

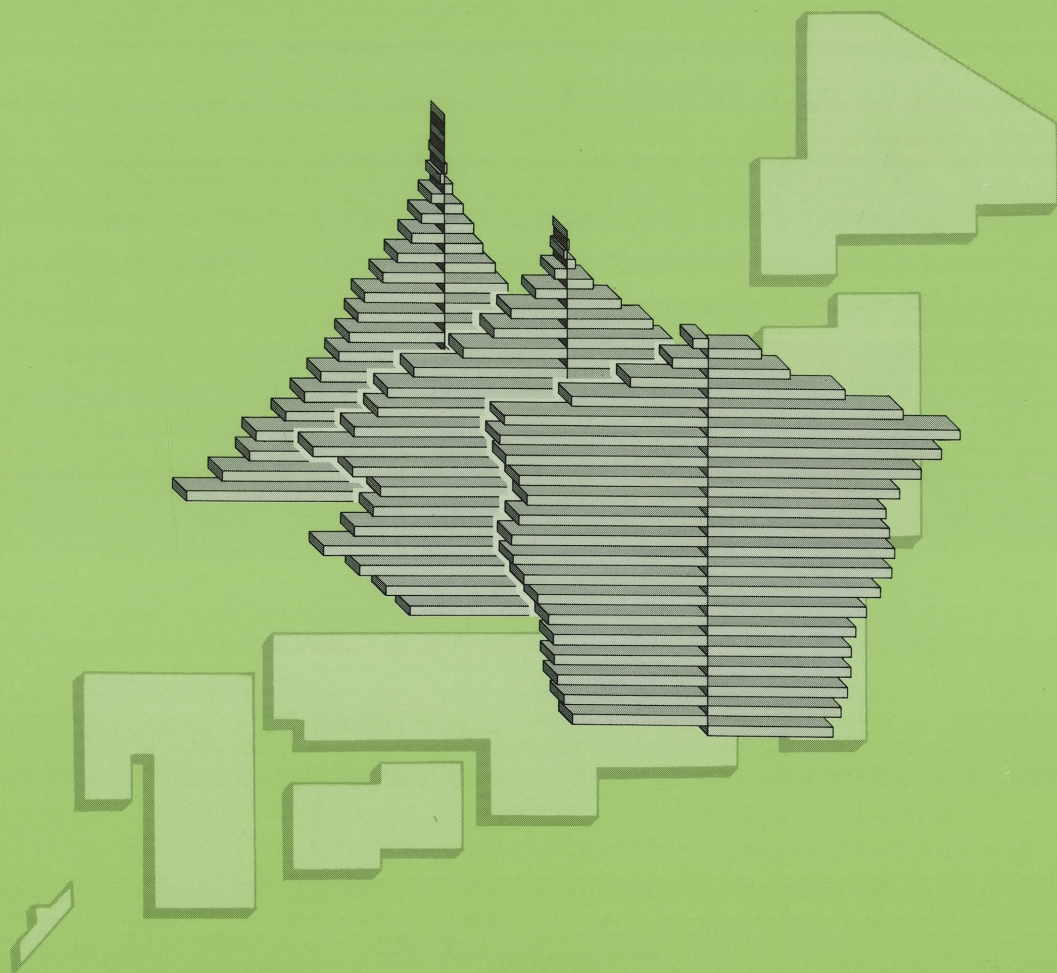
人口問題研究

貸出用

Journal of Population Problems

第57巻第2号 2001年

特集：現代日本の家族に関する意識と実態（その1）



国立社会保障・人口問題研究所

人口問題研究

第57巻第2号 (2001年6月)

特集 現代日本の家族に関する意識と実態 (その1)

特集に際して 第2回全国家庭動向調査の分析

- (NSFJ, National Survey on Family in Japan) ...西岡八郎・ 1~2
女性労働者の活用と出産時の就業継続の要因分析 ...丸山 桂・ 3~18
世帯内外の老親介護における妻の役割と介護負担 ...小山泰代・ 19~35
現代家族における資産形成の規定要因星 敦士・ 36~48

資料

人口分布変動がTFRに与えた影響

-清水昌人・ 49~59

統計

- 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新資料・ 60~65

書評・紹介

尾嶋史章編著『現代高校生の計量社会学

- 進路・生活・世代』(赤地麻由子) 66

Tommy Bengtsson and Osamu Saito, "Population and Economy:

- from Hunger to Modern Economic Growth" (和田光平) 67

新刊紹介

- 68~71

研究活動報告

- 72~80

特別講演会(レイモ助教授) - 日本人口学会第53回大会 日本中東学会第17回大会 - 国連人口開発委員会第34回会合 - 全米女性学会第22回年次大会 - WHO「女性の健康と生活についての国際調査」 現代社会における家族と出生力変化に関するユーロ会議 - イースト・ウェスト・センター第32回夏季人口学セミナー

Journal of Population Problems
(JINKŌ MONDAI KENKYŪ)
Vol.57 No.2
2001

**Special Issue: Studies on the National Survey on Family
in Japan, 1998 (1)**

- Preface.....Hachiro NISHIOKA• 1 ~ 2
Practical Use of Working Women and the Analysis of their
Working Style after Childbirth
.....Katsura MARUYAMA• 3 ~ 18
Married Women as Informal Caregivers of the Elderly Parents
Living With or Apart From ThemYasuyo KOYAMA• 19 ~ 35
The Determinant Factor of the Possession of Property in a
Present FamilyAtsushi HOSHI• 36 ~ 48

Material

- Effects of Population Distribution Change
.....Masato SHIMIZU• 49 ~ 59

Statistics

- Age-specific Fertility Rates and Total Fertility Rates for
Selected Countries: Latest Available Years•• 60 ~ 65

Book Reviews

- Fumiaki Ozaki (ed.) "*Gendai Kōkōsei no Keiryō Shakaigaku*
- *Shinro • Seikatsu • Sedai* - " (M.AKACHI)• 66
Tommy Bengtsson and Osamu Saito, "*Population and Economy:
from Hunger to Modern Economic Growth*" (K.WADA)• 67

Miscellaneous News

.....
*National Institute of Population
and Social Security Research*
Hibiya Kokusai Building 6F
2-2-3 Uchisaiwai-chō, Chiyoda-ku, Tōkyō, Japan, 100-0011

特 集

現代日本の家族に関する意識と実態 その1

特集に際して - 第2回全国家庭動向調査の分析 (NSFJ, National Survey on Family in Japan) -

西 岡 八 郎

この特集は、「第2回全国家庭動向調査」のプロジェクトメンバーによる個別論文によって構成されている¹⁾。全国家庭動向調査実施の経緯についてはすでに周知かと思われるが、あらためて簡潔に説明しておく。人口問題研究所（現国立社会保障・人口問題研究所）における家庭動向に関する研究は、厚生省が少子化問題に本格的に取り組み始めるなかで、1991年10月より、他の公式統計では捉えることのできない家庭における出産・子育て、老親の扶養・介護をはじめとする家族・家庭機能の実態、その変化と要因などを明らかにすること、また家族研究上の課題を検証することを目的として始まった。全国調査のための基礎的、理論的研究を経て、1993年7月に第1回全国家庭動向調査を実施した。わが国でははじめての本格的な家族・家庭に関する全国調査となったが、この調査によって、「出産・子育て」、「老親の扶養・介護」などの家族・家庭機能の実態が全国サンプルではじめて明らかにされるとともに、家庭内や親族ならびに地域社会における「子育て」の支援状況が把握された²⁾。

第1回の調査後に、エンゼル・プラン（1994年）、新ゴールドプラン（1994年）、育児休業の整備（1995年）、高齢社会対策基本法（1996年）、男女共同参画社会基本法（1999年）、新エンゼルプラン（1999年）、および介護保険制度の導入（2000年）など家族にかかわる施策が順次整備、施行されている。第1回調査を実施した1993年以降にみられる家族・家庭の変化の動向や要因を明らかにすることを主たる目的として、第2回の全国家庭動向調

1) 本調査は、本研究所の調査研究プロジェクトとして西岡八郎（人口構造研究部長、以下調査当時の職位）、白波瀬佐和子（社会保障応用分析研究部第2室長）、山本千鶴子（人口構造研究部第3室長）、小山泰代（人口構造研究部研究員）、丸山桂（社会保障基礎理論研究部研究員）、磯崎修夫（総合企画部客員研究員）の6名、ならびに所外研究員として才津芳昭（茨城県立医療大学講師）、星敦士（東京都立大学博士課程院生）の2名を加えて実施、分析を行った。

2) 第1回家庭動向調査については、『人口問題研究』第54巻3号（1998）に特集が組まれているので参考にされたい。掲載論文は、田淵六郎「老人・成人子同居の規定要因」、立山徳子「都市度と有配偶女性のパーソナル・ネットワーク」、末盛慶・石原邦雄「夫の家事遂行と夫婦関係満足度」、および NISHIOKA Hachiro, "Men's Domestic Role and the Gender System" である。その他にも、石原邦雄編（2001）『公開個票データの活用による家族の国際比較の試み「全国家庭動向調査」（日本）と「NSFH」（米国）」、平成8-10年度文部省科学研究費報告書（重点領域研究「ミクロ統計データ」公募研究班）がある。

査を1998年に実施した。研究成果の概要は2000年3月に公表し、調査結果はすでに厚生白書などに利用されているところである。

調査データについては以下の通りである。本調査は、全国のすべての世帯の有配偶女子（以下、妻とする）を調査対象とし、妻がいない世帯は世帯主を対象とした。一般に家庭、家族に対する意識や行動は、有配偶者と未婚者、離死別者では著しく異なっていると考えられる。したがって、分析にあたっては有配偶者と未婚者、離死別者を別に扱うことが適当である。今回の特集では、おもに有配偶の妻が回答した票を対象にして分析した。また、1993年の第1回調査と比較するために、世帯内で二組以上夫婦がいる場合、前回同様若い方の妻票を分析の対象としている。なお、第2回調査は、国民生活基礎調査（大規模年調査。当時厚生省統計情報部実施）とデータのマッチングを行い、介護関係などにより幅広い情報もつデータセットを得ることが可能となった。

特集論文は、おもに家庭動向調査の個票データを利用して行った分析結果を報告している。以下のような内容で、今号と次号に分けて掲載する。

今号には、丸山桂「女性労働者の活用と出産時の就業継続の要因分析」、小山泰代「世帯内外の老親介護における妻の役割と介護負担」、および星敦士「現代家族における資産形成の規定要因」の3編である。丸山論文では、第1子出産時の就業継続の要因分析と、就業継続がその後の収入に及ぼす効果について分析し、女性の高学歴化が人的資本の向上に効果的に生かされていないこと、女性の仕事と家庭の両立のためには社会保障・労働両面での政策的支援が必要であり、とくに第1子出産時に重点的に支援策を行うことが重要であることを指摘している。小山論文では、家族介護の中心である有配偶女性の世帯内外の親の介護への関わり方と、それを規定する要因分析を行い、有配偶女性の介護負担について考察を行っている。この論文の特色は、従来あまり扱われてこなかった別居親の介護にスポットをあてていることであろう。星論文については、現代家族における資産形成の要因を多変量解析によって明らかにしたものである。金融資産が世代内で形成される傾向が強いのに対し、不動産の場合には親世代の社会経済的地位が直接影響しており、資産特性によって形成要因が異なることを示した。

次号には、白波瀬佐和子「成人子への支援パターンからみた現代日本の親子関係」、才津芳昭「1990年代日本における妻の家族意識 - 年齢による差異と変化」を掲載予定である。白波瀬論文は、親世代から子世代（成人子）への支援パターン分析から現代親子の世代間関係を検討したもので、成人子への支援は、子ども優先主義規範にかぎらず、支援を提供する世帯や親の階層的属性、支援を受ける子どもの属性と大きく関連していることを明らかにしている。才津論文については、1990年代に実施された過去2回の調査から、家族規範に対する意識、家族認知の範囲について、妻の家族意識の変化を年齢を軸に記述的に分析したものである。

なお、この特集に限らず、今後も引き続き多方面に研究成果を発表していく予定である。

特集：現代日本の家族に関する意識と実態（その1）

女性労働者の活用と出産時の就業継続の要因分析

丸 山 桂*

本研究は、「第2回全国家庭動向調査」の個票データをもとに、第1子出産時の就業継続の要因分析と、それがその後の収入に及ぼす効果について、分析を行った。その結果、以下の点が明らかになった。

第1子出産時に就業継続をするかは、親の同居、官公庁勤務という職場環境、あらかじめ想定していた理想の人生像が大きく影響している。均等法世代の出産後の継続率は、過去の世代に比べても高いとはいえず、女性の高学歴化は人的資本の向上に効果的に生かされていない。

就業継続をした女性たちは、その後も常勤で勤務する率がきわめて高い。彼女たちの求める育児支援策をみると、児童手当の充実や保育所の料金の引き下げという現金志向よりも、勤務時間の短縮、保育所の時間延長などの時間面での就業環境の整備が、非継続者よりも強く望まれている。少子化対策として、女性の仕事と育児の両立をはかるのであれば、勤務時間の短縮や保育所の整備という、社会保障政策と労働政策両面での支援が必要である。

第1子出産時に就業継続したものは、その後もフルタイム就業を続ける者が多い。したがって、賃金の上昇も長子の年齢とともに増加する。しかし、第1子出産時に就業継続しなかった者は、その後の再就職の大半がパートやアルバイトであり、賃金の上昇には結びつかない。仕事と育児の両立をはかるためには、第1子出産時に重点的に支援策を展開することが、肝要である。

はじめに

急速な少子・高齢化が、社会経済に及ぼす影響の大きさが注目されて久しい。影響は単なる人口の減少だけでなく、増大する社会保障費の負担問題、若年労働者不足による経済の低成長など、波及効果の甚大さが強調され、政府による少子化対策の必要性が叫ばれている。

少子化の要因は、女性の高学歴化による晩婚化、それにとまなう出生時期の後退、子育て費用の増加、結婚規範の変化やパラサイト・シングルに代表される若者の意識の変化などが指摘されている。特に、子育て費用の増加については、教育費などの負担が重だけでなく、仕事と育児の両立が困難なために、出産後に就業を中断することによって失う機会費用の大きさが指摘されている。

そのため、少子化対策の1つとして、女性が仕事と家庭生活の両立をはかれるよう、育児休業制度の実施や保育所の整備が行われつつある。この政策の意図には、女性が仕事を

* 恵泉女学園大学専任講師

継続することによって、若年労働力不足を補うという点と、以前は子育てとの両立が難しいためにあきらめていた第2子以降の子どもをもってくれるのではないかと、という2つのねらいがある。特に、高学歴女性たちをどう基幹労働力として活用し、出生率回復を行うのが、政策の実効性の鍵となる。

とはいえ、こうした政策が、女性のライフコースを急変させるのは難しい。男女雇用機会均等法が導入され、女性の労働力が重視されるようにはなったが、いまだ日本の女性の多くが、「出産時に仕事を中断し、子育てが一段落ついてから再就職」というライフコースを望んでいる。そして、子育て後の再就職も、そのほとんどがパート労働者などの縁辺労働力としての役割を果たすにすぎない。

最近では、むしろ中高年の労働力率の低下も指摘されるようになっている。総務庁統計局「労働力調査特別調査」によれば、大卒女性は、卒業後、ほとんどの者が就業するが、結婚期・育児期には他の学歴の者と同様、労働市場を退出する。しかし、子育てが一段落ついた40代以降では、大卒者の労働力率は他の学歴の者ほど回復せず、そのまま就業意欲はあるにもかかわらず、労働力化しないという。つまり、大卒者の労働力率は、「M字型」から「きりん型」（年齢階級別の労働力率が、頭は高いが、その後は平坦な線をえがく）に変化し、高学歴女性の活用が期待ほど行われていないことが明らかにされている（労働省女性局 2000 pp.48-52）。

本研究は、女性が就業継続する上での最大の壁といわれる、子どもの出産時を中心に、就業継続を選ぶか否かの要因分析を、国立社会保障・人口問題研究所「第2回全国家庭動向調査」の個票を用いて、職業や親との同居といった環境要因だけでなく、意識面からの要因も加えて分析を行うことを目的とする。そして、就業継続のための条件整備には何が必要か、そして就業継続のために求められる育児支援のあり方を分析することを目的とする。

・ 出産時の就業継続とその条件整備

1. 先行研究からみた出産時の就業継続要因

永瀬（1999）は、『第11回出生動向調査』の個票を用いて、女性の就業継続を均等法世代、育児休業法世代について、分析している。女性の稼得所得の上昇は結婚後の就業継続を促進するが、出産後の継続には給与よりも親族の手助け、価値観が有意な影響を与えていると指摘する。均等法が導入はむしろ、育児の専門化と就業の専門化の二極分化をもたらし、出産退職が増加していることが指摘している。

同調査を用いた新谷（1998）は、結婚前、結婚後、妊娠中、出産後の就業継続率の要因分析を行っている。退職のタイミングは、「結婚」から「出産」へと移っており、1980年代後半の結婚コーホートで結婚後に就業している者が第1子を出産するまでの期間が伸びている。そして、大卒女性がフルタイム雇用を続けることについては学歴の効果はそれほどなく、親の保育援助や夫の収入が影響をもつこと明らかにしている。『消費生活に関するパネ

ル調査』をもちいた樋口・阿部（1999）の研究でも、大卒女性の企業定着率は高いが、米・英国と比べるとその効果は小さく、とくに同一企業に長く勤めても、その企業をやめたあと、そのまま転職して長く勤め続ける人が少ないことを示している。また、景気の影響についても分析し、失業率の上昇は出産を遅らせる効果があること、夫の恒常所得の低下が妻の就業を促進させる効果があることを明らかにしている。

出産後の就業継続が、親と同居し、育児機能を親にゆだねることで成立していることは、すでに多くの研究で指摘されている（大沢 1993、小島 1995、西岡 1996、前田信彦 1998 など）。したがって、親からの支援が望めない女性にとっては、育児休業制度や保育所の利用などの社会保障からの支援と、勤務時間の短縮や柔軟化などの労働政策からの支援が不可欠となる。育児休業制度が、女性の勤続年数を引き上げる効果をもつことは、金子・森田（1996）、樋口（1994）、松浦・滋野（1996）などで実証分析がなされている。そして、待機児童の問題は深刻であるが、保育所の増加や延長保育などの整備も進みつつある。着実に政策面の整備は進んでいるはずだが、出産が女性の就業継続で大きな壁になっていることは、時代を経てもほとんど変わりがない。

今田（1996）によれば、均等法施行は、結婚時の就業継続率は高めたが、反対に第1子出産時の女性の就業継続は決して高くなっていないことを明らかにしている。職場での家庭責任をもつ者に対する配慮のなさや、共働きでも家事や育児負担は女性に集中する現状がある以上、晩婚化は結婚や出産をひかえた準備期間であり、晩婚化、未婚化の促進要因になっているという。

そこで、就業中断という選択が、本人が望んで行われたものなのか、実施段階での不備（制度があっても利用しづらいなど）の環境要因なのかの分析が必要になる。

2. 第1子出産時の就業継続状況

本研究でもちいるデータは、「第2回全国家庭動向調査」（1998年7月実施）のうち、有配偶女性で、第1子出産前に就業をしていた6039サンプルである。第1子出産時に就業を継続した者は1646人（27.3%）、中断した者は4393人（72.8%）であった。

(1) 出産前の仕事の種類と就業継続

表1は、職種別の第1子出産後の継続率を、学歴、年齢、親との同別居別に比較した表である。

まず、出産前の仕事の種類によって、継続状況がどのように変化するかをみよう。全体の数値で比較すると、家庭生活と仕事の両立がはかりやすい農林漁業や農林漁業以外の自営業は、継続率70%前後と高い数値をあらわしているが、女性の比率が高い事務職、販売職、サービス職は30%を下回り、特に事務職は19.5%と20%を切る数値になっている。また、女性の高学歴化によって就業者数も増加し、かつ他の職種に比べ相対的に賃金も高いはずの専門・技術職での継続率は、30%程度ときわめて低い。唯一高い数値を示すのが、比較的早くから育児休業制度などが整備されていた官公庁で、50%をこえる高い数値を示している。

表1 第1子出産時の就業継続率(単位:%)

全体		自営業者			雇 用 者									
		合計	農林漁業	農林漁業 以外	合計	専門技術 職	管理職	事務職	販売職	サービス 職	生産工程 ・技能工	労務 作業員	(再掲・ 官公庁)	
n	(6039)	70.8	74.1	67.6	23.0	34.6	28.6	19.5	27.6	29.4	32.9	50.4	50.4	
学	中卒 n	42.1 (662)	78.2 (118)	75.0 (56)	35.5 (62)	32.1 (544)	35.5 (62)	(0)	28.6 (91)	35.7 (42)	30.3 (109)	27.7 (184)	51.8 (56)	73.6 (201)
	高卒 n	24.3 (2050)	66.3 (272)	64.4 (101)	25.7 (171)	20.2 (1778)	25.7 (171)	16.7 (6)	20.3 (975)	22.9 (166)	26.6 (259)	40.2 (164)	40.5 (37)	49.8 (215)
	専門学校卒 n	28.2 (683)	62.2 (232)	65.7 (35)	32.0 (197)	25.0 (451)	32.0 (197)	0.0 (2)	20.9 (139)	50.0 (26)	37.7 (69)	18.8 (16)	100.0 (2)	50.9 (55)
歴	短大卒 n	22.2 (966)	56.4 (279)	55.9 (34)	38.8 (245)	20.1 (687)	38.8 (245)	0.0 (2)	15.1 (317)	24.4 (41)	23.1 (65)	21.4 (14)	0.0 (3)	35.0 (60)
	大学卒 n	28.1 (482)	70.6 (185)	75.0 (16)	40.2 (169)	25.9 (297)	40.2 (169)	100.0 (2)	13.5 (89)	50.0 (6)	42.9 (28)	33.3 (3)	- (0)	45.8 (24)
現 在 の 年 齢	20代 n	18.9 (337)	16.7 (6)	- (0)	16.7 (6)	19.0 (331)	25.0 (64)	- (0)	16.5 (127)	19.5 (41)	13.5 (74)	44.4 (18)	42.9 (7)	0.1 (74)
	30代 n	20.1 (1114)	60.8 (93)	57.1 (49)	61.4 (44)	18.6 (1021)	31.4 (258)	0.0 (5)	14.6 (478)	28.6 (70)	20.3 (143)	42.9 (56)	36.4 (11)	10.1 (387)
	40代 n	25.2 (1346)	64.6 (99)	54.1 (37)	71.0 (62)	22.9 (1247)	40.1 (292)	0.0 (0)	19.6 (570)	21.4 (84)	32.3 (161)	34.7 (121)	42.1 (19)	18.3 (634)
	50代 n	29.1 (891)	72.5 (109)	72.3 (47)	72.6 (62)	25.2 (782)	29.5 (139)	0.0 (1)	25.3 (304)	31.1 (61)	39.3 (122)	34.9 (126)	31.0 (29)	25.0 (573)
	(再掲:26-35歳) n	22.2 (853)	54.8 (31)	50.0 (6)	56.0 (25)	21.0 (822)	30.5 (203)	- (0)	14.3 (370)	22.9 (70)	16.7 (126)	45.0 (40)	23.1 (13)	81.0 (21)
親 と の 同 居	同居 n	38.1 (1045)	48.1 (248)	82.1 (56)	48.4 (192)	34.1 (797)	48.4 (192)	- (0)	30.1 (319)	32.9 (70)	45.8 (107)	55.7 (88)	42.9 (21)	60.3 (116)
	別居 n	19.8 (3075)	51.9 (656)	58.9 (107)	28.8 (549)	18.0 (2419)	28.8 (549)	18.2 (11)	15.1 (1087)	24.1 (170)	22.9 (362)	29.9 (194)	45.7 (46)	44.3 (237)

注:各カテゴリーのnは、当該カテゴリーの第1子出産前の有職者数を表す。

学歴別の結果をみると、高学歴化が就業継続に直接結びついていないことがわかる。本来であれば、人的資本が高い高学歴者は、高収入を得るため、出産後も就業継続をする可能性が高いと推察できるが、現実はそのようになっていない。標本数にばらつきがあるため、単純比較には注意が必要であるが、大卒事務職の就業継続率が13.5%ときわめて低いことが特異である。

世代の視点から比較しても、同様の傾向が読み取れる。若い世代における就業継続率は他世代に比較してもそう高くない。これをいわゆる均等法世代の26-35歳の世代に限って比較すると、第1子出産後の就業継続率はほとんどの職種で全年齢の継続率より低く、特に女性の多い職種である事務職では14.3%というきわめて低い継続率である。標本数のばらつきに配慮が必要であるが、均等法の施行は採用部分においては、男女の機会均等を保障し、未婚女性の社会進出を促したが、既婚女性の就業継続という点では、必ずしも有効に機能していないことがうかがえる¹⁾。

1) 厚生労働省(2001)によると、総合職で入社した女性が5年後も同じ会社にとどまる比率は、わずか19.8%であるという。均等法によって生まれた総合職女性は出産、育児を機に就業との両立をあきらめ、家庭に入っているという現実がよみとれる。東京女性財団「大卒女性のキャリアパターンと就業環境」によると、大卒女性の卒業後の初職は一般事務職が半数を占めているが、退職後無業になるのも、大卒事務職が66.2%ともっとも高い割合を示し、一般事務職が相対的に就業継続につながらないという結果とも合致する。事務職が、なぜ就業継続につながらないのかを明らかにすることができなかったが、労働省女性局(2000)は、一般事務職のほうが、専門・技術職よりも、スペシャリスト志向、責任の重い地位志向という大卒女性の仕事に対する志向性ととの乖離が相対的に大きく、結果として仕事のやりがいを感じられないからではないかと推察している(p.70)。

親との同居の影響についてみると、親と同居の場合の就業継続率は38.1%（妻親と同居は40.1%、夫親と同居は37.4%）、別居している場合は19.8%と明らかな差がみられる。自営業者の場合は親との同別居が就業継続に影響を与えないのに対し、雇用者の場合は同居の場合は34.1%、別居の場合は18.0%と2倍近い格差が現れる点は興味深い。先述した就業継続率が低い事務職と比較しても、親と同居している者は30%をこえるのに対し、別居の場合は15.1%と約半分の数値に落ち込む。標本数の分布をみても明らかなように、結婚後も親と同居している女性は、少数派である。親による家事・育児機能の代替が、就業継続率を押し上げているとすれば、親と別居している女性が就業継続をするには、親機能と代替可能なきめ細かい保育サービスが求められるといえよう²⁾。

(2) 意識と就業継続率

なぜ20-30代、大卒の就業継続率が予想以上に伸びないのかを考えよう。1つの手がかりとして、仕事と育児のかかわりについて、理想の人生の分布を学歴別、世代別にみても、特に大きな差はみられない。そこで、対象者を均等法世代かつ子育て期にある26-35歳層にしぼって、より属性を細かく分析することにした。

表2は、就業歴別に理想の人生をみたクロス表である。現在子どもがいる者について、第1子出産時に就業継続をしたか否かで分布をみると、どちらも「出産で退職し、子どもの手が離れたら再び働く」という再就職志向がもっとも高いが、2番目に高いのが、継続者の場合は「結婚や子どもの成長に関係なく働く」であり、非継続者の場合は「結婚で退職し、子どもの手が離れたら再び働く」が高く、特に、継続者に比べ「結婚で退職し、出

表2 就業歴別の理想の人生 (26-35歳)

理想の人生	第1子出産時の就業継続			
	継続		非継続	
結婚はしたが出産しないで働き続ける	3	2%	11	1%
出産で退職し、子供の手が離れたら再び働く	83	42%	266	32%
結婚で退職し、子供の手が離れたら再び働く	22	11%	203	24%
結婚や子供の成長に関係なく働く	52	26%	98	12%
結婚で退職し、出産しその後はずっと働かない	15	8%	153	18%
結婚前も結婚後もずっと働かない	5	3%	17	2%
出産で退職し、その後はずっと働かない	13	7%	70	8%
結婚で退職し、子供はもたずずっと働かない	0	0%	3	0%
結婚前は働いていなかったが、子供が手を離れたら働く	5	3%	12	1%
合計	198	100%	833	100%

2) 前田信彦(1998)は、親と同居する女性は正社員として働く確率が高まることを明らかにしている。しかし、親の年齢を加味すると、親が比較的若い世代では就業にプラスの効果をもつが、親が高齢になるほど、労働市場を退出する可能性が高まるという。つまり、親の同居によって就業継続が可能になったとしても、親が高齢になり、女性労働者が40-50代にさしかかると、労働市場を退出する可能性が核家族世帯より高まる可能性があることを示唆している。親による育児機能の代替は、今後高齢人口の割合が急増することを考えると、必ずしも女性労働者の就業継続にはつながらない。

産しその後はずっと働かない」の項目の数値差が大きい。

同じ傾向は、表3の「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事をもたず育児に専念したほうがよい」への賛同を問うた結果にもあらわれている。第1子出産時の就業継続

表3 「3歳児神話」についての考え方 (単位：%)

	子どもあり (第1子出産時の就業選択)		子どもなし (現在の就業の有無)	
	継続	非継続	仕事なし	仕事あり
総数	(201)	(848)	(108)	(122)
まったく賛成	23	44	45	29
どちらかという賛成	43	46	45	53
どちらかという反対	25	8	8	16
まったく反対	9	2	1	2

の有無別にみると、継続者が「まったく賛成」が23%、「どちらかという賛成」が43%であるが、非継続者は「まったく賛成」が44%、「どちらかという賛成」が46%と、3歳児神話の肯定派は相対的に非継続者の方が高い。しかし、「どちらかという反対」、「まったく反対」は継続者が34%と高い割合を示す。現在子どもがいない世帯を比較しても、「仕事なし」の90%が賛成派にまわるなど、価値観と就業行動には密接な影響があることがわかる³⁾。

(3) 就業継続ができた理由

表4は、第1子出産後に就業継続をした者に限定して、就業継続ができた理由をたずねた結果である。いずれの年代でももっとも高いのが、「親・親族の支援」であり、親の援助が就業継続に欠かせないことがよく分かる。

先にみたように、就業継続率が低い雇用者について、親との同別居別に比較してみると、保育所、企業内託児所、勤務時間の変更、業務内容の変更などが別居の方が同居者より相対的に高い数値を示す。親の援助を得られない雇用者は、固定的な就業時間による両立へのしわよせを、保育所や企業内託児所に託し、また自営業者に近い勤務時間の変更や業務内容の変更などの柔軟な勤務体制をとれたことが、就業継続に貢献していることがわかる。育児休業制度については、親との同別居かわりなく、利用されており、期間限定では

表4 第1子出産時の就業継続条件 (継続者のみ・複数回答) (単位：%)

	育児休業	親	保育所	企業内託児所	保育所時間延長	勤務時間の変更	業務内容の変更	職場の理解	その他
自営業	1.3	70.3	19.6	0.3	2.3	5.2	1.3	4.9	29.7
雇用者	22.6	62.1	26.0	5.7	4.3	6.3	1.7	14.4	11.0
うち親同居	22.9	79.0	21.3	1.9	2.8	4.1	1.3	16.9	9.1
うち親別居	27.5	50.9	31.0	8.4	5.7	8.4	2.1	14.9	9.4

3) 自身の生き方に自己肯定的に回答する傾向があることに注意が必要である。

あるが基本的な支援策として定着していることがわかる⁴⁾。

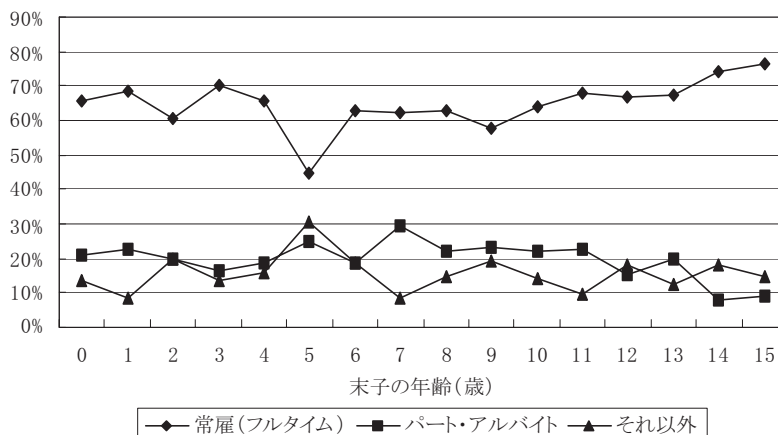
3. 第1子出産時の選択が及ぼす影響

従来から、わが国では子どもが出産時に母親は労働市場を退出し、ある程度の年齢になったら再就職を望むという傾向が強い。本調査でも、理想のライフコースとして再就職型をあげる割合は50.7%と高い割合を示し、未就学児をもつ母親の働く予定についても、18.9%が「末子が小学校に入ったら働きたい」と回答している⁵⁾。

では、小学校就学以後の母親の就業は果たして希望通りにいくのであろうか。図1と図2は、第1子出産時に就業継続をした者としなかった者の、従業上の地位の推移をあらわしている。本調査では、調査時点と、第1子出産前の就業状況という2時点の比較しかできないが、第1子出産時に仕事を継続したかどうかは、その後のライフコースに大きな差があらわれることを示している。

図1より、第1子出産後に就業継続し続けた者は、末子年齢にかかわらずほぼ従業上の地位は一定である。つまり、第1子が成長し、第2子以降の出産があっても、常雇（フルタイム）の割合がほぼ一定であることから、第1子出産という壁を乗り越えた者は、その後も就業し続ける可能性がきわめて高いことが予想できる。反対に、図2のように、第1子出産時に就業を中断した者は、「それ以外」（おそらく専業主婦）が大多数をしめるが、末子の年齢の上昇とともに減少し、かわってパート・アルバイトが増加していく。これは、いわゆる労働力率のM字の回復が、常雇（フルタイム）ではなく、パート・アルバイトという短時間勤務で行われていることを象徴している。フルタイム勤務の割合は、末子が13

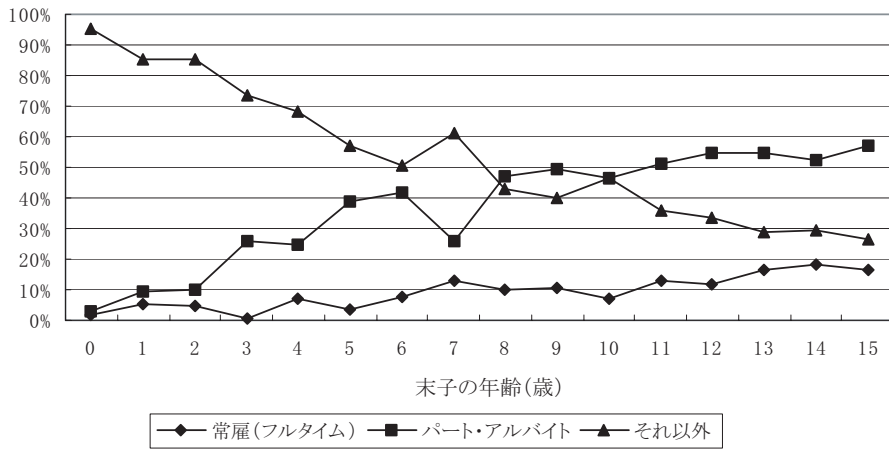
図1 末子の年齢別にみた母親の従業上の地位
(第1子出産時の就業継続者)



4) 労働省「平成11年度女性雇用管理基本調査」によると、出産者に占める育児休業取得者の割合は、1999年の5人以上の事業所の労働者では56.4%、30人以上規模の事業所の労働者については57.9%である。93年度では30人以上規模の育児休業制度規定がある事業所における取得率48.1%と比較すると、定着は進みつつある。

5) 『第2回 全国家庭動向調査速報結果』 pp.29-30。

図2 末子の年齢別にみた母親の従業上の地位
(第1子出産時の就業継続者)



歳(中学生)以降に若干上昇傾向をみせるものの、ほぼ一貫して低く、女性の再就職の難しさを物語っている。

4. 育児支援のあり方

どのような育児支援を望むかは、調査対象者の属性(収入、就業の有無)で大きく異なる。ここでは、末子の年齢、世代別、第1子出産時の就業継続者と非継続者に分類したクロス表をもとに検討する。

表5をみると、勤務時間、育児休業などの労働政策と、保育所、児童手当などの社会保障政策に対するニーズが高いことがわかる。まず、末子の年齢別にみると、保育料負担の軽

表5 もっとも重要と考える育児支援策

(単位: %)

	総数	末子の年齢			第1子出世時の仕事		現在の仕事	
		0歳	1-3歳	4-6歳	継続	非継続	専業主婦	有職者
総数 (標本数)	100.0 (4563)	100.0 (81)	100.0 (199)	100.0 (30)	100.0 (1024)	100.0 (3114)	100.0 (1323)	100.0 (1191)
勤務時間の変更	16.6	10.0	9.5	10.0	22.2	14.8	13.2	15.4
育児休業の所得補償	15.1	12.5	5.0	10.0	22.7	12.6	12.6	14.5
育児休業後の職場復帰	12.2	6.3	6.0	10.0	11.2	12.5	10.4	12.7
職場保育の充実	12.5	10.0	15.6	10.0	8.3	13.8	13.8	11.3
保育所の時間延長	8.3	3.8	8.0	6.7	10.5	7.5	7.0	8.5
保育料負担の軽減	13.6	21.3	23.1	30.0	13.4	13.7	14.3	13.1
児童手当の充実	11.2	22.5	25.1	13.3	5.7	13.0	13.5	13.4
ベビーシッターサービスの充実	3.2	2.5	2.0	3.3	2.6	3.3	4.1	3.7
家事代行サービスの充実	2.2	1.3	1.5	3.3	1.0	2.6	3.6	1.9
育児相談サービスの充実	3.7	7.5	3.0	3.3	1.3	4.6	5.3	4.0
地域ボランティアの充実	0.6	2.5	1.0	-	0.1	0.8	1.0	0.5
その他	0.8	0.0	0.0	3.3	1.1	0.7	1.3	1.0

注: いずれのクロス集計表も、カイ2乗検定で、1%水準で有意である。

減、児童手当の充実に対するニーズが高い。また、末子の年齢が0歳のところで、「育児休業の所得補償」が高い。これは、ちょうど育児休業中の回答者が多いためである。興味深いのは、希望する育児支援策について、「保育所の時間延長」より「勤務時間の変更」に対するニーズがいずれの年齢でも高い点である。働く母親に対する支援策として、延長保育、夜間保育の整備が重視されているが、この結果からは、乳幼児をもつ母親が望むのは、延長保育を使わなければならないほどの残業ではなく、短時間勤務やフレックスタイムなどの勤務時間の変更、つまり時間的なゆとりをもって育児をしたいという姿が見て取れる。しかしながら、現実には就業形態の多様化や、女性の深夜業も増加しており、女性が基幹業務に携われば携わるほど、残業なしの短時間勤務は難しく、保育所の延長保育・夜間保育は就業継続策としては欠かせない。男女雇用機会均等法改正時に、家庭責任のある者の深夜業を制限する措置がとられたが、乳幼児をもつ親に対しては就業時間短縮措置をとれるよう、労働政策からのより一層の法制度の充実が必要とされる。

現在の年齢による分布をみても、おそらく現在乳幼児の育児をしている年齢層では、児童手当と保育料負担の軽減が強く志向されている。第1子出産時に仕事を継続したかどうかは、求める育児支援に大きな違いが現れる。特に、「勤務時間の変更」と「職場保育の充実」、「保育所の時間延長」と「児童手当の充実」で際立っている。就業を継続した者は、現金給付よりむしろ勤務時間や保育所の時間延長などのサービス充実を望み、就業をやめた者は児童手当などの現金給付を志向している。つまり、就業支援という観点からみると、勤務時間の変更、保育所の時間延長、保育料の軽減が、求められている支援策であることがわかる。

・ 回帰分析による就業継続の要因と効果分析

これまでのクロス集計表をもとにした分析で、第1子出産時の就業継続の要因を探ってきた。しかし、特に就業継続率の落ち込みが大きい大卒女性の事務職をとってみても、就業継続をしない要因が、年齢要因であるのか、事務職という職種であるのか、意識の問題なのかは、それぞれがどの程度の強さで影響しているのかまでは、明確にできなかった。そこで、ここではより詳細な要因分析を行うこととする。

1つは、第1子出産時の就業継続要因について、第1子出産前の職業が雇用者であった者でかつ長子6歳以下の標本に限って、より詳細な分析を行う。雇用者に対象を限定したのは、勤務条件などが異なるグループを1つに分析することは難しいこと、そして昨今の女性労働者の多くが雇用者として働いているため、雇用者の就業継続条件に焦点をしばった。また、長子6歳以下にしたのは、次の理由による。ダグラス=有沢の法則からも、妻の就業継続要因には夫の所得が大きな影響を及ぼすにもかかわらず、本調査では調査時点での夫の所得を把握することはできるが、第1子出産時の夫の所得を把握することはできないため、出産時と調査時点での時間的経過が少なく、かつ十分な標本数が確保できる長子6歳以下の層に限ることとした。就業継続をする、しないを被説明変数とするロジスティッ

ク分析を行う。

もう1つは、第1子出産時に就業を継続する、しないという選択が、その後の妻の収入にどのような影響を及ぼすのかを分析する。本調査では、収入額は調査時点でしかわからず、その仕事の内容も第1子出産前と調査時点という2時点でしかわからず、転職の回数などを把握することができないという問題はあるが、先の図1、図2からも明らかなように、第1子出産時に就業継続した者は、その後もフルタイム就業を続ける傾向が高い。このことから、就業継続の効果を収入面からみることは可能と考えた。つまり、今後、育児支援を第1子出産時点で集中させた場合に、妻本人の人的資本の向上、つまり賃金の上昇にどの程度寄与するのかを、推察する材料にもなるため、分析を行うこととした。分析の対象は、人的資本の向上が賃金の上昇に結びつきやすい雇用者に限定し、出産前の職業が雇用者であり、かつ現在の有職者についても、雇用者のみとした。

1. ロジスティック回帰分析による第1子出産時の就業継続の要因

第1子出産時の就業継続を被説明変数とし、被説明変数として、現在の妻の年齢、第1子出産時の夫の年齢、第1子出産時の妻の年齢、夫の年収、妻の学歴、妻の出産前の仕事の種類、従業先規模、親との同別居という環境要因のほか、意識面の変数として仕事と育児のかかわりについての5パターンの理想の人生、そのほか家族や子どもに関する意識として「結婚後は、夫は外で働き、妻は主婦業に専念すべきだ（主婦業専念）」の賛否、「夫や妻は自分たちのことを多少犠牲にしても、子どものことを優先すべきだ（子ども優先）」、「子どもが3歳くらいまでは、母親は仕事を持たず育児に専念したほうがよい（3歳児神話）」への賛否を用いた。標本数は、これらすべてに回答している574サンプルである。

表6は、長子6歳以下の女性が、第1子出産時に就業継続したか否かについて諸変数の及ぼす影響を分析した結果である。オッズ比は、基準カテゴリーを1.000とした場合の、当該カテゴリーにおける就業継続確率の比、つまり就業継続確率の倍率をあらわす。

現在の妻の年齢、第1子出産時の夫婦の年齢は、ほとんど影響がないことがわかる。夫の年収は有意にはなったものの、予想とは異なりほとんど影響を与えていない。妻の学歴についてみると、有意にはならなかったが、学歴が高いほど就業継続確率は高い。つまり、大卒女性の就業継続率が落ちている要因は、別にあることがわかる。一般に、学歴が高いほど、賃金も高くなる傾向があることから、就業中断の機会費用が高い大卒女性ほど、出産後も就業継続する者の割合が高いとの説明が可能である。

妻の出産前の仕事の種類をみると、専門・技術職を基準とすると、管理職・労務作業者で有意であった。特に、事務職、販売職、サービス職の落ち込みは大きく、事務職の継続率は1%水準で有意であった。このことから、従業先規模については、民間企業の場合、企業規模による差は相対的に小さい。極端に継続率が高いのは、官公庁であり、継続しやすい就業環境が整えられていることが、出産後の継続就業につながり、また仕事と育児の両立がしやすい職場環境が、就業継続を望む女性をひきつける要因になっているのかもしれない。

親との同別居については、同居した場合は、別居の場合より4.4倍就業継続の確率が高いことが明らかになった⁶⁾。つまり、育児機能を親に委ねることで就業継続がはかられているという日本の実情が個票からもよくわかる。

それでは、意識面の要因はどうであろうか。理想の人生については、やはり仕事と育児の両立を理想とする「両立型」で継続率が高い。しかし、統計的に有意な差でなく、再就職型、専業主婦型についてはほとんど差がないことから、新谷(1998)が指摘するように、自身の人生選択を事後的に、肯定するということによるかもしれない。結婚後は主婦業に専念すべきという考え方に賛成を示すものは、そうでない者の半分以下の数値である。特に、差が大きいのが、3歳児神話である。1%水準で有意であったことから、根強い慣習であることが再確認された。

2. 第1子出産時の就業継続が、現在の収入に及ぼす効果

それでは、第1子出産時に就業継続をしたか否かが、現在の収入額にどのような効果を及ぼしているのかについてみていこう。現在の年収を被説明変数とし、説明変数として、現在の妻の年齢、配偶者の年収、結婚年齢、子どもの人数、長子の年齢、最年少の子どもの年齢、第1子出産時の妻の年齢、現在の仕事の種類(それ以外を基準とする)、勤めか自営か(従業先規模1-4人を基準とする)、学歴(中卒を基準とする)、仕事の育児のかか

表6 有配偶女性の第1子出産時の就業継続・非継続に関するロジスティック分析結果
(出産前の職業が雇用者かつ長子6歳以下)

	オッズ比
現在の妻の年齢	0.953
第1子出産時の夫の年齢	0.995
第1子出産時の妻の年齢	1.032
夫の年収	0.998 **
妻の学歴	
(中卒)	1.000
高卒	1.001
専修学校・短大卒	1.292
大卒	1.479
理想の人生	
DINKS型	1.695
両立型	1.823
再就職型	0.811
(専業主婦型)	1.000
その他	0.544
妻の出産前の仕事の種類 (専門技術職)	1.000
管理職	6.078 *
事務職	5.820
販売職	3.409
サービス職	3.146
生産工程・技能職	2.752
労務作業者	21.022 **
妻の出産前の従業先規模	
(1-9人)	1.000
10-29人	0.898
30-99人	0.620
100-299人	0.670
300-999人	0.569
1000人以上	0.876
官公庁	23.204 **
親との同別居(現在)	
同居	4.380 **
(別居)	1.000
主婦業専念すべきの賛否	
賛成	0.452 **
(反対)	1.000
子どもを優先すべきの賛否	
賛成	0.844
(反対)	1.000
3歳児神話の賛否	
賛成	0.282 **
(反対)	1.000
カイ自乗 標本数	348.202 574

注：() 内は、基準カテゴリーである。

**P<.0.1, *P<.05

6) 親との同別居については、調査時点を基準にした。同居開始時期をたずねる質問項目はあったが、不詳者が多いのと、出産時に別居をしていても、近いうちに同居する予定がある場合には、就業継続にプラスに働くと判断したためである。

わりに関する現実の人生と理想の人生（各専業主婦型を基準としてダミー化）、出産前の仕事（事務職を基準）、出産前の規模（1-9人を基準）、第1子出産時の仕事の継続の有無（継続 = 1, 非継続 = 0）、そのほか、主婦業専念、子ども優先、3歳児神話、家事平等分担についての賛否について（賛成 = 1, 反対 = 0）とダミー化し、そのほか3歳児未満の有無、未就学児童の有無、親同居の有無という変数を用いた。

表7は、全標本（出産前の仕事は雇用者）、第1子出産時の就業継続者、非継続者の3種類の重回帰分析の結果である。

配偶者の年収は、継続者、非継続者で有意であり、強い影響を及ぼしている。継続者はわずかながらプラスの影響であるのに対し、非継続者はマイナスになっており、第1子で就業を中断したものは、夫の年収が高くなるほど、妻の就業インセンティブが低下するということをあらわしている。

結婚年齢や子どもの人数は有意な影響を及ぼしてはいない。しかし、継続者の場合の係数はマイナス17であり、就業継続者の場合、やはり第2子以降を持つことは、賃金へのマイナスの影響があることを意味しており、子どもをもつ選択が、経済的に不利益にならない方策をもうけることが必要である。長子年齢は、継続者で有意である。つまり、常勤の場合は第1子出産時でやめなければ、その後の賃金は長子の年齢とともに上昇するのである。

現在の仕事の種類では、常勤であることが、全体、継続者について1%水準で有意になっている。逆に非継続者の場合は、現在の就業形態が常勤であったとしても、賃金の高さには結びついていない。むしろ、非継続者の場合は、パート・アルバイトであることが、賃金の高さに結びつくという結果になっている。これは、標本数の大半がパート・アルバイトであるために、再就職後の勤続年数の長さが、賃金の上昇で説明できているのではないかと推察される。

勤めか自営かの項目では、官公庁が1%水準で有意であったとともに、全体でも係数が30を超えるなど、その後の賃金の上昇にも大きく寄与していることがわかる。学歴については、大卒が全体と非継続者で5%、継続者では10%水準で有意ではあった。しかし係数の大きさは、継続者が77、非継続者が32と2倍以上の格差があり、賃金に及ぼす学歴の効果は就業継続による影響で増幅されることが明らかになった。

育児と仕事のかかわりでは、理想の人生より、現実の人生の方が影響が強い。DINKS型、両立型、再就職型など、就業を希望する場合、専業主婦型に比べ、賃金の上昇を期待できる。DINKS型や両立型など就業中断を経験しない場合は、賃金を引き上げる効果は大きい。出産前の仕事、出産前の規模については、専門・技術職を除き、有意になった。出産前の従業先規模は、大企業勤務ほど係数が高く、継続者の場合では有意になっている。年功序列による賃金上昇効果は、大企業ほど高いといわれていることにも合致する。

意識に関する項目では、唯一継続者で「夫婦で家事を平等に分担すべき」が有意となった。共働き世帯において、家事や育児の機能を夫婦間で分散させることが、より両立をたやすくし、人的資本の向上につながっているのではないかと思われる。

3歳未満児の有無は、有意にはならなかったが、就業継続者で係数が-47.08と賃金にマ

表7 有配偶女性の現在の年収に関する重回帰分析
(出産前の職業が雇用者/年齢50歳以下)

	全体		第1子出産時の就業継続			
			継続		非継続	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値
定数項	-23.1570		-249.716		15.9787	
現在の年齢	-10.5912	1.0283	-43.57106	1.6094	2.4822014	0.2505
配偶者年収	-0.0235	*	2.1494	0.1450893	4.8988	-0.058332 **
結婚年齢	1.1466	0.7445	4.6814541	1.5279	-0.416204	0.2503
子ども人数	-5.7965	0.9253	-17.74372	1.1364	1.5762378	0.2599
長子年齢	13.5408	1.3127	49.250548	1.8352	-0.659335	0.0661
最年少子ども年齢	0.7431	0.4245	-2.864156	0.6308	2.1815711	1.3000
第一子出産時の妻の年齢	11.8041	1.1365	41.267094	1.5197	-0.224864	0.0224
現在の仕事	常雇(フルタイム)ダミー	163.9783 **	12.1078	123.44817 **	3.5448	186.33507 **
	パート・アルバイトダミー	7.8661	0.7553	-32.97399	0.9183	27.820929 **
勤めか自営か	役員ダミー	75.4043 *	2.4190	123.40516 *	2.0944	56.642441
	5-29人ダミー	-24.3788	1.0203	24.855164	0.5122	-57.74092 *
	30-99人ダミー	-11.1578	0.4564	49.208448	0.9901	-65.08566 *
	100-499人ダミー	17.5473	0.7131	112.78719	* 2.2029	-53.84766 *
	500-999人ダミー	36.7619	1.1937	158.93767 **	2.6343	-73.18194 *
	1000人以上ダミー	32.9216	1.2439	97.781369	1.7382	-26.54839
	官公庁ダミー	169.3527 **	6.6357	222.57924 **	4.4287	-66.51215
	契約の雇用者ダミー	-49.7879 *	2.0780	7.8961321	0.1420	-93.92784 **
	家庭内職者ダミー	-24.6718	0.7684	-11.42473	0.1401	-66.80018 *
	その他ダミー	-62.8382 *	2.1331	12.835906	0.1520	-110.7368 **
	仕事なしダミー	-50.4514 *	2.1710	-36.06759	0.6849	-96.42398 **
学歴	高校ダミー	2.1782	0.1699	-7.826331	0.2510	13.458728
	専修学校・短大卒ダミー	0.3799	0.0283	19.851108	0.5906	5.7680121
	大卒ダミー	39.3335 *	2.4077	77.656146	1.9364	32.891467 *
現実の人生	DINKSダミー	289.0892 **	2.8556	330.24434	1.9344	
	両立ダミー	235.6784 **	2.6811	229.79739	1.4509	
	再就職ダミー	36.7122 **	4.0182			27.013506 **
	その他ダミー	24.9143	0.8710	191.33814	0.8594	23.61009
理想の人生	DINKSダミー	-2.1605	0.0883	-124.7052	1.5332	34.403357
	両立ダミー	4.2642	0.4416	3.9726989	0.1651	5.2526024
	再就職ダミー	-15.1166 *	2.0211	-37.25076	1.7413	0.1503953
	その他ダミー	10.2732	0.4029	1.7150685	0.0236	-6.483434
出産前の仕事	専門・技術職ダミー	36.1633	1.4379	28.532739	1.2987	28.009325 **
	管理職ダミー	108.1600 **	4.4837	278.29252	1.7821	50.50142
	販売職ダミー	-3.0985 **	2.9882	-8.665303	0.2374	-1.234998
	サービス職ダミー	7.8714 **	2.6140	1.8886946	0.0713	0.3262433
	生産工程・技能工ダミー	-44.6345 **	5.7911	-84.27368 **	3.0459	1.1129723
	労務作業者ダミー	-39.1604 **	2.6408	-94.42932	1.7576	16.376307
出産前の規模	10-29人ダミー	13.0861	1.2653	-3.686936	0.1322	15.469365
	30-99人ダミー	16.5570	1.6130	17.492224	0.5949	18.126932
	100-299人ダミー	17.5399	1.6009	19.654894	0.6194	2.8356923
	300-999人ダミー	23.5419 *	2.0686	29.167417	0.8628	10.999989
	1000人以上ダミー	23.6406 *	2.1345	30.043957	0.7030	24.652597 *
	官公庁ダミー	30.6697 *	1.9691	16.975519	0.4753	21.294768
出産時の就業継続ダミー		-137.8940	1.5716			
主婦業専念賛成ダミー		-0.6352	0.0947	-6.8374	0.3564	4.3763471
子ども優先賛成ダミー		-2.9048	0.4010	2.514071	0.1467	-7.996824
3歳児神話賛成ダミー		-12.1696	1.3056	-27.9979	1.4928	2.3258353
家事平等賛成ダミー		5.2084	0.7239	51.08229 *	2.3209	0.1913959
3歳未満児の有無ダミー		-13.7571	1.3861	-47.08229	1.7783	6.6410556
未就学児童の有無ダミー		-4.5608	0.4264	-28.4934	0.9761	6.1280095
親同居の有無ダミー		1.2629	0.1790	27.3082	1.6909	-8.911718
標本数	1746		424		1322	
決定係数	0.6436		0.6583		0.4434	

注：() 内は、基準カテゴリーである。

**P<0.01, *P<.05

イナスの影響をおよぼしていることがわかる。これは、3歳未満児がいることで、残業などの制限をしているため、収入が伸びないという効果と、3歳未満児がいるのは、若年層が中心で、本来の賃金そのものが低いという両方の効果が考えられる。就業継続の有無では、高い有意水準であった、親との同居は、ここでは有意にはならなかった。しかし、継続者の場合に、係数が20をこえることから、親の援助を得て就業継続することが、今後のキャリア形成に役立っていることが明らかになった。

このように、第1子出産時に就業継続をするかどうかの1時点での選択が、その後の賃金に大きな影響を与えることがわかった。仮に、就業継続のために、保育所の増設や、延長保育・夜間保育の整備などは、社会全体のコストの上昇につながる。しかし、前田正子(1998)の試算が示すように、女性が就業継続をし、保育所の社会的費用がかかっても、彼女たちの負担する税や社会保険料などの負担で十分カバーでき、保育所などの就業環境の整備は欠かせないものとなるう。

．おわりに

以上、本研究では、「第2回全国家庭動向調査」の個票データをもとに、第1子出産時の就業継続の要因分析と、それがその後の収入に及ぼす効果について、分析を行った。その結果、以下の点が明らかになった。

第1子出産時に就業継続をするかは、親の同居、官公庁勤務という職場環境、あらかじめ想定していた理想の人生像が大きく影響している。均等法世代の出産後の継続率は、過去の世代に比べても高いとはいえ、女性の高学歴化は人的資本の向上に効果的に生かされていない。

就業継続をした女性たちは、その後も常勤で勤務する率がきわめて高い。彼女たちの求める育児支援策をみると、児童手当の充実や保育所の料金の引き下げという現金志向よりも、勤務時間の短縮、保育所の時間延長などの時間面での就業環境の整備が、非継続者よりも強く望まれている。少子化対策として、女性の仕事と育児の両立をはかるのであれば、勤務時間の短縮や保育所の整備という、社会保障政策と労働政策両面での支援が必要である。

第1子出産時に就業継続したものは、その後もフルタイム就業を続ける者が多い。したがって、賃金の上昇も長子の年齢とともに増加する。しかし、第1子出産時に就業継続しなかったものは、その後の再就職の大半がパートやアルバイトであり、賃金の上昇には結びつかない。仕事と育児の両立をはかるためには、第1子出産時に重点的に支援策を展開することが、肝要である。

女性が就業を継続し、なおかつ出生率の回復もねらうという難しい政策は、すぐにその効果があらわれるわけではない。しかし、現在の少子化の要因は、過去において就業者への育児支援をほぼ親による育児機能の代替に委ねてきたことが原因である。今後の支援策の展開と、10年後に及ぼす効果が期待される。

文献

- 樋口美雄 (1994) 「育児休業制度の実証分析」 社会保障研究所編 『現代家族と社会保障』 東京大学出版会, pp.181-204
- 樋口美雄・阿部正浩 (1999) 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング - 固定要因と変動要因の分析 - 」 樋口美雄・岩田正美編著 『パネルデータからみた現代女性』 東洋経済新報社, pp.25-65
- 今田幸子 (1996) 「女子労働と就業継続」 『日本労働研究雑誌』 No.433, pp.37-48
- 金子能宏・森田陽子 (1996) 「育児休業制度が女性雇用者の勤続年数に及ぼす効果」 日本労働研究機構 『育児休業制度等が雇用管理・就業行動に及ぼす影響に関する調査研究』
- 小島宏 (1995) 「結婚, 出産, 育児および就業」 大淵寛編 『女性のライフサイクルと就業行動』 大蔵省印刷局, pp.61-87
- 厚生労働省 (2001) 『女性労働白書』 (財) 21世紀職業財団
- 前田信彦 (1998) 「家族のライフサイクルと女性の就業 - 同居親の有無とその年齢効果」 『日本労働研究雑誌』 1998年9月
- 前田正子 (1998) 「子育て支援の意義」 加藤寛・丸尾直美編著 『福祉ミックス時代への挑戦 - 少子・高齢化時代を迎えて』 中央経済社, pp.131-151
- 松浦克巳・滋野由紀子 (1996) 『女性の就業と富の分配』 日本評論社
- 西岡八郎 (1996) 「出産, 子育てをめぐる人的サポート資源の活用状況」 人口問題研究所編 『現代日本の家族に関する意識と実態 - 第1回全国家庭動向調査 - 』
- 永瀬伸子 (1999) 「少子化の要因: 就業環境か価値観の変化か - 既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」 『人口問題研究』 第55巻第2号, pp.1-18
- 大沢真知子 (1993) 『経済変化と女子労働』 日本経済評論社
- 新谷由里子 (1998) 「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 - 」 『人口問題研究』 第54巻第4号, pp.46-62
- 労働省女性局 (2000) 『女性労働白書』 (財) 21世紀職業財団

Practical Use of Working Women and the Analysis of their Working Style after Childbirth.

Katsura MARUYAMA

This study aims to analyze the factor of choice among continuation of work or quitting the work after childbirth and the effect of wage later. Data used is 6390 sample from the Second Japanese National Household Survey conducted by National Institute of Population and Social Security Research in 1998 for married women.

As a result, the following things are cleared.

Living together of a parent, working government offices, the ideal life image influenced the choice. The effects of educational attainment are not so large, the working women with higher educational attainment are less likely to continue working after childbirth.

The types of demanding childcare support are different between those who continue working and who devoted herself to childcare after childbirth. Those who continued working after childbirth prefer changing of working hour, extension of nursery time to discounting of nursery payment and child allowance.

Those who continued working after first childbirth tend to continue working as full-time worker. But, those who quit her job after childbirth reentry job market as part-time worker, so their wage is tend to low because of division of career development.

特集：現代日本の家族に関する意識と実態（その1）

世帯内外の老親介護における妻の役割と介護負担

小 山 泰 代

本稿は、家族介護の中心的存在である有配偶女性に焦点をあて、世帯内外における親の介護への関わり方の現状と、それを規定する要因を明らかにするとともに、有配偶女性にかかる介護負担について考察を行うものである。親の介護への関わり方については、特に、これまで明らかにされていない、別居している親の介護に着目している。

上記の目的のもとに、第2回全国家庭動向調査（国立社会保障・人口問題研究所、1998年）の個票データを用いて分析を行った。結果として、第一に、同居している親、別居している親の要介護状態や介護への参加割合について、量的に把握することができた。第二に、別居親の介護への参加を規定する要因についてロジスティック回帰分析を行った結果、夫の親の介護については、親の性別、年齢、配偶状態、家族類型、妻の別居親の介護参加、親の家までの距離、妻の就業、夫の兄の有無などが関連があることが明らかになった。また、妻の親については、親の要介護の程度、家族類型、夫の別居親の介護参加、家族観、親の家までの距離といった変数の関連が明らかになった。最後に、このような家族介護の今後の動向を探るひとつの方法として、夫婦のきょうだい数と親の数という観点から、夫婦の介護負担について検討し、きょうだい数と親の数の比率でみた場合の介護負担は、若い世代で今後増大することを示した。

「老親の介護は家族が行う」という家族介護規範は依然根強く、同居介護や別居介護など多様な形をとりながら、今後も家族介護システムは維持されていくと推察される。しかし、家族や介護の形が変わりつつある今日では、介護上の支障も多様化している。老親の介護に対する肯定的姿勢を尊重した介護サポートシステム構築のためには、現在および将来の家族の介護機能を適切に評価することが不可欠である。

はじめに

1. 背景と目的

平成10年国民生活基礎調査によれば、要介護者のいる世帯は総世帯数（国民生活基礎調査による推計値）の2.7%にあたる120万8千世帯（要介護者数は124万3千人）である。このうちその世帯員が主な介護を行っている割合は85.1%にのぼる。この値は1980年代後半までは9割を越えており、現在までゆるやかに低下しているが、要介護者の介護は大多数が家族介護であるという傾向にかわりはない。さらに、世帯内の介護者は要介護者の「妻」や「息子の妻」などの女性世帯員（有配偶女性）が多数で、家族介護の中心は有配偶女性であるという傾向も依然続いている。家族の小規模化、親との別居傾向の高まり、女性の

就業率の上昇などによって、家族の介護機能・介護能力が変化ないしは低下しているという見方は社会的な共通認識となっている。

一方で、同調査では、寝たきり者の主な介護者のうち約5%は別居の親族であり、家族の介護関係が世帯内にとどまらないことを示している。最近では「週末介護」「帰省介護」「別居介護」などという言葉も聞くようになった。このような現象は、家庭の介護機能の低下を裏付けるとともに、家族介護のシステムが家庭という空間的な枠組みを超えて維持されていることを示している。家族介護に対する肯定的規範は依然根強いが、介護を担当する側の諸事情は、それを受け入れられる状況にあるとは言い難い。その典型が親との別居と女性の就業であろう。同居・別居にかかわらず、近年のきょうだい数の減少により、親の介護は以前に比べて少数（ときには1人）の子どもで負担する状況になっている。たとえば、きょうだいのない者同士が結婚した場合には、最大で夫婦双方の両親4人の介護が同時期に夫婦2人にかかってくることも考えられる。有配偶女性の場合には、自身の配偶者（夫）の介護をあわせれば5人となる可能性もある。現在でも介護は1人の世帯員に集中する傾向があり、同時に複数の要介護者の介護を、あるいは別居している親の介護を担う場合には、介護を担当する者の負担は非常に大きいものとなる。

こうした家族介護に関して、日本では、1970年代後半になって東京都老人総合研究所によって要介護者本人の状況とともに介護者の介護上の支障を客観的にとらえる方法が示され（冷水・武川1984）、これ以後、介護者の支障を客観的に評価しようとする調査研究が多く行われている。それと同時に、在宅介護や施設入所を規定する要因の研究（石橋1992、菅野ほか1992）や介護を阻害する要因の研究（岡本1987）、介護者のストレスや負担感、幸福感の研究（松岡1993、中谷・東條1989、前田ほか1989）なども行われるようになり、近年では介護を含めた社会的ネットワーク（藤崎1986、野口1991）や、介護と女性の就業継続（小川・松倉2001）といった分野が新しい関心領域となっている。また、老親と成人子との同居を規定する要因のひとつとして、老親の介護を扱うものも見受けられる（金ほか1998、西岡2000）。これらの分析の多くは、問題の性質もあって介護される側を中心においたもので、介護者となりうる側から見て、介護への関わり方を規定する要因を分析したものはあまり見受けられない。また、世帯内の介護の状況は把握しやすいが、世帯の外部を含めた個人の介護行動の状況は把握しにくく、そうした調査分析はこれまでにほとんど行われていない。

本稿は、このような背景のもとに、家族介護の中心的存在である有配偶女性に焦点をあて、世帯内外における親の介護への関わり方の現状とそれを規定する要因を明らかにするとともに、有配偶女性（ないしは子ども夫婦）にかかる介護負担について考察を行うものである。特に、これまで明らかにされていない、別居している親の介護に着目する。

2. データと分析対象

分析に使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が1998年に全国の有配偶女性を対象として実施した第2回全国家庭動向調査である（西岡ほか2000）。同調査では、同時

期に実施された平成10年国民生活基礎調査（厚生省大臣官房統計情報部）と世帯員ベースでのデータリンケージを行った。同年の国民生活基礎調査は3年毎の大規模調査年にあたり、介護に関する調査項目が設定されており、世帯内での介護の状況が得られる。一方、家庭動向調査では、有配偶女性の家庭外部での介護活動（介護の対象は別居の親）を把握することを試みた。両調査のリンケージによって、国民生活基礎調査からは世帯内の介護の状況を把握することができ、家庭動向調査からは世帯外部の介護の状況を把握することができる。

本稿では、家庭動向調査の調査対象者（有配偶女性）のうち、介護の必要な親をもつ者を主な分析対象とする。データリンケージが成功した8186ケースのうち、介護の必要な同居の親をもつ者は112ケース（1.4%）、介護の必要な別居の親をもつ者は751ケース（9.2%）である。以下、本稿では、特に注記のない限り、調査対象者の有配偶女性を「妻」と表記する。同様に、単に「親」という場合には、対象者（妻）自身の親と配偶者（夫）の親を含めるものとする。また、ここで要介護の状態とは、日常生活になんらかの介助の必要な状態をいう。

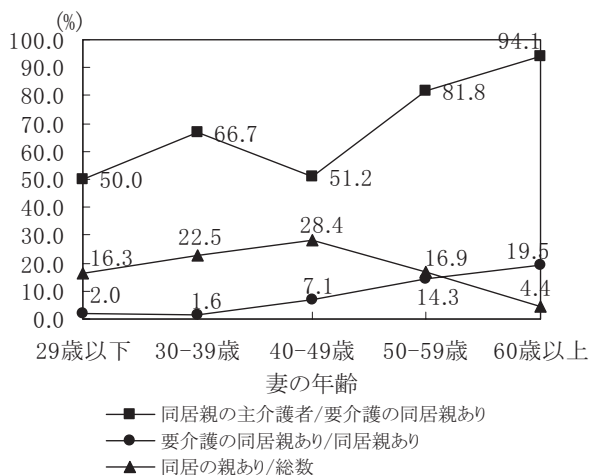
同居親および別居親の介護への関わり

有配偶女性（以下、「妻」）は、同居あるいは別居している自身の親と配偶者（以下、「夫」）の親の介護において、どのような役割を果たしているのだろうか。

調査対象である8186人の有配偶女子のうち、世帯内に介護の必要な親をもつ者は112人（1.4%）で、この約7割にあたる79人は親の主たる介護者となっている。妻の年齢別に見ると（図1）、40歳代以降では年齢があがると同居親のいる割合は減少するが、同居親のうち介護の必要な者の割合は上昇する。60歳以上では同居親のいる者のうち約2割は要介護の同居親をもっている。また、親が同居親である場合に妻がその主たる介護者になる割合は、40-49歳でその前後より低くなっているものの、おおむね年齢とともに上昇する傾向にあり、50歳代では81.8%、60歳以上では94.1%に達している。世帯内に夫婦の両親ともに生存している場合、父親が要介護となったときには母親（父親にとっては妻）が主たる介護者となるのが一般的である。比較的若い世代の夫婦で同居親に介護が必要でもその主たる介護者となる割合が高年層ほど高くないことには、こうした背景が考えられる。

次に、世帯外における妻の介護役割

図1 同居の親の要介護の状況と妻の介護参加



についてみてみよう。調査データ中、介護の必要な別居の親をもつ者は751ケース（9.2%）である。このうち約2割の者は2人以上の介護の必要な別居親をもっている。また、8ケース（1.1%）には介護の必要な同居の親をもつ者である。家庭動向調査では、介護の必要な別居している親について、「その主たる介護者がだれか」、妻自身が主たる介護者でない場合には「介護を手伝っているか」を調査している。以下、「別居親の介護に参加している」というときには、主たる介護者であるか介護を手伝っているかのどちらかにあてはまる場合を指すものとする。

図2に別居親の要介護の状況を妻の年齢別に示した。別居親のいる者のうち、要介護の別居親がいる者の割合は、60歳以上では約2割で同居親の場合と大差ないが、それ以前の年齢階級ではいずれも同居親の場合よりも高い値となっている。30歳代でも1割近い妻が要介護の別居親をもっていることになる。これら要介護の別居親をもつ者について、その介護に参加している者の割合をみると、29歳以下の34.8%から次第に上昇し、40-49歳に45.6%に達した後、60歳以上の21.9%まで低下していく。これは同居親の場合とは対照的な動きといえよう。同じ第2回全国家庭動向調査のデータを使用した西岡（2000）では親との同居を規定する要因として親の要介護状態は有意な変数となっていないが、同居への移行を含め、この時期になんらかの介護状況の変化があるとも考えられる。

図3は、介護の必要な別居親のいる者について、別居親の介護への妻の参加の割合を、主介護者として参加している場合と、主介護者を手伝う形で参加している場合とに分けて示したものである。妻が主介護者である割合は、夫の親については60歳以上の層を除いていずれも9%程度であるのに対し、妻の親については30歳代までは6%台であるが40歳代からは1割以上を超える水準となっている。手伝いとしての参加割合は、夫の親については30-39歳でやや低く60歳以上で高いものの18%程度の値を示しているが、妻の親では29歳以下の43.8%から60歳以上の24.0%まで、50-59歳で一度反転の動き

図2 別居の親の要介護の状況と妻の介護参加

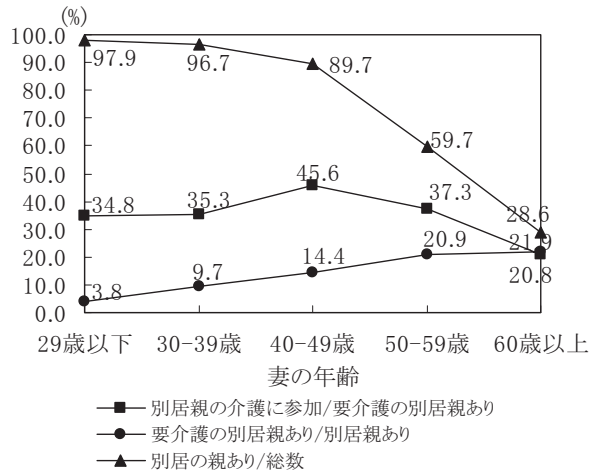


図3 別居の親の介護への参加割合

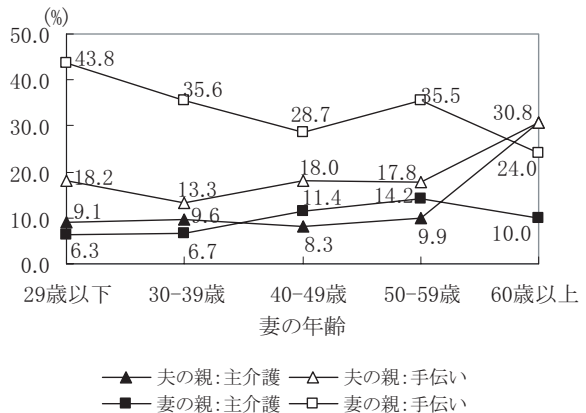
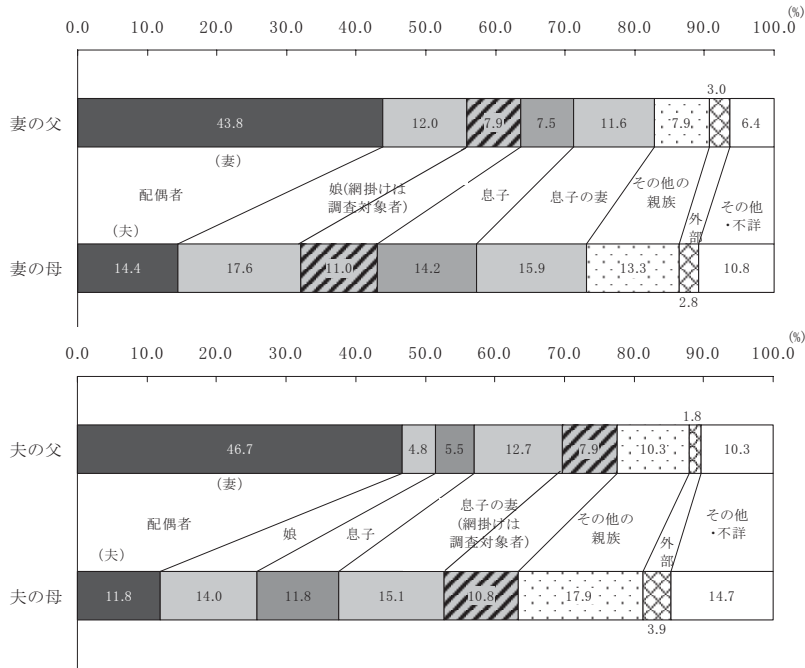


図4 別居親の主たる介護者



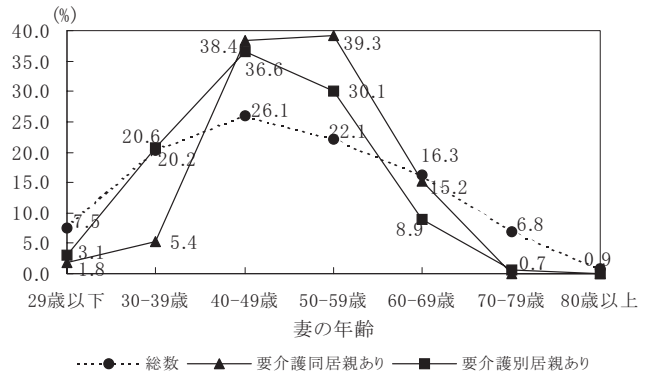
はあるがおおむね年齢とともに低下している。主介護者である割合に比べ、手伝う割合は妻の親と夫の親との差が大きい。

ここで、要介護の別居親の側から介護者をみてみよう。図4に別居の親の主たる介護者について、それぞれの親から見た続柄の割合を示した。妻（図中では「調査対象者」と表記した）は、妻の親にとっては「娘」、夫の親にとっては「息子の妻」となる。妻、夫いずれの親においても、父親の主介護者は圧倒的にその配偶者（調査対象者である妻から見て母親または夫の母親）である。母親については娘や息子の妻の割合が高い。少なくとも父親では7割以上、母親でも4割程度と、いずれにしても家族介護の中心は世帯内外の女性家族であるといえる。調査対象者である妻は、父親では8%弱、母親では1割強を占めており、結婚して別居している娘の世帯外介護資源としての位置づけは小さくないといえる。図表は示さないが、別居の親の8.9%は単身世帯、33.9%は夫婦のみ世帯に所属している。要介護の別居親ではこれらの値はそれぞれ14.5%、21.7%となっており、これらの世帯に属する者の割合は全体よりもやや低い、それでも3人に1人は単身世帯か夫婦のみの世帯に属していることになる。こうした世帯は家族のいない、または配偶者のみという、介護資源として同居家族に期待できない世帯といえる。また、別居親のうち2.6%は病院への長期入院や施設入所となっている。これらは介護機能の主要な部分を外部サービスが代替しているケースである。

別居親の介護に参加する妻の就業状態をみると（図5）、いずれの年齢階級でも、別居親の介護に参加している妻のうちフルタイムで働く者の割合は1割以上で、とくに29歳以下

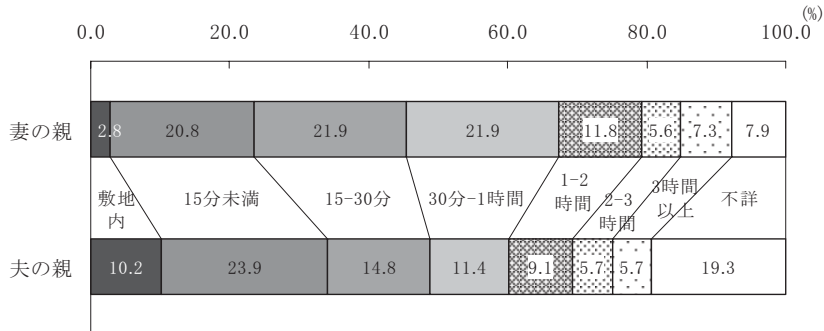
や40歳代、50歳代では2割前後となっている。有配偶女子全体の分布と比較すると、どの年齢階級も別居親の介護に参加する妻の方がやや下回る値となっている。パートやアルバイトをしている者については、30-39歳で31.5%、40-49歳で40.2%と高い割合を示している。有配偶女子全体と比べても、分布の形状は似ているが、これらの年齢階級では別居親の介護に参加し

図5 別居親の介護に参加する妻の就業状態



ている妻の方が5～8パーセントポイント程度高い割合である。小川・松倉（2001）は、同居親の健康度が悪化すると、介護費用負担のために女性世帯員がパートタイムからフルタイムの就業へシフトすると報告しているが、別居親の介護においては、介護のための時間と費用をつくるために、フルタイムよりパートやアルバイトを選ぶという行動規準が考えられる。実際、別居介護にかかる時間（介護している別居親の住居までの時間距離）をみると（図6）、妻の親、夫の親とも敷地内、15分未満といった至近な距離から、3時間以上という者まで幅広く分布している。夫の親では敷地内や15分未満といったより近い距離の者が相対的に多いが、妻の親では30分-1時間という者も2割程度あり、6割程度が1時間未満の距離である。また、1割以上は2時間以上、なかでも3時間以上という者が妻の親で7.3%、夫の親で5.7%存在している。こうした距離は介護活動の頻度とも関連するであろう。3時間以上という距離は毎日通うような介護とは考えにくく、ここにはいわゆる週末介護という形態も含まれているといえる。長距離を経ての介護には介護の直接的な費用のほかに移動の費用もかかるため、それらを含めて、就労時間と介護時間との調整を行いながら介護に参加していると考えられる。

図6 別居親の介護に参加する妻の親の住居までの距離



別居の親の介護への参加を規定する要因

1. 方法と変数

別居をしていても、親に介護が必要になったときには、妻は自分の親か夫の親かに関わらず、主たる介護者やその手伝いとして3～4割程度の者が介護に参加していることが分かった。別居している親の介護に参加する者としめない者との差はどのようなところにあるのであろうか。ここでは、介護の必要な別居の親のいる妻を対象として、二項ロジスティック回帰分析¹⁾を用いて介護への参加を規定する要因について検証する。すでに見たように、別居の親の介護参加については、介護対象が妻の親か夫の親かによってパターンに差があるので、分析にあたっては妻の親と夫の親に区分した。介護の必要な妻の親をもつ者は466ケース、介護の必要な夫の親をもつ者は333ケースである。

別居の親の介護に参加するか否かに関連すると思われる要因として、以下の変数を用いた。変数名の後（括弧内）にロジスティック分析の結果予想される符号を記した。また、カテゴリー変数については、それぞれレファレンスカテゴリーを下線で示した。表1に変数ごとの参加・不参加の割合を示した。

まず、親側の要因として、以下の変数を用いる。

- ・親の性別(+): 介護対象の親の性別。「男(父親)」「女(母親)」。
- ・親の年齢(+): 妻の親では平均77.4歳(レンジ54～96)。父の親では平均78.2歳(レンジ53～99)。
- ・親の配偶状態(+): 介護対象の親が「有配偶」か「無配偶」かを示す。
- ・要介護の程度(+): 「軽度」「中度」「重度」の3段階とした。
- ・親の家族類型(+): 対象の親が「単独世帯(一人暮らし)か「それ以外」か。
- ・主介護者が娘・息子の妻か(): 対象の親の娘または息子の妻が主たる介護と「なっている」か「なっていない」か。

介護対象の親の年齢や介護の程度が高ければ、必要とされる介護の量も多くなり、多くの人的介護資源が必要になるであろう。その他の変数は主に親の世帯内の介護者に関するものである。多くの先行研究等で示されているとおり、世帯内の介護者は大多数が女性であり、父親が要介護の場合には母親が主たる介護の担当者となるケースがほとんどである。逆に母親が介護対象となった場合には、その配偶関係を問わず女性の家族介護者が必要とされるケースが多い。また、娘や息子の妻といった「有力な」主介護者がいる場合には、世帯外部からの介護への参加の度合いは低くなるものと予想される。

1) 二項ロジスティック回帰分析では、ある事象の起こる確率 p について $\log\{p/(1-p)\} = \beta_0 + \sum \beta_i x_i$ として回帰係数 β_i を求める(x は説明変数)。回帰係数(β_i)は、それぞれ他の変数の影響を取り除いたとき、当該変数が従属変数に及ぼす影響の大きさと向きを表す。ここでは、正の係数は介護に参加する方向、負の係数は介護に参加しない方向に作用する。オッズ比($\text{Exp}(\beta_i)$)は独立変数の単位あたりの変化にともなって従属変数である事象の起こる確率がどの程度変化するかを示す。回帰係数を用いて事象の発生確率を得るには上式を変換すればよい。

表1 使用変数と別居の親の介護への参加割合

		妻の親			夫の親		
		<i>n</i>	参加	不参加	<i>n</i>	参加	不参加
親の性別			(%)	(%)		(%)	(%)
	男(父親)	174	38.5	61.5	166	18.1	81.9
	女(母親)	263	42.2	57.8	204	32.8	67.2
親の年齢							
	69歳以下	90	40.0	60.0	49	19.6	80.4
	70-79歳	125	37.6	62.4	96	25.0	75.0
	80-89歳	157	43.3	56.7	111	28.8	71.2
	90歳以上	39	33.3	66.7	21	23.8	76.2
親の配偶状態							
	無配偶	242	46.7	53.3	187	30.5	69.5
	有配偶	211	41.2	58.8	141	27.7	72.3
要介護の程度							
	軽度	255	42.4	57.6	172	27.3	72.7
	中度	38	31.6	67.1	26	15.4	84.6
	重度	28	39.3	56.6	34	38.2	61.8
親の家族類型							
	単独世帯	61	72.1	27.9	49	40.8	59.2
	それ以外	344	34.9	65.1	247	21.5	78.5
娘・息子の妻が主介護をしているか							
	している	122	34.4	65.6	78	19.2	80.8
	していない	308	44.2	55.8	240	30.4	69.6
親の家までの距離							
	15分未満	70	60.0	40.0	71	42.3	57.7
	15分-1時間	155	50.3	49.7	78	29.5	70.5
	1-3時間	86	36.0	64.0	57	22.8	77.2
	3時間以上	93	14.0	86.0	87	5.7	94.3
妻の就業状態							
	フルタイム	91	45.1	54.9	62	22.6	77.4
	パート	113	46.9	53.1	94	28.7	71.3
	それ以外	185	43.2	56.8	134	32.1	67.9
乳幼児の有無							
	あり	24	37.5	62.5	18	11.1	88.9
	なし	442	44.8	55.2	315	31.4	68.6
世帯収入							
	300万円未満	70	40.0	60.0	38	47.4	52.6
	300-500万円	78	44.9	55.1	56	33.9	66.1
	500-800万円	123	41.5	58.5	83	33.7	66.3
	800万円以上	150	47.3	52.7	129	23.3	76.7
妻(夫)のきょうだい数							
	1人	14	64.3	35.7	19	42.1	57.9
	2人	101	53.5	46.5	66	31.8	68.2
	3人	133	45.9	54.1	78	26.9	73.1
	4人	96	34.4	65.6	69	34.8	65.2
	5人以上	118	40.3	59.7	97	24.7	75.3
妻(夫)の兄の有無							
	あり	211	41.2	58.8	169	20.7	79.3
	なし	236	45.8	54.2	140	39.3	60.7
夫(妻)の別居親の介護							
	あり	20	65.0	35.0	27	48.1	51.9
	なし	446	43.5	56.5	306	28.8	71.2
親の介護は家族が行うべき							
	yes	319	44.2	55.8	227	29.5	70.5
	no	136	44.1	55.9	98	29.6	70.4
妻(夫)の別居親を家族と思うか							
	yes	316	50.9	49.1	191	32.5	67.5
	no	139	29.5	70.5	137	26.3	73.7

妻側の要因としては次の変数を用いる。

- ・親の家までの距離()：対象の親の住宅までの時間距離。「15分未満」、「15分-1時間」、「1-3時間」、「3時間以上」の4段階とした。
- ・妻の就業状態()：「フルタイム」、「パート」、「それ以外」の3カテゴリー。無職の者は「それ以外」に含まれる。
- ・乳幼児の有無()：妻に3歳未満の子どもが「あり」か「なし」か。
- ・世帯収入(+/-)：妻の世帯収入。「300万円未満」「300～500万円」「500～800万円」「800万円以上」の4区分。
- ・妻(夫)のきょうだい数()：妻の親については妻のきょうだい数(平均3.7人、レンジ1～10)、夫の親については夫のきょうだい数(平均3.8、レンジ1～12)を用いる。
- ・妻(夫)の兄の有無()：妻の親については、妻の兄について「あり」「なし」を区別する。夫の親については夫の兄の有無を用いる。
- ・夫(妻)の別居親の介護(+/-)：妻の親については夫の別居親の介護、夫の親については妻の別居親の介護について、それぞれ参加していれば「あり」、参加していなければ「なし」とする。

親の家までの距離や妻の就業状態、乳幼児の有無は妻が別居親の介護に参加する上での制約となると考えられるものである。親の家までの距離が近いほど、妻が労働にかける時間が少ないほど、また、世話に手のかかる乳幼児がいないほうが、介護への参加割合は大きくなるであろう。世帯収入については、高ければ外部サービスの導入が可能となり、介護への参加割合は減少するとも考えられるが、逆に生活の余裕という面で、世帯収入が高い方が他の世帯への協力を可能にするとも考えられる。表1では妻の親でもっとも参加割合が高いのは800万円以上のカテゴリーである。また、きょうだい数が多いほうが自身にかかる介護の分担量は減少し、親の世話は長男がみるものという伝統的な価値観によれば妻や夫に兄がいる場合には介護参加の割合は減少するであろう。夫婦の他方の別居親に介護が必要でそれに参加している場合には、当該親への介護参加割合は減少するであろう。ただし、表1では、妻の親における介護参加割合は夫の別居親の介護参加ありのカテゴリーのほうが高くなっている。

最後に、妻の親の介護に対する意識の変数として、以下の2変数を用いる。

- ・親の介護は家族が行うべき(+/-)：質問票の4段階をまとめて「賛成」「反対」の2段階とした。
- ・妻(夫)の別居親を家族と思うか(+/-)：同上。

別居という空間的な負担の上に介護活動に参加するということは、家族介護に対する考え方や別居親に対する家族意識など、妻の家族観に依るところも少なくないと考えられる。親の介護は家族が行うべきだという点ではそう思う者と思わない者で参加割合に大きな差はないが、別居親を家族と思うかどうかという点では、とくに妻の親において、両者の介護の参加割合が異なっている。

2. 回帰分析の結果

上記の要因を説明変数として、別居の親の介護に参加する(1) / 参加しない(0)を従属変数とする二項ロジスティック回帰分析を行った。推定は最尤法による。回帰の結果得られた係数 (β) とレファレンスカテゴリーに対するオッズ比 ($Exp(\beta)$) を表2に示す。なお、欠損値のあるケースは分析から除外した。

回帰の結果はおおむね予想された通りの符号となっている。まず、妻の親についてみると、親の要介護の程度が重度、親が単独世帯、夫の別居親の介護に参加している、妻の別居親を家族と思う、といった変数が介護参加の確率を高める方向に有意に作用している。逆に、介護参加を低める方向に作用する変数では、親の家までの距離が1～3時間あるいは3時間以上が有意であった。

夫の親については、介護参加の確率を高める方向に作用する変数では、親の性別、年齢、配偶状態、家族類型、妻の別居親の介護に参加している、といったものが有意である。一方、親の家までの距離が3時間以上、妻がフルタイム勤務、夫に兄がある、といった変数は介護参加の確率を低くする方向への作用が有意である。介護対象の親が母親である場合には、父親である場合に比べて妻の介護参加確率は大きく上昇する。

妻の親と夫の親のどちらについても、親の家族類型が単独世帯で、夫の（夫の親の場合には妻の）別居親の介護にも参加している場合にはそれぞれの親への介護参加確率が高まる。介護対象の親が単独世帯である場合には、そうでない場合に比べて介護参加確率の上昇が大きい。また、親の家までの距離が遠いほど、特に3時間以上である場合には参加確率は大きく低下する。妻の親についてみれば、親の家までの距離が1～3時間の場合の介護参加確率は、15分未満の場合の4割程度、3時間以上の場合には1割に満たない。当該の親の介護に参加する確率が、他方の別居親の介護に参加している場合に高まるのは、家族介護に対する意欲のようなパーソナリティというよりは、夫側、妻側の両方で親に介護が必要になるといったタイミング、言い換えれば妻の年齢などに起因するものとも考えられる。

親側の要因では、夫の親については性別や年齢、配偶状態、家族類型などが有意な効果を及ぼしているが、妻の親については、有意な要因は要介護の程度（重度）と家族類型のみであった。主介護者である娘・息子の妻の存在は、符号は予想通りであったが有意な係数は得られなかった。

妻側の要因については、上述の通りどちらの親にも共通な親の家までの距離が3時間以上（妻の親においては1～3時間も有意）、他方の別居親の介護への参加のほか、夫の親について、妻がフルタイム勤務、夫に兄があることが有意な要因である。妻の就業については、妻の親についても負の係数が得られているが、その大きさは夫の親の場合に比べて小さい。また、妻の親の分析におけるパートのみ符号が正となっている。いずれも係数は有意ではないものの、妻の親と夫の親の介護への参加について、妻の就業状態の関わり方が異なる可能性が示唆されており、この点については今後さらなる検討を加えたい。妻（夫）のきょうだい数は有意な係数が得られていないが、きょうだい数が多いほど妻の介護参加

表2 別居親の介護への参加を規定する要因：二項ロジスティック分析の結果

	妻の親		夫の親		
	β	Exp(β)	β	Exp(β)	
親の性別					
	(男(父親))				
	女(母親)	0.329	1.390	3.064 **	21.484
親の年齢		-0.005	0.995	0.071 +	1.074
親の配偶状態					
	(無配偶)				
	有配偶	0.410	1.507	1.215 +	3.370
要介護の程度					
	(軽度)				
	中度	0.046	1.047	-0.313	0.732
	重度	1.020 *	2.774	1.039	2.826
親の家族類型					
	単独世帯	2.794 **	16.341	1.602 +	4.963
	(それ以外)				
娘・息子の妻が主介護をしているか					
	(している)	-0.471	0.625	-0.788	0.455
	(していない)				
親の家までの距離					
	(15分未満)				
	15分-1時間	-0.362	0.696	-0.471	0.625
	1-3時間	-0.864 +	0.421	-1.112	0.329
	3時間以上	-2.892 **	0.056	-3.109 **	0.045
妻の就業状態					
	フルタイム	-0.028	0.973	-2.364 *	0.094
	パート	0.412	1.510	-0.338	0.714
	(それ以外)				
乳幼児の有無					
	あり	-0.346	0.707	-7.955	0.000
	(なし)				
世帯収入					
	(300万円未満)				
	300-500万円	0.155	1.167	0.514	1.672
	500-800万円	0.293	1.341	1.246	3.476
	800万円以上	-0.161	0.851	-0.093	0.911
妻(夫)のきょうだい数		-0.141	0.869	-0.088	0.916
妻(夫)の兄の有無					
	あり	0.061	1.063	-1.235 *	0.291
	(なし)				
夫(妻)の別居親の介護					
	あり	1.822 *	6.181	2.207 *	9.087
	(なし)				
親の介護は家族が行うべき					
	思う	-0.167	0.846	0.521	1.684
	(思わない)				
妻(夫)の別居親を家族と思うか					
	思う	1.219	3.384	-0.052	0.950
	(思わない)				
定数項		-0.432	-	-8.259 *	-
	-2LogLikelihood	250.054		114.107	
	モデル χ^2	88.351 **		79.547 **	
	自由度	21		21	
	n	249		186	

** :有意確率 < 0.01 * :有意確率 < 0.05 + :有意確率 < 0.10

確率は低下するという一定の傾向は認められる。また、兄の有無では、夫の親の場合に夫に兄があると、妻の介護参加確率が夫に兄が無い場合に比べて7割程度低下することが示された。世帯収入については、どちらの親についても介護参加確率は300万円未満よりも300-500万円、それよりも500-800万円が高まるが、800万円以上になると300万円未満よりも参加確率が低下するという傾向がみられるが、いずれの係数も有意ではなかった。乳幼児の有無についても有意な結果は得られていない。

また、妻の意識の面では、妻の親と夫の親ではそれぞれ係数の符号が逆になった。つまり、妻の親については、妻の別居の親を家族と思うという意識は、そうは思わない層に比べて介護への参加確率を大きく高めているが、夫の親については効果は逆で、夫の別居の親を家族と思うという意識は、有意ではないが介護参加をやや下げるといった結果となった。また、親の介護は家族が行うべきだという考え方は、いずれも有意ではないものの、妻の親については介護参加確率を低下させ、夫の親では逆に高める効果を示している。言い換えると、妻の親については、別居していても家族だと思ふ意識が介護参加確率を高める反面、親の介護は家族が行うべきだという意識が介護参加確率を低めている。夫の親については、作用の方向の点でそれぞれ逆のことが言える。このことから、別居していても家族であるというときの「家族」と、親の介護は家族が行うべきであるというときの「家族」が必ずしも一致していないことがうかがえる。すなわち、前者は心理的・血縁的な結びつきであり、後者は物理的・現実的ともいえる結びつきを想定しているように思われる。このゆえに、たとえば妻の親については、別居していても自分の親は家族（＝血のつながった家族）であるという意識が介護参加確率を高め、親の介護は家族（＝同居している家族、長男の家族、など）が行うべきであるという意識はそれを低める方向に働くと考えられる。これは、兄の有無にあらわれた結果とも関連するといえよう。

有配偶女性の介護負担

ここまで、世帯内外における有配偶女性の親の介護へのかかり方を見てきたが、1人の有配偶女性あるいは1組の夫婦にかかる親の介護の可能性がどの程度あるのかを考えてみよう。表3に家庭動向調査の全サンプル8186ケースから得られる、妻、夫それぞれの父親、母親の生死、同別居、介護の要否の状況をまとめた。これをみると、双方の親とも父親が約4割、母親が約6割生存していることが分かる。介護の必要な親をもつ者は、同居の親については+0.0~0.7%、別居の親については1.8~3.6%となっている。

図7には妻の年齢階級別に妻と夫の平均生存親数を示した。妻、夫とも20代前半では2に近い平均生存親数は年齢とともに次第に減少し、その速度も次第に大きくなる。40歳代前半では妻1.50、夫1.38、夫婦の合計では2.88と、おおむね1組の夫婦に親が3人という水準になる。この年齢階級付近から平均生存親数は急速に減少し、50歳代後半では夫婦の合計で0.86（妻0.47、夫0.40）と1組の夫婦に親が1人をやや下回る水準となる。こうした生存親数は、夫婦が支える対象の大きさを示すものといえる。

表3 妻の親・夫の親の生死・同居・要介護の状況

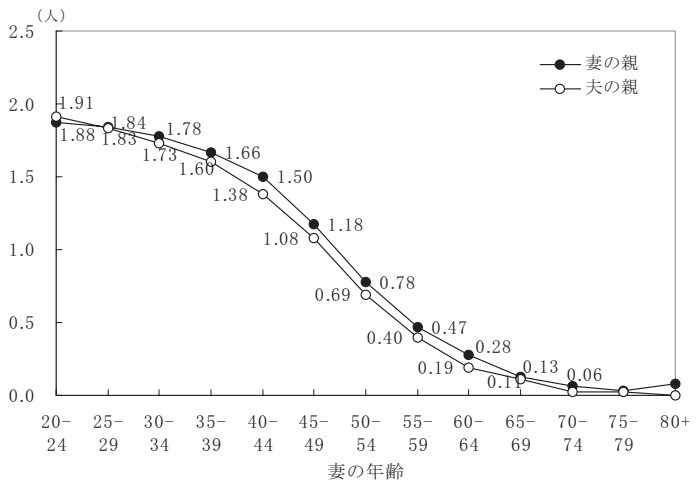
[妻の親] 父親 (%)				母親 (%)							
生存	同居	介護不要		要介護		生存	同居	介護不要		要介護	
40.4	2.1		2.1		+0.0	58.5	4.1		3.9		0.3
	別居						別居				
	2.1		35.0		2.9		53.9		50.4		3.6
死亡 56.0				死亡 37.9							

[夫の親] 父親 (%)				母親 (%)							
生存	同居	介護不要		要介護		生存	同居	介護不要		要介護	
36.0	7.3		6.9		0.4	54.5	12.2		11.5		0.7
	別居						別居				
	28.4		26.6		1.8		41.7		38.8		2.9
死亡 57.2				死亡 39.0							

注) それぞれ総数(8186)に対する割合。生死不詳, 同居別居不詳は省略した。
介護不要には介護の要否不詳を含む。

妻と夫について平均きょうだい数を図8に示した。妻の年齢別に示してあるので、夫婦の年齢差の関係で夫のほうが妻よりも年齢階級で1つ分先に進んだ形になっている。妻の平均きょうだい数は、20歳代以降年齢階級があがるほど大きくなり、60-64歳の4.52をピークとして以降小さくなっていく。20歳代、30歳代は80歳以上の有配偶女性よりも平均生きょうだい数は少ない。

図7 妻の年齢階級別 妻および夫の平均生存親数



平均寿命の伸長は、生存親数とともに生きょうだい数の維持にも貢献していることが確認できる。前節の回帰分析の結果、きょうだい数の係数は有意ではなかったが、仮に妻の親の場合の係数 (-0.141) を用いるならば、きょうだい数が1人少なくなると介護参加確率は1.15 (=exp(-0.141 × (-1))) 倍程度になることになる。

生存親数は最大2人から減少するのみなので、将来も平均生存親数の曲線の形状はほとんど変わらないと考えられよう。一方、きょうだい数は成人後に増えることは考えにくいので、平均生きょうだい数の曲線は時間とともに下方ヘシフトしていきであろう。調査時点の断面でみたとき、きょうだい数のもっとも多い60-64歳の有配偶女性は4.52人のきょうだいで自身の親0.28人を支えていることになり、自身1人の数的負担を単純に計算する

と、自身の親については0.06人となる(図9)。この年齢階級の妻の夫について同様の値を求めると0.04で、妻60-64歳の夫婦では0.11人を支えることになる。きょうだい数のもっとも少ない25-29歳の有配偶女性では、現時点では妻だけで0.72、夫婦では1.40であるが、60-64歳になったときにきょうだ数は変わらず維持されているとすれば、2.58人で0.28人を支えることになり、1人当たりの負担は0.11人となる。30年余りで夫婦の介護負担は倍増する計算である。図8には参考に各年齢階級の妻の出生年次に応じた完結出生児数も示した²⁾。国立社会保障・人口問題研究所の出生動向基本調査によると、完結出生児数は、図中の20-24歳に対応させた1977年の2.19以降、1997年まで2.2前後で推移しており、近年生まれた者のきょうだい数もその程度と考えられる。将来の介護負担の試算として、平均きょうだい数2.2のコーホートのきょうだい数1人あたり親数の推移を図9に点線で示した³⁾。この試算では、50歳代頃から、調査時点における同年代の有配偶女子の介護負担に比べ、2倍程度の負担となることが示唆される。

図8 妻の年齢階級別 妻および夫の平均きょうだい数

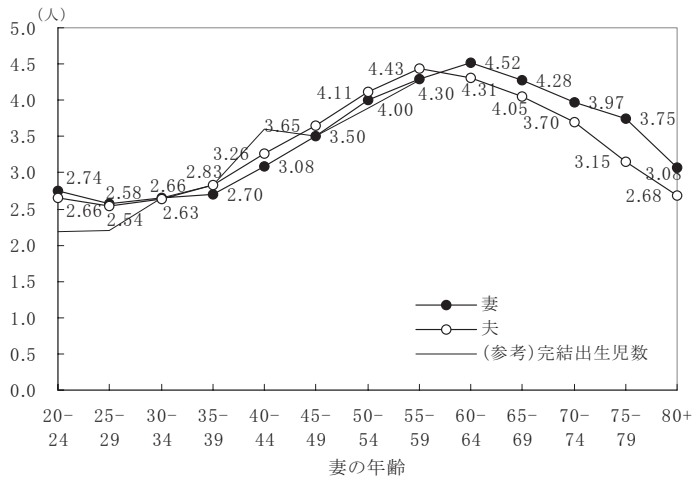
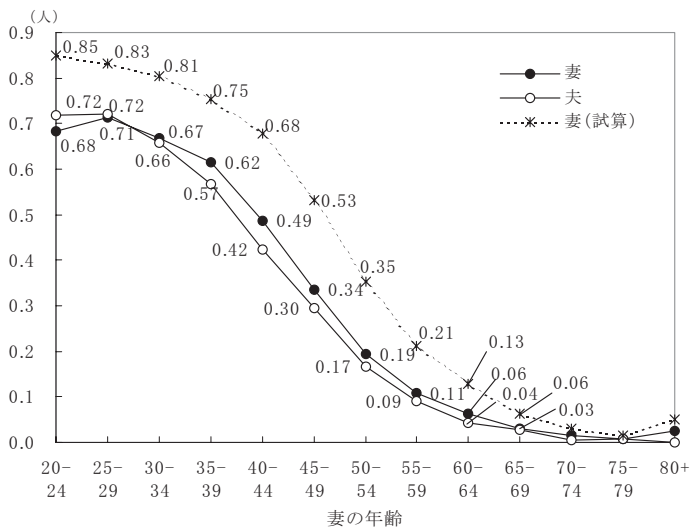


図9 きょうだい一人あたりの生存親数



家庭動向調査では、「高齢者への経済的援助は、公的機関より家族が行うべきだ」という意見に賛成する者が全体の3割程度にとどまるのに対し、「年老いた親の介護は家族が担うべきだ」という意見には全体の4分の3程度が賛成の態度を示している。後者について

2) たとえば1940年(第1回出生動向基本調査時)の完結出生児数を55-59歳、1952年(第2回調査時)を45-49歳...というように順次対応させた。
 3) きょうだい数については、60-64歳まではきょうだい数が維持され、その後現時点の年齢階級間の比率と同じ割合できょうだい数が減少するとした。

は、20歳代では賛成が80%を超えるなど、若い世代でも老親の家族介護には肯定的な傾向が顕著である。しかし、支える側と支えられる側の量的な関係を考えてみると、経済的な意味を含めて、家庭内・家族内で親の介護を支える状況はいつそうきびしくなることが予想される。

結び

これまで、老親あるいは高齢者の家族介護に関する研究の多くは「親（高齢者）を介護しているのは誰か」という視点から行われていた。それに対比させれば、本稿における分析は「子どもは親を介護するか（できるか）」という視点に立つものといえる。最後に、そのような視点から得られた知見をまとめながら、今後の家族介護の方向性について考察を加えたい。

有配偶女性のうち同居の親をもつ者は1.4%であるが、その約7割は親の主介護者であった。また、1割近くの者に介護の必要な別居親があり、その3～4割はなんらかの形で介護に参加していた。これらの介護の中心は40歳代から50歳代であった。同居親と別居親の介護への参加の様子を観察すると、妻の年齢によって対照的なパターンがみられ、これらの年齢層では介護の状況になんらかの変化が生じている可能性が示唆される。また、親の介護に参加する妻のなかには、フルタイムやパート・アルバイトなど雇用者として働いている者も少なくないことが分かった。とくに、就業しつつ別居の親を介護する妻の就業行動は新たな関心をよぶテーマである。

別居親の介護への参加を規定する要因についてロジスティック回帰分析を行った結果、夫の親の介護については親の性別、年齢、配偶状態、家族類型、妻の別居親の介護参加、親の家までの距離、妻の就業、夫の兄など、比較的計測しやすい要因が導かれたが、妻の親についてはそれほど明確な結果は得られなかった。ただし、意識の面で家族介護規範と家族観との差が現れたのは興味深い結果である。妻の親、夫の親の両者に共通する要因のひとつは介護対象である親の住居までの距離（3時間以上）であった。実際に3時間以上の距離をもちながら介護に参加している妻は、妻の親の介護では7.3%、夫の親の介護でも5.7%存在していた。週末介護という言葉は比較的新しいが、すでに航空運賃の介護帰省割引など反応する民間部門も現れ、介護の一形態として定着しつつあるように見える。別居の傾向が強まっているとはいえ、たとえば大都市部周辺の若い世代は親との距離が比較的近い者が多く、今後こうした遠距離介護が急増していくとは一概に言い切れないが、新しい介護の形態として注目される。また、介護を契機として親と同居・近居へ移行するような移動についても検討する必要がある。

このような家族介護の今後の動向を探るひとつの方法として、夫婦のきょうだい数と親の数という観点から、夫婦の介護負担について試算を行った。夫婦のきょうだい数は減少傾向にあり、きょうだい数と親の数の比率でみた場合の介護負担は、若い世代では現在介護の中心にある世代の2倍程度になると推察される。国立社会保障・人口問題研究所が行っ

た世帯数の将来推計では、高齢者の単独世帯・夫婦のみ世帯は今後20年間に2倍以上になるとされており、家族を介護資源として期待できない世帯は絶対的にも相対的にも増大する。別居親の介護への参加は同居率の低下にともなって増加していくと考えられる。「高齢時型同居」（結婚時には別居でも親が高齢になると同居する）（廣嶋（1984））が主流的な位置を占めている情勢の中では、別居介護の多くは同居までの一時的な介護形態とも考えられるが、そうだとすると、その時間的・費用的負担の大きさを考えれば、別居親の介護について検証することは有意義であるといえる。

かつて「家族は福祉の含み資産」と言われたが、家族の介護機能の低下は資産の目減りであり、その言葉はすでに説得力を失っている。その一方で在宅介護の当事者を含めて「老親の介護は家族が行う」という家族介護規範は根強く、同居介護や別居介護など多様な形をとりながら、今後も家族介護システムは維持されていくであろう。しかし、家族や介護の形が変わりつつある今日では、介護上の支障も多様化している。老親の介護に対する肯定的姿勢を尊重した介護サポートシステム構築のためには、現在および将来の家族の介護機能を適切に評価することが不可欠といえよう。第2回全国家庭動向調査は、世帯内だけでなく、別居の親を含めて妻を取り巻く家族介護の全体像を把握する全国調査として貴重な資料である。この調査は介護保険制度（1999年4月）や介護休業制度（2000年4月）が実施される前に行われたものであるが、これらの制度が家族介護にどのような影響を与えるのか、その動向を把握するためにも、今回の調査が期待される場所である。

文献

- 藤崎宏子（1986）「老年期の社会的ネットワーク」福田義也編『日本文化と老年世代』
- 廣嶋清志（1984）「戦後日本における親と子の同居率の人口学的実証分析」『人口問題研究』第169号，pp.31-42
- 石橋達郎（1992）「老人保健施設利用者の家庭復帰に影響を与える要因 - 老人保健施設有効利用のために -」『日本公衛誌』第39号第2号，pp.65-73
- 菅野實・本間敏行・小野田泰明（1992）「在宅地方高齢者のサービス需要に関する事例的考察 - 保健婦の評価に基づいて -」『日本建築学会計画系論文報告集』第431号，pp.69-78
- 金益基・朴京淑・小島弘（1998）「現代の韓国と日本における老親の地理的ネットワーク」『人口問題研究』第54巻4号，pp.63-84
- 厚生省大臣官房統計情報部『国民生活基礎調査』（平成10年ほか）
- 国立社会保障・人口問題研究所『出生動向基本調査』（各回）
- 前田大作・野口裕二・玉野和志・中谷陽明・坂田周一・LIANG,J.（1989）「高齢者の主観的幸福度の構造と要因」『社会老年学』No.30，pp.3-16
- 松岡英子（1993）「在宅要介護老人の介護者のストレス」『家族社会学研究』第5号，pp.101-112
- 中谷陽明・東條光雄（1989）「家族介護者の受ける負担 - 負担感の測定と要因分析 -」『社会老年学』No.29，pp.27-36
- 西岡八郎（2000）「日本における成人子と親との関係 - 成人子と老人の居住関係を中心に -」『人口問題研究』第56巻第3号，pp.34-55
- 西岡八郎・白波瀬佐和子・小山泰代・山本千鶴子（2000）「現代日本の家族：継続と変化 - 第2回全国家庭動向調査（1998年）の結果より -」『人口問題研究』第56巻第2号，pp.49-78
- 野口祐二（1991）「高齢者のソーシャルサポート：その概念と測定」『社会老年学』No.34，pp.37-47
- 小川直宏・松倉力也（2001）「高齢者の健康度と家族の介護負担」『日本人口学会第53回大会報告要旨集』p.117

岡本多喜子 (1987) 「老年期痴呆の老人に対する介護の中断および継続の要因」『社会老年学』 No.27, pp.67-80
冷水豊・武川正吾 (1984) 「老人福祉ニードの測定」 社会保障研究所編 『社会福祉改革論』 東京大学出版会,
pp.55-92

Married Women as Informal Caregivers of the Elderly Parents Living With or Apart From Them

Yasuyo KOYAMA

Although the majority of informal care of the elderly parents is provided by one married woman, namely a married daughter or a son's wife, living with them, some elders receive help from other caregivers who are often living apart from them as well. This analysis focused on the married women, especially who live apart from parents, as informal caregivers of the elderly parents.

Data from the Second National Survey on Family in Japan (1998) conducted by National Institute of Population and Social Security Research were employed. Among 8,186 married women, 751 (9.2%) had disabled elderly parents living apart from them, whereas 112 (1.4%) had those living with them. About 70% of the latter was "internal" primary caregivers. Among the former, about 10% was "external" primary caregivers, and about 30% helped those. A logistic regression identified the following statistically significant determinants of married women's participations to care for their own parents living apart from them: disability and household type of disabled parent, caring of her husband's parent, family norm. In the case of care of their husband's parents, the following determinants manifested themselves: sex, age, marital status, and household type of disabled parent, caring of their own parents, distance to parent, employment status, existing husband's elder brother. In addition, it was shown that the number of parents that a couple should care in the future was simulated.

It was suggested that decrease in the number of siblings and increase in the number of elders living alone or living with spouse only would enlarge the burden of married women to care parents in the future.

特集：現代日本の家族に関する意識と実態（その1）

現代家族における資産形成の規定要因

星 敦 士*

本研究の目的は、1998年に行われた第2回家庭動向調査のデータを用いて、現代家族における資産形成の規定要因を明らかにすることである。従来の研究結果を概括したうえで資産形成に影響を与える要因として、本人世代の社会経済的地位、人口学的諸属性、親世代の社会経済的地位を含めた分析枠組みを構成した。データ分析の結果は以下のとおりである。(1)世帯収入が多いほど不動産、金融資産それぞれの所有率が高く、フロー財である収入がストック財である資産形成に対して強く影響している。(2)多変量をコントロールした場合でも、加齢による資産形成効果と家族周期段階による資産所有率の違いが確認された。(3)親世代の社会経済的地位は他の要因を考慮すると金融資産の所有に対して直接的には影響していない。不動産資産については夫の親が農林漁業従事者や自営業、上層ホワイトカラーであることが所有率を高めるという結果であった。金融資産が世代内で形成される傾向が強いのに対して、不動産の場合では親世代の社会経済的地位が直接影響を与えており、資産特性によって形成要因が異なることが示された。本人世代の所得による効果は、フロー財を得ることがストック財の獲得にも直接的に結びつくことを表しており、資源の不平等な分配構造が顕在化する可能性を示唆している。また他の諸要因をコントロールした場合にも人口学的諸属性は資産形成に対して影響を与えており、資産分析において社会経済的地位だけではなく世帯のライフコース内における位置や家庭環境による影響をさらに探究していく必要がある。

. はじめに

1980年代以降、日本社会における経済的格差の動向は拡大傾向にあることが様々な研究によって指摘されている。消費動向と購買力から経済格差の動向を分析した小沢（1985）によると、1980年代の景気変動によって拡大した資産格差は階層の分化・固定化を促進したとされている。近年でも、橘木（1998）がジニ係数など諸種の統計指標による国際比較や時系列分析から、現代日本においてなお経済的資源が不平等に分配されている状況を検討している。

また、経済的資源のみではなく、教育や職業的地位といった社会的資源の分配状況（社会階層）についても、原・盛山（1999）は基礎的な耐久消費財の普及、地域間による生活水準の格差の縮小など高度成長期以降の日本における平等化の進展を示す一方で、現代社会においてもなお高等教育への機会格差や収入格差が維持、拡大している傾向を指摘して

* 東京都立大学大学院社会科学部研究科

おり、これらの議論はいずれも日本において経済的資源の、より広い範囲で言うならば社会的資源の格差が依然として維持、あるいはむしろ拡大されていることを示唆している。

それでは、そのような経済的格差をもたらしている要因はどのようなものなのであろうか。また、どのようなメカニズムによって人々の経済的資源の所有は規定されているのであろうか。本研究の目的は、このような問題に関して、1998年に国立社会保障・人口問題研究所が実施した第2回全国家庭動向調査のデータを用いて、各世帯の金融・不動産といった資産所有に対する本人世代と親世代の社会的地位、および世帯をとりまく人口学的諸属性のもつ影響を明らかにすることである。資産所有に関する個票データは調査対象者のプライバシーや資産評価の正確さの問題から収集が難しく、特に全国規模での調査データを分析することは従来からの知見を比較検討する上でも重要であると思われる。

まず資産所有に関する従来からの研究を概括しておこう。資産の所有に関する研究は、社会全体における経済的格差の動向とその要因に関するマクロレベルでの分析と、諸個人・諸世帯の資産所有に対してどのような要因が影響を与えているのかに着目するミクロレベルでの分析に分けることができる。前者に関しては、主として経済学において研究が蓄積されてきた。総務庁統計局『貯蓄動向調査報告』を用いて昭和40年代の金融資産の格差とその要因を分析した高山（1976）によると、金融資産格差は所得格差よりも大きく、その格差は高年齢層ほど拡大するとしている。一方、1970年代から90年代の長期的な経済変動の動向をまとめた江刺（1997）は、金融資産格差について、バブル期には一時的な拡大傾向がみられたものの、長期的には縮小傾向で推移しているとしている。金融資産の格差縮小傾向については八木（2000）も貯蓄における格差は収入格差に比べて悪化しているわけではないと指摘した。このような資産格差、経済的不平等が生じる要因として、主に加齢による貯蓄や制度的要因（金利や財政政策、金融制度）、相続・贈与が挙げられてきた（例えば、下野（1991）、高山・有田・北村（1994）、高山・有田（1996）など）。

資産所有に関するミクロレベルでの研究としては、鹿又（1998、2001）が1995年SSM（社会階層と社会移動に関する全国調査）のデータを用いて分析を行っている。それによると、金融資産、不動産などの保有資産金額について回帰モデルによる分析を行った結果、年齢、夫の年収、相続・贈与の有無が大きな影響を有していた。

これらの諸研究を、特にミクロレベルでの資産所有の要因という点に着目して概括すると、年齢（加齢）による効果と、所得という経済的地位による効果が確認されているといえよう。理論的な背景としては、前者についてはライフサイクル説（加齢による貯蓄率の増加）が適合し、後者については所得の高さが直接貯蓄率の高さに結びつくという「絶対所得仮説」（鹿又、1998:138）が適合する。また、両者を結ぶものとして、ライフサイクルの段階によってその生活を保障する賃金レベルが設定される日本の年齢給的な賃金体系を指摘する説（小野 1997）を挙げることができる。

・ 資産所有に関する分析枠組み

先に述べたように、資産の所有に対して影響を与える要因を大別すると(1)本人世代の社会経済的地位、(2)本人世代の人口学的諸属性、(3)親世代の社会経済的地位の3つを挙げることができる。ここでは、それぞれが資産所有に与えると予測される影響について検討する。

(1) 本人世代の社会経済的地位 資産所有

資産の所有を社会的資源の獲得と考えるならば、地位達成の結果、あるいは達成過程の一部として資産所有を位置づけることができる。高い職業的地位に就くことや、高収入を得ることは資産の所有に対して正の影響を持つと予測される。前述したように、鹿又(1998, 2001)によると収入(夫の年収)が高いことが金融資産、不動産双方に対して増加させる効果をもつ。また、夫の職業としてホワイトカラーであることが金融資産に対して、自営業であることが不動産に対してそれぞれ正の効果をもつことも示されている。妻の職業については、農業であることが資産に対して負の効果をもっており、自営であることが正の効果となっているとしている。

(2) 本人世代の人口学的諸要因 資産所有

資産所有に対して影響を与えると考えられる諸要因には、上記の社会経済的地位の他にも、年齢(加齢効果)や家族周期段階、居住地域が挙げられる。特に、資産所有に対するライフサイクル(年齢、家族周期段階)の影響は多くの研究によって指摘されているおり、本研究においてもその効果を確認する。また、世代間における資産の継承を考慮するならば、本人のきょうだい構成や親との同別居などが上世代からの資産継承の有無、あるいはその形態に影響を与えることが予測される。

(3) 親世代の社会経済的地位 資産所有

親世代の社会経済的地位が本人世代の社会経済的地位の達成に対して影響を与えるといういわゆる社会的地位の世代間における関連については、地位達成過程の研究を中心として社会階層に関する多くの実証研究が検証してきた。下野(1991)などの研究が指摘するように資産形成が世代間における継承に依拠するケースが多いならば、親世代の社会経済的地位はそのような本人世代の地位を媒介した間接的な効果(親世代の地位 子世代の地位 資産所有)とともに、資産所有に対して直接的な効果をもつと考えられる。また、そのような親世代からの継承に対しては(2)で挙げたようなきょうだい構成や親との同別居も影響していることが考えられることから、分析では人口学的な諸要因を統制したうえで資産形成に対して親世代の効果がみられるのかを検証することが必要であろう。

． データと変数

1. データ

本研究が分析対象とするのは、現代日本の家庭機能やそれを取りまく環境の動向を把握することを目的として1998年に実施された第2回家庭動向調査によって得られたデータである。設定された理論母集団は「日本全国の有配偶女性」である。配布調査票数は13,630票、有効回収票数は11,951票（有効回答率：87.7%）であった。そのうち、離死別者などを除く調査時点において有配偶である女性が回答した票は8,186票である（サンプリングなど実施手順の詳細や調査結果の概要については西岡・白波瀬・小山・山本（2000）を参照）。本調査では世帯内に複数組みの夫婦がいる場合には上下世代それぞれの世帯に対して調査を行っているが、ここでの分析は分析対象を下世代（若い方の有配偶女性票 7,578票）に限定した。

2. 従属変数

第2回全国家庭動向調査では、資産の所有状態は、不動産と金融資産それぞれに対する有無を表す2値変数（有り = 1 / 無し = 0）によって調査されており、本研究でもこの2値変数を用いて分析を行う。各世帯が所有する資産の状態については、換算金額を用いて分析を行うのが一般的といえる。ただし、各世帯が所有する資産の価値評価は調査対象者の申告に基づくため、そこには相当程度の誤差が含まれている可能性がある。例えば不動産の場合、土地価格には公示価格・路線価格・実勢価格など複数の評価が存在しており、どの価格を選択すべきかは明らかになっていない（橋木1998）。また、金融資産についても、各家計が正確に所有資産の状況を正確に認識しているか否かについて疑問的な見解もある（橋木 1998:121-122）。

本研究では上記のようなデータの制約上、資産所有の有無に限定して分析を行うので、所有者と非所有者を分化する要因については検証できるものの、所有している者の中における資産の寡少については分析対象とすることができない。申告に基づくデータの信頼性が低いことを考慮しても「どの程度の資産を有しているのか」という資産の量的な分布状態は重要な分析対象であるが、ここではその点には言及しない。

3. 独立変数

(1) 本人世代の社会経済的地位

本人世代の社会経済的地位については、夫については「職種」を、妻については本調査のデータに非就業者も多く含まれていることから非就業を含む「従業上の地位」を用いた。また、収入については「世帯収入」を用いた。

夫の職業 [1.農林漁業 / 2.自営業主・家族従業者 / 3.専門職・管理職 / 4.事務職・販売職・サービス職 / 5.ブルーカラー]

妻の従業上の地位 [1.無職 / 2.自営業・家族従業者 / 3.パート・アルバイト / 4.常時雇用]

世帯収入 [1.300万円未満 / 2.300-400万円未満 / 3.400-500万円未満 / 4.500-600万円未満 / 5.600-800万円未満 / 6.800-1000万円未満 / 7.1000万円以上]

(2) 本人世代の人口学的諸要因

本人世代の人口学的諸属性としては、加齢効果として「夫の年齢」、上世代からの資産継承に影響する要因として「夫婦それぞれのきょうだい内地位（長子か否か）」、「夫親・妻親それぞれとの同別居」、家族周期段階として「末子年齢」、居住地域として「世帯の居住地域（DID人口区分）」をそれぞれ用いた。

夫の年齢 [1.29歳以下 / 2.30-39歳 / 3.40-49歳 / 4.50-59歳 / 5.60歳以上]

長子か否か [0.非長子 / 1.長子]

親との同別居 [0.別居 / 1.同居]

末子の年齢 [1.子供なし / 2.6歳未満 / 3.12歳未満 / 4.18歳未満 / 5.18歳以上]

世帯の居住地域 [0.NON-DID・準DID / 1.DID]

(3) 親世代の社会経済的地位

親世代の社会経済的地位としては夫の父親、妻の父親それぞれの主な職業（職種）を用いた。

父親の職業 [1.農林漁業 / 2.自営業主・家族従業者 / 3.専門職・管理職・技術職 / 4.事務職・販売職・サービス職 / 5.ブルーカラー]

．第2回全国家庭動向調査における資産所有の状況

まず始めに本調査で得られたデータにおける資産（金融資産・不動産）の所有状況について概括しておく。表1は前節で述べた諸変数別にそれぞれの資産の所有状況を表したものである。諸変数と資産所有の関連の有意性はカイ二乗検定による検定を行った。

(1) 本人世代の社会経済的地位と資産所有の関連

<夫の職業> 不動産の所有、金融資産の所有それぞれとの間に有意な関連がみられた。不動産資産に関しては農林漁業従事者に最も所有率が高く、これは職業的特性として土地・家屋所有が必要である場合が多いためと推測できる。上層ホワイトカラーである専門・管理・技術職従事者は不動産資産では農林漁業従事者に次いで所有率が高く、金融資産に関しては最も所有率が高い。職業階層上の地位の高さが資産所有にも反映されており、資産所有が社会的資源の獲得と結びついていることを示しているといえよう。それらに対して、下層ホワイトカラー（事務・販売・サービス職）、ブルーカラーのカテゴリーは不動産資産、金融資産ともに低い所有率となっている。

<妻の従業上の地位> 不動産の所有に関しては1%水準で、金融資産については5%水準で有意な関連を示している。不動産の所有率は、妻が自営・家族従業者である場合に最も高い。これは夫の職業でみられたような職業的特性による不動産の必要性がここでも反

表1 対象世帯の諸属性と資産所有の有無

	不動産			金融資産		
	非所有	所有	有意水準	非所有	所有	有意水準
本人世代の社会経済的地位	夫の職業		0.000			0.000
	農林漁業	91 (43.8%)	117 (56.3%)	122 (66.3%)	62 (33.7%)	
	自営業・家族従業	516 (57.1%)	388 (42.9%)	544 (62.9%)	321 (37.1%)	
	専門・管理・技術	888 (55.7%)	705 (44.3%)	819 (53.2%)	720 (46.8%)	
	事務・販売・サービス	1041 (66.1%)	535 (33.9%)	959 (63.0%)	563 (37.0%)	
	ブルーカラー	556 (66.7%)	278 (33.3%)	556 (69.4%)	245 (30.6%)	
	妻の従業上の地位			0.000		0.027
	フルタイム	544 (59.6%)	369 (40.4%)	514 (57.6%)	379 (42.4%)	
	パートタイム	491 (63.2%)	286 (36.8%)	484 (64.6%)	265 (35.4%)	
	自営・家族従業	372 (51.8%)	346 (48.2%)	407 (61.0%)	260 (39.0%)	
	無職（専業主婦）	1641 (60.0%)	1096 (40.0%)	1567 (59.7%)	1057 (40.3%)	
	世帯収入			0.000		0.000
	300万円未満	613 (60.9%)	393 (39.1%)	668 (70.8%)	276 (29.2%)	
	300-400万円未満	445 (63.9%)	251 (36.1%)	472 (71.0%)	193 (29.0%)	
400-500万円未満	478 (67.3%)	232 (32.7%)	439 (65.0%)	236 (35.0%)		
500-600万円未満	448 (64.8%)	243 (35.2%)	426 (62.9%)	251 (37.1%)		
600-800万円未満	609 (61.6%)	380 (38.4%)	566 (58.9%)	395 (41.1%)		
800-1000万円未満	375 (54.2%)	317 (45.8%)	356 (53.2%)	313 (46.8%)		
1000万円以上	402 (44.2%)	508 (55.8%)	378 (43.2%)	498 (56.8%)		
本人世代の人口学的諸要因	夫の年齢		0.000			0.000
	29歳以下	299 (89.0%)	37 (11.0%)	258 (78.2%)	72 (21.8%)	
	30-39歳	870 (75.3%)	285 (24.7%)	740 (65.7%)	387 (34.3%)	
	40-49歳	1116 (63.4%)	643 (36.6%)	1047 (61.3%)	661 (38.7%)	
	50-59歳	723 (49.8%)	729 (50.2%)	793 (57.4%)	588 (42.6%)	
	60歳以上	634 (41.6%)	891 (58.4%)	763 (54.1%)	648 (45.9%)	
	長子か否か（夫）			0.000		0.800
	非長子	2470 (57.2%)	1850 (42.8%)	2482 (60.2%)	1644 (39.8%)	
	長子	905 (62.6%)	541 (37.4%)	844 (60.6%)	549 (39.4%)	
	長子か否か（妻）			0.001		0.539
	非長子	2521 (57.6%)	1856 (42.4%)	2538 (60.7%)	1646 (39.3%)	
	長子	972 (62.2%)	591 (37.8%)	899 (59.7%)	606 (40.3%)	
	末子の年齢			0.000		0.000
	子供なし	382 (71.4%)	153 (28.6%)	311 (60.0%)	207 (40.0%)	
	6歳未満	876 (77.2%)	259 (22.8%)	736 (66.4%)	373 (33.6%)	
	12歳未満	582 (67.4%)	281 (32.6%)	547 (65.1%)	293 (34.9%)	
	18歳未満	503 (56.6%)	386 (43.4%)	501 (58.5%)	355 (41.5%)	
	18歳以上	1198 (45.4%)	1442 (54.6%)	1394 (56.2%)	1085 (43.8%)	
	居住地域の規模			0.169		0.220
非 DID・準 DID	1213 (57.2%)	907 (42.8%)	1230 (61.5%)	770 (38.5%)		
DID	2510 (59.0%)	1742 (41.0%)	2453 (59.8%)	1646 (40.2%)		
夫の親との同居			0.132		0.112	
別居している	1967 (64.7%)	1072 (35.3%)	1839 (62.1%)	1120 (37.9%)		
同居している	657 (67.4%)	318 (32.6%)	609 (65.1%)	327 (34.9%)		
妻の親との同居			0.001		0.301	
別居している	2587 (64.9%)	1401 (35.1%)	2378 (61.7%)	1474 (38.3%)		
同居している	204 (56.7%)	156 (43.3%)	205 (58.9%)	143 (41.1%)		
親世代の社会経済的地位	夫の父親の職業		0.000			0.000
	農林漁業	557 (49.2%)	547 (50.8%)	614 (57.9%)	447 (42.1%)	
	自営業・家族従業	413 (53.7%)	356 (46.3%)	405 (53.9%)	347 (46.1%)	
	専門・管理・技術	803 (58.5%)	569 (41.5%)	744 (56.2%)	579 (43.8%)	
	事務・販売・サービス	547 (61.5%)	343 (38.5%)	511 (59.8%)	344 (40.2%)	
	ブルーカラー	624 (66.0%)	321 (34.0%)	609 (66.3%)	309 (33.7%)	
	妻の父親の職業			0.000		0.000
	農林漁業	571 (52.1%)	525 (47.9%)	615 (59.3%)	422 (40.7%)	
	自営業・家族従業	535 (56.7%)	408 (43.3%)	500 (54.9%)	411 (45.1%)	
	専門・管理・技術	851 (57.2%)	636 (42.8%)	804 (55.8%)	638 (44.2%)	
事務・販売・サービス	514 (59.2%)	354 (40.8%)	501 (60.7%)	325 (39.3%)		
ブルーカラー	644 (66.9%)	319 (33.1%)	620 (65.7%)	323 (34.3%)		

映された結果と考えられる。金融資産では妻が常時雇用である場合に所有率が最も高く、次いで自営業・家族従業のケースとなっており、パートタイム雇用者はいずれの資産に関しても低い所有率となっている。一方、無職（専業主婦）は双方の資産とも所有率が高く、これは妻自身の経済的地位よりも配偶者の資産獲得状況を反映しているものと考えられる。

<世帯収入> 夫の職業同様、不動産の所有、金融資産の所有それぞれと有意な関連がみられた。世帯収入が高いほど不動産、金融資産の所有率が高くなっており、収入という側面からみたフローの経済的資源の獲得がストックである不動産、金融資産の所有とも関連していることが示された。

(2) 本人世代の人口学的諸要因と資産所有の関連

<夫の年齢> 不動産の所有、金融資産の所有ともに夫の年齢と有意な関連がみられた。60歳以上では約6割の人々が不動産資産を所有していると回答しており、金融資産についてもその所有率は半数近くを示している。年齢が高いほど所有率が高いのは不動産、金融資産とも同様の傾向であるが、年齢間の所有格差については不動産のほうが大きく、29歳以下と60歳以上の所有率を比較すると金融資産が約2倍強であるのに対して不動産では5倍以上となっている。

<長子が否か(夫)> 不動産の所有については検定の結果から有意な関連がみられたが、金融資産との関連は有意ではなかった。不動産については、きょうだい内で長子である場合よりも、そうではない場合（次男や三男、あるいは姉がいるなど）のほうが所有率が高いという結果がみられた。

<長子が否か(妻)> ここでも夫の場合と同様に、不動産の所有については非長子の方が長子よりも不動産資産の所有率が高い。また、金融資産との関連は有意ではなかった。

<夫の親との同居> 不動産資産、金融資産ともに、夫の親と同居・別居することによる違いはみられなかった。双方とも夫の親と別居している場合に同居している場合よりも、所有率が高い傾向がみられるが統計的には有意な差ではない。世代間における資産継承の現象を考慮すると、むしろ親と同居している場合のほうが所有率が高いと予測されるが、同居している場合、不動産（土地や家屋）の所有が同居している親の名義になっていて本人名義の資産には含まれていない（特に若い世代において）ためにこのような結果を示しているとも考えられる。

<妻の親との同居> 妻の親との同別居と不動産、金融資産の所有については、夫の親との同別居別にみた資産所有の傾向とは異なる結果が示された。金融資産に関しては妻の親との同別居は関連がみられなかったが、不動産の所有に関しては同居している場合のほうが所有率が高い。ここでは、同居相手としては夫方よりも少ない妻方の親との同居が不動産資産の所有に関係しているという結果が示された。

<末子の年齢> 不動産の所有、金融資産の所有ともに有意な関連がみられた。いずれの資産についても、家族周期段階として末子の年齢が小さいほど所有率は低く、育児期の経済的負担が大きいことを示している。子供が大きくなるにつれて資産の所有率は高まる傾向にあり、末子が18歳以上の世代では半数以上が不動産資産を所有している。

<居住地域> 居住地域の規模と不動産、金融資産の所有には有意な関連がみられず、今回のデータからは資産所有に関して顕著な地域間格差は確認されなかった。

(3) 親世代の社会経済的地位と資産所有の関連

<夫の父親の職業> 不動産資産、金融資産の所有とそれぞれ1%水準で有意な関連がみられた。不動産については、夫の父親の職業として農林漁業、自営業・家族従業であった場合に本人世代における所有率が高い。金融資産については、ここでも自営業・家族従業の場合に所有率が高く、次いで専門職・管理職のカテゴリで高い割合を示している。

<妻の父親の職業> 妻の親の職業についても、夫の親と同様にそれぞれ1%水準で有意な関連がみられた。傾向も一致しており、農林漁業、自営業・家族従業であった場合に本人世代における不動産所有率が高く、自営業・家族従業、専門職・管理職であった場合には金融資産の所有率が高い。

・資産所有の要因分析

前章では資産の所有に対して影響をもつと考えられる各変数と不動産、金融資産それぞれの有無に関するクロス集計を行ってその関連を確認した。ここでは、2変数間の関連としてではなく、用いた諸変数をコントロールしたうえで各資産の所有に対して本質的に影響を与える要因がどのようなものなのかを検証する。なお、章で述べたように、本人世代の人口学的属性はそれ自体として効果をもつとともに、伝統的な家族制度における世帯の位置や資産継承の可能性を含む社会環境要因であることからコントロール変数としてとらえ、不動産資産、金融資産それぞれに関する分析モデルは、本人世代の社会経済的地位と人口学的属性から説明するモデル、親世代の社会経済的地位と人口学的属性から説明するモデル、すべての要因を含むモデルの3つを構成した。分析方法は、ロジスティック回帰分析による尤度比検定を用いた。なおここでの分析対象は各モデル分析に必要な変数全てに有効回答しているケースに限定される。

(1) 本人世代の社会経済的地位と資産所有

表2は本人世代の社会経済的地位として操作化した3変数（夫の職業・妻の従業上の地位・世帯収入）と、人口学的諸属性をコントロールしたモデル1である。モデル全体としての効果は、不動産についても金融資産についてもそれぞれ1%水準で有意なことから、本人世代の社会経済的地位と人口学的諸属性から各資産の所有・非所有を説明するモデルが説明力を有していることを示している。まず不動産の所有に対しては、本人世代の社会経済的地位のうち世帯収入のみが1%水準で有意な効果を示している。前章のクロス集計では資産所有と有意な関連をもっていた夫の職業と妻の従業上の地位は他の変数をコントロールすると有意ではない。この傾向は金融資産についても同様で、世帯収入のみがその所有に影響している。これら社会経済的地位をコントロールしたうえで、有意な効果をもっていた人口学的諸属性は、夫の年齢と夫親との同居が双方の資産所有に対して、末子年齢が不動産所有に対してであった。本人世代の社会経済的地位が同じ世帯の間でも、その

表2 資産所有の有無に関する尤度比検定(1)

効果	不動産の所有		金融資産の所有	
	-2対数尤度	カイ2乗値	-2対数尤度	カイ2乗値
切片	2145.459	58.828 **	2255.410	37.206 **
夫の職業	2088.037	1.406 n.s.	2219.534	1.331 n.s.
妻の従業上の地位	2086.642	0.010 n.s.	2218.206	0.003 n.s.
世帯収入	2127.046	40.415 **	2294.529	76.326 **
夫の年齢	2094.353	7.721 **	2229.737	11.534 **
夫のきょうだい内地位	2087.610	0.978 n.s.	2218.460	0.257 n.s.
妻のきょうだい内地位	2086.666	0.034 n.s.	2223.406	5.203 *
夫の親との同居	2095.642	9.011 **	2218.248	0.045 n.s.
妻の親との同居	2086.685	0.054 n.s.	2218.223	0.020 n.s.
末子年齢	2102.994	16.363 **	2220.662	2.459 n.s.
居住地域	2087.917	1.286 n.s.	2218.321	0.118 n.s.
モデル	-2対数尤度	カイ2乗値	-2対数尤度	カイ2乗値
切片のみ	2267.913		2350.154	
最終	2086.631	181.281 **	2218.203	131.951 **
n	1433		1271	

** : p<.01 * : p<.05 n.s. : p .05

表3 資産所有の有無に関する尤度比検定(2)

効果	不動産の所有		金融資産の所有	
	-2対数尤度	カイ2乗値	-2対数尤度	カイ2乗値
切片	2169.681	61.910 **	2311.259	21.803 **
夫の父親の職業	2118.604	10.832 **	2295.648	6.191 *
妻の父親の職業	2108.145	0.373 n.s.	2289.772	0.316 n.s.
夫の年齢	2138.564	30.792 **	2320.603	31.146 **
夫のきょうだい内地位	2107.898	0.127 n.s.	2292.395	2.938 n.s.
妻のきょうだい内地位	2108.153	0.382 n.s.	2292.601	3.144 n.s.
夫の親との同居	2131.996	24.224 **	2295.091	5.634 *
妻の親との同居	2107.818	0.046 n.s.	2289.521	0.064 n.s.
末子年齢	2118.944	11.172 **	2292.202	2.746 n.s.
居住地域	2108.072	0.300 n.s.	2290.555	1.098 n.s.
モデル	-2対数尤度	カイ2乗値	-2対数尤度	カイ2乗値
切片のみ	2293.848		2350.042	
最終	2107.772	186.077 **	2289.457	60.586 **
n	1596		1396	

** : p<.01 * : p<.05 n.s. : p .05

世帯の家庭状況や家族周期によって資産の所有率は異なることが示された。

(2) 親世代の人口学的諸属性と資産所有

表3は親世代の社会経済的地位として操作化した2変数(夫、妻それぞれの父親の主な職業)と、人口学的諸属性をコントロールしたモデル2である。モデル全体としての効果は、モデル1同様に不動産、金融資産それぞれについて1%水準で有意であった。ここで分析に含めた親世代の社会経済的地位としては、双方の資産に対して夫親の職業が有意な影響を与えており、人口学的諸要因の中では、モデル1と同様に夫の年齢と夫親との同居

表4 資産所有の有無に関する尤度比検定(3)

効果	不動産の所有			金融資産の所有		
	-2対数尤度	カイ2乗値		-2対数尤度	カイ2乗値	
切片	2045.996	31.967	**	2160.629	13.314	**
夫の職業	2015.269	1.240	n.s.	2149.342	2.028	n.s.
妻の従業上の地位	2014.205	0.176	n.s.	2147.525	0.210	n.s.
世帯収入	2041.524	27.495	**	2204.605	57.291	**
夫の年齢	2025.210	11.181	**	2159.460	12.145	**
夫のきょうだい内地位	2014.090	0.061	n.s.	2149.120	1.805	n.s.
妻のきょうだい内地位	2014.107	0.077	n.s.	2151.948	4.634	*
夫の親との同居	2027.064	13.035	**	2147.689	0.375	n.s.
妻の親との同居	2014.367	0.338	n.s.	2147.480	0.165	n.s.
末子年齢	2025.000	10.970	**	2151.431	4.116	*
居住地域	2014.565	0.535	n.s.	2147.316	0.001	n.s.
夫の父親の職業	2019.629	5.599	*	2150.648	3.334	n.s.
妻の父親の職業	2014.052	0.022	n.s.	2148.058	0.744	n.s.
モデル	-2対数尤度	カイ2乗値		-2対数尤度	カイ2乗値	
切片のみ	2183.853			2266.479		
最終	2014.029	169.824	**	2147.315	119.164	**
n	1187			1035		

** : p<.01 * : p<.05 n.s.: p .05

が双方の資産所有に対して、末子年齢が不動産所有に対して有意な影響を与えていた。

(3) 資産所有の規定要因：全ての要因による効果の検討

上記では各要因ごとに社会環境要因である人口学的諸属性をコントロールしてモデル分析を行ってきたが、最後に全ての要因に関する変数を含めて分析した結果が表4である。まず不動産の所有に関するモデルでは、モデル1、2で有意な効果をもっていた変数がここでもそれぞれ資産所有に対して影響を有しており、先の分析結果と基本的な構造は変わっていない。前章のクロス集計の結果を踏まえて解釈すると、世帯収入が多いほど不動産を所有する割合は高く、この効果とは独立に加齢による資源獲得も増大している。末子の年齢については、子供の年齢が低い時期、すなわち家族周期段階として子育て期において所有率は低く、子供がある程度の年齢を過ぎて独立する時期に不動産の所有機会は増加している。夫の親との同居に関しては、先のクロス集計からは世代間継承の観点から親との同居が不動産の所有に正の効果をもつという一般的な推測とは異なる結果がみられた。ここでの分析では、他の要因をコントロールしても夫の親と同居しているほうが不動産の所有率が高い。このことについては、前述したような名義上の問題に付随して、遺産としての継承は多くても親の生存中の継承は少ない可能性も考えられる。そこで、夫の親との同居と現在の住居取得および親からの支援の関係をみたものが表5である。

この表から明らかなように、夫の親と同居している場合、自ら取得した住居に親と同居しているよりも、本人世代の世帯が親の家に住んでいるというケースが多い(55.1%)のに対して、別居している世帯はたとえ親からの援助を受けていたとしても自ら住宅を取得したり賃貸住宅に居住している。前者の住居が「親の家」であるのに対して、後者は「自

表5 夫の親との同別居と住宅取得・親からの援助

	親の家に 住んでいる	親の土地 に家を建 てた	住宅取得 のため親 の資金援 助を受け た	家賃につ いて親の 資金援助 を受けた	親の援助 なしで住 宅取得を した	親の援助 がない賃 貸住宅	その他
別居している	272 8.2	274 8.3	449 13.6	1031 31.1	40 1.2	969 29.3	277 8.4
同居している	605 55.1	238 21.7	73 6.6	118 10.7	4 0.4	14 1.3	46 4.2

上段：実数 下段：パーセント n=4410

分が取得した家」が主であるというこの集計結果は、親と別居している世帯のほうが不動産所有率が高いという先の分析結果の背景として考慮すべき点であろう。親と同居することは自ら住居を取得することの必要性を低くしており、一方で親と別居することが積極的に自らの住居を取得することを促進して不動産資産の所有率を高めていると推測できる。

次に金融資産の所有についてのモデル分析の結果を検討する。所有の有無を説明する変数として、世帯収入と夫の年齢が1%水準で有意な効果をもっているおり、これは従来の研究において示されてきた加齢による貯蓄率の向上（下野 1991）、獲得所得の反映（鹿又 1998）と一致する結果である。また、人口学的諸要因のうち、妻のきょうだい関係（長子か否か）と末子の年齢が5%水準で有意な効果をもっていた。クロス集計の結果を考慮すると、妻が長子である場合に金融資産の所有率は高く、また末子が幼少期には資産形成は他の家族周期段階に比べて難しい。前者については、妻の親からの援助や資産継承が、表5に見られるような同居による不動産資産の共有よりも経済的な金銭面により大きいことが示唆されているといえよう。また後者については、全ての要因をコントロールした場合にのみ見られた傾向で、社会経済的地位や社会環境要因が同じであるならば、不動産資産に関する分析でみられたような子育て期における資産形成の困難さが金融資産に関してもあてはまるといえる。一方、親世代の社会経済的地位はここでは有意な効果をもっていない。不動産資産のように上世代の地位が次の世代の資産所有に直接影響するのではなく、本人の世代内における地位達成が預貯金や債券の所有といった形での資産形成に結びついていると考えられる。

・ 結 論

本研究は、第2回全国家庭動向調査によって得られたデータを用いて、現代家族の資産所有の有無がどのような要因によって規定されているかを考察した。ここでの分析結果をまとめると以下のとおりである。

(1) クロス集計では夫の職業、妻の従業上の地位ともに不動産、金融資産の所有それぞれと有意な関連がみられたが、他の要因をコントロールした場合には本人世代の職業的な

地位は資産所有に直接影響を与えていなかった。一方、世帯収入が多いほど不動産、金融資産それぞれの所有率が高く、フロー財である収入がストック財である資産形成に対して強く影響している。

(2) 多変量をコントロールした場合でも、加齢による資産形成効果と家族周期段階による資産所有率の違いが確認された。他の要因として不動産については夫の親と別居していることが自らの資産所有を促進し、金融資産については妻が長子の場合に所有率が高いという結果が示された。

(3) 親世代の社会経済的地位は多変量をコントロールすると金融資産の所有に対しては影響していない。不動産資産については夫の親が農林漁業従事者や自営業、上層ホワイトカラーであることが所有率を高めるという結果であった。金融資産が世代内で形成される傾向が強いのにに対して、不動産の場合では親世代の社会経済的地位が直接影響を与えており、資産特性によって形成要因が異なることが示された。

これらの結果は、基本的には本稿の始めに述べた所得と年齢による資産獲得機会の向上という従来の研究（鹿又 1998など）によって示された資産形成の構造を確認するものであった。年齢による効果は、ラインサイクルによる資産形成効果を示しており、所得獲得による効果とは独立に存在していることが確認された。一方、所得による効果は、フロー財を得ることがストック財の獲得にも結びつくということなので、資源の不平等な分配構造がより顕在化してく可能性を示唆している。この点は社会全体における所得の再分配を今後どのように行っていくかという政策的課題を示しているといえよう。所得と資産所有の強い関連は経済的資源における「持てる者」と「持たざる者」の格差が拡大するメカニズムを形成する要因とも考えられることから、今後も資産格差の動向を注視していく必要がある。

また本研究では世帯をとりまく社会環境要因として人口学的属性を分析に含めたが、末子年齢がそれぞれの資産形成に影響を与えており、家族周期段階によって資産の所有率が異なる（特に子育て期において資産の所有率が低い）ことが示された。また、夫の親と別居しているほうが不動産資産の所有率が高いという結果については、同居している場合、その住居が親の所有であるケースが主であるのに対して、別居していることが自らの不動産資産の獲得を促すという背景も示唆された。これらの効果は本人や親世代の社会経済的地位をコントロールしたうえでも示されており、資産形成の分析において社会経済的地位だけではなく世帯が位置するライフコースや家庭環境による影響も考慮する必要があるといえよう。

最後に本研究で行った資産所有の分析に関する調査施行上の問題を挙げておきたい。先に述べたように、資産に関連する質問項目は調査対象者のプライバシーの問題、回答者による資産評価の困難さから、質問に対する不回答率が極めて高い。第2回家庭動向調査では、本研究で扱った資産所有の有無以外にも、継承があった場合にはその時期や、子世代への資産継承の意志について質問項目を設けていたが、他の質問項目と比較してその回答率は極めて低く、資産に関連する調査の困難さが浮き彫りとなった。現代社会の経済的格

差に関するミクロレベルの分析を行うためには回答者から詳細な情報を得ることが不可欠である。標本調査を実施する際に、どのようにして正確なデータを得ることができるかという方法論的問題についても、今後の検討が望まれる。

文 献

- 江刺英信 (1997) 「我が国の金融資産格差の動向とその背景について」『労働統計調査月報』49-6, Pp.6-11.
- 原 純輔・盛山和夫 (1999) 『社会階層：豊かさの中の不平等』東京大学出版会.
- 鹿又伸夫 (1998) 「資産格差の規定要因」『北海道大学文学部紀要』47-2, Pp.125-150.
- 鹿又伸夫 (2001) 『機会と結果の不平等：世代間移動と所得・資産格差』ミネルヴァ書房.
- 西岡八郎・白波瀬佐和子・小山泰代・山本千鶴子 (2000) 「現代日本の家族：継続と変化 - 第2回全国家庭動向調査の結果より：1998年 - 」『人口問題研究』56-2, pp.49-78.
- 小野旭 (1997) 『変動する日本の雇用慣行』日本労働研究機構.
- 小沢雅子 (1985) 『新「階層消費」の時代』日本経済新聞社.
- 下野恵子 (1991) 『資産格差の経済分析：ライフサイクル貯蓄と遺産・贈与』名古屋大学出版.
- 橋木俊詔 (1998) 『日本の経済格差：所得と資産から考える』岩波新書590, 岩波書店.
- 高山憲之 (1976) 「所得・金融資産分布の不平等とその要因」『経済研究』27-2, Pp.134-142.
- 高山憲之・有田富美子・北村行伸 (1994) 「家計資産の増加とその要因」『経済研究』45-1, Pp.16-30.
- 高山憲之・有田富美子 (1996) 『貯蓄と資産形成：家計資産のマクロデータ分析』一橋大学経済研究叢書46, 岩波書店.
- 八木 匡 (2000) 「所得と資産の不平等：年金資産不平等度貢献度の時系列変化」『労働研究雑誌』480, Pp.12-20.

The Determinants of the Possession of Property in a Present Family

Atsushi HOSHI

The purpose of this paper is to investigate determinants of the possession of property in a present family. This research construct the model that possession of property is explained by the individual socioeconomic status and social environmental factors, and parent's socioeconomic status. Data from the second national survey for family in Japan in 1998, which contains information about various information about a family, was analyzed using a sample of young generation's wife.

The result of data analysis is as follows: (1) The rate of possession of real estate and financial assets is more high so that there is much household income. (2) Growing older and the family life cycle have affected the rate of possession of property. (3) A parent's socioeconomic status did not influence to possession of financial assets directly, but has influenced to possession of real estate property. It was shown that the determinant factor changes with character of property. This results suggest it is necessary to consider not only a one's own socioeconomic status but also the influence by the life course and social environment when we analyzing possession of property in a present family.

資 料

人口分布変動が T F R に与えた影響

清 水 昌 人

1. はじめに

人口分布変動の研究テーマのひとつに、分布変動とライフイベントとの関係がある。周知のとおり、戦後の日本で人口分布の問題が大きく取り上げられたのは高度成長期である。この時期には若年層が就職や進学のため大都市に移動し、人口の分布を大きくかえた。他方、高度成長期以降は、基本的に大都市圏への人口集中がつつくなか、例えば都市二世の成長や進学行動の変化などにより、分布変動とライフイベントとの関わりにも新たな側面がみられてきた(中川, 1996参照)。また近年では、とくに大都市圏での少子化が顕著になっており、結婚や出産と分布変動との関連も興味深いテーマの一つとなっている。

本稿では山口・山本(1968)にならい、出生率と分布変動の関連を示す資料を作成した。具体的には、合計出生率(T F R)の変化を出生率と女子人口の分布の変化に要因分解し、1965年から1995年にかけて分布変動が合計出生率に与えた影響をまとめた。

2. データ・手法

(1) データ

計算に使用したデータは、『人口動態統計』の女子年齢5歳階級別、都道府県別出生数と、『国勢調査報告』の女子5歳階級別、都道府県別日本人人口である。対象年次は、1965年から1995年までの国勢調査年とした。ただし沖縄県の1965年と1970年の出生数については、琉球政府企画局統計庁「人口動態調査」、1965年の人口については琉球政府企画局統計庁『臨時国勢調査報告1965年』のデータを用いた。

出生率については、5歳階級別に算出し、この値をもとに合計出生率を計算した。計算にあたっては、15歳未満および50歳以上の出生数は、それぞれ15~19歳、45~49歳の出生数に含めている。年齢不詳分は、各年齢階級に按分した。また分母人口の日本人女子人口には、年齢不詳分を含まない数値を使用した。

人口の分布については、日本人女子の全国人口に対する都道府県別人口の割合で観察した。この割合は年齢5歳階級別に計算した。対象となる年齢階級は15~49歳で、計算に用いた人口は出生率の場合と同じである。

(2) 手法

要因分解は以下の手続きで行った。

x 年における年齢階級 j の全国出生率 F_j^x は、以下の式で示される。

$$F_j^x = B_j^x / P_j^x = \sum B_{ij}^x / P_j^x = \sum F_{ij}^x \cdot P_{ij}^x / P_j^x = \sum F_{ij}^x \cdot D_{ij}^x$$

ただし、

B_j^x : x 年において年齢階級 j の母親から生まれた全国の出生児数

P_j^x : x 年における年齢階級 j の日本人女子の全国人口

F_{ij}^x : x 年における i 県、年齢階級 j の出生率

P_{ij}^x : x 年における i 県、年齢階級 j の日本人女子人口

D_{ij}^x : x 年において、 i 県の年齢階級 j の日本人女子人口が、年齢階級 j の日本人女子の全国人口に占める割合

上記の式を用いると、 x 年から $x+5$ 年への合計出生率の変化は、以下のように示される。

$$\begin{aligned} \sum 5F_j^{x+5} - \sum 5F_j^x &= \sum \sum 5F_{ij}^{x+5} \cdot D_{ij}^{x+5} - \sum \sum 5F_{ij}^x \cdot D_{ij}^x \\ &= 5 \sum \sum (F_{ij}^{x+5} \cdot D_{ij}^{x+5} - F_{ij}^x \cdot D_{ij}^x) \\ &= 5 \sum \sum ((0.5 \cdot (F_{ij}^{x+5} + F_{ij}^x) (D_{ij}^{x+5} - D_{ij}^x) \\ &\quad + 0.5 \cdot (D_{ij}^{x+5} + D_{ij}^x) (F_{ij}^{x+5} - F_{ij}^x)) \\ &= 5 \sum \sum 0.5 \cdot (F_{ij}^{x+5} + F_{ij}^x) (D_{ij}^{x+5} - D_{ij}^x) \quad \leftarrow \text{分布変動の効果} \\ &\quad + 5 \sum \sum 0.5 \cdot (D_{ij}^{x+5} + D_{ij}^x) (F_{ij}^{x+5} - F_{ij}^x) \quad \leftarrow \text{出生率変化の効果} \end{aligned}$$

ここで、分布変動および出生率変化の効果の数値は、合計出生率の変化量を示す。例えば、出生率変化の効果 0.5 の場合、出生率の変化が当該期間に合計出生率を 0.5 引き下げる効果をもったことになる。

上記の要因分解では、出生率変化の効果、分布変動の効果は、どちらも出生率と分布の両要因に影響されたものとして計算される。その影響は、例えば分布変動の場合、分布の差が当該期間の出生率の平均値 ($= 0.5 \cdot (F_{ij}^{x+5} + F_{ij}^x)$) で重みづけされるという形をとる。このため、分布変動の効果は出生率の高低によっても規定される。別の言い方をすれば、ここでの分布変動の効果とは、出生率の大きさの効果と分布の変動効果により決まることになる。出生率変化の効果の場合は、逆に分布の大きさと出生率の変化に影響される。以下の出生率変化、分布変動の効果を見る際には、この点に注意が必要である。

表1 出生率変化と分布変動が合計出生率（TFR）の変化に与えた効果

		出生率変化	分布変動	(参考)	TFR
1965	1970	-0.06421	0.01091	1965	2.16
1970	1975	-0.17102	0.00803	1970	2.10
1975	1980	-0.19360	0.00297	1975	1.94
1980	1985	-0.00204	-0.00376	1980	1.75
1985	1990	-0.21268	-0.00564	1985	1.74
1990	1995	-0.10430	-0.00165	1990	1.53
1965	1995	-0.74706	0.01006	1995	1.42

資料) 国勢調査, 1965年臨時国勢調査 (琉球政府), 人口動態統計

注1) 日本人人口の年齢不詳分を計上していないので, 計算のもととなったTFR等は『人口統計資料集』の数値と異なる場合がある. 出生率変化, 分布変動の効果の単位はTFR値 (あるいは人). 数値は四捨五入した値なので, 両効果の和は各年のTFRの差と必ずしも一致しない.

3. 結果

要因分解の結果は, 図1, 表1~2, 参考表1~5に示した. 明らかになったのは, 以下の点である.

出生率の変化にくらべると, 分布変動が合計出生率に与えた効果は, いかんとも小さい.

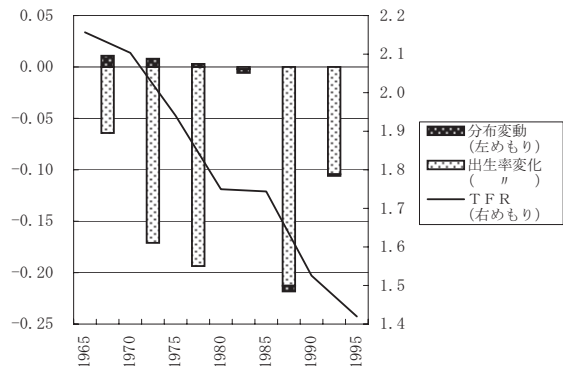
表1, 図1によれば, 出生率の変化が合計出生率の全国値に与えた変化量は, 最大で -0.21268 (1985~1990年) である. 一方, 分布変動の効果の最大値は +0.01091 (1965~1970年) である.

一般に, 前者にくらべると, 後者の影響はほとんどの時期で非常に小さい. 例外は1980~1985年で, 分布変動の影響が出生率変化のそれを上回っている. ただし, この時期の数値は, 両者とも非常に小さい (分布変動の効果 0.00376, 出生率変化の効果 0.00204).

分布変動の効果は, 1965年~1980年ではプラス, その後はマイナスとなっている.

分布変動は, 1980年までは合計出生率の全国値を上昇させる方向で作用していた. しかし, 1980年以降は合計出生率を低下させている. こうした変化をもたらした仕組みの一部は, 次のように説明できると思われる. 今かりに全国を大都市圏と非大都市圏にわけ, 25~29歳の出生率と分布を考えてみると (表2), 1965~1970年では, 大都市圏人口の占める割合が増加した (48.3%から52.2%へ3.9%の増加). このため, 分布変動の効果は大都市圏でプラス, 非大都市圏でマイナスになった. 一方, 出生率については, 非大都市圏より大都市圏の方が高かった (1965年, 70年の出生率の平均値は, 大都市圏で0.20733, 非大都市圏で0.20626). このため大都市圏の分布変動効果の絶対値が非大都市圏のそれを上回り,

図1 出生率変化と分布変動の効果 (1965年~1995年)



資料) 国勢調査, 1965年臨時国勢調査報告 (琉球政府), 人口動態統計
表1の注1参照.

表2 大都市圏・非大都市圏別にみた分布変動の効果 (25～29歳)

		1965	1970	1970	1975	1975	1980	1980	1985	1985	1990	1990	1995
大都市圏	(a-1)分布の変化 (%)	3.87410	-1.74619	-3.75532	0.25618	4.04863	2.42079						
	(b-1) 2 期間の平均出生率	0.20733	0.19880	0.18098	0.17171	0.14869	0.11762						
	(c-1)分布変動効果 (a-1)・(b-1)/100	0.00803	-0.00347	-0.00680	0.00044	0.00602	0.00285						
非大都市圏	(a-2)分布の変化 (%)	-3.87410	1.74619	3.75532	-0.25618	-4.04863	-2.42079						
	(b-2) 2 期間の平均出生率	0.20626	0.20065	0.19025	0.18671	0.16892	0.13945						
	(c-2)分布変動効果 (a-2)・(b-2)/100	-0.00799	0.00350	0.00714	-0.00048	-0.00684	-0.00338						
全体としての分布変動効果 (c-1)+(c-2)		0.00004	0.00003	0.00035	-0.00004	-0.00082	-0.00053						

資料) 国勢調査, 1965年臨時国勢調査 (琉球政府), 人口動態統計

表1の注参照。また大都市圏, 非大都市圏については参考表1の注参照。

数値は四捨五入した値なので, 各数値の和や積は, 表中で該当する箇所の値と必ずしも一致しない。

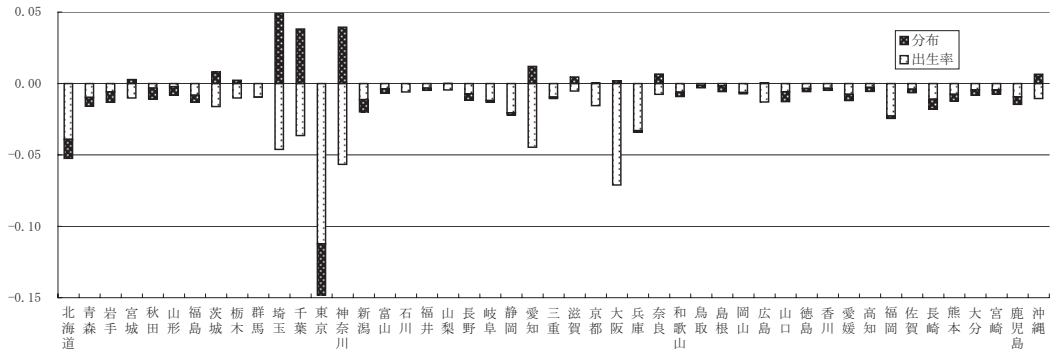
全体としての分布変動効果はプラスになった。続く2期間(1970-1975年, 1975-1980年)には, 大都市圏人口の割合は低下した(1970-1975年では52.2%から50.5%へ1.7%低下)。このため, 分布変動効果は大都市圏でマイナス, 非大都市圏でプラスとなった。他方, 出生率は非大都市圏の方が高かった(1970年, 75年の出生率の平均値は大都市圏で0.19880, 非大都市圏で0.20065)。このため非大都市圏でのプラス効果が大きくなり, 全体の分布変動効果は引き続きプラスであった。1980年以降の期間には, 大都市圏の人口割合は上昇に転じた(例えば1980-1985年では, 46.7%から47.0%へ0.3%増加)。このため, 分布変動効果は大都市圏でプラス, 非大都市圏でマイナスとなった。他方, 出生率は非大都市圏の方が高かったため, 結果として全体の分布変動効果はマイナスとなった。他の年齢層を含めた全体のメカニズムはより複雑であるが, 一部では以上のようなことも起こっていたといえる。

分布変動効果の絶対値は, 1970年代後半に大きく低下した。その後は増加し, 1980年代後半に第2のピークを迎えたが, 90年代には再び低下している。

表1に示すとおり, 分布変動の効果は1965-1970年に+0.01091だったが, 1975-1980年には+0.00297まで減少した。1980年以降はマイナス方向に大きくなり, 1985-1990年には0.00564となった。しかし1990-1995年の値は0.00165であった。一般に分布の変化は, 人口移動の激しい時期に大きくなることが多い。本稿で対象とする県別人口分布に対応する移動は県間移動であるが, この数は高度成長期とくに多く, 1970年代後半から80年代前半にかけては減少した。その後, 1980年代後半には, 「東京一極集中」という言葉に象徴されるように, 県間移動数は安定ないし増加したが, バブル崩壊とともに再び減少した。ここでみる分布変動効果は, こうした移動の動きに対応しているといえるだろう。分布には移動以外の要因も関係するが, ここでみる分布変動の効果は, かなりの程度まで人口移動の効果であると考えられる。

都道府県別にみると, 東京圏(一都三県)で分布変動の効果が際だっている(図2,

図2 合計出生率の全国値の変化（1965～1995年）に対する出生率変化と分布変動の影響（都道府県別）



資料) 国勢調査, 1965年臨時国勢調査 (琉球政府), 人口動態統計
表1の注参照. 寄付の単位はTFR値 (あるいは人).

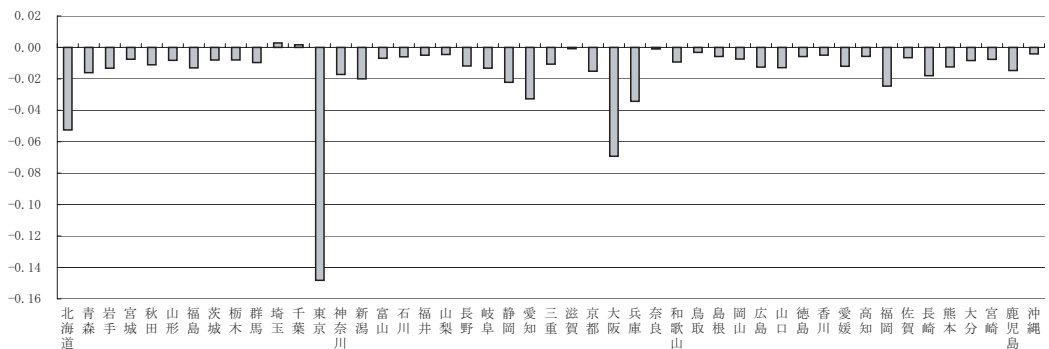
参考表5).

分布変動の効果を都道府県別にみると、東京圏の影響の大きさがとくに目立つ。例えば、1965年と1995年を比較した場合、一都三県での分布変動の効果は、埼玉0.04903、千葉0.03815、東京 0.03583、神奈川0.03941である。分布変動の効果の絶対値が0.01を超えるのは、上記の一都三県のほかには愛知と北海道しかない。分布変動の効果の観点から日本の地域区分を行う場合は、東京圏とそれ以外という分け方が妥当かもしれない。これは、合計出生率の全国値に分布変動が与える影響を地域の側面からみるなら、東京圏に着目する必要が大きいということである。

合計出生率の全国値の変化に対する東京圏の寄与は、分布変動効果に強く影響されている。

合計出生率の全国値の変化に対する各都道府県の寄与は、分布変動効果と出生率変化の効果の和で表される。例えば、1965年と1995年をくらべると、合計出生率は0.73699低下したが、うち 0.14818は東京の寄与によるもので (図3、参考表3)、東京の影響の大きさが

図3 合計出生率の全国値の変化（1965～1995年）に対する都道府県別の寄与



資料) 国勢調査, 1965年臨時国勢調査 (琉球政府), 人口動態統計
表1の注参照. 寄付の単位はTFR値 (あるいは人).

際だっている。一方、分布変動効果が大きかった東京周辺三県はどうかというと、全国値の変化に対する寄与はかなり小さい（例えば千葉は+0.00169）。全体的な寄与と分布変動効果とのこうした「ずれ」は、上記の地域での分布変動のプラス効果が非常に大きいために生じている。つまり、東京周辺県での出生率のマイナス効果は非常に大きい、その大きさは分布変動効果により打ち消されている。すでに述べたように、分布の変動効果は日本全体としては非常に小さい。しかし、合計出生率の変化に対する都道府県別の寄与という観点でみると、その影響は大きい。

4. まとめ

今回の資料では、分布変動が合計出生率の全国値の変化に与える影響は、まったくもって小さいことが明らかになった。これは、一つには、人口分布には割合の合計が100になるという条件がつくためであろう。ある県で分布割合がふえれば、どこかの地域で必ず減るので、プラスとマイナスの効果がうち消しあい、結果として分布変動効果は目立たなくなる。しかしその一方で、都道府県別にみると、分布変動の効果がかなり大きい地域がある。とくに東京大都市圏では、分布変動が1つのポイントとなることが分かった。

すでに述べたように、分布変動の要因については、移動の動向が一つの鍵となっている。それゆえ、合計出生率の全国値の変化を都道府県との関連からみる場合には、人口移動、とくに東京大都市圏をめぐる移動に注目する必要があるだろう。他方、分布変動は、移動以外にも、各人口集団の出生時の分布や死亡率の地域差に影響を受ける。とくに、冒頭でふれた都市二世の成長という点からみると、出生時点での分布の変化が分布変動に果たす役割も、決して小さくないものと想像される。ただ、今回の分析からは、例えば東京圏での分布割合の低下や上昇が、出生時の分布とその後の移動のどちらの要因に、より強く影響されているのが明らかでない。本稿で分析の対象としなかった出生率変化の効果と同様、今後の検討課題としたい。

文 献

- 山口喜一・山本道子（1968）「府県の年齢別人口および出生力の変動が全国出生力に及ぼした影響：昭和35年～40年」、『人口問題研究』、第108号、pp.27-53。
- 中川聡史（1996）「コーホートからみた日本の大学卒業人口の分布変化 東京圏の動向に注目して」、『人口問題研究』、第52巻第1号、pp.41-59。

参考表1 合計出生率の全国値の変化に対する出生率変化の効果
(都道府県別, 1965年～1995年)

	1965	1970	1970	1975	1975	1980	1980	1985	1985	1990	1990	1995
北海道	-0.01021	-0.00549	-0.00949	-0.00103	-0.00844	-0.00535						
青森	-0.00254	-0.00317	-0.00198	-0.00064	-0.00267	0.00009						
岩手	-0.00119	0.00019	-0.00203	-0.00078	-0.00148	-0.00078						
宮城	-0.00037	-0.00137	-0.00203	-0.00134	-0.00412	-0.00193						
秋田	-0.00149	-0.00022	-0.00074	-0.00088	-0.00077	0.00003						
山形	-0.00046	-0.00024	-0.00037	-0.00059	-0.00086	-0.00031						
福島	-0.00231	-0.00053	-0.00236	-0.00019	-0.00276	-0.00087						
茨城	-0.00087	-0.00394	-0.00453	-0.00019	-0.00433	-0.00243						
栃木	-0.00085	-0.00183	-0.00304	0.00064	-0.00320	-0.00214						
群馬	-0.00089	-0.00234	-0.00269	0.00060	-0.00307	-0.00099						
埼玉	-0.00171	-0.01336	-0.01468	0.00009	-0.01098	-0.00527						
千葉	-0.00059	-0.00968	-0.01082	0.00107	-0.01171	-0.00538						
東京	-0.00553	-0.03957	-0.02301	-0.00180	-0.02338	-0.01425						
神奈川	0.00095	-0.01822	-0.01398	-0.00081	-0.01523	-0.00896						
新潟	-0.00276	-0.00124	-0.00295	0.00023	-0.00312	-0.00146						
富山	-0.00004	-0.00002	-0.00138	0.00032	-0.00175	-0.00052						
石川	-0.00043	0.00007	-0.00187	-0.00069	-0.00159	-0.00124						
福井	-0.00097	-0.00027	-0.00079	0.00007	-0.00108	-0.00036						
山梨	-0.00067	-0.00130	-0.00140	0.00052	-0.00146	-0.00016						
長野	-0.00021	-0.00072	-0.00250	-0.00068	-0.00209	-0.00092						
岐阜	-0.00175	-0.00194	-0.00329	0.00027	-0.00402	-0.00113						
静岡	-0.00260	-0.00290	-0.00647	0.00157	-0.00684	-0.00324						
愛知	-0.00221	-0.00971	-0.01142	0.00025	-0.01457	-0.00626						
三重	-0.00210	-0.00071	-0.00223	-0.00026	-0.00245	-0.00157						
滋賀	0.00002	-0.00046	-0.00142	0.00004	-0.00196	-0.00168						
京都	-0.00013	-0.00440	-0.00327	0.00023	-0.00430	-0.00332						
大阪	-0.00284	-0.02256	-0.01662	0.00120	-0.01770	-0.01049						
兵庫	-0.00102	-0.00744	-0.00869	-0.00060	-0.00959	-0.00531						
奈良	-0.00017	-0.00214	-0.00156	-0.00005	-0.00217	-0.00152						
和歌山	-0.00096	-0.00145	-0.00120	-0.00006	-0.00190	-0.00058						
鳥取	-0.00058	0.00030	-0.00042	0.00003	-0.00042	-0.00050						
島根	-0.00041	0.00034	-0.00044	0.00007	-0.00075	-0.00048						
岡山	0.00057	0.00029	-0.00274	0.00045	-0.00321	-0.00165						
広島	0.00015	-0.00070	-0.00452	-0.00004	-0.00437	-0.00336						
山口	-0.00034	-0.00080	-0.00161	0.00056	-0.00283	-0.00058						
徳島	-0.00105	-0.00047	-0.00092	0.00029	-0.00111	-0.00048						
香川	-0.00018	-0.00002	-0.00111	-0.00001	-0.00154	-0.00057						
愛媛	-0.00234	-0.00051	-0.00224	-0.00014	-0.00202	-0.00063						
高知	-0.00031	-0.00039	-0.00169	0.00112	-0.00151	-0.00011						
福岡	-0.00209	-0.00449	-0.00391	0.00048	-0.00920	-0.00359						
佐賀	-0.00107	-0.00064	-0.00076	0.00013	-0.00139	-0.00061						
長崎	-0.00267	-0.00261	-0.00336	0.00011	-0.00205	-0.00100						
熊本	-0.00320	-0.00055	-0.00167	0.00021	-0.00281	-0.00042						
大分	-0.00113	-0.00033	-0.00113	-0.00034	-0.00172	-0.00015						
宮崎	-0.00136	-0.00032	-0.00170	-0.00032	-0.00173	0.00028						
鹿児島	-0.00247	-0.00133	-0.00211	-0.00044	-0.00263	-0.00123						
沖縄	0.00117	-0.00184	-0.00449	-0.00068	-0.00376	-0.00089						
計	-0.06421	-0.17102	-0.19360	-0.00204	-0.21268	-0.10430						
大都市圏計	-0.01694	-0.12757	-0.10800	-0.00037	-0.11393	-0.06194						
非大都市圏計	-0.04728	-0.04345	-0.08561	-0.00167	-0.09874	-0.04236						

資料) 国勢調査, 1965年臨時国勢調査(琉球政府), 人口動態統計

注1) 表1の注参照。数値は四捨五入した値なので, 足し合わせた値は計の値と必ずしも一致しない。

注2) 大都市圏に含まれる都府県は, 埼玉, 千葉, 東京, 神奈川, 岐阜, 愛知, 三重, 京都, 大阪, 兵庫。それ以外の県は非大都市圏に含まれる。各圏の計は, そこに含まれる都道府県の値を足し合わせた値。

参考表2 合計出生率の全国値の変化に対する分布変動の効果
(都道府県別, 1965年~1995年)

	1965	1970	1970	1975	1975	1980	1980	1985	1985	1990	1990	1995
北海道	-0.00415	-0.00044		0.00174		-0.00241		-0.00438		-0.00285		
青森	-0.00227	0.00007		0.00173		-0.00059		-0.00242		-0.00168		
岩手	-0.00387	-0.00099		0.00115		-0.00022		-0.00176		-0.00145		
宮城	-0.00120	0.00238		0.00341		0.00068		-0.00103		-0.00059		
秋田	-0.00282	-0.00058		0.00122		-0.00069		-0.00225		-0.00186		
山形	-0.00320	-0.00050		0.00170		-0.00003		-0.00170		-0.00166		
福島	-0.00402	0.00061		0.00335		0.00049		-0.00230		-0.00214		
茨城	0.00075	0.00379		0.00365		0.00055		-0.00061		0.00017		
栃木	0.00024	0.00250		0.00164		-0.00040		-0.00096		-0.00056		
群馬	-0.00009	0.00071		0.00029		-0.00053		-0.00049		-0.00012		
埼玉	0.02241	0.01225		-0.00086		-0.00117		0.00872		0.00743		
千葉	0.01548	0.01019		0.00390		0.00036		0.00484		0.00402		
東京	-0.00894	-0.02075		-0.01480		0.00080		0.00153		0.00151		
神奈川	0.01926	0.00450		-0.00365		0.00150		0.01062		0.00681		
新潟	-0.00425	-0.00066		0.00117		-0.00099		-0.00243		-0.00150		
富山	-0.00048	-0.00067		-0.00097		-0.00079		-0.00048		-0.00011		
石川	0.00023	0.00011		-0.00019		-0.00005		-0.00034		0.00002		
福井	-0.00095	0.00009		0.00019		0.00026		-0.00047		-0.00066		
山梨	-0.00098	-0.00007		0.00034		0.00045		0.00023		0.00002		
長野	-0.00277	-0.00153		0.00006		0.00035		-0.00039		-0.00040		
岐阜	-0.00124	-0.00029		0.00019		0.00018		0.00002		-0.00023		
静岡	0.00031	0.00002		-0.00036		-0.00023		-0.00063		-0.00085		
愛知	0.00764	-0.00065		-0.00386		0.00023		0.00463		0.00322		
三重	-0.00154	-0.00070		0.00001		0.00047		0.00046		-0.00000		
滋賀	0.00000	0.00157		0.00125		0.00053		0.00076		0.00054		
京都	0.00169	0.00027		-0.00190		-0.00095		0.00006		0.00090		
大阪	0.01382	-0.00689		-0.01309		-0.00286		0.00383		0.00496		
兵庫	0.00261	-0.00221		-0.00351		-0.00070		0.00209		0.00010		
奈良	0.00199	0.00159		0.00097		0.00032		0.00091		0.00084		
和歌山	-0.00089	-0.00098		-0.00040		-0.00023		-0.00033		-0.00030		
鳥取	-0.00088	0.00010		0.00066		0.00002		-0.00077		-0.00070		
島根	-0.00208	-0.00056		0.00037		-0.00005		-0.00094		-0.00082		
岡山	0.00028	-0.00002		-0.00037		-0.00001		-0.00089		-0.00010		
広島	0.00193	0.00091		-0.00140		-0.00054		-0.00071		0.00013		
山口	-0.00207	-0.00097		-0.00069		-0.00105		-0.00167		-0.00083		
徳島	-0.00109	0.00023		0.00052		-0.00023		-0.00092		-0.00056		
香川	-0.00042	0.00047		-0.00009		-0.00039		-0.00075		-0.00032		
愛媛	-0.00178	-0.00005		0.00047		-0.00028		-0.00136		-0.00112		
高知	-0.00108	-0.00009		0.00010		-0.00024		-0.00091		-0.00058		
福岡	-0.00349	0.00193		0.00265		-0.00034		-0.00217		-0.00042		
佐賀	-0.00172	-0.00013		0.00130		0.00024		-0.00096		-0.00089		
長崎	-0.00398	-0.00008		0.00167		-0.00004		-0.00203		-0.00194		
熊本	-0.00381	-0.00001		0.00287		0.00075		-0.00184		-0.00194		
大分	-0.00177	0.00028		0.00066		-0.00019		-0.00141		-0.00111		
宮崎	-0.00209	0.00080		0.00218		-0.00006		-0.00180		-0.00147		
鹿児島	-0.00576	0.00013		0.00420		0.00159		-0.00224		-0.00242		
沖縄	-0.00204	0.00234		0.00350		0.00271		0.00003		-0.00014		
計	0.01091	0.00803		0.00297		-0.00376		-0.00564		-0.00165		
大都市圏計	0.07119	-0.00428		-0.03758		-0.00212		0.03678		0.02871		
非大都市圏計	-0.06028	0.01232		0.04054		-0.00164		-0.04242		-0.03036		

資料) 国勢調査, 1965年臨時国勢調査(琉球政府), 人口動態統計
参考表1の注参照。

参考表3 合計出生率の全国値の変化に対する都道府県別の寄与 (1965年～1995年)

	1965	1970	1970	1975	1975	1980	1980	1985	1985	1990	1990	1995	1965	1995
北海道	-0.01436		-0.00594		-0.00775		-0.00345		-0.01282		-0.00820		-0.05251	
青森	-0.00481		-0.00310		-0.00026		-0.00123		-0.00509		-0.00159		-0.01607	
岩手	-0.00506		-0.00081		-0.00088		-0.00100		-0.00324		-0.00223		-0.01322	
宮城	-0.00157		0.00101		0.00138		-0.00065		-0.00515		-0.00253		-0.00751	
秋田	-0.00431		-0.00081		0.00048		-0.00157		-0.00302		-0.00183		-0.01105	
山形	-0.00365		-0.00073		0.00133		-0.00062		-0.00256		-0.00197		-0.00820	
福島	-0.00633		0.00008		0.00099		0.00030		-0.00506		-0.00301		-0.01303	
茨城	-0.00013		-0.00014		-0.00088		0.00036		-0.00494		-0.00226		-0.00799	
栃木	-0.00060		0.00068		-0.00140		0.00024		-0.00417		-0.00270		-0.00796	
群馬	-0.00099		-0.00164		-0.00240		0.00007		-0.00356		-0.00110		-0.00962	
埼玉	0.02069		-0.00111		-0.01554		-0.00108		-0.00226		0.00215		0.00286	
千葉	0.01489		0.00052		-0.00692		0.00144		-0.00687		-0.00136		0.00169	
東京	-0.01446		-0.06032		-0.03781		-0.00100		-0.02185		-0.01274		-0.14818	
神奈川	0.02021		-0.01371		-0.01763		0.00069		-0.00461		-0.00214		-0.01720	
新潟	-0.00701		-0.00190		-0.00178		-0.00076		-0.00556		-0.00297		-0.01998	
富山	-0.00052		-0.00070		-0.00235		-0.00047		-0.00223		-0.00062		-0.00689	
石川	-0.00020		0.00018		-0.00206		-0.00074		-0.00193		-0.00122		-0.00597	
福井	-0.00192		-0.00017		-0.00059		0.00032		-0.00155		-0.00103		-0.00494	
山梨	-0.00165		-0.00138		-0.00106		0.00098		-0.00123		-0.00014		-0.00448	
長野	-0.00298		-0.00225		-0.00244		-0.00032		-0.00248		-0.00132		-0.01180	
岐阜	-0.00299		-0.00223		-0.00310		0.00046		-0.00400		-0.00136		-0.01322	
静岡	-0.00228		-0.00287		-0.00683		0.00135		-0.00747		-0.00408		-0.02219	
愛知	0.00543		-0.01036		-0.01528		0.00048		-0.00994		-0.00304		-0.03272	
三重	-0.00364		-0.00142		-0.00222		0.00021		-0.00199		-0.00157		-0.01063	
滋賀	0.00002		0.00111		-0.00017		0.00057		-0.00120		-0.00114		-0.00081	
京都	0.00156		-0.00413		-0.00517		-0.00072		-0.00425		-0.00243		-0.01514	
大阪	0.01098		-0.02944		-0.02971		-0.00166		-0.01387		-0.00553		-0.06924	
兵庫	0.00159		-0.00965		-0.01220		-0.00130		-0.00751		-0.00521		-0.03427	
奈良	0.00182		-0.00055		-0.00058		0.00027		-0.00126		-0.00068		-0.00097	
和歌山	-0.00186		-0.00243		-0.00160		-0.00029		-0.00223		-0.00088		-0.00928	
鳥取	-0.00146		0.00040		0.00024		0.00006		-0.00119		-0.00120		-0.00315	
島根	-0.00249		-0.00022		-0.00007		0.00001		-0.00169		-0.00130		-0.00576	
岡山	0.00085		0.00027		-0.00311		0.00045		-0.00410		-0.00175		-0.00738	
広島	0.00208		0.00022		-0.00592		-0.00058		-0.00508		-0.00323		-0.01252	
山口	-0.00241		-0.00177		-0.00230		-0.00049		-0.00450		-0.00141		-0.01287	
徳島	-0.00214		-0.00024		-0.00040		0.00006		-0.00203		-0.00105		-0.00579	
香川	-0.00060		0.00045		-0.00120		-0.00040		-0.00229		-0.00089		-0.00493	
愛媛	-0.00412		-0.00056		-0.00177		-0.00043		-0.00338		-0.00176		-0.01201	
高知	-0.00140		-0.00048		-0.00160		0.00088		-0.00242		-0.00069		-0.00570	
福岡	-0.00557		-0.00256		-0.00125		0.00014		-0.01137		-0.00401		-0.02463	
佐賀	-0.00279		-0.00077		0.00054		0.00037		-0.00236		-0.00150		-0.00652	
長崎	-0.00665		-0.00268		-0.00169		0.00006		-0.00408		-0.00294		-0.01799	
熊本	-0.00701		-0.00056		0.00120		0.00096		-0.00465		-0.00236		-0.01242	
大分	-0.00290		-0.00005		-0.00048		-0.00054		-0.00313		-0.00126		-0.00835	
宮崎	-0.00345		0.00048		0.00047		-0.00038		-0.00353		-0.00119		-0.00760	
鹿児島	-0.00824		-0.00120		0.00210		0.00115		-0.00487		-0.00365		-0.01471	
沖縄	-0.00087		0.00050		-0.00100		0.00202		-0.00374		-0.00103		-0.00411	
計	-0.05331		-0.16299		-0.19064		-0.00579		-0.21832		-0.10595		-0.73699	
大都市圏計	0.05425		-0.13186		-0.14557		-0.00249		-0.07715		-0.03323		-0.33605	
非大都市圏計	-0.10756		-0.03113		-0.04506		-0.00330		-0.14116		-0.07272		-0.40094	

資料) 国勢調査, 1965年臨時国勢調査(琉球政府), 人口動態統計
 参考表1の注1参照.

参考表4 合計出生率の全国値の変化に対する出生率変化の効果
(年齢階級別, 都道府県別, 1965 1995年)

	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	合計
北海道	-0.00020	-0.02160	-0.02294	0.00335	0.00236	-0.00005	-0.00004	-0.03913
青森	-0.00019	-0.00623	-0.00426	0.00069	0.00028	-0.00011	-0.00001	-0.00983
岩手	-0.00003	-0.00414	-0.00321	0.00119	0.00048	-0.00014	-0.00002	-0.00587
宮城	0.00013	-0.00693	-0.00673	0.00212	0.00116	0.00004	-0.00000	-0.01020
秋田	0.00001	-0.00402	-0.00238	0.00224	0.00086	0.00004	0.00000	-0.00325
山形	0.00004	-0.00298	-0.00263	0.00226	0.00096	0.00006	0.00000	-0.00229
福島	0.00015	-0.00484	-0.00564	0.00127	0.00093	-0.00009	-0.00002	-0.00823
茨城	0.00013	-0.00639	-0.01008	0.00004	0.00044	-0.00022	-0.00002	-0.01610
栃木	0.00004	-0.00393	-0.00635	-0.00012	0.00031	-0.00010	-0.00001	-0.01015
群馬	0.00009	-0.00315	-0.00667	-0.00019	0.00045	-0.00007	-0.00000	-0.00955
埼玉	-0.00018	-0.01648	-0.02666	-0.00320	0.00058	-0.00020	-0.00004	-0.04618
千葉	-0.00023	-0.01622	-0.02026	-0.00033	0.00081	-0.00020	-0.00003	-0.03646
東京	-0.00030	-0.03525	-0.06927	-0.01015	0.00251	0.00015	-0.00003	-0.11235
神奈川	-0.00013	-0.02183	-0.03502	-0.00135	0.00175	0.00000	-0.00002	-0.05660
新潟	0.00011	-0.00612	-0.00797	0.00144	0.00121	0.00005	-0.00000	-0.01127
富山	0.00006	-0.00438	-0.00185	0.00176	0.00055	0.00005	-0.00000	-0.00382
石川	0.00001	-0.00510	-0.00255	0.00136	0.00034	0.00001	-0.00000	-0.00594
福井	0.00004	-0.00302	-0.00140	0.00094	0.00021	-0.00001	-0.00000	-0.00325
山梨	0.00004	-0.00102	-0.00312	-0.00046	0.00006	-0.00003	-0.00001	-0.00454
長野	0.00014	-0.00224	-0.00696	0.00072	0.00107	0.00009	-0.00001	-0.00718
岐阜	0.00004	-0.00818	-0.00585	0.00162	0.00039	-0.00001	0.00000	-0.01199
静岡	0.00013	-0.01131	-0.01294	0.00240	0.00128	-0.00001	-0.00001	-0.02046
愛知	0.00041	-0.02667	-0.02318	0.00397	0.00087	-0.00005	-0.00003	-0.04467
三重	0.00006	-0.00633	-0.00448	0.00088	0.00040	-0.00003	-0.00000	-0.00951
滋賀	0.00007	-0.00272	-0.00334	0.00045	0.00027	-0.00002	-0.00000	-0.00530
京都	0.00006	-0.00736	-0.00962	0.00067	0.00071	0.00001	0.00000	-0.01552
大阪	0.00020	-0.03149	-0.03962	-0.00091	0.00086	-0.00008	-0.00002	-0.07106
兵庫	0.00025	-0.01673	-0.01983	0.00236	0.00101	-0.00001	-0.00003	-0.03298
奈良	-0.00004	-0.00463	-0.00415	0.00088	0.00035	0.00004	-0.00001	-0.00756
和歌山	0.00003	-0.00346	-0.00293	0.00027	0.00000	-0.00004	-0.00000	-0.00613
鳥取	0.00006	-0.00144	-0.00119	0.00088	0.00034	-0.00001	-0.00000	-0.00136
島根	0.00008	-0.00134	-0.00163	0.00094	0.00039	0.00000	-0.00001	-0.00156
岡山	0.00021	-0.00594	-0.00430	0.00282	0.00086	0.00005	0.00001	-0.00630
広島	0.00022	-0.00851	-0.00783	0.00218	0.00098	-0.00002	-0.00000	-0.01299
山口	0.00009	-0.00408	-0.00378	0.00140	0.00053	-0.00001	-0.00001	-0.00586
徳島	-0.00000	-0.00273	-0.00180	0.00076	0.00031	-0.00002	-0.00001	-0.00349
香川	0.00012	-0.00263	-0.00224	0.00094	0.00034	0.00004	-0.00000	-0.00343
愛媛	0.00015	-0.00435	-0.00455	0.00091	0.00038	-0.00007	-0.00001	-0.00754
高知	-0.00003	-0.00248	-0.00153	0.00084	0.00046	0.00002	-0.00000	-0.00272
福岡	0.00029	-0.01182	-0.01573	0.00242	0.00203	0.00005	-0.00001	-0.02278
佐賀	0.00003	-0.00207	-0.00252	0.00030	0.00021	-0.00003	-0.00000	-0.00408
長崎	-0.00002	-0.00407	-0.00540	-0.00087	-0.00038	-0.00033	-0.00003	-0.01109
熊本	-0.00002	-0.00488	-0.00441	0.00108	0.00069	-0.00001	-0.00001	-0.00755
大分	0.00006	-0.00312	-0.00306	0.00118	0.00050	-0.00005	-0.00000	-0.00449
宮崎	0.00006	-0.00308	-0.00288	0.00097	0.00045	0.00000	-0.00001	-0.00449
鹿児島	0.00007	-0.00373	-0.00525	0.00003	-0.00019	-0.00035	-0.00001	-0.00943
沖縄	0.00018	-0.00215	-0.00414	-0.00264	-0.00108	-0.00061	-0.00007	-0.01052
計	0.00248	-0.36316	-0.44415	0.03033	0.03028	-0.00227	-0.00056	-0.74706
大都市圏計	0.00017	-0.18652	-0.25380	-0.00645	0.00988	-0.00041	-0.00021	-0.43733
非大都市圏計	0.00231	-0.17663	-0.19035	0.03678	0.02040	-0.00186	-0.00036	-0.30972

資料) 国勢調査, 1965年臨時国勢調査 (琉球政府), 人口動態統計
参考表1の注1参照.

参考表5 合計出生率の全国値の変化に対する分布変動の効果
(年齢階級別, 都道府県別, 1965-1995年)

	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	合計
北海道	-0.00022	-0.00388	-0.00725	-0.00183	-0.00022	0.00001	-0.00000	-0.01339
青森	-0.00006	-0.00174	-0.00291	-0.00138	-0.00013	-0.00001	-0.00000	-0.00624
岩手	-0.00005	-0.00162	-0.00338	-0.00183	-0.00041	-0.00006	-0.00001	-0.00735
宮城	0.00006	0.00160	0.00068	0.00021	0.00013	0.00002	-0.00000	0.00269
秋田	-0.00005	-0.00192	-0.00375	-0.00173	-0.00031	-0.00003	-0.00000	-0.00780
山形	-0.00003	-0.00122	-0.00280	-0.00148	-0.00034	-0.00005	-0.00000	-0.00591
福島	-0.00004	-0.00087	-0.00216	-0.00136	-0.00031	-0.00005	-0.00001	-0.00480
茨城	0.00011	0.00214	0.00363	0.00175	0.00042	0.00005	0.00000	0.00811
栃木	0.00001	0.00037	0.00126	0.00044	0.00010	0.00001	-0.00000	0.00219
群馬	-0.00002	-0.00032	0.00033	0.00004	-0.00009	-0.00001	-0.00000	-0.00007
埼玉	0.00050	0.01087	0.02133	0.01251	0.00331	0.00050	0.00002	0.04903
千葉	0.00043	0.00956	0.01637	0.00903	0.00238	0.00037	0.00002	0.03815
東京	-0.00034	-0.00942	-0.01591	-0.00744	-0.00238	-0.00033	-0.00001	-0.03583
神奈川	0.00036	0.00755	0.01762	0.01081	0.00270	0.00035	0.00001	0.03941
新潟	-0.00005	-0.00176	-0.00400	-0.00229	-0.00053	-0.00007	-0.00000	-0.00870
富山	-0.00004	-0.00097	-0.00115	-0.00074	-0.00017	-0.00001	-0.00000	-0.00308
石川	-0.00002	-0.00001	0.00018	-0.00012	-0.00004	-0.00001	-0.00000	-0.00003
福井	-0.00002	-0.00056	-0.00064	-0.00037	-0.00009	-0.00001	-0.00000	-0.00170
山梨	-0.00001	-0.00014	0.00023	0.00008	-0.00007	-0.00003	-0.00000	0.00006
長野	-0.00002	-0.00107	-0.00157	-0.00127	-0.00060	-0.00008	-0.00000	-0.00462
岐阜	-0.00002	-0.00031	-0.00069	-0.00016	-0.00004	-0.00001	-0.00000	-0.00123
静岡	-0.00003	-0.00126	-0.00071	0.00013	0.00012	0.00001	0.00000	-0.00173
愛知	-0.00005	0.00155	0.00579	0.00382	0.00074	0.00009	0.00001	0.01196
三重	-0.00003	-0.00037	-0.00055	-0.00007	-0.00008	-0.00001	-0.00000	-0.00111
滋賀	0.00002	0.00080	0.00225	0.00119	0.00022	0.00001	0.00000	0.00449
京都	-0.00000	0.00029	0.00037	-0.00010	-0.00017	-0.00002	-0.00000	0.00037
大阪	0.00005	-0.00012	0.00098	0.00080	0.00003	0.00008	0.00001	0.00183
兵庫	0.00000	-0.00051	-0.00063	-0.00011	-0.00004	-0.00000	0.00000	-0.00129
奈良	0.00006	0.00159	0.00305	0.00154	0.00031	0.00003	0.00000	0.00659
和歌山	-0.00004	-0.00102	-0.00123	-0.00063	-0.00020	-0.00003	-0.00000	-0.00316
鳥取	-0.00001	-0.00039	-0.00079	-0.00047	-0.00010	-0.00002	-0.00000	-0.00179
島根	-0.00003	-0.00068	-0.00187	-0.00126	-0.00031	-0.00004	-0.00000	-0.00420
岡山	-0.00004	-0.00012	-0.00005	-0.00069	-0.00015	-0.00003	-0.00000	-0.00108
広島	0.00001	0.00021	0.00066	-0.00029	-0.00010	-0.00002	-0.00000	0.00046
山口	-0.00006	-0.00148	-0.00303	-0.00200	-0.00039	-0.00005	-0.00000	-0.00701
徳島	-0.00004	-0.00041	-0.00099	-0.00066	-0.00018	-0.00002	-0.00000	-0.00230
香川	-0.00003	-0.00029	-0.00048	-0.00056	-0.00012	-0.00002	-0.00000	-0.00150
愛媛	-0.00007	-0.00107	-0.00188	-0.00110	-0.00031	-0.00004	-0.00000	-0.00447
高知	-0.00003	-0.00067	-0.00116	-0.00080	-0.00027	-0.00004	-0.00000	-0.00298
福岡	0.00002	0.00059	-0.00123	-0.00122	-0.00002	0.00000	-0.00000	-0.00185
佐賀	-0.00002	-0.00052	-0.00101	-0.00070	-0.00015	-0.00003	-0.00000	-0.00243
長崎	-0.00003	-0.00113	-0.00311	-0.00200	-0.00050	-0.00011	-0.00001	-0.00689
熊本	-0.00004	-0.00096	-0.00236	-0.00122	-0.00024	-0.00006	-0.00000	-0.00487
大分	-0.00004	-0.00087	-0.00161	-0.00109	-0.00022	-0.00004	-0.00000	-0.00387
宮崎	0.00001	-0.00047	-0.00166	-0.00085	-0.00011	-0.00002	-0.00000	-0.00312
鹿児島	0.00000	-0.00038	-0.00235	-0.00186	-0.00054	-0.00015	-0.00001	-0.00528
沖縄	0.00014	0.00149	0.00127	0.00199	0.00125	0.00027	-0.00000	0.00641
計	0.00020	0.00007	0.00307	0.00466	0.00177	0.00031	-0.00001	0.01006
大都市圏計	0.00090	0.01908	0.04467	0.02910	0.00645	0.00102	0.00006	0.10128
非大都市圏計	-0.00070	-0.01901	-0.04160	-0.02444	-0.00467	-0.00072	-0.00007	-0.09122

資料) 国勢調査, 1965年臨時国勢調査 (琉球政府), 人口動態統計
参考表1の注1参照.

統 計

主要国女子の年齢別出生率および 合計特殊出生率：最新資料

国や地域の出生力水準を簡潔に表す指標として代表的なものに合計特殊出生率 (TFR: total fertility rate) がある。本資料では最新の主要国の合計特殊出生率、及び合計特殊出生率の算定の基礎となる女子の年齢別出生率 (age-specific fertility rate) を収録している。資料の作成には以下の二つの統計資料を用いた。一つは国際連合の「世界人口年鑑1999年版」(United Nations, Demographic Yearbook, 1999) から得られる主要国の最新の年齢別出生率である。第二の資料は欧州理事会の人口年次報告書の2000年版 (Council of Europe, Recent Demographic Developments in the Member of Council of Europe, 2000) に掲載されている、各加盟国に関する1970年から現在までの合計特殊出生率及び純再生産率 (NRR: net reproduction rate) である。表示した国の配列はそれぞれの原典の配列をそのまま採用した。

(坂東里江子)

統計利用上の注意

「世界人口年鑑1999年版」によるデータについては、以下の諸点に注意して利用されたい。原表 (表11) には利用可能な最新の年次について各国・地域別女子の年齢別出生率・総出生率が示されている。

女子の年齢別出生数は一般に15歳未満および50歳以上の年齢では少ないため、20歳未満および45歳以上についての出生率はそれぞれ15～19歳、45～49歳の女子人口を分母として計算されている。年齢不詳の母による出生は年齢の判明している母の出生分布に従って、国連統計局によって比例配分されている。しかし、出生数の10%以上が年齢不詳である場合はその旨が注記してある。

出生率の算定に用いられた女子の年齢別人口は、センサスまたは実査に基づいた人口、或いは推計による人口である。この人口データの採用の優先順位は、第一に出生数のデータと同年次の年央推計人口、第二は同年次のセンサス結果、第三はその年の年央以外の時点についての推計人口となっている。

原表に掲載されている出生率は、ある年における出生数が少なくとも100以上の国や地域に限定されている。年齢階級別の出生数が30以下のデータに基づく出生率は「 \square 」の符号が付されている。また、原表では、出生登録が発生件数の90%未満の不完全データと登録の完全性が不明なデータはイタリック (斜字体) で示されているが、本資料では信頼性の面から掲載を省略した。表に示されている出生率は各種の制約をもつが、とくに留意すべき点は、その登録システムが実際に発生した出生数のどれだけを把握しているかを示す登録率、出生登録以前の死亡あるいは出生後24時間以内に死亡した乳児の処理、及び母の年齢の定義とその信頼性の3点である。さらに、掲載されている出生率の一部は出生の発生時ではなく登録時によって集計されたデータを基にしているが、このような場合には符号「+」で示してある。

欧州理事会のデータは、登録や精度について比較的問題がないと思われるが、国あるいは年次によって推定値や暫定値である場合があるので注意されたい。

表1 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新年次

国・地域	(年)	女子の年齢別出生率 (‰)						合計特殊出生率	
		20歳未満 ¹⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳		45歳以上 ²⁾
[アフリカ]									
カーボベルデ	(1990)	84.7	167.7	183.1	150.7	123.9	52.9	13.4	3.88
エジプト	(1995)	14.3	158.0	250.0	176.6	107.6	31.9	10.1	3.74
モーリシャス	(1997) ⁺	36.9	127.7	122.8	75.8	35.0	8.3	0.8	2.04
チェニジア	(1995)	13.4	91.2	148.6	141.3	87.9	32.8	7.6	2.61
ジンバブエ	(1992)	82.1	217.9	205.6	179.9	144.7	80.3	31.5	4.71
[北アメリカ]									
バハマ	(1994)	61.0	120.8	114.0	102.2	59.9	14.9	4.0	2.38
カナダ	(1997)	20.2	64.0	103.8	84.4	32.5	5.2	0.2	1.55
キューバ	(1996)	54.3	88.1	77.6	48.0	17.2	2.4	0.3	1.44
グリーンランド	(1998)	48.8	161.1	98.5	81.4	65.3	15.1	3.7	2.37
グアテマラ	(1990)	121.0	248.3	245.2	208.5	160.2	75.8	20.7	5.40
マルチニーク	(1992)	28.0	88.5	113.9	92.9	49.5	12.2	0.8	1.93
パナマ	(1997)	102.3	158.0	145.6	104.2	54.1	15.1	2.8	2.91
プエルトリコ	(1998)	73.8	113.2	99.5	63.7	26.5	5.6	0.3	1.91
セント・キッツネイビス	(1996) ⁺	74.2	126.4	122.6	83.3	59.2	15.0	2.2	2.41
セントビンセント＝ グレナディーン	(1997)	78.5	133.5	109.2	97.3	70.7	22.4	1.2	2.56
トリニダード＝トバゴ	(1997)	43.3	97.0	88.0	70.0	35.3	9.4	0.6	1.72
アメリカ合衆国	(1998)	52.1	111.2	116.0	87.5	37.4	7.3	0.4	2.06
米領バージン諸島	(1990)	78.5	183.5	177.0	114.8	44.0	10.9	0.6	3.05
[南アメリカ]									
アルゼンチン	(1995)	63.7	128.9	136.0	107.0	57.7	17.6	1.8	2.56
チリ	(1998)	67.3	105.8	108.1	85.4	48.7	13.2	0.8	2.15
スリナム	(1995)	75.1	150.2	120.4	70.0	43.1	13.0	3.2	2.38
ウルグアイ ⁺	(1996) ⁺	74.2	121.5	128.5	97.3	53.9	16.3	1.2	2.46
[アジア]									
アルメニア	(1997)	43.4	129.3	69.6	31.7	13.2	3.3	0.2	1.45
アゼルバイジャン	(1998)	37.6	147.1	105.5	53.2	25.6	7.1	0.8	1.88
ブルネイダラサラム	(1991) ⁺	37.4	133.0	174.6	139.2	84.1	31.8	3.6	3.02
ホンコン特別行政区	(1998)	5.3	27.0	56.5	55.7	25.4	4.2	0.2	0.87
マカオ特別行政区	(1998)	5.6	31.3	71.5	67.5	26.6	4.5	0.4	1.04
キプロス	(1998)	12.8	99.9	138.1	90.4	35.3	6.9	0.3	1.92
イスラエル	(1997)	16.7	117.8	190.8	158.6	81.4	19.8	1.5	2.93
日本	(1999) ³⁾	4.9	38.9	99.9	92.2	30.3	3.5	0.1	1.34
カザフスタン	(1998)	36.5	131.3	108.0	59.5	25.4	5.6	0.5	1.83
韓国	(1998)	2.7	48.6	158.5	74.6	16.0	2.3	0.2	1.51
クウェート	(1996)	34.5	173.5	185.6	143.0	98.2	45.8	8.4	3.45
キルギスタン	(1998)	44.5	188.2	158.5	106.1	51.5	13.8	2.8	2.83
マレーシア 半島マレーシア	(1990)	18.5	123.9	203.3	170.5	105.8	39.3	4.4	3.33
モルジブ	(1996)	54.4	190.9	176.5	137.7	114.2	40.0	6.8	3.60
シンガポール	(1998)	7.9	40.6	110.3	104.6	43.6	7.2	0.2	1.57
スリランカ	(1996) ⁺	29.1	88.7	129.1	110.9	81.8	20.0	2.4	2.31
タジキスタン	(1993)	53.9	271.9	225.5	159.6	93.6	35.7	6.9	4.24
トルコ	(1997)	50.0	173.6	144.9	73.3	36.1	15.5	3.4	2.48
ウズベキスタン	(1999)	27.5	228.2	170.5	92.8	34.7	8.3	0.9	2.81

United Nations, *Demographic Yearbook, 1999*, New York, 2001, 第11表による。1) 率は15～19歳女子人口により計算されている。2) 率は45～49歳女子により計算されている。3) 厚生省統計情報部「人口動態統計」に基づくデータ。

表1 主要国女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：最新年次（つづき）

国・地域	(年)	女子の年齢別出生率 (‰)						合計特殊出生率	
		20歳未満 ¹⁾	20～24歳	25～29歳	30～34歳	35～39歳	40～44歳		45歳以上 ²⁾
[ヨーロッパ]									
オーストリア	(1998)	14.0	68.5	94.9	63.6	23.8	4.4	0.2	1.35
ベラルーシ	(1998)	30.9	107.5	71.6	30.8	10.2	2.0	0.1	1.27
ベルギー	(1992)	11.9	75.1	140.8	77.2	23.0	3.6	0.2	1.66
ボスニアヘルツェゴビナ	(1991)	38.0	128.0	104.0	54.4	19.4	4.4	0.7	1.74
ブルガリア	(1997)	45.1	85.2	56.9	22.4	7.3	1.6	0.1	1.09
クロアチア	(1997)	19.7	101.1	110.1	70.3	29.2	5.9	0.3	1.68
チェコ	(1997)	18.4	84.6	81.1	36.0	12.2	1.7	0.0	1.17
デンマーク	(1996)	8.3	59.5	133.0	106.9	38.3	5.6	0.2	1.76
エストニア	(1997)	29.4	85.3	75.8	38.1	15.4	3.9	0.1	1.24
フィンランド	(1998)	9.2	59.5	116.9	100.3	44.1	8.8	0.5	1.70
フランス	(1993)	7.9	60.6	127.3	90.7	36.2	7.6	0.5	1.65
ドイツ	(1996)	9.7	54.3	88.3	76.1	28.9	4.9	0.2	1.31
ギリシャ	(1998)	11.8	53.2	89.6	71.9	26.4	4.9	0.5	1.29
ハンガリー	(1998)	26.5	77.1	93.4	49.8	17.0	3.0	0.2	1.34
アイスランド	(1997)	24.1	93.0	126.0	105.4	49.7	9.7	0.1	2.04
アイルランド	(1996) ⁺	16.3	51.7	104.9	126.3	64.0	11.9	0.6	1.88
イタリア	(1995)	6.8	36.5	80.6	75.7	32.2	6.2	0.3	1.19
ラトビア	(1998)	18.7	79.2	65.9	35.9	14.6	4.0	0.2	1.09
リヒテンシュタイン	(1997)	2.0	62.1	101.0	104.8	48.6	7.8	0.9	1.64
リトアニア	(1998)	28.8	97.3	81.4	43.4	17.7	3.9	0.2	1.36
ルクセンブルク	(1998)	9.7	63.3	112.6	104.7	39.4	6.0	0.2	1.68
マルタ	(1998)	17.2	70.1	135.1	100.8	38.7	9.3	0.3	1.86
オランダ	(1998)	6.3	38.6	108.7	123.7	44.3	5.9	0.2	1.64
ノルウェー	(1998)	11.8	66.8	124.1	99.8	41.3	6.7	0.2	1.75
ポーランド	(1997)	19.5	100.7	100.0	53.4	22.3	5.3	0.2	1.51
ポルトガル	(1997)	21.3	61.7	97.8	77.1	29.1	5.6	0.4	1.47
モルドバ	(1992)	62.2	197.8	105.8	50.7	19.7	4.4	0.2	2.20
ルーマニア	(1998)	40.9	96.9	77.6	36.3	11.7	2.8	0.2	1.33
ロシア	(1995)	44.7	112.8	66.7	29.5	10.6	2.2	0.1	1.33
サンマリノ	(1997) ⁺	2.9	30.4	90.1	87.3	35.2	2.1	1.1	1.25
スロベニア	(1998)	8.5	65.4	98.4	53.9	17.3	3.1	0.1	1.23
スペイン	(1997)	7.9	25.0	73.4	89.7	35.3	5.6	0.3	1.19
スウェーデン	(1997)	7.2	55.4	109.8	89.8	37.7	7.1	0.3	1.54
スイス	(1998)	5.6	47.9	106.8	96.8	36.1	5.7	0.2	1.50
旧ユーゴスラビア	(1997)	36.7	140.4	128.1	58.7	17.6	3.5	0.3	1.93
マケドニア									
ウクライナ	(1998)	41.7	100.4	58.7	25.6	9.0	2.0	0.1	1.19
イギリス	(1997)	30.2	75.3	104.5	88.8	38.6	7.1	0.3	1.72
ユーゴスラビア	(1995)	32.6	126.6	121.6	69.1	24.1	4.7	0.5	1.90
[オセアニア]									
オーストラリア	(1996) ⁺	20.5	68.4	121.5	108.8	44.5	7.6	0.3	1.86
マーシャル諸島	(1995)	90.4	241.4	200.4	123.3	57.9	21.4	1.3	3.68
ニューカレドニア	(1994)	33.9	140.3	182.3	130.0	60.8	16.4	1.1	2.82
ニュージーランド	(1998) ⁺	29.7	75.6	111.9	108.0	48.3	8.5	0.4	1.91

表2 主要国合計特殊出生率の低い順：最新年次

国・地域	(年次)	合計特殊出生率	国・地域	(年次)	合計特殊出生率
ホンコン特別行政区	(1998)	0.87	マ ル タ	(1998)	1.86
マカオ特別行政区	(1998)	1.04	オーストラリア	(1996)	1.86
ラトビア	(1998)	1.09	アイルランド	(1996)	1.88
ブルガリア	(1997)	1.09	アゼルバイジャン	(1998)	1.88
チェコ	(1997)	1.17	ユーゴスラビア	(1995)	1.90
スベイン	(1997)	1.19	ニュージーランド	(1998)	1.91
ウクライナ	(1998)	1.19	プエルトリコ	(1998)	1.91
イタリア	(1995)	1.19	キプロス	(1998)	1.92
スロベニア	(1998)	1.23	旧ユーゴスラビア=マケドニア	(1997)	1.93
エストニア	(1997)	1.24	マルチニーク	(1992)	1.93
サンマリノ	(1997)	1.25	モリシャス	(1997)	2.04
ベラルーシ	(1998)	1.27	アイスランド	(1997)	2.04
ギリシャ	(1998)	1.29	アメリカ合衆国	(1998)	2.06
ドイツ	(1996)	1.31	チリ	(1998)	2.15
ルーマニア	(1998)	1.33	モルドバ	(1992)	2.20
ロシア	(1995)	1.33	スリランカ	(1996)	2.31
ハンガリー	(1998)	1.34	グリーンランド	(1998)	2.37
リトアニア	(1998)	1.35	スリナム	(1995)	2.38
オーストリア	(1998)	1.36	バハマ	(1994)	2.38
日本	(1999)	1.34	セント・キッツネイビス	(1996)	2.41
キューバ	(1996)	1.44	ウルグアイ	(1996)	2.46
アルメニア	(1997)	1.45	トルコ	(1997)	2.48
ポルトガル	(1997)	1.47	アルゼンチン	(1995)	2.56
スイス	(1998)	1.50	セントビンセント=グレナディーン	(1997)	2.56
ポランド	(1997)	1.51	チェニジア	(1995)	2.61
韓国	(1998)	1.51	ウズベキスタン	(1999)	2.81
スウェーデン	(1997)	1.54	ニューカレドニア	(1994)	2.82
カナダ	(1997)	1.55	キルギスタン	(1998)	2.83
シンガポール	(1998)	1.57	パナマ	(1997)	2.91
リヒテンシュタイン	(1997)	1.64	イスラエル	(1997)	2.93
オランダ	(1998)	1.64	ブルネイダラサラーム	(1991)	3.02
フランス	(1993)	1.65	米領バージン諸島	(1990)	3.05
ベルギー	(1992)	1.66	マレーシア半島マレーシア	(1990)	3.33
ルクセンブルク	(1998)	1.68	クウェート	(1996)	3.45
クロアチア	(1997)	1.68	モルジブ	(1996)	3.60
フィンランド	(1998)	1.70	マーシャル諸島	(1995)	3.68
トリニダード=トバコ	(1997)	1.72	エジプト	(1995)	3.74
イギリス	(1997)	1.72	カーボベルデ	(1990)	3.88
ボスニアヘルツェゴビナ	(1991)	1.74	タジキスタン	(1993)	4.24
ノルウェー	(1998)	1.75	ジンバブエ	(1992)	4.71
デンマーク	(1996)	1.76	グアテマラ	(1990)	5.40
カザフスタン	(1998)	1.83			

United Nations, *Demographic Yearbook, 1999*, New York, 2001, による.

表3 欧州理事会構成国の合計特殊出生率：1970～99年

年次	オーストリア	ベルギー	ブルガリア	キプロス	チェコ	デンマーク	エストニア	フィンランド
1970	2.29	2.25	2.17	2.54	1.90	1.95	2.16	1.83
1975	1.83	1.74	2.22	2.01	2.40	1.92	2.04	1.68
1980	1.65	1.68	2.05	2.46	2.10	1.55	2.02	1.63
1985	1.47	1.51	1.98	2.38	1.96	1.45	2.12	1.64
1990	1.45	1.62	1.82	2.42	1.90	1.67	2.04	1.78
1995	1.40	1.55	1.23	2.13	1.28	1.80	1.32	1.81
1996	1.42	...	1.24	2.08	1.18	1.75	1.30	1.76
1997	1.37	1.60	1.09	2.00	1.17	1.75	1.24	1.75
1998	1.34	1.60	1.11	1.92	1.16	1.72	1.21	1.70
1999	1.32	1.61	1.23	1.84	1.13	1.73	1.24	1.74
年次	フランス	ドイツ	ギリシャ	ハンガリー	アイスランド	アイルランド	イタリア	リトアニア
1970	2.47	2.03	2.40	1.98	2.83	3.87	2.43	2.39
1975	1.93	1.48	2.32	2.35	2.65	3.43	2.21	2.18
1980	1.95	1.56	2.22	1.91	2.48	3.24	1.64	1.99
1985	1.81	1.37	1.67	1.85	1.89	2.48	1.42	2.08
1990	1.78	1.45	1.39	1.87	2.30	2.11	1.33	2.02
1995	1.70	1.25	1.32	1.57	2.08	1.84	1.20	1.49
1996	1.72	1.32	1.30	1.46	2.12	(P) 1.88	(E) 1.21	1.42
1997	1.71	1.37	1.31	1.38	2.04	1.92	1.18	1.39
1998	1.75	1.36	1.29	1.33	2.04	1.93	1.15	1.36
1999	1.77	1.36	1.30	1.29	1.99	1.88	1.19	1.35
年次	ルクセンブルク	マルタ	オランダ	ノルウェー	ポーランド	ポルトガル	ルーマニア	ロシア
1970	1.98	...	2.57	2.50	2.26	3.01	2.89	2.00
1975	1.55	2.17	1.66	1.98	2.26	2.75	2.60	1.97
1980	1.49	1.98	1.60	1.72	2.26	2.25	2.43	1.86
1985	1.38	1.99	1.51	1.68	2.32	1.72	2.32	2.05
1990	1.60	2.05	1.62	1.93	2.05	1.57	1.84	1.90
1995	1.69	1.83	1.53	1.87	1.62	1.40	1.34	1.34
1996	1.76	2.10	1.53	1.89	1.58	1.44	1.30	1.28
1997	1.71	1.95	1.56	1.86	1.52	1.46	1.32	1.23
1998	1.68	1.80	1.63	1.81	1.44	1.46	1.32	1.24
1999	1.73	...	1.65	1.84	1.37	1.49	1.30	1.17
年次	サンマリノ	スロバキア	スロベニア	スペイン	スウェーデン	スイス	トルコ	イギリス
1970	2.23	2.41	2.12	2.88	1.92	2.10	5.68	2.43
1975	1.91	2.53	2.17	2.79	1.77	1.61	5.09	1.81
1980	1.46	2.31	2.10	2.20	1.68	1.55	4.36	1.90
1985	1.14	2.26	1.71	1.64	1.74	1.52	3.59	1.79
1990	1.31	2.09	1.46	1.36	2.13	1.58	2.99	1.83
1995	1.10	1.52	1.29	1.18	1.73	1.48	2.62	1.71
1996	1.25	1.47	1.28	1.15	1.61	1.50	2.55	1.72
1997	1.24	1.43	1.25	1.18	1.52	1.48	2.42	1.72
1998	1.23	1.37	1.23	1.16	1.50	1.47	2.38	1.71
1999	1.30	1.33	1.21	1.20	1.50	1.48	...	1.68

注：...データなし、(P) 暫定値、(E) 推計値。

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Developments in Europe 2000*
December 2000

表4 欧州理事会構成国の純再生産率：1970～99年

年次	オーストリア	ベルギー	ブルガリア	キプロス	チェコ	デンマーク	エストニア	フィンランド
1970	1.08	1.06	1.02	1.18	0.90	0.93	1.03	0.87
1975	0.86	0.83	1.05	0.94	1.14	0.92	0.99	0.80
1980	0.79	0.80	0.97	1.12	1.00	0.74	0.95	0.78
1985	0.71	0.72	0.94	1.11	0.94	0.70	...	0.79
1990	0.70	0.78	0.87	1.16	0.91	0.80	0.97	0.86
1995	0.67	0.75	0.59	1.03	0.61	0.87	0.63	0.87
1996	0.68	...	0.58	1.00	0.57	...	0.62	0.85
1997	0.66	...	0.52	0.97	0.56	0.84	0.59	0.84
1998	0.65	...	0.53	0.93	0.56	0.83	0.58	0.82
1999	0.63	...	0.59	0.89	0.55	0.84	0.59	0.84
年次	フランス	ドイツ	ギリシャ	ハンガリー	アイスランド	アイルランド	イタリア	リトアニア
1970	1.17	0.96	1.10	0.92	1.32	1.82	1.14	1.11
1975	0.92	0.70	1.09	1.10	1.26	1.60	1.05	1.01
1980	0.93	0.75	1.08	0.90	1.19	1.52	0.78	0.96
1985	0.87	0.66	0.80	0.88	0.97	1.19	0.68	0.99
1990	0.85	0.70	0.67	0.89	1.11	1.01	0.64	0.97
1995	0.82	0.60	0.63	0.75	1.00	0.89	0.58	0.71
1996	0.63	0.69	1.02	0.89	...	0.68
1997	0.82	0.66	0.63	0.66	0.98	0.92	0.59	0.66
1998	0.84	0.65	0.62	0.64	0.99	0.93	0.57	0.64
1999	0.62	0.96	0.91	...	0.65
年次	ルクセンブルク	マルタ	オランダ	ノルウェー	ポーランド	ポルトガル	ルーマニア	ロシア
1970	0.93	1.08	1.22	1.20	1.01	1.35	1.32	0.95
1975	0.74	0.06	0.80	0.95	1.06	1.19	1.20	0.92
1980	0.71	1.07	0.77	0.83	0.07	1.06	1.13	0.88
1985	0.66	1.07	0.73	0.81	1.10	0.82	1.08	0.99
1990	0.77	0.98	0.78	0.93	0.97	0.75	0.86	0.90
1995	0.81	0.98	0.74	0.90	0.77	0.67	0.63	0.63
1996	...	0.98	0.73	0.90	0.75	0.69	0.63	0.60
1997	0.82	0.97	0.75	0.90	0.73	0.70	0.62	0.58
1998	0.81	0.95	0.79	0.88	0.69	0.70	0.62	0.58
1999	0.84	...	0.80	0.89	...	0.72	0.62	0.55
年次	サンマリノ	スロバキア	スロベニア	スペイン	スウェーデン	スイス	トルコ	イギリス
1970	1.04	1.13	1.00	1.36	0.92	1.00	2.69	1.16
1975	0.89	1.19	1.03	1.32	0.85	0.77	2.53	0.86
1980	0.68	1.10	1.00	1.05	0.81	0.74	2.26	0.91
1985	0.53	1.08	0.82	0.79	0.84	0.73	2.05	0.86
1990	0.58	1.00	0.70	0.65	1.03	0.76	1.35	0.88
1995	0.48	0.73	0.62	0.57	0.84	0.71	1.20	0.82
1996	...	0.70	0.61	...	0.76	0.72	...	0.83
1997	0.56	0.69	0.60	0.57	0.74	0.71	1.11	0.83
1998	0.54	0.66	0.60	0.56	0.73	0.71	1.10	0.82
1999	...	0.64	0.59	...	0.72	0.71	...	0.81

注：...データなし。

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Developments in Europe 2000*
December 2000

書 評 ・ 紹 介

尾嶋史章編著

『現代高校生の計量社会学 進路・生活・世代』

ミネルヴァ書房, 2001年, ix + 242pp.

近年、これからの社会を担う世代の「不可解」な行動がマスコミを賑わしている。青少年の凶悪犯罪や性行動の低年齢化、学級崩壊... そうしたなか「高校生」は、不可解な行動をする若者の代名詞のように扱われている。1990年代以降、こうした「不可解」な「高校生」はマスコミだけでなく社会学の分野でも少なからず取り上げられるようになったが、その一方で「ごく普通の」高校生たちの生活や意識の変化を計量的な方法によって明らかにしようという試みはそれほど多くなかったように思う。

本書では、こうした「ごく普通の」高校生（兵庫県南東部の高校13校の3年生）を対象に1981年と1997年に実施された2回の質問紙調査の結果が紹介されている。ここでの中心的なテーマは、高校生の進路選択意識であるが、本書が扱う進路選択意識は、必ずしも目前の進学・就職という意味決定に留まらない。具体的には、進路希望や職業希望、進学・就職動機といった高校生にとって比較的身近な意識から、ライフコース・イメージ（職業観、家庭生活観）のような長期的な展望まで幅広い意識を対象としている。本書では、こうした広い意味での高校生の進路選択意識をジェンダー意識、ナショナルリズム、相談ネットワークなどと関わらせながら、多角的に分析している。

本書の構成は、序章と終章を導入とまとめに配し、2部全9章から成る。第1部「現代高校生の進路選択と学校」では、第1章「進路選択はどのように変わったのか」（尾嶋史章）、第2章「学校生活と進路選択」（荒牧草平）、第3章「高校生にとっての職業希望」（荒牧草平）、第4章「ジェンダー意識の男女差とライフコース・イメージ」（吉川徹）の4つの論文が収められ、高校生の進路選択意識に関する中核的な議論がなされている。そのうえで第2部「現代高校生の生活構造と社会意識」では、第5章「職業観と学校生活感」（轟亮）、第6章「高校生の相談ネットワーク」（工藤保則）、第7章「高校生の抱くナショナルリズム」（金明秀）といった個別のテーマに基づく議論が展開されている。

1974年に高校進学率が9割を越え、事実上、ライフコース選択のスタートラインにある高校3年生が、自分の将来に対してどのような短期的・長期的展望を持っているのかということは、今後の家庭、労働市場を占む意味で大変興味深い。また2つの調査が実施された1981年と1997年という時代設定は、1985年の男女雇用機会均等法成立以前と以後に相当し、こうした労働市場における変化が高校生の進路選択意識にどのような影響を与えたのか（あるいは与えなかったのか）を問うことは、教育社会学の枠を越えて有用であろう。

最後に、本書で明らかにされたいくつかの知見を紹介しよう。本書のメインテーマである高校生の進路選択意識の動向は、1章において詳細に分析されている。主な結果について要約すると、卒業後の進路希望に関しては、全体として男子で変化が乏しいのに対して女子の変化が著しく、女子の間で進学理由の教養志向から職業・就業志向への転換がみられること、一方、職業希望では、男女ともに専門職志向の高まりが見られるが、その内容には男女差があり、女子の職業希望がいわゆる「適職」の枠から抜け出せていないことなどが指摘されている。また気になる点として、本書の随所で確認される高校生の将来に対する「判断保留」傾向（未定、分からない、どちらともいえないといった回答の増加）と性別役割意識における「浮動票」の存在（4章）を挙げておこう。ここではこれを、先行き不透明な社会状況のなかで人生をスタートさせなければならない彼らなりの予防線だとしているが、評者には、このような高校生の将来に対する「判断保留」傾向が、少子化の主な要因とされる晩婚化、晩産化の傾向とどこかで通じているような気がしてならない。

（赤地麻由子）

Tommy Bengtsson and Osamu Saito (eds.)

Population and Economy: from Hunger to Modern Economic Growth

Oxford University Press, 2000, 499pp.

表題からだけでは分かりづらいが、キーワードは「マルサス」と「歴史人口学」である。本書は、1. J.L.Simon 「生活水準の近代的な進歩は何によって開始させられるのか」 2. R.Schofield 「イングランド (1540～1834年) において生活水準の変動に対応した人口の短期的・長期的影響」 3. J.Z.Lee,W.Feng,L.Bozhong 「中国 (1700～2000年) における人口、貧困、生活」 4. M.Anderson 「19世紀スコットランド農村部における人口成長と人口調節」 5. K.A.Lynch 「ヨーロッパの歴史における乳児死亡率、育児放棄、遺児：比較分析」 6. M.R.Haines 「マルサスと北米：合衆国は人口経済危機にさらされたのか」 7. D.S.Reher,J.A.O.Osona 「マルサス再考：ヨーロッパの歴史における経済と人口との中期的相互作用について」 8. A.Palloni,H.Perez-Brignoli,E.Arias 「ラテンアメリカにおけるマルサス：19, 20世紀における人口変動」 9. E.A.Hammel,P.R.Galloway 「18, 19世紀クロアチア、スラボニア、スレムにおける短期の予防的妨げに作用した構造的要因」 10. J.A.O.Osona 「死亡率を変動させる歴史人口学的決定因およびそのミクロ的・マクロ的帰結」 11. T.Bengtsson 「不平等なる死：南スウェーデン (1765～1865年) における農業革命の効果」 12. G.Alter,M.Oris 「死亡率と経済圧力：19世紀ベルギーの一つの村における個人の反応と世帯の反応」 13. C.D.Campbell,J.Z.Lee 「中国農村部の二つの民族における物価変動、家族構造、死亡率：18, 19世紀遼寧省における経済圧力に対する世帯の反応」 14. 津谷典子, 黒須里美 「近代初期の日本における短期的経済圧力への死亡率の反応と世帯の状況：東北地方の二つの村に関する実証研究」 15. M.Breschi,R.Derosas,M.Manfredini 「19世紀イタリアの乳児死亡率：エコロジーと社会との相互関係」の15編の論文によって構成される。初めに、マルサス人口論、特に「積極的妨げ」と「予防的妨げ」という二命題の現代的な適用可能性について、第一に、第1～8章では、ヨーロッパ、アメリカ、アジアにおいて比較的長期の時間軸で実証的に分析し、続く第9, 10章では、物価や賃金などの経済変数を特定して、それらと死亡率・出生率との関係を短期的な視点で実証分析している。第二に、第11～15章として、歴史的に種々の経済圧力が個人や家族に及ぼす影響を調べるため、資源と人口変動との関係というマクロの対象を、近年発達してきたミクロ的なライフサイクルの分析手法を用いて研究することで注目を集めている人口家族史ユーラシア・プロジェクト (EAP) による成果が披露されている。一見分離しているともみられるこれら二つの部分であるが、後半部も前半部ほどではないにしても、その理論的根拠はマルサスに依拠しており、いわばその考え方の各地域における事例研究とも言えるものであるため、本書全体の一貫性はとられている。

マルサスの「人口論 (初版)」が世に出ておよそ200年。その間、人口学者は、陰に陽にマルサス人口論を意識しつつ、理論を構築し、現実問題を分析してきた。当然、マルサス人口論をめぐる研究書はあまた多くあるが、本書ほどに、マルサス人口理論の歴史的妥当性ならびに現実的適用性に焦点を当てた実証研究文献は貴重である。ただ、我が国では南亮三郎によるマルサス人口原理の解釈としてはっきりと区別された「波動思想」と「均衡思想」が、ホメオスタシスとして一まとめとされていることに若干の違和感を覚えるものの、本書の主題である「妨げ」に関する実証分析の特長はその難点を補って余りあるものと大いに評価したい。特に、EAPの諸論文では、古典的な家族復元法はもとより、イベント・ヒストリー分析など高度な統計分析によって初めて得られた知見も多く、歴史人口学の、統計的手法に関する積極さ、柔軟さにいつもながら敬服させられる。

なお、評者も関わっているため推しづらいのであるが、本書の主題に関心のある向きには、類書として岡田・大淵編「マルサス人口論の200年」(大明堂, 1998年)をお勧めしたい。

(和田光平 / 中央大学経済学部)

新 刊 紹 介

対 象：図書委員会等の選書や寄贈により，図書室に受け入れたもののうち，人口分野に関する
新刊図書・資料

受入期間：2001年4月～2001年6月

記載事項：著・編者（またはシリーズの発行者）

書 名 / by 著・編 者（第1行目または発行所と同じ場合
は省略）. 発行地； 発行所（第1行目と同じ場合，または著・編者と同じ場合は省略），
発行年 ページ数 ， 大きさ （ シ リ ー ズ 名 ）

和書（著者名の50音順）：英訳本は原著者名のもとへ配列．官庁の名称変更については新名称のもとへ配列．

1. 大蔵省財務総合政策研究所（原田泰，初岡道大，鳥生毅，大野啓，岡橋準）

少子高齢化の進展と今後のわが国経済社会の展望．／東京：，2000.11
130pp. 30cm

1章 生産性の上昇で日本経済は発展：労働生産性の上昇による経済成長と国民の豊かさの向上，日本経済の労働生産性向上の余地と少子高齢社会の経済構造，少子高齢化による産業の生まれ変わり発展（少子高齢化の進展によって生まれ変わる産業，少子高齢化の進展によって成長が期待される産業，産業構造の変化とマクロ経済の労働生産性），人口減少がもたらす生活水準の向上 / 2章 働きたい女性・高齢者の参加で一層日本経済は発展，働きたい女性の参加を支援する（実際の労働供給よりも高い女性の労働意欲，女性の労働供給余力（国際比較でみる女性の労働供給余力：マンアワーで考えた場合の労働供給余力：一人当たり実質GDPの増加），女性の労働を阻害するものをなくす（仕事と育児の両立の困難の解消：a.諸外国の実情，b.保育ママ制度の充実が必要，c.保育所充実の留意点，d.働き続けられる環境）：専業主婦の税制・社会保障制度），ファミリーサポート），働きたい高齢者の参加を支援する，働き方の多様化，外国人雇用の活用 / 3章 介護の充実と医療の効率化：介護への不安（介護地獄，「寝たきり」「痴呆」になる確率），介護保険，介護保険により安心できる老後，医療の効率化 / 4章 これからの高齢者の生活設計：公的年金はスリム化の方向（年金制度の状況とこれまでの改革（人口構造の変化，年金制度における加入者と受給者の比率，公的年金はスリム化の方向），実質賃金上昇により年金の減少額は抑えられる，公的年金の国際比較），年金以外に生活を支えるもの / 5章 今後の高齢者の生活：高齢者の生活の国際比較，高齢者の生活の充実 / 補論1 少子化の原因と今後の展望：1.少子化の原因は未婚率の上昇，晩婚化および非婚化の考察，子育てしやすい環境作りと今後の展望 / 補論2.将来推計人口が低位推計で推移した場合の負担と可処分所得

2. 家族とライフスタイルに関する研究会（八代尚宏，大村芳昭，喜多村悦史，木村陽子，住田裕子，永瀬伸子，前田正子，山田昌弘）

家族とライフスタイルに関する研究会報告．／東京：内閣府国民生活局，2001.6.22
53pp. 31cm

なぜ家族の問題をとりあげるのか / 家族を取り巻く状況と家族の変化 / 新しい家族像と制度改革の視点 / 具体的対応の方向： [対応の方向1] 女性の就労に非中立的な制度の見直し - 離死別に係る税，年金制度等の負担と給付（控除）の公平化・結婚をめぐる選択の多様化 [対応の方向2] ライフスタイルの変化等に対応した家族法の見直し - 選択的夫婦別氏制度の導入 [対応の方向4] 家族のあり方と就業にかかわる選択の連続性確保 / 高齢時の安心確保 [対応の方向5] リバースモーゲージ制度の普及促進 [対応の方向6] 税制等の活用による高齢者層内での所得再分配 [対応の方向7] 高齢者の自助のための方策 - 在職老齢年金制度の見直し等 [対応の方向8] 高齢期のリスク対処のための社会保険制度の見直し

3. 加藤久和

人口経済学入門. / 東京：日本評論社，2001.5.10
292pp. 22cm

本書を読むための基礎知識 / 人口変動の経済学:歴史的パースペクティブ / 出生行動のミクロ経済学 / 経済成長と人口変動 / 結婚の経済学 / データで見る人口変動と経済成長 / 出生・結婚と労働供給 / 少子高齢化とマクロ経済

4. 川本敏編

論争・少子化日本. / 東京：中央公論新社，2001.5.25
250pp. 18cm (中公新書ラクレ 6)

少子化の本質 (少子化は自然の破壊の結果 (中村桂子) / 人口減少の経済学 (竹内靖雄) / 日本という商品の魅力が問題 (樋口廣太郎) / 地球最大の問題人口 (堺屋太一) / 少子高齢化の本質は何か (塩野谷祐一)) / 少子化の原因 (女が子どもを産まないわけ (鈴木りえこ) / 結婚しない恋人たち - 非婚型カップルを認める社会へ (岩澤美帆) / パラサイト・シングルが日本を滅ぼす (山田昌弘) / 長引く景気不安が出生率を低下させる (小川直宏) / 少子化の影響 (少子化時代の企業の役割 (八代尚宏) / 人口減少は社会のあり方を変える原動力 (藤正巖) / 「少子国家」こそ二十一世紀の先進国 (古田隆彦) / 人口減少社会で豊かな生活を実現するために (中村洋一) / 少子化への対応 (男性の働き方を変えよう (高山憲之) / 少子化ニッポンは「農園都市国家」をめざせ (高橋英之) / 移民政策の論点を見失うな (猪木武徳) / 少子化対策の国際比較 (増淵勝彦) / してはいけないジェンダーフリー (長谷川三千子) / 母性神話からの解放 - 男性参加の子育てのすすめ (大日向雅美) / 働くこと，育てること (佐々木かをり) / 若い女性に安心感を (紺野美沙子)) / 解題 - 少子化を考える (川本敏)

5. 経済産業省男女共同参画に関する研究会 (大沢真知子，太田和裕，上條茉莉子，玄田有史，駒村康平，中村紀子，廣渡太郎)

「男女共同参画に関する研究会」報告書～経済主体・経済活動の多様化と活性化を目指して～. / ;, 2001.6.1
156pp. 30cm

第1章 女性の社会参画についての現状認識 / 第2章 保育サービスをめぐる現状と課題 / 第3章 諸制度の影響 (諸制度と就労調整との関係，コラム：社会保険・税制度が女性労働に与える影響 (大沢真知子，立川知子)，税・年金等に関する「思い込み」特に配偶者控除・配偶者特別控除についての誤解 (杉浦好之)，女性と年金制度-問題の背景，コラム：年金制度問題の背景と取り得べき対応のオプション (駒村康平)，目指すべき方向性) / 第4章 「働き方」(新しい働き方，就業形態の多様化 - 非正規雇用をめぐる現状と課題，職務の明確化 ジョブ・ディスクリプションの導入の効果と課題，コラム：ジョブ・ディスクリプション導入と女性の活用 (太田和裕)，能力開発の重要性，コラム：将来の人材ニーズに合った能力開発についてのNPOの試み (上条茉莉子)，自己雇用とネットワーク型組織・個人の可能性，コラム：女性企業家の軌跡 (太田和裕)，独立の為にできること (玄田有史)，仕事に対する満足度とワーキングスタイル (廣渡太郎)，目指すべき方向性，補論 ペイドワークとアンペイドワーク，コラム：データに垣間みる育児期と夫と妻 - その仕事と暮らし (鈴木春子) / おわりに (コラム：「男女共同参画社会」化への価値観とイメージ (宮崎郁子))

6. 経済団体連合会

少子高齢化に対応した新たな成長戦略の確立に向けて - 今後の四半世紀における日本経済の展望と課題 - [付：参考図表集]. / 東京：, 2000.5.16
19pp. 31cm

7. 少子化が地域社会に及ぼす影響に関する研究会

大都市圏における少子化 - その背景と対策 - . / 東京：生活経済政策研究所，2001.3

166pp. 30cm

8. 鈴木りえこ

超少子化 - 危機に立つ日本社会. / 東京：集英社, 2000.11.6
239pp. 18cm (集英社新書 0043 B)

少子化の現状 / 少子化の原因 / ハイパー・シングル・シンドローム / 「魔法のランプ」を抱えた「パーピー症候群」たち / 役割分担意識 / 諸外国の政策、生き方を模索する女性たち / 対談「父性」・「男らしさ」を分析する / 男女共同参画社会への道

9. 内閣府大臣官房広報室世論調査担当

外国人労働者問題に関する世論調査. / 東京：内閣府大臣官房広報室, 2000.11
61pp. 31cm (世論調査報告書 平成12年11月調査)

調査項目：(1)外国人に対する意識について (2)不法就労者問題について (3)単純労働者問題について (4)今後の外国人労働者問題について (5)研修・技能実習制度について (6)外国人に対する行政の対応 / 調査対象：(1)母集団 全国20歳以上の者 (2)標本数 3,000人 (3)抽出方法 層化2段無作為抽出法 / 調査時期：平成12年11月2日～11月12日 / 調査方法：調査員による面接聴取 /

10. 日本性教育協会編

「若者の性」白書 青少年の性行動全国調査報告 (第5回). / 東京：小学館, 2001.5.10
208pp. 21cm

第1章 「青少年の性行動全国調査」の問いかけるもの (原純輔) / 第2章 性行動の低年齢化がもつ意味 (片瀬一男) / 第3章 異性関係の変容と学校集団の影響 (渡辺裕子) / 第4章 青少年にとっての「性情報源」の意味 (大木桃代) / 第5章 性教育はどう受けとめられているか (中澤智恵) / 第6章 性被害とセクシュアリティの形成 (石川由香里) / 付表； 「青少年の性に関する調査」調査票 / 主要調査結果1 (学校種別・男女別) / 主要調査結果2 (年齢別・男女別)

11. 北海道青少年育成協会

北海道における少子化に関する研究 Vol. 3. / 北海道：, 2001.3.1
77pp. 30cm

地域別にみた子育て問題 [育児期にある家族の子育ての状況 / 子育てに対する家族の協力や支援の状況 / 育児期にある家族の近隣関係 / 職場における子育て環境] / 母親の就業別にみた子育て問題 [育児期にある家族の子育ての状況 / 子育てに対する家族の協力や支援の状況 / 育児期にある家族の近隣関係 / 職場における子育て環境] / 考察 (子育てに不安と悩みを持つ家族の現状 / 子育て問題と親族関係 / 子育て問題と近隣・地域関係 / 子育て問題と職場関係) / まとめ (調査結果の要約 / 今後の課題)

洋書 (著者名のアルファベット順)：和訳本は原著者のもとへ配列。

1. Bengtson, Vern L., Kim, Kyong-Dong, Myers, George C., & Eun, Ki-Soo (eds.)

Aging in East and West: Families, States, and the Elderly. / New York: Springer Publishing Company, 2000
310pp. 24cm

Demographic and Health Survey

2. Mass Media and Reproductive Behavior in Pakistan, India, and Bangladesh. / by Westoff, C.F., & Bankole, A.. Calverton, Maryland; Macro International Inc., 1999.5

41pp. 29cm (DHS Analytical Reports, No. 10 - Demographic and Health Survey)

European Studies of Population

3. Transition to Adulthood in Europe./ edited by Corijn,Martine, & Klijzing,Erik. Dordrecht, the Netherlands; Kluwer Academic Publishers, 2001

356pp. 25cm (European Studies of Population, Vol.10)

outcome of an international workshop organized by Martine Conjin at CBGS(Population and Family Studies Center) in Brussels in March 1998, in the context of the fertility and family survey project (PAU, UN/ECE) no.22 'Transition to Adulthood in Europe: from a matter of standard to a matter of choice'

Transition to Adulthood: Sociodemographic Factors [CORIJN, M.] / Transition to Adulthood: Developmental Factors [GOOSSENS, L.] / Country-Specific Contributions (Transition to Adulthood in Austria [PFEIFFER, C. , & NOWAK, V.] / Transition to Adulthood in Britain [BERRINGTON, A.] / Transition to Adulthood in Flanders (Belgium) [CORIJN, M.] / Transition to Adulthood in France [CORIJN, M.] / Transition to Adulthood in Germany [HULLEN, G.] / Transition to Adulthood in Italy [ONGARO, F.] / Transition to Adulthood in the Netherlands [JANSEN, M. , & LIEFBROER, A. C.] / Transition to Adulthood in Norway [NOACK, T.] / Transition to Adulthood in Poland [KOWALSKA, I. , & WROBLEWSKA, W.] / Transition to Adulthood in Spain [BAIZAN, P.]) / Transitions to Adulthood in Europe: Conclusions and Discussion [CORIJN, M. , & KLIJZING, E.]

International Organization for Migration (IOM), United Nations (UN)

4. World Migration Report 2000./ New York: United Nations, 2000

297pp. 25cm (Sales No.E.00.III.S.3)

United Nations(UN), Department of Economic and Social Affairs, Population Division

5. Global Population Policy Database, 1999./ New York: , 2000

222pp. 28cm (ST/ESA/SER.R/153, Sales No.E00.XIII.5)

6. World Population Monitoring 1999: Population Growth, Structure and Distribution./ New York: , 2000

153pp. 28cm (ST/ESA/SER.A/174- Sales No.E.99.XIII.14)

7. Long-range World Population Projections: Based on the 1998 Revision./ New York: , 2000

ix, 35pp. 28cm (ST/ESA/SER.A/189 - Sales No.E.00.XIII8)

8. Population, Environment and Development 2001 World Population (Billions)1950-2050./ New York: , 2001

87pp. 28cm (ST/ESA/SER.A/195 - Sales No.E.01.XIII.5)

9. Results of the Eighth United Nations Inquiry among Governments on Population and Development./ New York: , 2001.1

210pp. 28cm (ST/ESA/SER.R/155 Sales No.E01.XIII.2)

United Nations(UN), Economic Commission for Europe, & United Nations Population Fund(UNFPA)

10. Fertility and Family Surveys in Countries of the ECE Regions: Standard Country Report: Switzerland. by Gabadonho, Alexis, & Wanner, Philippe./ New York: United Nations, Economic Commission for Europe, & United Nations Population Fund(UNFPA), 1999

106pp. 30cm (Economic Studies No.10 m, Sales No.E99.II.E.29)

研究活動報告

特別講演会 (レイモ助教授)

2001年6月28日(木)午後2時~4時に当研究所で、米国ウィスコンシン大学社会学科助教授のジェームス・M・レイモ (James M. RAYMO) 助教授が「婚前居住形態と結婚タイミング 『パラサイト・シングル』 仮説の検証」 (“Premarital Living Arrangements and Marriage Timing: An Examination of the ‘Parasite Single’ Hypothesis”) と題された特別講演をされた。レイモ助教授は当研究所の第10回出生動向基本調査の分析に基づく学位論文を書かれ2000年にミシガン大学で博士号を取られたが、特別講演は博士論文の一部に基づくものであった。レイモ助教授の分析結果によれば「パラサイトシングル」仮説はほとんど支持されなかった。なお、今回の特別講演はご家族の関係で来日された機会をとらえて行われたが、関心を集めているテーマであるためか比較的多くの聴衆が来られ、活発な議論が行われた。(小島 宏記)

日本人口学会第53回大会

日本人口学会(嵯峨座晴夫会長)の第53回大会は、2001年6月1~2日、九州共立大学深耕館・自由ヶ丘会館において開催された。本大会は九州共立大学の杉野元亮教授を委員長とする大会運営委員会の尽力によって、多数の参加者があり、二日間にわたって活発かつ実質的な討議が行われ、盛会のうちに幕を閉じた。会長講演、シンポジウム、共通論題(A, B)、テーマセッション(1, 2)、並びに自由論題の報告題目、報告者、討論者は以下のとおりである。

会長講演 「エイジングの人口学」 嵯峨座晴夫 (早稲田大学)

シンポジウム 「21世紀日本の人口問題 - 少子・高齢化の光と影 -」

<組織者> 津谷典子 (慶應義塾大学)

<座長> 杉野元亮 (九州共立大学)

- | | |
|-------------------------------------|-----------------------|
| 1. 経済成長と労働市場 | 加藤久和 (国立社会保障・人口問題研究所) |
| 2. 社会保障と世代間公平 | 兼清弘之 (明治大学) |
| 3. 個人のライフサイクルと家族の変貌 | 高橋重郷 (国立社会保障・人口問題研究所) |
| 4. 再編すむ九州の都市システム - 人口推移にみる都市間成長格差 - | 高木直人 (九州経済調査協会) |

<討論者> 大淵 寛 (中央大学)

河野稔果 (麗澤大学)

共通論題

共通論題A 「補充移民：それは人口減少と高齢化の対策になりうるか？」

<組織者・座長> 河野稔果 (麗澤大学)

- | | |
|--------------------|----------------|
| 1. “補充移民”の発想の展開と含意 | 柳下真知子 (城西国際大学) |
|--------------------|----------------|

- 2. 日本における国際人口移動の実態と政策 早瀬保子 (日本貿易振興会アジア経済研究所)
- 3. 欧米諸国における国際人口移動の光と影 吉田良生 (朝日大学)
- 4. 少子・高齢化と国際人口移動の接点 大塚友美 (日本大学)

< 討論者 > 井上俊一 (日本大学)
阿藤 誠 (国立社会保障・人口問題研究所)

共通論題 B 「九州の人口問題 - 過去, 現在, 未来 - 」

< 組織者 > 竹本泰一郎 (長崎大学)
< 座 長 > 重松峻夫 (福岡大学)

- 1. 近世屋久島における家族と人口 溝口常俊 (名古屋大学)
- 2. 九州の医療費の人口学的特徴 松田晋哉 (産業医科大学)
- 3. 生活経営学からみた九州の人口問題 赤星礼子 (佐賀大学)
- 4. 産業連関分析による九州地域の産業構造と就業者動向 杉野元亮 (九州共立大学)

< 討論者 > 守山正樹 (福岡大学)
東 博文 (鹿屋体育大学)

テーマセッション

テーマセッション(1) 「出生力低下の形式人口学」

< 組織者・座長 > 稲葉 寿 (東京大学)

- 1. 人口減少社会の親族資源 鈴木 透 (国立社会保障・人口問題研究所)
- 2. 拡張年齢依存モデルを用いた結婚年齢が出生率に与える影響 萩原 潤 (東京大学)
- 3. 初婚過程のコーホート変化と出生力低下 金子隆一 (国立社会保障・人口問題研究所)
- 4. コーホート変数による合計出生率低下の分解 廣嶋清志 (島根大学)
- 5. ドイツの出生力変動とその要因 原 俊彦 (北海道東海大学)

テーマセッション(2) 「人口学教育に明日はあるか：現状と課題」

< 組織者 > 小川直宏 (日本大学)
< 座 長 > 廣嶋清志 (島根大学)

- 1. マスプロ式「人口分析」トレーニングとゼミ式「人口研究」論文指導の実例 和田光平 (中央大学)
- 2. 学生が「人口学」に期待するもの 渡辺真知子 (明海大学)
- 3. 高等学校における人口教育 浜野 潔 (京都学園大学)
- 4. 米国と日本における人口学教育の比較 河野稔果 (麗澤大学)
- 5. 人口学教育の展開のための戦略 大友 篤 (日本女子大学)

< 討論者 > 嵯峨座 晴夫 (早稲田大学)

テーマセッション(3) 「現代の人口政策：概念, 正当性, 評価をめぐって」

< 組織者・座長 > 佐藤 龍三郎 (国立社会保障・人口問題研究所)

- 1. 現代の人口政策：研究の枠組みについて 佐藤龍三郎 (国立社会保障・人口問題研究所)
- 2. 人口政策における社会的選択と権利 野上裕生 (日本貿易振興会アジア経済研究所)
- 3. 日本の「少子化」問題に関する研究の動向 - 政策評価の視点から - 白石紀子 (国立社会保障・人口問題研究所)
佐藤龍三郎 (国立社会保障・人口問題研究所)

4. 少子化対策と不妊治療 - 人口政策の個への影響 -

仙波由加里 (早稲田大学)

< 討論者 > 大淵 寛 (中央大学)

自由論題

[第1部会]

< 座 長 > 濱 英彦 (成城大学)

1. マレーシアにおける新経済政策と人口移動 - マレー系と非マレー系の比較 -

千年よしみ (国立社会保障・人口問題研究所)

2. 日本における生涯移動 - 第4回人口移動調査の結果を用いて -

井上 孝 (青山学院大学)

3. 岐阜県の人口移動理由の変化 (1981年~2000年) 伊藤 薫 (岐阜聖徳学園大学)

< 座 長 > 石川義孝 (京都大学)

4. 日本における土地形状別人口分布と人口構造 大友 篤 (日本女子大学)

笹川 正 ((株) パスコ)

角田 敏 (統計情報研究開発センター)

5. 人口と人口増加率の重格差係数 坂井貞彦 (愛知淑徳大学)

6. 国勢調査からみた1920年以降の地域出生力変動 - 「1960年代以前のわが国の地域人口の研究」の予備的考察 -

高橋真一 (神戸大学)

7. 国勢調査からみた1920年以降の人口分布変動 - 「1960年代以前のわが国の地域人口の研究」の予備的考察 -

中川聡史 (神戸大学)

[第2部会]

< 座 長 > 原 剛 (城西大学)

1. 都市蟻地獄説と人口移動

高橋 美由紀 (一橋大学)

2. 人口史料からみる男性の離婚 vs. 女性の離婚

黒須 里美 (麗澤大学)

< 座 長 > 正木基文 (昭和大学)

3. A Bayesian Analysis on Historical Change of the Determinants of Unmet Need for Contraception in Bangladesh Syeda Shahanara Huq (総合研究大学院大学)

石黒真木夫 (統計数理研究所)

中村 隆 (統計数理研究所)

4. 意図せざる妊娠の数量分析

岩澤美帆 (国立社会保障・人口問題研究所)

5. 高齢者の所得格差

小島克久 (国立社会保障・人口問題研究所)

[第3部会]

< 座 長 > 古郡鞆子 (中央大学)

1. 日本の出生力転換と経済発展: 第1次出生力転換期 (1920-40)

守泉理恵 (中央大学)

2. 低出生力の経済分析 - 戦後日本の事例研究 -

天池一枝 (中央大学)

3. 乳児の母親に注目した出生力分析

今井博之 (国立社会保障・人口問題研究所)

4. 内生的目標出生力の計量分析 - スリランカ DHS1993の分析 -

松下敬一郎 (関西大学)

< 座 長 > 森岡 仁 (駒沢大学)

5. 世論に見る少子化の原因認知

坂井博通 (埼玉県立大学)

3. 出生力と労働市場の変化 - 人的資本の形態と出生力の経済モデル分析 -
佐々木啓介 (東洋大学)
4. 人口成長と経済発展 - 日・台・タイ比較 -
山口三十四 (神戸大学)
＜座長＞ 赤沢昭三 (東北学院大学)
5. 聖書の視点からみた人口論 - ヨベルの年と今日 - 内海健寿 (会津大学)
6. ダーウィンに及ぼしたマルサスの影響とその後の発展 横山利明 (東邦大学)
7. 非西欧型人口転換への途 - Van de Kaa と J. C. Caldwell - 黒田俊夫 (家族計画国際協力財団)

日本中東学会第17回大会

日本中東学会 (会長: 加藤 博・一橋大学教授) の第17回大会 (準備委員長: 北村 高・龍谷大学教授) が2001年5月12日 (土) ~ 13日 (日) の2日間にわたって京都市の龍谷大学大宮学舎で開かれた。初日の午後には公開記念講演・公開シンポジウム、総会が行われ、2日目には午前から午後にあたる4部会が設けられた。人口に多少とも関係する報告としては以下の三つがあった。大河原報告は歴史人口学的分析として興味深いものであった。なお、来年の大会は5月11~12日に東京大学本郷キャンパスで開催される予定である。

大河原知樹 (日本学術振興会)

19世紀中頃のダマスカスの都市構造 徴税台帳 (ルスーム・デフテリ) の分析

久保久恵 (一橋大学)

ムスリム・コミュニティとオランダの多文化政策 国営ムスリム放送局の紛争をめぐる

小島 宏 (国立社会保障・人口問題研究所)

イスラームと人口移動

(小島 宏記)

国連人口開発委員会第34回会合に出席して

本年4月2~6日にニューヨークの国連本部において、国連人口開発委員会第34回会合が開催され、日本からは阿藤 誠 (国立社会保障・人口問題研究所所長)、石井太厚生労働省政策統括官政策評価官室補佐、安藤公一同係長、堀田享外務省総合外交政策局国際社会協力部国連行政課外務事務官、尾崎美千夫 JICA 専門調査員の5名が参加した。今次会合の議長として阿藤 誠 (日本)、副議長として J. R. A. Salazar (エルサルバドル)、A. Golini (イタリア)、J. V. Zuydam (南アフリカ)、G. Serksnys (リトアニア) の4名が選出され、次回会合まで議長団を構成することになった。今回会合の特別トピックは「人口・環境・開発」であり、事務局から「World Population Monitoring 2001: Population, Environment and Development」と題する報告書が提出されると同時に、各国政府代表からこの分野における自国の取り組みについてのステートメントが続いた。これに関連して、総会の半日を割いて、コーエン (J. Cohen) ロックフェラー大学教授の小講演と各地域を代表する専門家4名によるパネル討論会が開催され、活発な討論が行われた。

今次会合の大きな関心事は、1994年のカイロ会議 (ICPD) から10年後の2004年に、ICPD 行動計画のレビューを中心とする新たな国際会議を開催するか否かに関して決議案が成立するかどうかという

ことであった。これについては総会とは別に、A. Golini 副議長を座長とする非公式会合が設けられ、集中的に討議が続けられたが、前年に続いて本年も各国の意見がまとまらず、結局2004年問題についての決議は見送りとなった。見送りの背景には、先進国・途上国双方における国際会議“疲れ”、合意文書作成過程において中絶、避妊法、青少年問題、国際人口移動など政治的・文化的に微妙な問題を扱う際の各国間協議の難しさ、積極的会議開催引受け国の欠如、米国政府の政権交替、UNFPAの事務局長交替などがあるものと考えられる。2004年問題は今後経済社会理事会（ECOSOC）ならびに、総会で話し合われることになるだろうが、時間的な問題もあり国際会議開催の見通しはかなり遠のいた感がある。日本政府は、昨年（2003年）の第33回会合において会議開催に積極的な発言をしたため、今次会合において各国からの期待を一身に集めたが、その後外務省の姿勢が大きく変化したため、今回の日本政府代表はもっぱら消極的姿勢に終始した。このまま状況に変化がない場合には、ICPD行動計画のレビューは、ニューヨークにおける2004年の人口開発委員会の場において行われることになる。

筆者は、今次会合直前になって国連人口部からの打診があり、総会の機械的議事進行のみならば容易にできるのではないかと錯覚して、議長役を気軽に引受けてしまった（国連人口開発委員会の日本人議長は筆者で2人目。90年代の初期に河野綱果麗澤大学教授（当時、人口問題研究所所長）が初の議長職を勤めている）。しかしながら予想に反して、議長団と事務局との打合わせ、経社理議長団とのすり合わせ、パネル討論の司会、国連記者団との記者会見など、事情が分からないなかですべてが初体験でもあり、予想以上のハードワークであった。総会最終日の決議案採択の際に意見の対立が起こりそうになり、このまま進んだら下手な英語でどうさばいたらよいものかと不安にかられたが、何とか妥協が成立し胸をなでおろした。あとは、本年中に、次回会合のための議長団・事務局会合が一度予定されており、無事役目を果たし終えることを願っている。（阿藤 誠記）

全米女性学会第22回年次大会

本学会は、すべての教育レベルおよびすべての環境における、女性学研究の推進を目指し、1977年に設立され、社会の改善や女性同士の対話を促しながら研究活動を発展させる場所の提供に努めている。年次大会は、教育者・学生・学者・運動家・市民が一同に集い、研究報告を行い、研究方法や政策プログラムについて議論をする場となっている。第22回年次大会（National Women's Studies Association, 22nd Annual Conference）は、2001年6月13日～17日、アメリカのミネソタ州・ミネアポリスのミネソタ大学において開催された。本研究所からは釜野が参加し、平成9年～11年度厚生科学研究『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』（主任研究者：阿藤誠）のジェンダー班（分担研究者・目黒依子）で収集した質的データをもとに、自由報告セッション『日本におけるフェミニスト運動と結婚・ジェンダーの社会構築』において、日本の独身男女の結婚感に関する質的調査をフェミニスト的視点からまとめたものを報告した（"Delayed Marriage but Unchanging Gender Expectations in Japan"）。その他、人口学研究に関連するものでは、バイオテクノロジーが性・ジェンダー・妊娠出産に関わる「病理」を「治癒する」ことに向けられている問題を語るパネルセッションの開催、第三波フェミニスト世代の立場から様々な問題を語るセッションでの、結婚する・しないに関わる決断についての研究報告や、女性活動家の「母親」ディスコースの分析のポスター報告などが行われた。フェミニストならではのテーマの設定や研究へのアプローチに囲まれ、心地よくかつ刺激的な雰囲気であった。（釜野さおり記）

WHO「女性の健康と生活についての国際調査」出張報告

「女性の健康と生活についての国際調査」(WHO Multi-Country Study on Women's Health and Life Events) は、World Health Organization, WHO (世界保健機関) の Global Programme on Evidence for Health Policy (保健政策部) によってコーディネートされ、日本を含む7カ国がプロジェクトに参加している。日本では、1998年に調査プロジェクトチームを立ち上げ(共同主任研究者: ミシガン大学社会福祉学部大学院・吉浜美恵子助教授および筆者)、調査に向けての予備研究を重ね、2000年10月～2001年1月に横浜市において18歳から49歳の女性2400人を無作為抽出し、調査を行った。この研究では、夫・パートナーによる暴力(ドメスティック・バイオレンス、以下DV)の程度および頻度、DVが女性の健康(精神衛生やリプロダクティブ・ヘルスを含む)に及ぼす影響、DVを受けている(受けたことのある)女性の対処の仕方や援助機関の利用とその効果、DVが子どもの健康や生活に与える影響、夫・パートナー以外の人からの身体的・性的暴力の被害などの分析を目的としている。ミシガン大学への出張(2001年6月16日～25日)では、同大学吉浜美恵子助教授のもとで、調査結果を検討し、今年度中に日本において公表予定の資料用にデータ分析を行った。7カ国の調査が終了した折には、WHOと共同で、英語および現地語の報告書を各国で作成すると同時に、国際比較を含む分析を行ない、調査結果を世界的に普及していく予定である。(釜野さおり記)

現代社会における家族と出生力変化に関するユーロ会議 「欧州の第二人口転換」

2001年6月23日～28日に、欧州科学基金プログラムの一環として「欧州の第二人口転換」と題されたユーロ会議が、ドイツのBad Herrenalbで開催された。このユーロ会議は様々な分野の科学活動を欧州レベルで活性化することを目的としており、今回はヨーロッパの家族と出生力変化に関する科学研究をサポートするものであった。ドイツMPIDRのHans-Peter Kohler氏とオランダNIDIのAart Liefbroer氏がそれぞれ議長、副議長を務め、参加者は欧州各国を中心に総勢100名にのぼり盛況であった。参加者のなかには博士課程在籍の大学院生も多く、このような大学院生には大会参加費や旅費についての補助が出ており、この活動が若手研究者の育成についても大変重視していることが感じられた。

招待講演者として「第二人口転換仮説」の提唱者でもあるRon LesthaegheとDirk van de Kaaをはじめ、Jenny Gierveld, Francesco Billari, Anne Gauthier, John Hobcraft, An-Magritt Jensen, Kathleen Kiernan, Miroslav Macura, Evert Van Imhoff, Jose Ortegaといった研究者が招かれ、高齢社会における第二の人口転換の様相や東欧の現状、10代の妊娠など興味深いテーマで報告が行われた。報告内容の一部が<http://www.demogr.mpg.de/Papers/workshops/ws010623.htm>に掲載されている。日本からは阿藤誠所長が“Why are cohabitation and extra-marital births so few in Japan?”というテーマで、また筆者が“Fertility Regulation in Japan: Is a Non-cohabiting Relationship an Alternative?”というテーマで報告した。またグローニンゲン大学に留学中の松尾英子氏も日本とオランダの比較研究を報告し、もともと欧州の第二人口転換に焦点を当てたプログラムであったが、日本における第二人口転換仮説の関心の高さや比較可能性を参加者に印象づける結果となったようだ。(岩澤美帆記)

イースト・ウェスト・センター第32回夏季人口学セミナー

アメリカのイースト・ウェスト・センターはアメリカ合衆国議会によって設立された教育研究機関であり、アジア・太平洋地域の主要な人口研究機関のひとつとして機能してきている。とりわけ、1961年からこれまで32回にわたって開催されてきた夏季人口学セミナーは総数で30カ国から1,800人もの参加者を集め、日本からも多くの人口学研究者が参加してきている。本年は、3つのワークショップ（セクシャリティとリプロダクティブヘルスのセンシティブな話題での研究方法論、アジア・太平洋地域の人口高齢化と社会保障、人口・保健分野の研究を政策立案者に伝える方法）が開催された。このうち人口高齢化についてのワークショップ（日程：2001年5月31日から6月30日）に今回参加してきた。

人口高齢化のワークショップでは、寿命と要介護状態や障害とが密接に関わっている概念である健康余命をはじめ、現在我が国でも重要になりつつある概念と指標や計算手法について様々な国の専門家を交えて解説と議論が行われた。また、実際のデータの分析や検討が連日夜遅くまで行われた。さらに、アメリカ、ドイツ、日本、スウェーデンなどの社会保障政策や公共政策論、また死亡と死ぬこと（Death and Dying）についての学際的な考察や介護ホーム訪問など、多岐にわたって高齢化とその影響について検討を行うセミナーであった。

（小松隆一記）