254	2	6	246	34	32.5	59.5	0.5	1.3	57.7	8.0
45～49歳	607	197	354	3	6	344	56	32.5	58.3	0.6	1.0	56.7	9.2
50～54歳	791	313	397	6	6	385	82	39.5	50.2	0.7	0.8	48.6	10.3
55～59歳	727	363	283	6	4	273	80	50.0	38.9	0.9	0.5	37.5	11.1
60～64歳	732	443	204	6	2	195	85	60.6	27.8	0.8	0.3	26.7	11.6
65～69歳	799	547	157	6	1	150	95	68.5	19.6	0.7	0.2	18.7	11.9
70～74歳	810	584	132	4	1	127	94	72.1	16.3	0.5	0.1	15.7	11.7
75～79歳	664	484	103	2	0	101	77	72.8	15.5	0.3	0.1	15.2	11.6
80～84歳	388	278	64	1	0	63	46	71.7	16.5	0.2	0.0	16.3	11.8
85歳以上	234	158	48	0	0	48	28	67.7	20.5	0.1	0.0	20.4	11.9
65歳以上(再掲)	2,895	2,051	503	12	3	488	341	70.9	17.4	0.4	0.1	16.9	11.8

注：四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

結果表3 世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数及び割合〔参考推計：世帯内地位分布一定〕(続き)

2005(平成17)年

年齢	一般世帯数 (1,000世帯)							割合 (%)					
	総数	単独	核家族世帯				その他	単独	核家族世帯				その他
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	
総数	47,246	11,546	27,988	9,172	15,542	3,273	7,712	24.4	59.2	19.4	32.9	6.9	16.3
15～19歳	447	434	6	3	2	1	7	97.2	1.3	0.6	0.5	0.2	1.5
20～24歳	1,912	1,629	210	86	104	20	73	85.2	11.0	4.5	5.4	1.0	3.8
25～29歳	2,813	1,485	1,210	485	641	84	117	52.8	43.0	17.3	22.8	3.0	4.2
30～34歳	3,840	1,057	2,559	595	1,771	193	225	27.5	66.6	15.5	46.1	5.0	5.9
35～39歳	3,660	642	2,621	310	2,047	264	398	17.5	71.6	8.5	55.9	7.2	10.9
40～44歳	3,717	553	2,578	212	2,001	365	586	14.9	69.3	5.7	53.8	9.8	15.8
45～49歳	3,908	552	2,640	262	1,959	419	716	14.1	67.5	6.7	50.1	10.7	18.3
50～54歳	4,745	660	3,218	555	2,211	452	867	13.9	67.8	11.7	46.6	9.5	18.3
55～59歳	5,652	814	3,755	1,148	2,165	442	1,083	14.4	66.4	20.3	38.3	7.8	19.2
60～64歳	4,658	748	2,946	1,426	1,226	294	964	16.1	63.3	30.6	26.3	6.3	20.7
65～69歳	3,973	768	2,318	1,455	655	209	887	19.3	58.4	36.6	16.5	5.3	22.3
70～74歳	3,449	815	1,859	1,268	403	187	775	23.6	53.9	36.8	11.7	5.4	22.5
75～79歳	2,505	704	1,235	847	231	157	566	28.1	49.3	33.8	9.2	6.3	22.6
80～84歳	1,281	428	562	367	91	104	292	33.4	43.8	28.6	7.1	8.1	22.8
85歳以上	687	258	272	153	36	83	157	37.5	39.6	22.3	5.3	12.0	22.9
65歳以上 (再掲)	11,895	2,972	6,246	4,090	1,416	740	2,677	25.0	52.5	34.4	11.9	6.2	22.5
男													
総数	38,516	6,091	25,556	9,119	15,499	938	6,868	15.8	66.4	23.7	40.2	2.4	17.8
15～19歳	265	256	5	3	2	0	4	96.7	1.9	1.0	0.8	0.2	1.3
20～24歳	1,281	1,046	195	84	103	8	40	81.7	15.2	6.6	8.1	0.6	3.1
25～29歳	2,290	1,059	1,148	480	638	30	83	46.2	50.1	21.0	27.9	1.3	3.6
30～34歳	3,388	771	2,417	589	1,764	63	200	22.7	71.3	17.4	52.1	1.9	5.9
35～39歳	3,276	471	2,432	307	2,040	84	373	14.4	74.2	9.4	62.3	2.6	11.4
40～44歳	3,276	410	2,315	210	1,995	110	551	12.5	70.7	6.4	60.9	3.4	16.8
45～49歳	3,384	382	2,335	259	1,954	122	668	11.3	69.0	7.6	57.7	3.6	19.7
50～54歳	4,079	397	2,884	550	2,205	128	798	9.7	70.7	13.5	54.1	3.1	19.6
55～59歳	4,806	391	3,426	1,141	2,161	124	989	8.1	71.3	23.7	45.0	2.6	20.6
60～64歳	3,856	262	2,723	1,420	1,224	80	871	6.8	70.6	36.8	31.7	2.1	22.6
65～69歳	3,151	205	2,157	1,449	654	55	789	6.5	68.5	46.0	20.7	1.7	25.0
70～74歳	2,554	171	1,713	1,264	402	47	671	6.7	67.1	49.5	15.7	1.8	26.3
75～79歳	1,723	134	1,114	845	230	39	475	7.8	64.6	49.0	13.4	2.2	27.6
80～84歳	797	80	482	366	90	25	235	10.1	60.5	45.9	11.4	3.2	29.5
85歳以上	390	57	211	153	36	22	122	14.6	54.1	39.1	9.3	5.7	31.3
65歳以上 (再掲)	8,616	647	5,677	4,076	1,413	188	2,291	7.5	65.9	47.3	16.4	2.2	26.6
女													
総数	8,730	5,455	2,431	53	43	2,335	843	62.5	27.9	0.6	0.5	26.7	9.7
15～19歳	182	178	1	0	0	1	3	98.0	0.4	0.1	0.0	0.3	1.7
20～24歳	631	583	15	2	1	12	33	92.4	2.4	0.3	0.1	2.0	5.3
25～29歳	523	427	63	5	3	54	34	81.6	12.0	1.0	0.6	10.4	6.4
30～34歳	452	286	142	6	7	129	25	63.2	31.3	1.3	1.5	28.6	5.5
35～39歳	384	171	189	3	7	180	24	44.4	49.2	0.8	1.7	46.7	6.4
40～44歳	441	143	262	2	6	254	35	32.5	59.5	0.5	1.3	57.7	8.0
45～49歳	524	170	305	3	5	297	48	32.5	58.3	0.6	1.0	56.7	9.2
50～54歳	666	263	334	5	5	324	69	39.5	50.2	0.7	0.8	48.6	10.3
55～59歳	846	423	329	7	5	317	94	50.0	38.9	0.9	0.5	37.5	11.1
60～64歳	802	486	223	7	2	214	93	60.6	27.8	0.8	0.3	26.7	11.6
65～69歳	821	563	161	6	1	154	98	68.5	19.6	0.7	0.2	18.7	11.9
70～74歳	895	645	146	4	1	140	104	72.1	16.3	0.5	0.1	15.7	11.7
75～79歳	782	570	121	2	0	119	91	72.8	15.5	0.3	0.1	15.2	11.6
80～84歳	484	347	80	1	0	79	57	71.7	16.5	0.2	0.0	16.3	11.8
85歳以上	296	201	61	0	0	60	35	67.7	20.5	0.1	0.0	20.4	11.9
65歳以上 (再掲)	3,279	2,325	569	14	3	552	386	70.9	17.3	0.4	0.1	16.8	11.8

注：四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

結果表3 世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数及び割合〔参考推計：世帯内地位分布一定〕(続き)

2010(平成22)年

年 齢	一 般 世 帯 数 (1,000世帯)							割 合 (%)						
	総 数	単 独	核 家 族 世 帯				そ の 他	単 独	核 家 族 世 帯				そ の 他	
			総 数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			総 数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子		
総 数														
総 数	47,724	11,377	28,348	9,572	15,456	3,320	8,000	23.8	59.4	20.1	32.4	7.0	16.8	
15～19歳	408	397	5	2	2	1	6	97.2	1.3	0.6	0.5	0.2	1.5	
20～24歳	1,673	1,425	184	75	91	18	64	85.2	11.0	4.5	5.4	1.0	3.8	
25～29歳	2,456	1,297	1,056	424	560	73	102	52.8	43.0	17.3	22.8	3.0	4.2	
30～34歳	3,325	913	2,217	516	1,535	166	195	27.5	66.7	15.5	46.2	5.0	5.9	
35～39歳	4,140	725	2,966	351	2,318	297	450	17.5	71.6	8.5	56.0	7.2	10.9	
40～44歳	4,021	599	2,788	230	2,164	394	634	14.9	69.3	5.7	53.8	9.8	15.8	
45～49歳	4,058	573	2,742	272	2,036	434	744	14.1	67.6	6.7	50.2	10.7	18.3	
50～54歳	4,108	571	2,786	481	1,915	390	751	13.9	67.8	11.7	46.6	9.5	18.3	
55～59歳	4,742	684	3,150	963	1,816	371	908	14.4	66.4	20.3	38.3	7.8	19.2	
60～64歳	5,497	876	3,482	1,688	1,451	344	1,139	15.9	63.4	30.7	26.4	6.3	20.7	
65～69歳	4,363	843	2,546	1,598	719	229	974	19.3	58.4	36.6	16.5	5.3	22.3	
70～74歳	3,564	840	1,922	1,312	417	193	801	23.6	53.9	36.8	11.7	5.4	22.5	
75～79歳	2,808	783	1,389	954	260	175	636	27.9	49.5	34.0	9.3	6.2	22.7	
80～84歳	1,680	523	764	509	126	129	394	31.1	45.5	30.3	7.5	7.7	23.4	
85歳以上	881	329	350	198	47	105	202	37.3	39.7	22.5	5.3	12.0	23.0	
65歳以上 (再掲)	13,296	3,318	6,971	4,571	1,569	832	3,007	25.0	52.4	34.4	11.8	6.3	22.6	
男														
総 数	38,851	5,835	25,889	9,519	15,414	956	7,127	15.0	66.6	24.5	39.7	2.5	18.3	
15～19歳	242	234	5	2	2	0	3	96.7	1.9	1.0	0.8	0.2	1.3	
20～24歳	1,121	916	171	74	91	7	35	81.7	15.2	6.6	8.1	0.6	3.1	
25～29歳	1,998	924	1,002	419	557	26	73	46.2	50.1	21.0	27.9	1.3	3.6	
30～34歳	2,937	668	2,095	511	1,529	55	174	22.7	71.3	17.4	52.1	1.9	5.9	
35～39歳	3,710	534	2,754	348	2,311	96	423	14.4	74.2	9.4	62.3	2.6	11.4	
40～44歳	3,544	444	2,505	227	2,158	119	596	12.5	70.7	6.4	60.9	3.4	16.8	
45～49歳	3,517	397	2,426	269	2,030	127	694	11.3	69.0	7.6	57.7	3.6	19.7	
50～54歳	3,533	344	2,498	477	1,910	111	691	9.7	70.7	13.5	54.1	3.1	19.6	
55～59歳	4,030	328	2,873	957	1,812	104	830	8.1	71.3	23.7	45.0	2.6	20.6	
60～64歳	4,562	310	3,222	1,680	1,448	95	1,030	6.8	70.6	36.8	31.7	2.1	22.6	
65～69歳	3,461	226	2,370	1,591	718	60	866	6.5	68.5	46.0	20.7	1.7	25.0	
70～74歳	2,642	176	1,772	1,307	416	49	694	6.7	67.1	49.5	15.7	1.8	26.3	
75～79歳	1,941	151	1,254	952	259	43	535	7.8	64.6	49.0	13.4	2.2	27.6	
80～84歳	1,106	111	669	508	126	35	326	10.1	60.5	45.9	11.4	3.2	29.5	
85歳以上	505	74	273	198	47	29	158	14.6	54.1	39.1	9.3	5.7	31.3	
65歳以上 (再掲)	9,655	738	6,338	4,556	1,566	216	2,579	7.6	65.6	47.2	16.2	2.2	26.7	
女														
総 数	8,873	5,541	2,459	53	43	2,364	872	62.5	27.7	0.6	0.5	26.6	9.8	
15～19歳	166	163	1	0	0	0	3	98.0	0.4	0.1	0.0	0.3	1.7	
20～24歳	552	510	13	2	1	11	29	92.4	2.4	0.3	0.1	2.0	5.3	
25～29歳	457	373	55	5	3	47	29	81.6	12.0	1.0	0.6	10.4	6.4	
30～34歳	388	245	121	5	6	111	21	63.2	31.3	1.3	1.5	28.6	5.5	
35～39歳	430	191	211	3	7	201	27	44.4	49.2	0.8	1.7	46.7	6.4	
40～44歳	476	155	283	2	6	275	38	32.5	59.5	0.5	1.3	57.7	8.0	
45～49歳	542	176	316	3	6	307	50	32.5	58.3	0.6	1.0	56.7	9.2	
50～54歳	575	227	288	4	5	280	59	39.5	50.2	0.7	0.8	48.6	10.3	
55～59歳	712	356	277	6	4	267	79	50.0	38.9	0.9	0.5	37.5	11.1	
60～64歳	935	566	260	8	3	249	108	60.6	27.8	0.8	0.3	26.7	11.6	
65～69歳	902	618	177	6	2	169	108	68.5	19.6	0.7	0.2	18.7	11.9	
70～74歳	921	664	150	5	1	145	107	72.1	16.3	0.5	0.1	15.7	11.7	
75～79歳	867	632	135	3	0	132	101	72.8	15.5	0.3	0.1	15.2	11.6	
80～84歳	574	412	95	1	0	94	68	71.7	16.5	0.2	0.0	16.3	11.8	
85歳以上	377	255	77	0	0	77	45	67.7	20.5	0.1	0.0	20.4	11.9	
65歳以上 (再掲)	3,641	2,580	633	15	3	615	428	70.9	17.4	0.4	0.1	16.9	11.8	

注：四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

結果表3 世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数及び割合〔参考推計：世帯内地位分布一定〕(続き)

2015(平成27)年

年 齢	一 般 世 帯 数 (1,000世帯)							割 合 (%)					
	総 数	単 独	核 家 族 世 帯				そ の 他	単 独	核 家 族 世 帯				そ の 他
			総 数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			総 数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子	
総 数	47,559	11,202	28,184	9,684	15,151	3,349	8,174	23.6	59.3	20.4	31.9	7.0	17.2
15～19歳	413	402	5	2	2	1	6	97.2	1.3	0.6	0.5	0.2	1.5
20～24歳	1,529	1,302	168	69	83	16	58	85.2	11.0	4.5	5.4	1.0	3.8
25～29歳	2,150	1,135	925	371	490	64	90	52.8	43.0	17.3	22.8	3.0	4.2
30～34歳	2,902	797	1,935	450	1,340	145	170	27.5	66.7	15.5	46.2	5.0	5.9
35～39歳	3,585	626	2,569	304	2,010	255	390	17.5	71.7	8.5	56.1	7.1	10.9
40～44歳	4,548	676	3,155	260	2,452	443	718	14.9	69.4	5.7	53.9	9.7	15.8
45～49歳	4,392	620	2,967	294	2,203	470	805	14.1	67.6	6.7	50.2	10.7	18.3
50～54歳	4,268	593	2,895	500	1,991	405	780	13.9	67.8	11.7	46.6	9.5	18.3
55～59歳	4,108	592	2,729	834	1,574	321	787	14.4	66.4	20.3	38.3	7.8	19.2
60～64歳	4,611	736	2,920	1,415	1,216	289	955	16.0	63.3	30.7	26.4	6.3	20.7
65～69歳	5,159	988	3,018	1,896	854	269	1,153	19.2	58.5	36.7	16.5	5.2	22.4
70～74歳	3,921	924	2,115	1,444	459	212	882	23.6	53.9	36.8	11.7	5.4	22.5
75～79歳	2,910	809	1,442	991	270	181	660	27.8	49.5	34.0	9.3	6.2	22.7
80～84歳	1,896	585	865	578	143	144	445	30.9	45.6	30.5	7.5	7.6	23.5
85歳以上	1,165	417	474	275	65	134	274	35.8	40.7	23.6	5.6	11.5	23.5
65歳以上 (再掲)	15,052	3,723	7,915	5,183	1,791	941	3,415	24.7	52.6	34.4	11.9	6.2	22.7
男													
総 数	38,601	5,610	25,710	9,632	15,110	968	7,281	14.5	66.6	25.0	39.1	2.5	18.9
15～19歳	246	238	5	2	2	0	3	96.7	1.9	1.0	0.8	0.2	1.3
20～24歳	1,024	837	156	67	83	6	32	81.7	15.2	6.6	8.1	0.6	3.1
25～29歳	1,750	809	877	367	488	23	64	46.2	50.1	21.0	27.9	1.3	3.6
30～34歳	2,563	583	1,829	446	1,335	48	151	22.7	71.3	17.4	52.1	1.9	5.9
35～39歳	3,217	463	2,388	302	2,003	83	366	14.4	74.2	9.4	62.3	2.6	11.4
40～44歳	4,015	503	2,837	258	2,445	135	675	12.5	70.7	6.4	60.9	3.4	16.8
45～49歳	3,806	430	2,626	291	2,197	137	751	11.3	69.0	7.6	57.7	3.6	19.7
50～54歳	3,673	357	2,597	496	1,986	115	719	9.7	70.7	13.5	54.1	3.1	19.6
55～59歳	3,493	284	2,490	829	1,571	90	719	8.1	71.3	23.7	45.0	2.6	20.6
60～64歳	3,825	260	2,701	1,408	1,214	79	864	6.8	70.6	36.8	31.7	2.1	22.6
65～69歳	4,107	268	2,812	1,888	852	72	1,028	6.5	68.5	46.0	20.7	1.7	25.0
70～74歳	2,909	194	1,950	1,439	458	54	764	6.7	67.1	49.5	15.7	1.8	26.3
75～79歳	2,015	157	1,303	988	269	45	556	7.8	64.6	49.0	13.4	2.2	27.6
80～84歳	1,256	127	760	577	143	40	370	10.1	60.5	45.9	11.4	3.2	29.5
85歳以上	701	102	379	274	65	40	219	14.6	54.1	39.1	9.3	5.7	31.3
65歳以上 (再掲)	10,988	847	7,204	5,167	1,787	250	2,937	7.7	65.6	47.0	16.3	2.3	26.7
女													
総 数	8,959	5,593	2,474	51	41	2,381	892	62.4	27.6	0.6	0.5	26.6	10.0
15～19歳	168	164	1	0	0	0	3	98.0	0.4	0.1	0.0	0.3	1.7
20～24歳	504	466	12	1	1	10	27	92.4	2.4	0.3	0.1	2.0	5.3
25～29歳	400	326	48	4	2	41	26	81.6	12.0	1.0	0.6	10.4	6.4
30～34歳	339	214	106	4	5	97	19	63.2	31.3	1.3	1.5	28.6	5.5
35～39歳	368	164	181	3	6	172	23	44.4	49.2	0.8	1.7	46.7	6.4
40～44歳	533	173	317	3	7	308	42	32.5	59.5	0.5	1.3	57.7	8.0
45～49歳	586	190	341	3	6	332	54	32.5	58.3	0.6	1.0	56.7	9.2
50～54歳	595	235	298	4	5	289	61	39.5	50.2	0.7	0.8	48.6	10.3
55～59歳	615	308	239	5	3	231	68	50.0	38.9	0.9	0.5	37.5	11.1
60～64歳	787	477	219	6	2	210	91	60.6	27.8	0.8	0.3	26.7	11.6
65～69歳	1,052	721	206	7	2	197	125	68.5	19.6	0.7	0.2	18.7	11.9
70～74歳	1,012	730	165	5	1	159	118	72.1	16.3	0.5	0.1	15.7	11.7
75～79歳	895	652	139	3	0	136	104	72.8	15.5	0.3	0.1	15.2	11.6
80～84歳	640	459	106	1	0	104	75	71.7	16.5	0.2	0.0	16.3	11.8
85歳以上	465	315	95	0	0	95	55	67.7	20.5	0.1	0.0	20.4	11.9
65歳以上 (再掲)	4,064	2,875	711	16	4	691	478	70.7	17.5	0.4	0.1	17.0	11.8

注：四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

結果表3 世帯の家族類型・世帯主の男女年齢5歳階級別一般世帯数及び割合〔参考推計：世帯内地位分布一定〕(続き)

2020(平成32)年

年齢	一般世帯数 (1,000世帯)							割合 (%)						
	総数	単独	核家族世帯				その他	単独	核家族世帯				その他	
			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子			総数	夫婦のみ	夫婦と子	ひとり親と子		
総数	46,969	11,096	27,671	9,611	14,721	3,339	8,202	23.6	58.9	20.5	31.3	7.1	17.5	
15～19歳	422	410	5	3	2	1	6	97.2	1.3	0.6	0.5	0.2	1.5	
20～24歳	1,548	1,319	170	70	84	16	59	85.2	11.0	4.5	5.5	1.0	3.8	
25～29歳	1,964	1,037	845	339	448	59	82	52.8	43.0	17.3	22.8	3.0	4.2	
30～34歳	2,541	698	1,695	394	1,174	127	149	27.5	66.7	15.5	46.2	5.0	5.9	
35～39歳	3,131	547	2,243	266	1,754	223	340	17.5	71.7	8.5	56.0	7.1	10.9	
40～44歳	3,938	584	2,732	226	2,126	381	622	14.8	69.4	5.7	54.0	9.7	15.8	
45～49歳	4,968	700	3,357	333	2,496	528	911	14.1	67.6	6.7	50.2	10.6	18.3	
50～54歳	4,621	641	3,135	542	2,156	438	845	13.9	67.8	11.7	46.6	9.5	18.3	
55～59歳	4,271	614	2,838	868	1,637	333	819	14.4	66.5	20.3	38.3	7.8	19.2	
60～64歳	3,998	637	2,533	1,227	1,055	250	828	15.9	63.3	30.7	26.4	6.3	20.7	
65～69歳	4,328	831	2,530	1,589	715	226	967	19.2	58.5	36.7	16.5	5.2	22.3	
70～74歳	4,650	1,085	2,517	1,721	547	250	1,048	23.3	54.1	37.0	11.8	5.4	22.5	
75～79歳	3,210	891	1,591	1,094	298	199	728	27.7	49.6	34.1	9.3	6.2	22.7	
80～84歳	1,974	607	903	604	149	150	465	30.8	45.7	30.6	7.6	7.6	23.5	
85歳以上	1,404	494	576	337	80	160	333	35.2	41.1	24.0	5.7	11.4	23.7	
65歳以上 (再掲)	15,566	3,907	8,117	5,344	1,790	984	3,541	25.1	52.1	34.3	11.5	6.3	22.7	
男														
総数	37,970	5,462	25,209	9,561	14,682	966	7,299	14.4	66.4	25.2	38.7	2.5	19.2	
15～19歳	251	242	5	2	2	0	3	96.7	1.9	1.0	0.8	0.2	1.3	
20～24歳	1,039	849	158	68	84	6	32	81.7	15.2	6.6	8.1	0.6	3.1	
25～29歳	1,599	739	801	335	446	21	58	46.2	50.1	21.0	27.9	1.3	3.6	
30～34歳	2,245	511	1,602	390	1,169	42	133	22.7	71.3	17.4	52.1	1.9	5.9	
35～39歳	2,808	404	2,085	263	1,749	72	320	14.4	74.2	9.4	62.3	2.6	11.4	
40～44歳	3,482	436	2,461	223	2,120	117	585	12.5	70.7	6.4	60.9	3.4	16.8	
45～49歳	4,312	487	2,975	330	2,489	156	851	11.3	69.0	7.6	57.7	3.6	19.7	
50～54歳	3,977	387	2,812	537	2,150	125	778	9.7	70.7	13.5	54.1	3.1	19.6	
55～59歳	3,634	296	2,591	863	1,634	94	748	8.1	71.3	23.7	45.0	2.6	20.6	
60～64歳	3,318	225	2,344	1,222	1,053	69	749	6.8	70.6	36.8	31.7	2.1	22.6	
65～69歳	3,442	224	2,356	1,582	714	60	861	6.5	68.5	46.0	20.7	1.7	25.0	
70～74歳	3,466	231	2,325	1,715	546	64	910	6.7	67.1	49.5	15.7	1.8	26.3	
75～79歳	2,225	173	1,438	1,091	297	50	614	7.8	64.6	49.0	13.4	2.2	27.6	
80～84歳	1,312	132	793	603	149	42	387	10.1	60.5	45.9	11.4	3.2	29.5	
85歳以上	859	125	465	336	80	49	268	14.6	54.1	39.1	9.3	5.7	31.3	
65歳以上 (再掲)	11,304	886	7,377	5,327	1,786	264	3,040	7.8	65.3	47.1	15.8	2.3	26.9	
女														
総数	8,999	5,634	2,462	50	40	2,372	903	62.6	27.4	0.6	0.4	26.4	10.0	
15～19歳	171	168	1	0	0	0	3	98.0	0.4	0.1	0.0	0.3	1.7	
20～24歳	509	470	12	1	1	10	27	92.4	2.4	0.3	0.1	2.0	5.3	
25～29歳	365	298	44	4	2	38	24	81.6	12.0	1.0	0.6	10.4	6.4	
30～34歳	296	187	93	4	4	85	16	63.2	31.3	1.3	1.5	28.6	5.5	
35～39歳	322	143	158	2	5	151	21	44.4	49.2	0.8	1.7	46.7	6.4	
40～44歳	457	149	272	2	6	263	36	32.5	59.5	0.5	1.3	57.7	8.0	
45～49歳	655	213	382	4	7	372	60	32.5	58.3	0.6	1.0	56.7	9.2	
50～54歳	644	254	323	5	5	313	66	39.5	50.2	0.7	0.8	48.6	10.3	
55～59歳	637	318	248	5	3	239	71	50.0	38.9	0.9	0.5	37.5	11.1	
60～64歳	680	412	189	6	2	182	79	60.6	27.8	0.8	0.3	26.7	11.6	
65～69歳	886	607	174	6	2	166	106	68.5	19.6	0.7	0.2	18.7	11.9	
70～74歳	1,184	853	193	6	1	186	138	72.1	16.3	0.5	0.1	15.7	11.7	
75～79歳	985	718	153	3	1	149	115	72.8	15.5	0.3	0.1	15.2	11.6	
80～84歳	662	475	109	1	0	108	78	71.7	16.5	0.2	0.0	16.3	11.8	
85歳以上	545	369	111	0	0	111	65	67.7	20.5	0.1	0.0	20.4	11.9	
65歳以上 (再掲)	4,262	3,021	740	16	4	720	501	70.9	17.4	0.4	0.1	16.9	11.8	

注：四捨五入のため合計は必ずしも一致しない。

 書 評 ・ 紹 介

Laurie DeRose, Ellen Messer and Sara Millman

*Who's Hungry? And How Do We Know?
Food Shortage, Poverty, and Deprivation*

United Nations University Press, Tokyo, 1998, xi + 201 pp.

ブラウン大学の世界飢餓研究所 (World Hunger Program) は、1985年の創設以来、飢餓に関する先端的・学際的研究を進めている。この研究所が提示した重要な枠組として、食糧不足 (地域レベル)、食糧貧困 (世帯レベル)、食糧剥奪 (個人レベル) の区別がある。食糧が不足している地域には食糧が十分でない貧困世帯が確実に存在し、貧困世帯には栄養不足の個人が確実に存在する。しかし食糧分配が偏れば食糧不足時以外でも食糧貧困世帯が生じるし、差別や無知によって貧困世帯以外でも栄養失調が生じることがある。

本書はこの枠組に沿って、同研究所の主要スタッフが最新の研究成果をまとめたものである。序章である第1章に続いて、データと計量 (第2章)、食糧不足 (第3章)、食糧貧困 (第4章)、食糧剥奪 (第5章)、飢餓と戦争の関係 (第6章)、政策的含意 (第7章) という構成になっている。

世界の食糧生産の増加率は人口増加率を上回っており、近い将来に世界規模で食糧不足が起こることは考えられない。むしろ懸念されるのは、特定栄養素の不足と先進国の非効率的な消費である。地域的食糧不足が懸念される筆頭はサハラ以南のアフリカで、輸入能力と経済生産性の低さ、内戦、インフラ不足、輸送コストの高さが問題とされる。

第3章では食糧不足の自然生物的、社会文化的、政治経済的要因について解説している。自然災害で最も食糧生産への影響が大きいのは干魃だが、人為的条件が重ならない限り大飢餓に至ることは少ない。社会文化的要因としては、農地改革に伴う投資意欲の低下、作付品目の選択、伝統的労働慣行や性分業の影響、食物選好の変化などがあげられている。政治的要因は重要である。1991~92年のアフリカ南部の大干魃ではほとんど餓死者が出なかったが、これは各国政府が素早く備蓄を市場に放出し、輸入と援助要請を行い、公共事業を立ち上げ、農家への貸付を行ったためとされる。

貧困世帯の発生要因としての権源 (entitlement) の不足という概念は、Amartya Sen によって有名になった。世帯による生産、土地所有、雇用、親族関係、公的移転などが権源の源泉であり、これが不足している世帯ほど食糧貧困に陥りやすい。

食糧剥奪は個人の栄養失調と同義で、貧困世帯以外でも世帯内の食糧分配が不適切なために栄養失調に陥る成員があるかも知れない。社会によっては、世帯への食糧供給の増加を期待して、有職者を優先する戦略がとられる。この場合、老人・女性・子供が栄養失調に陥りやすくなる。また、成長期の子供や妊娠中・授乳中の女性、病人の疾病の種類ごとに必要な栄養の種類が知られておらず、栄養状態が悪化することもある。

本書には豊富な事例が含まれているが、アフリカと南アジアが主で、最近注目されている北朝鮮についてはほとんど触れられていない。しかし昨年11月には世界食糧計画 (WFP) の栄養実態調査結果が報告されるなどデータも揃いつつあり、今後は特異な政治経済的状況と食糧不足・貧困・栄養失調との関連がより実証的に明らかにされるだろう。 (鈴木 透)

田雪原

『大國之難 — 當代中國的人口問題』

今日中國出版社, 1997, 300pp

著者の田雪原は、北京大學經濟學部を卒業後中國社會科學院にて人口經濟研究に従事し、現在當院人口研究所所長を務めている。また、中國人口學會常務副會長、中國老年學學會副會長にも就任、國家計畫生育委員會等でも専門家として重要な役割を担っている中國人口研究の重鎮である。

文化大革命前後の中國における社會科學復興の轉換期に計画出産政策、いわゆる“一人っ子”政策の策定に直接携わった著者は政策策定のプロセスと議論の背景および内容等について詳悉しており、当時についての言及部分はそれ自体に資料的価値があるといえよう。当時著者が提出した“労働力不足の問題と扶養人口増大の問題の発生を最小限に抑え、社會全体に深刻な後遺症を残さず、將來の長期的な經濟發展を可能にする適切な期間は、ほぼ一世代期間に相当する25年から30年間であり、この期間を超えた後は以上のスローガンを捨て、出生率が置き換え水準に達した後は、一組の夫婦が普遍的に二人の子どもを産めるようにする。”という案は、2人目の出産を許可する条件の一つとして「一人っ子同志の結婚」が盛り込まれていることに反映されている。また、計画出産の実施にともなって発生が予想される、遺傳学・優生学の問題、避妊技術、女兒の間引きや遺棄、高齢者の社會保障といった諸問題が、1980年の具体的な政策内容について検討する人口座談会のなかで既に議論されていることも注目に値する。

本書における人口推計によると、中國における扶養人口割合は高齢化の急速な進展によって2010年を境に上昇に転ずることが予想されている。生産年齢人口割合が高く労働力人口の多い21世紀の前半以前に労働集約型の産業發展を重点的に進め、資本集約型産業を中心とした産業構造への轉換を可能にする下地を構築することが、中國の持続的な成長を可能にする重要な条件の一つであると指摘されている。その前段に示されている失業問題解決のためのシナリオは、著者がこれまでおこなったいくつかの研究成果を集約したもので興味深い。

著者はまた、市場經濟化の進行する今日の中國において現行制度にのみ依拠する人口政策には限界があることを示唆している。つまり、農村における集団化經營の解体にともなう社會保障システムの崩壊、農地所有制の個人化による土地の資産価値、相続分与の復活等が、子ども特に男児の労働力あるいは老後保障の担い手としての価値を再浮上させていること、地域別あるいは産業別の収入格差の広がりによって貧困状態の固定化しつつある階層においては、高い教育と条件の良い職業と結びつかない社會状況下で少数の子どもに高等教育を受けさせようという親のインセンティブが働きにくいなどの理由から、依然として“多子多福”“養兒防老”といった古い価値観が彼らの生活を支える結果を招いていることを解明している。

1980年代以降の出生率低下についての分析では、政策的効果が約80%と最大の要因であるとしたうえで、特に近年の低下は經濟發展にともなう生活水準の向上、職業構造の轉換といった社會經濟的要因の寄与度が高くなっていることを明らかにしている。

本書は全体を通して經濟成長が人口政策に及ぼすプラスの効果を強調しつつも、經濟發展にともなう産業構造の轉換、社會資本の充実、生活・文化水準の向上を内陸・縁辺地区でも早急に押し進めると同時に、經濟政策、家族政策と人口政策の連携を迅速におこなわない限り、総合的な人口問題には至らず、逆に新たな人口問題の発生により中國の人口政策はその見直しを迫られる可能性もあると警告している。

(佐々井 司)

研究活動報告

特別講演会

1. ギース・ベーツ博士「オランダにおける少子化と家族・労働政策」
2. リスベス・B・クヌードセン博士「デンマークにおける少子化と家族・労働政策」

11月24日、本研究所会議室において本研究所の招きで来日したオランダ学際人口研究所 (NIDI) のギース・ベーツ博士 (Mr. Gijs Beets) とデンマーク人口研究センターのリスベス・B・クヌードセン博士 (Ms. Lisbeth Knudsen) の両氏による講演会が開催された。研究所の内外から10数名の研究者が参加し、あらかじめ準備した論文に基づく両氏の講演の後、活発な討論が行われた。両氏はほぼ一週間日本に滞在し、厚生省の人口問題審議会においても同様の講演を行った。

ベーツ博士の講演を踏まえて、日本とオランダの状況を比較すると次のとおりである。オランダにおける60年代半ばからの人口置換水準以下への出生率低下の背景が、女性の社会経済的地位・役割の変化による仕事と家庭の両立の困難さである点は、日本と共通している。また土地の狭小さと人口過密から潜在的には人口増加への恐れが強い点も日本と共通する面がある。低出生率が続く一方で家族政策が弱いこと、特に育児休業制度が不十分であり、公的保育サービスが乏しいことが、出生率にとり不利に働いていると考えられ、日本にとって反面教師の面がある。雇用の柔軟性と男女平等的な価値観の醸成に力点をおく政策の重要性は、日本とオランダに共通するものであろう。

クヌードセン博士の講演を踏まえて、デンマークの状況で日本にとり参考になる点は次のとおりである。デンマークで60年代半ば以降に出生率が急低下した背景には、日本と同様に女性の社会進出が進んだという事実がある。その後は政府・企業・家庭のいずれにおいても新しい状況への対応が進み、80年代半ば以降に出生率が回復したことは、日本と約10~15年の違いはあるものの、日本の少子化問題にとって大いに参考になる。スウェーデンなどと同様に、仕事と家庭の両立をめざして、出産休暇、育児休業制度、公的保育サービスの強化を図ったことが問題の解決に大いに貢献したものと推測される。専業主婦型家族全盛時代から共働き家族が当たり前の時代に転換するに際して、政府の政策や社会がどのように変わりうるかによって出生率に変化が生じることがよく分り、日本の政策選択にとって大いに参考となった。

なお両氏の論文は、本機関誌☆巻☆号に翻訳掲載される予定である。

(阿藤 誠記)

第79回人口問題審議会総会

第79回人口問題審議会総会は、平成10年7月31日(金)午前10時30分より13時00分まで、日比谷の松本楼2階会議室において開催された。厚生省大臣官房政策課より、「少子化への対応を考える有識者会議」及び「第78回人口問題審議会議事概要メモ」についての説明があった後、以下のような報告があり、その報告をめぐって質疑応答が行われた。

1. 郊外化・核家族化・専業主婦化と少子化・子育て (三菱総合研究所 三浦展主任研究員)
2. 「郊外化」の弊害を「少子化」で中和できるか? ~ 「禍い転じて福となす」ための戦略~

(東京都立大学 宮台真司助教授)

第80回人口問題審議会総会

第80回人口問題審議会総会は、平成10年9月25日（金）15時00分より17時00分まで、中央合同庁舎5号館共用第9会議室において開催され、以下のような報告があり、その報告をめぐって質疑応答が行われた。

1. 農村における結婚の状況と問題（日本青年館結婚相談所 板本洋子所長）
2. 「女性の働きやすさ」指標と合計特殊出生率等との関係について（経済企画庁国民生活局国民生活課 太田清課長）
3. 地域の視点からの少子化を考える－結婚と出生の地域分析－（国土庁計画・調整局計画課 道上浩也計画官）
4. 地域特性にみた結婚と出生－出生動向基本調査からみた地域特性－（国立社会保障・人口問題研究所人口動向研究部 高橋重郷部長）
5. 都道府県別合計特殊出生率について（厚生省大臣官房統計情報部人口動態統計課 中田正課長）

第81回人口問題審議会総会

第81回人口問題審議会総会は、平成10年10月27日（火）15時00分より17時00分まで、中央合同庁舎5号館共用第9会議室において開催され、以下のような報告があり、その報告をめぐって質疑応答が行われた。

1. 「少子化問題に関する次世代の意識調査」について（住友信託銀行株式会社 佐々木基彦本店支配人、関西経済連合会 栗山和郎企画調査部長）
2. 「少子社会・家族変動・制度改革」について（落合恵美子専門委員）

第82回人口問題審議会総会

第82回人口問題審議会総会は、平成10年11月26日（金）午前10時30分より12時30分まで、日比谷の松本楼2階会議室において開催され、以下のような報告があり、その報告をめぐって質疑応答が行われた。

1. デンマークにおける最近の出生動向－出生率上昇期における家族政策の影響について－（リスベス・B・クヌードセン デンマーク人口研究センター研究講師）
2. オランダにおける人口問題（ギース・ベーツ オランダ学際人口研究所研究員）

日本人口学会関東・東北地域部会第1回研究報告会

日本人口学会関東・東北地域部会の1998年度第1回研究報告会は、1998年11月7日、中央大学駿河台記念館（東京都千代田区）にて開催された。報告は以下の3つ。

「家族政策の出生促進効果－フランスとスウェーデンの比較－」

小島宏（国立社会保障・人口問題研究所）

「若年未婚者の世帯状況」

山本千鶴子（国立社会保障・人口問題研究所）

「イスラム法と家族計画」

藤田純子（大妻女子大学）

第1報告はヨーロッパ各国政府の政策と出生率の関係について、第2報告は未婚男女の親との同居の動向について、第3報告はイスラム法の避妊・中絶に対する態度について、各々貴重な情報を提供した。多くの会員が参加し、活発な討論が行われた。（鈴木 透記）

第57回日本公衆衛生学会総会

日本公衆衛生学会の1998年度大会（会長：岩田弘敏 岐阜大学医学部教授）は10月28～30日にわたり、岐阜市（長良川国際会議場ほか）で開催された。全体の催しとしては以下のような会長講演、特別講演、シンポジウム等が行なわれた。

会長講演 これからの公衆衛生のサイエンスとアート

岩田弘敏（岐阜大学医学部教授）

特別講演1. ブレイクスルー思考と公衆衛生

日比野省三（中京大学社会学部教授）

2. 生活習慣病の歴史と21世紀におけるこの病気への対応

日野原重明（聖路加国際病院理事長）

シンポジウム I 「公衆衛生の科学と技術の未来像」

II 「課題解決型と地域づくり型の地域保健活動」

III 「公衆衛生活動の評価」

IV 「公衆衛生と倫理」

一般演題は、6つのミニシンポジウムと18の分科会（示説のみ）に分かれて行われ、演題数は合計約1,200題にのぼった。そのうち人口研究ともっとも直接的な関連のある分科会といえば、第1分科会「疫学・保健医療情報」であるが、広い意味での人口・社会保障問題との関わりという視点からみれば、公衆衛生のすべての分野が関わるともいえる。「健康教育・ヘルスプロモーション」、「地域保健・地域医療」、「成人保健」、「母子保健」、「老人保健」、「環境保健」、「国際保健」などの分科会にも興味深いものがあった。（佐藤龍三郎記）

第63回日本民族衛生学会総会

日本民族衛生学会の1998年度大会（会長：多田 學 島根医科大学環境保健医学教授）は11月5～6日、島根大学教育学部（松江市）で開催された。初日は下記の特別講演、会長講演、シンポジウムが行なわれた。

特別講演 I . 国際化時代における保健医療協力の課題

松田 朗（国立医療・病院管理研究所所長）

II. きたるべき少子高齢社会を考える

重松峻夫（福岡大学名誉教授）

III. 古代の出雲

藤岡大拙（島根県立島根女子短期大学学長）

会長講演 ライフスタイルの変遷と健康

多田 學（島根医科大学教授）

シンポジウム「21世紀をになう子供たちのヘルスプロモーション」

座長：岸本拓治（鳥取大学衛生学教授）

演者：勝野眞吾（兵庫教育大学生活・健康系教育教授）

猪野郁子（島根大学教育学部教授）

鏡森定信（富山医科薬科大学保健医学教授）

2日目は約50題の一般口演がなされたが、そのうち「保健統計・人口」の分科会で発表された演題を以下列挙する。

- ・白内障有病率に関連する因子：47都道府県間の ecological 研究から
吉田正雄ほか（杏林大学公衆衛生学）
- ・東北諸県の平均寿命について
綿引信義ほか（国立公衆衛生院保健統計人口学部）
- ・睪臓の悪性新生物死亡に関する構造分析
横田素美ほか（北里大学看護学部）
- ・わが国における避妊と人工妊娠中絶の現状：第11回出生動向基本調査の結果から
佐藤龍三郎（国立社会保障・人口問題研究所）
- ・「長寿村」梶原における過去の死亡構造：大正5年～昭和6年の生命表分析
松永あゆほか（東京大学人類生態学）
- ・最近の心疾患死亡構造変化の分析
川久保清ほか（東京大学健康増進科学）
- ・東南アジア保健統計の編集からみたタイ統計システムの現状と課題
大澤清二ほか（大妻女子大学）
(佐藤龍三郎記)

1998年度人文地理学会大会

1998年度の人文地理学会は1998年11月14～16日、京都大学（京都府京都市）にて開催された。地理学の学会において人口研究に関連する発表が近年増加しているが、今回はとくに多くの多彩な報告がおこなわれた。ここでは題目および報告者（所属）の紹介にとどめたい。

「教会簿からみた住民の健康状態と地域変化—北イタリアの3つの集落の比較—」

加賀美雅弘（東京学芸大学）

「ベトナム難民女性の社会的統合とシチズンシップ」

吉田道代（お茶の水女子大学・院）

「旧奉天（瀋陽）市在住日本人の存在形態—1906年～1942年—」

Rosalia Avila-Tapies（京都大学・院）

「日本植民地時代の台北における民族別居住分化と社会空間」

水田憲志（関西大学・院）

「在日コリアンの居住パターン—大阪大都市圏を事例として—」

李 禧淑（京都大学・院）

「東京大都市圏における独身女性の居住地選択」

—統計資料とアンケート調査による定量的分析—

若林芳樹（東京都立大学）、由井義通（広島大学）、矢野桂司（立命館大学）
「東京大都市圏における独身女性の居住地選択—定性的分析による考察—」

神谷浩夫（金沢大学）、影山穂波（お茶の水女子大学）、木下禮子（東京都立大学・院）
「高齢者福祉サービスに関する市町村間の依存関係とその変容

—広島県東広島老人保健福祉圏域を事例として— 杉浦真一郎（広島大学・院）
「地域の高齢化の要因に関する考察」 岩垂雅子（東京大学・院）

「京都市における近年の人口動態—自然動態および社会動態の地域差、
1990年10月～1997年9月— 香川貴志（京都教育大学）、楮 勁風（上海市師範大学）

「近世地方都市における流入人口の特性—飛騨・高山町の「他国者住居」について—
加藤政洋（大阪市立大学・院）

「明治期におけるメッシュ人口推計—地形図を手掛かりとして—」
小池司朗（東京大学・院）、荒井良雄（東京大学）
（中川聡史記）

第71回日本社会学会大会

第71回日本社会学会大会は、関西学院大学において11月22日～23日の両日開催された。

今回は人口部会は設定されなかったが、「家族」「都市」「福祉・保健・医療」「性・ジェンダー」「子ども・青年・中年」「国際・エリアスタディ」「産業・労働・組織」といった各部会で、少子・高齢化社会を念頭においた報告が多数あり、人口学的興味にとっても有益な討論がおこなわれた。以下に人口に関連する報告を列挙する。

「専業主婦志向と育児ストレス」 小林万紀子（東京都立大学）

「子育て支援金条例の『効果』—自治体の少子化対策と住民意識—」
宇田川拓雄（北海道教育大学）

「夫の家事・育児時間変化の要因分析」 永井暁子（（財）家計経済研究所）

「家族ライフスタイルの多様化に関する実証的研究」
野々山久也、片岡佳美、栗山直子、春日井典子（甲南大学）

「未婚化の要因分析—横浜市の『結婚に関する意識調査』」 山田昌弘（東京学芸大学）

「日本における経口避妊薬（ピル）についての報道にみる医学的『言説』」
ビタレ・アナリア（大阪大学）

「大衆長寿化社会における人間形成と『中年の転機』
—『人生過程としてのエイジング』の視角から—」 小倉康嗣（慶應義塾大学）

「高齢化社会における諸制度の比較・分析」 神山英紀（東京大学）

「社会規範とその変容の措定—皆婚規範を中心に」 種村 剛（中央大学）

「再就職のタイミング—結婚・出産退職後の労働市場再参入過程のハザード分析」
平尾桂子（上智大学）

「女性労働パターンの経済的要因分析—イギリスにおける maternity leave 利用者を中心に」
松村真木子（お茶の水大学）
（岩澤美帆記）

ドイツ・ポーランド出張報告

1998年8月20日から同年9月18日までの30日間、平成10年度文部省科学研究費補助金（国際学術研究）による研究（研究課題：中央ヨーロッパにおける市場経済化の進展と地域構造の変化）の現地調査実施にあたり、ドイツおよびポーランドに滞在した。ドイツでは連邦人口研究所、連邦統計局、ベルリン自由大学等、ポーランドではポーランド科学アカデミー地理学・空間組織研究所等を訪問し、旧社会主義諸国の経済変動と人口移動の関連、新たな地域構造の出現に関して、資料の収集、専門家とのディスカッションをおこなった。この研究プロジェクトは平成8～10年の3カ年のプロジェクトであり、今回はその最終年度の調査にあたる。プロジェクト全体の成果は今年度末刊行の報告書にまとめられる予定である。（中川聡史記）

オランダ学際人口研究所（NIDI）への出張報告

平成10年度厚生科学研究（政策科学推進研究）に係る外国への日本人研究者派遣事業の一環として、1998年11月14日～12月13日の約1カ月間にわたり、オランダにおいて調査研究を行った。オランダでは、ハーグ市にあるオランダ学際人口研究所（Netherlands Interdisciplinary Demographic Institute, 略称：NIDI）を拠点として、少子・高齢社会における世帯・家族に関連する諸政策、また、福祉施策等の基礎となる世帯数の将来推計モデルについて、現地の研究者との意見交換およびNIDI内外での資料収集を行った。

NIDIは1970年に大学間の情報共有の場として設立され、1987年からは独立した人口研究機関とし

て活動、現在ではヨーロッパにおける主要な人口研究機関の一つに位置づけられている。研究所の名称にある通り、研究テーマへの学際的アプローチを重視しており、所属する研究者（約50名）の専門分野は人口学をはじめ経済学、社会学、歴史学等多岐にわたっている。研究機関としての研究活動のほか、政策立案のための情報提供等、中央政府の機関としての役割も大きい。また、人口教育や研究者育成への取り組みにも積極的で、国内外からの研究者の受入れ要請にも臨機応変に対応している。

NIDIでは世帯数の将来推計のためにLIPROモデルという動的モデルを開発しており、この推計モデルによる推計結果を用いて将来の社会保障費の試算等を行っている。本研究所でも、1998年10月末に動的モデルを用いた世帯数の将来推計を公表したところであるが、世帯数の将来推計モデルについては、この推計結果を交えて研究者との意見交換を行い、今後の展開に有用な示唆を得た。

今回は多くの方々のご助力のおかげでたいへん貴重な経験を積むことができた。殊に、NIDIのレオ・フォン・ウィッセン氏をはじめとするスタッフの方々には、滞在中に多大なご厚意をいただいた。ここに付して謝意を表する。

(小山泰代記)

1998年ケトラー講座「人口学における理論、パラダイム、説明アプローチ」

ベルギーのルーバン・ラ・ヌーブにあるルーバン・カトリック大学（Université Catholique de Louvain）人口研究所とルーバン人口学会は1974年から毎年秋にベルギーが生んだ著名な統計学者・人口学者ケトラー（Adolphe Quetelet）の名を冠した国際シンポジウム、ケトラー講座（Chaire Quetelet）を開催してきたが、1998年の第24回はJosianne DUCHENE博士とFrançoise BARTIAUX博士を中心とする組織委員会により11月25日（水）～27日（金）の3日間にわたって「世帯、人口学的行動、変動する社会」（Ménages, comportements démographiques et sociétés en mutation）というテーマのもとに開催された。初日には開会式に続き、第1セッション「危機？危機？危機の不在？」（5報告）と第2セッション「世代間関係再考」（7報告）が開かれ、第2日目には第3セッション「男女間関係再考」（4報告）、第4セッション「ベルギーにおける貧困」（3報告）、第5セッション「移動者：非自発的先駆者」（2報告）が開かれ、第3日目には第6セッション「近隣関係再考」（5報告）、第7セッション「国家的・家族的連帯」（3報告）、総括に続き、閉会式が行われた。筆者は第2セッションで“Determinants of Japanese Couples' Coresidence with Their Older Mother”と題された報告を行った。

本年も報告と討論の多くはフランス語で行われたが、4分の1近くの報告が英語で行われたため、討論も英語によるものが昨年よりも多かった。参加者総数は約150人でルーバン・カトリック大学の関係者が半数近くを占めると思われるが、ベルギーだけでなくイギリス、フランス、イタリア、オランダ、ロシア、カナダ（特にケベック州）等の人口学者や社会学者も多数参加した。また、昨年同様、アフリカを中心とする途上国からの参加者も多数いたが、大部分は同大学大学院の卒業生か在校生であった。アジアからの参加者は筆者と東北学院大学の南條善治教授（初日のみ）のほか台湾出身で日本留学経験もあり、同大学アジア研究所のWU I-Chuan（吳逸荃）博士のみであった。1999年の第25回ケトラー講座はThierry EGGERICKX博士ほかを組織者として「人口と都市の挑戦」のテーマのもとに10月27～29日に開催される予定である。

(小島 宏記)

『人口問題研究』編集委員

所外編集委員 (50音順・敬称略)

大淵 寛 中央大学経済学部
岡崎 陽一 日本大学法学部
河野 稠果 麗澤大学国際経済学部
嵯峨座晴夫 早稲田大学人間科学部
清水 浩昭 日本大学文理学部
高橋 眞一 神戸大学経済学部
津谷 典子 慶應義塾大学経済学部
南條 善治 東北学院大学教養学部
早瀬 保子 日本貿易振興会アジア経済研究所
開発研修室
堀内 四郎 Laboratory of Population
Rockefeller University

所内編集委員

塩野谷祐一 所長
阿藤 誠 副所長
姫野 孝雄 総合企画部長
小島 宏 国際関係部長
金子 武治 情報調査分析部長
西岡 八郎 人口構造研究部長
高橋 重郷 人口動向研究部長

編集幹事

金子 隆一 総合企画部室長
佐藤龍三郎 国際関係部室長
白石 紀子 情報調査分析部

人 口 問 題 研 究

第54巻第4号
(通巻第228号)

1998年12月31日発行

編 集 者 国立社会保障・人口問題研究所
発 行 者 東京都千代田区霞が関1丁目2番3号 〒100-0013
中央合同庁舎5号館 別館
電話番号：東京(03)3503-1711 内 4432
F A X：東京(03)3591-4818
印 刷 者 大和綜合印刷株式会社
東京都千代田区飯田橋1丁目12番15号
電話番号：東京(03)3263-5156