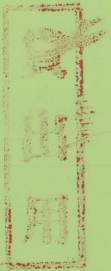


1999. 6. 18

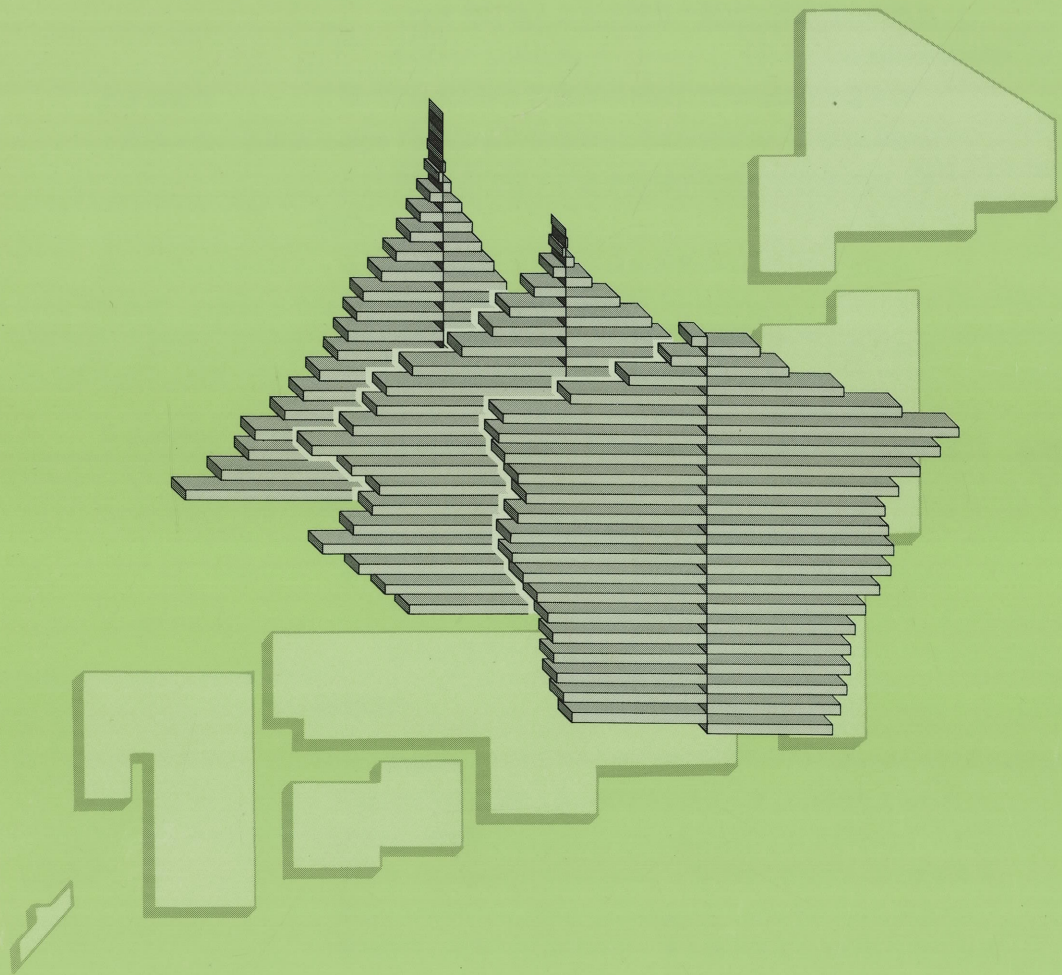
人口問題研究



Journal of Population Problems

第54巻第3号 1998年

特集：『第1回全国家庭動向調査』データ利用による実証的研究



国立社会保障・人口問題研究所

 特 集

『第1回全国家庭動向調査』データ利用による実証的研究

『第1回全国家庭動向調査』実施の背景と
データの活用について

西 岡 八 郎

少子高齢化が叫ばれて久しい。「ひのえうま」の1.58を下回ることで注目された1989年の「1.57ショック」以来ほぼ10年が経過したが、1997年の出生率は1.39にまで低下している。ほぼ20年間にも及んで続く出生率の低下・低迷は、少子高齢社会をもたらした社会経済的背景、ならびに、その社会経済的インパクトについての関心を高め、政府でも関係省庁連絡会議（1990年）が設置され、1991年の「健やかに子供を生み育てる環境づくりについて」と題する報告書以来、育児休業制度の成立（1991年）、児童手当法の改正（1991年、94年）、育児休業給付の実施（1995年）、エンゼルプランの策定（1994年）、それに基づく緊急保育対策等5ヶ年計画策定（1994年）、さらに介護休業制度の成立（1995年）、介護保険制度の施行（2000年）など一連の少子高齢社会への対策が続いている。

人口の少子化や高齢化が急速に進むわが国の家族は、高齢者の独居世帯や夫婦世帯の増加、ひとり親世帯や女性の社会進出による共働き家庭の増加など、その姿とともに機能も大きく変化している。この家庭機能の変化は、家庭内における子育て、老親扶養・介護などのあり方に大きな影響を及ぼすだけでなく、社会全般に多大な影響を与える。家族変動の影響を大きく受ける子育てや高齢者の扶養・介護などの社会サービス政策の重要性が高まっているなかで、わが国の家族の構造や機能の変化、それに伴う子育てや高齢者の扶養・介護の実態、およびその変化と要因などを正確に把握することがますます重要な課題となっている。

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むなかで、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1991年10月より開始された。その後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（この調査は、2段無作為抽出された国勢調査区を調査対象地区とし、世帯の有配偶女性を対象に配票11,480票、回収10,691票で回収率は93.1%であった。このうち有効票は9,252票で有効回収率は80.6%である。ただし、回答者の決定方法は、世帯に有配偶女性がいない場合には世帯主に調査を行った）。この全国調査によって、わが国ではじめて全国規模における「出産・子育て」「老親の扶養・介護」をはじめとする家族機能の実態が明らか

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」支援の実態が明らかにされた。これらの研究成果は、1994年に公表し、調査結果の一部は厚生白書等に広く利用されている。

『第1回全国家庭動向調査』は、こうした経緯や背景があって実施された調査である一方で、研究者の手によって家族・家庭を中心テーマに実施された日本で最初の本格的な全国調査であろう。その意味で、政策的研究の目的とは別に家族研究を進める上でもこの調査の持つ意義は大きかったといえる。成果の一部はすでに人口研究や家族研究の関連学会で報告されているが、この調査の個票データに依拠して、あるいは活用して家族研究が十分に進められてきたとは言い難く、2回目の調査を実施するに際して外部の家族研究者も含めて同調査を用いた実証分析を行うプロジェクトを編成した。その成果の一部が本号の特集報告を構成している。特集に掲載されている4つの報告を簡潔に紹介しておこう。

(1) 老親の扶養や介護を誰がどのように行っていくかは21世紀の超高齢社会を想定すると社会政策上の重要な課題である。田淵の報告は、今日でも65歳以上の高齢者の過半数は子どもと同居しているが、どのような属性を持つ老親あるいは成人子が同居しやすいのか、子どもの性別構成に着目して老親と既婚子の同居の実態を把握し老親扶養問題への基礎データを提供示している。

(2) 立山の報告は、パーソナル・ネットワークの数が都市度によっていかに規定されるかに関心を持った報告である。家族のもつ機能の担い手が縮小傾向にあるなかで、都市的環境において人々がどのような人的資源を保有、維持するかを明らかにしようとする本報告は、出産・子育てや介護の支援施策に示唆を与えるものである。

(3) 末盛、石原の報告は、夫の家事遂行と妻たちの夫婦関係満足感の関連を一元的に規定されるものとしてではなく、それが置かれている文脈を考慮することに関心を持ち、こういった条件のもとで関連が強まるのかを報告している。こうした研究を通じて夫側への夫婦関係の重要性についての理解を提言し、意識改革の必要性を説いている。

(4) 男性の家庭内役割とジェンダーシステムについて論じた西岡の報告は、とくに男性の家事、育児遂行の分析仮説に日本の特徴要因を盛り込んだ枠組みを設定している。男性の家事や育児協力の少なさが、女子の結婚や出産を躊躇させる要因や負担感の一つになっており、男性の家事、育児参加への促進要因や阻害要因を研究することは、子育て支援策のみならず家族政策や労働政策への基礎資料を提供するものである。

4つの報告にテーマの関連性は薄いですが、いずれも多変量解析による実証分析を通じて家族研究上の課題を検証している。『第1回全国家庭動向調査』の実施により、全国規模のマイクロデータに依拠して仮説の一般化を図ることが可能になり、今回の報告はそうした試みの一環として重要な意義がある。したがって、どの報告も政策提言型の研究というよりは家族研究上の課題を検討することに重点を置いている。しかし、その結果は「家庭・出生問題」への具体的施策策定のための基本的考え方に示唆を与えるものである。

最後に、本特集報告をきっかけに、『第1回全国家庭動向調査』のデータを利用して、政策的な研究のみならず良質の家族研究が順次報告されることを切に希望するものである。

特集：『第1回全国家庭動向調査』データ利用による実証的研究

老親・成人子同居の規定要因

—子どもの性別構成を中心に—

田 淵 六 郎*

I はじめに

本稿は、家族社会学の視点から、全国調査の個票データに依拠して、現代日本社会における老親・成人子同居の規定要因を分析することを目的とする。

高齢化の急速に進む現代日本社会において、高齢者の介護や扶養を誰がどのようにして行っていくべきかは、社会政策上の最も重要な論点の一つである。高齢者に対する様々な援助の提供と密接な関連を有するのが高齢者の家族・親族関係であるが、そのなかでも高齢者とその成人子との同居は重要である。実際、割合は減少しつつあるとはいえ、今日でも65歳以上高齢者の過半数は子どもと同居している。

しかし、どのような属性を持つ老親あるいは成人子がより同居しやすいのかといった点については、十分に知られているとは言い難い。老親扶養問題に関して政策提言を行う上で必要な基礎資料を得るためにも、全国規模の標本調査データを用いて、老親と成人子の同居の実態を把握することが求められている。本稿は、国立社会保障・人口問題研究所によって実施された「第1回全国家庭動向調査」個票データに依拠して老親と成人既婚子との同居を規定する要因の分析を行うことを通じて、そうした課題の達成に貢献することを企図している。

II 理論的背景と仮説

1. 先行研究の動向

日本における高齢親と成人子の同居割合が西欧先進諸国と比べ相対的に高いことはよく知られている。従来の研究は、そうした同居割合の高さを「家制度」に特徴づけられるよ

* 東京都立大学人文学部

うな日本の伝統的家族慣行と関連付けるか (Martin and Tsuya 1991, Morioka 1995), あるいは, 日本を含むアジア社会において観察される, 成人子と同居する高齢者の割合の相対的高さを, アジア諸国に見られる文化的特徴に結びつけてきた (Logan[et al.] 1998).

このような相対的な同居割合の高さが知られている反面, 国勢調査や国民生活基礎調査などの全国データは, 成人子と同居する高齢者の割合は戦後一貫して低下する傾向にあることを示している (嵯峨座 1997). こうした同居慣行の変化の背景には, 戦後日本の家族変動, 特に直系家族制から夫婦家族制へといった家族規範の変動が存在すると解釈されている (森岡 1993). 後期親子関係における親子同居のありかたは, 「核家族的世帯率」をめぐる議論にみるように, 日本家族の変動を測る重要な指標であると考えられているのである (盛山 1993).

近年では, 同居によって生じる心理的軋轢などを避けながらも, 同居に近いメリットを双方に生じさせる居住形態として, 「準同居」「近居」などの現象が生まれていると指摘されている (直井 1993). 世代間関係研究の対象も, 同別居という居住形態よりも, サポート関係やネットワークといった対象に対して研究関心が移行している (藤崎 1998). とはいえ, 近年では, 晩婚化の進行によって老親と「未婚子」との同居が増大する現象への関心も強まっているように (宮本[等] 1997), 老親と子どもとの同居現象は, 老親と成人子との間の手段的な援助関係を規定する重要な要因であり, それ自体が考究に値する問題であり続けているということは否定できない (Whyte 1994, Aquilino 1990, Crimmins and Ingegneri 1990). 本稿の分析対象である老親と成人既婚子の同居についても, 同居の有無が世代間の経済的その他の援助関係に強い影響を及ぼし, 社会政策に対して無視し得ない含意を持つ以上 (宮島 1992), それを分析する意義は減じていない.

老親と成人子の同居は戦後日本家族社会学の主要な研究対象であったために, 数多くの先行研究が存在する. そうした研究の動向からは, 老親・成人子同居という現象についての学的理解が変化してきたことがうかがわれる. すなわち, おおよそ1980年前後から, いわゆる家制度的規範に基づいた同居ではなく, 親および子どもの合理的な選択に基づく同居が, 特に都市部を中心として実現されているという主張が増加してきた.

こうした議論はごく単純化すればおおよそ二つに整理できる. 一つは, 老親の経済的自立を可能にするような社会保障制度が一定程度整備された結果, 現在の同居は親に対してよりもむしろ子どもに対して利得をもたらすものとなり, 子世代が積極的にそれを選択しているという議論である. 初期の研究の多くは, 同居現象は子どもから老親に対する援助を意味しており, 相続や継承による財の移転を除けば同居は子世代に経済的利益をもたらさないと捉えていた. これに対して, 老親との同居が子世代妻の就労率を高めるとする湯沢等の研究のように (湯沢[等] 1978), 拡大世帯形成が経済的資源のプーリングを通じて同居する子世代に利益を与えるという説が生まれる (横山[等] 1993). こうした利益を子世代が戦略的に獲得する手段が同居であるという仮説を強調したのはモーガンと廣嶋であるが (Morgan and Hiroshima 1983), こうした議論は, モーガンらの研究に影響を与え

た研究と同様 (Angel and Tienda 1982), 文化的規範に従っていると見られてきた同居行動に含まれる経済合理性を強調する (田淵 1998)。

もう一つは、同居規範あるいは家族形成規範そのものに関する議論である。この議論は、伝統的家規範と関連づけられて解釈されてきた同居規範、扶養規範、直系家族規範なるものが必ずしも「伝統的」規範ではないと主張し、同居を伝統的規範に従う行動として説明することを批判する。扶養意識の分析を通じて現在の扶養規範は家規範と等しくないと論じる坂本の研究 (坂本 1990)、直系家族規範と夫婦家族規範とは必ずしも排他的関係にならないことを論じる杉岡の研究 (杉岡 1989) などはその代表例である。こうした主張は、娘との同居の増大、一時的には別居しても親が高齢になれば同居する慣行 (廣嶋 1984)、あるいはそうした慣行を支持するような意識調査結果などを根拠に、同別居が規範的ではなく親子双方の必要に従って便宜的に選択されるという同居観を提示する (加藤 1988, 直井 1993)。

こうした同居現象の捉え方の変化は、高齢者世代がもはや経済的社会的弱者ではないという世代観の変化にも関係している (宮本[等] 1997)。多くの親と子が経済的に対等な地位を確保するようになれば、相対的に多くの同居は、親の規範意識や子の義務意識に基づいて形成されるというよりは、親子双方に利益をもたらす居住形態として、親子のニーズに基づいて選択的に形成されるようになるだろう。

こうした研究動向は、老親・成人子同居行動の規定要因を分析する指針として、大別して二つの論点を提示する。第一は、親のニーズと子のニーズとを区別した場合、どちらのニーズがより強く同居を規定するのか、という論点である。米国でも数多くの同居規定要因の研究が存在し、それらの多くは子のニーズの規定力が大きいことを強調するが (Ward[et al.] 1992, 田淵 1997)、日本における老親と既婚子との同居については、親のニーズは大きな規定力を持つことが予想される。第二は、同居の実現はどの程度まで同居規範あるいは同居規範に関わる要因によって規定されているのか、という論点である。本稿では同居規範に関連する変数の効果を検討するだけでなく、それに関連すると考えられる子どもの性別構成の効果をも検討する。

第一の論点に関連する点として、親子間の同別居の規定要因について論じる場合、その「同居」が親側からみた同居なのか、子の側からみた同居なのかを区別する必要がある。先行研究が指摘するように、親の側から見た同居確率 (親が少なくとも一人の子どもと同居する確率) と、子の側から見たそれ (子が少なくとも一人の親と同居する確率) は論理的に異なる (廣嶋 1984, 盛山 1993)。ミクロレベルの同居についても、親が任意の子と同居する確率と子が任意の親と同居する確率とは異なるものであり、分析の対象となるサンプルを親世代、子世代のどちらにするかによって、有意な規定要因は異なることになる (Logan and Spitze 1996)。更に、既婚子との同居と未婚子との同居は異なる要因によって規定される面があることも考慮せねばならない。本稿は、主として親世代からみた同居について関心を持ち、同居と同居規範の関連の考察を主たる課題とするため、老親が任意の既婚子と同居する場合の規定要因について分析する。使用できる説明変数の制約のため

に本稿で検討できる課題はもちろん限定されるが、以下ではこうした問題設定に沿って既存研究の経験的知見を整理する。

2. 先行研究の知見

同居の規定要因に関する多くの経験的研究の知見をまとめた研究については既に幾つか存在しているが（横山[等] 1993, 岡村[等] 1995, 直井 1993), 多くの研究は小規模の地域サンプルに依拠している。以下の整理は、本稿で扱うデータが全国データであるということから、全国サンプルを分析した研究を中心とする。

既存研究で日本の全国データに対して多変量解析の手法を適用した例はそれほど多くない。子ども（既婚未婚を問わない）との同居を従属変数とした分析では、1989年の国民生活基礎調査個票を用いて全国60歳以上高齢者（N=11,428）について、子どもとの同居を従属変数としたプロビット分析を行った高山等の研究（高山[等] 1996), 1974, 79年の全国消費実態調査個票データについて、老親が子ども世帯に同居しているか否かを従属変数としたプロビット分析を行った安藤等の研究（安藤[等] 1986), 1989年の世帯動態調査個票から得られた70歳以上高齢者とその子どもに関するデータを用いて、多項ロジスティック回帰分析を行った Park の研究（Park 1998), 1975年, 95年 SSM（社会階層と社会移動）調査の55歳以上回答者について（95年データで男女各約700人）ロジスティック回帰分析を行った黒須の研究（黒須 1998）がある。既婚子との同居を従属変数とした分析では、1985年の世帯動態調査を用いて、既婚子のいる世帯主男性（年齢は特定していない）について、既婚子との同居を従属変数としたロジスティック回帰分析を行った小島の研究（Kojima 1989), 毎日新聞と日本大学による1988年の全国調査データを用いて、子どものいる60歳以上回答者（N=360）に対して既婚子との同居を従属変数としたロジスティック回帰分析を行った津谷等の研究（Tsuya and Martin 1992）がある。なお、子どもから見た親との同居要因については、小島の研究（Kojima 1989), マーティンと津谷の研究（Martin and Tsuya 1991), 経済企画庁による研究（経済企画庁国民生活局 1995, ただし全国サンプルではない）がある。

(1) 親と子のニーズ

前述のように、同居に対する親のニーズの高まりは、成人子との同居確率を高めることに寄与すると考えられる。親のニーズに関する尺度としては、これまでに、親の年齢、親の配偶状態、親の性別、親の健康状態、親の階層的地位が用いられている。

親の年齢については、ほとんどの研究が有意な効果を見いだしており、加齢が同居確率の上昇に寄与しているという知見を得ている（高山[等] 1996, 安藤[等] 1986, Tsuya and Martin 1992). 親の配偶状態についてもほとんどの研究で有意であり、配偶者のいない単身のほうが同居しやすい（高山[等] 1996, 経済企画庁国民生活局 1995, Tsuya and Martin 1992, 安藤[等] 1986). 親の性別については、女性の方が家事を他の同居成員に代行してもらうニーズが低く、単身世帯を形成する割合が高いため、女性であることは成人子との同居確率を低める（高山[等] 1996, Tsuya and Martin 1992). 親の健康状

態については、介護を必要とする場合に同居しやすい（高山[等] 1996）。老親の階層的地位については、資産保有額の小さい親ほど（安藤[等] 1986）、公的年金収入の低い親ほど（高山[等] 1996）、低い支出階層の親ほど（Kojima 1989, Park 1998）、同居しやすいことが指摘されている。親のニーズと直接に関連するものではないが、職業との関連では、自営業や農業において同居しやすいことが知られている（Kojima 1989, 黒須 1998）。

これに対して、子のニーズに関する要因については、有意な効果を指摘する経験的研究は多くない。子どもから見た親との同居の分析では、夫の職業的地位の低さが親との同居確率を高めること（Martin and Tsuya 1991）、親が持ち家である場合に同居が促進されること（Kojima 1989, 経済企画庁国民生活局 1995）が指摘されている。

(2) 同居規範に関連する要因

同居規範に関連する要因としては、同居の望ましさについての意識に関する要因として、親および子の学歴、子どもの性別と出生順位、子どもの結婚形態（見合／恋愛）、規範への支持の強さ、などが用いられている。

学歴については、親が高学歴である場合に同居しにくいという結果が見られるが（Park 1998）、子の学歴についてはそれほど明確な結果は得られていない（Martin and Tsuya 1991, 経済企画庁国民生活局 1995）。子の性別と出生順位については、男子の方が、長男、長女の方が同居しやすく（廣嶋 1990, 坂井 1997, Kojima 1989）、妻の場合は夫が長男でない場合に同居しやすい（Martin and Tsuya 1991, 経済企画庁国民生活局 1995）。子どもの結婚形態では、見合い結婚である場合に同居しやすい（Martin and Tsuya 1991）。同居規範への支持をモデルに投入した研究としては、「三世代世帯同居は望ましい」という意見を親が強く支持する場合に既婚子との同居確率が高まるという知見がある（Kojima 1989）。

(3) 居住地、子どもの数と性別構成

高齢者と成人子の同居割合については地域的差異が大きいことが知られているが（清水 1992）、居住地の特性が同居確率に及ぼす影響は多くの研究が指摘している。居住地域の都市規模が小さいこと（高山[等] 1996）、大都市でないこと（Tsuya and Martin 1992）が同居確率を高めるといふ知見のほか、同居割合の高い地域に居住する場合に同居率が高まるという指摘も存在する（Kojima 1989, 黒須 1998）。

その他の要因として用いられてきた変数に子どもの数がある。米国の研究ではほとんどの研究が子ども数の増大が同居確率に正の効果を持つことを指摘しているが（田淵 1997）、日本のデータでも、既婚子の数が多いほど既婚子との同居確率は高まり（Kojima 1989, Tsuya and Martin 1992）、子ども数が多いほど子どもとの同居確率は高まる（廣嶋 1990, Park 1998）。

子どもの性別構成については、娘がいないこと、未婚子がいないことが同居確率を高めるといふ指摘がある（Kojima 1989, 佐々井 1997）。逆に、子どもから見た親との同居の規定要因としては、きょうだい数の増加は親との同居確率を低めるようである（経済企画庁国民生活局 1995, Kojima 1989）。こうした知見に関連して、岡村等は、世田谷区と米

沢市の65～79歳老人882人を対象とした1993年の地域調査サンプルをクロス集計することによって、子どもの数および子どもの性別構成（息子のみ／娘のみ／両方いる）と既婚子との同居の有無の関連を分析し、(1)都市部である世田谷区では子ども数の増加は同居割合の高さと関連するが、米沢市ではそうした関連が見られない、(2)米沢市では子どもが娘のみの場合に同居割合が低い傾向があるが、世田谷区ではそうした影響が見られないとしている（岡村[等] 1995）。また廣嶋は、複数年次の出生力調査を再集計したクロス表分析によって、子どもの側から見た親との同居率について検討し、結婚年次が1969年以前のコウホートと、1980年以降のコウホートにおいては、一人っ子長男の同居率が長男全体の同居率よりも低くなっていることを見出している（廣嶋 1991）。

3. 理論と仮説

以上のような知見を踏まえ、ここでは本稿の理論枠組みと仮説をまとめる。

これまでの研究が依拠する主要な理論枠組みには、(1)親と子のそれぞれのニーズの相互関係のなかで同居が達成されるとするもの（加藤 1988, Park 1998）、(2)近代化に伴う家族規範の収斂を想定し、より伝統的な規範と関連の強い要因が同居を促進すると考えるもの（Tsuya and Martin 1992）、(3)同居を可能にする条件（住宅、子ども数など）と同居に関する価値・規範意識が同居を規定するというもの（Kojima 1989）などがある。これらは排他的な立場ではなく、それぞれが異なる変数の重要性を強調していると言えよう。

第一の理論枠組みからは、親のニーズの高まりは任意の既婚子との同居確率の上昇に寄与するという仮説が導かれる。既存研究に従い、本稿でも、親のニーズを操作化する指標として、親の加齢、親が配偶者と死別し単身であること、親の健康状態が悪いことを採用する。これらは、既婚子との同居確率を高めることが予想される。

第二の理論枠組みからは、同居を支持する規範に関連する要因について、以下のような仮説が引き出される。まず、親と子どもの同居を一般的に望ましいとする意識が子ども側に存在している場合には、親と既婚子の同居は促進されることが予想される。分析ではこの意識を、親と息子の同居を望ましいとする質問項目への回答によって操作化した。次に、子あるいは親の側に、世代間の経済的自立やプライバシーを重視する意識が強い場合、親との同居は妨げられると考えられる。本稿では、こうした意識を操作化する変数として学歴を用いた。最後に、同居を望ましいとする蓋然性の高い、人口規模の小さい地域に親が居住する場合に、同居可能性は高まるだろう。ただし、これら三つについては回答者からの情報しか得られなかったため、やむを得ずその情報を子どもたちに平均的に共有された属性あるいは親側の属性と仮定した。

第三の理論枠組みは、子ども数の増加は親が同居可能な子どもの数が増加することを意味するため、老親と既婚子との同居を促進するという仮説を導く。

既存の枠組みによって想定される以上の仮説に加えて、本稿では子どもの性別構成という要因に関して独自の想定をおく。従来の研究の多くは、老親と成人子の同別居が、老親と成人子のダイアド関係の中で決定されるかのような理論枠組みを採用している。しかし、

多くの高齢者が2人以上の生存子を持つこと、日本の同居慣行では2人以上との既婚子との同居は極めてまれであることに照らせば、同居の決定は多くが「どの子どもと同居するか」の決定でもあり、その決定には同居する子ども以外の子どもの行動・意識や、子ども間の関係も影響を及ぼすだろうと考えられる (Park 1998)。そうした子ども側の要因として、本稿では、子どもの性別構成が、以下に述べるようなメカニズムを通じて同居に影響を与えると考える。

既婚子との同居規範としては長男夫婦ないしは「跡継ぎ」夫婦が親と同居することを選好する規範が伝統的に存在したとされるが、そうした「跡継ぎ同居規範」は、親子の別居に対してサンクションを与えるだけでなく、複数の子どもの中から同居する特定の子どもの指定するという機能を果たしていたと考えられる。そのような規範は、男子が一人であるよりも男子が複数の場合の方がより容易に内面化されるであろうし、男子が複数いる場合には相続や継承をめぐる競合関係の発生を通じて、男子が親と同居する動機付けは強まるだろう (Bernheim[et al.] 1985)。このような規範が効果を持つ社会では、子どもの性別構成について、男子が2人以上いる場合には男子が1人しかない場合よりも親が子どもと同居する確率は高まること、それに比して、男子が1人であることが男子なしである場合に対して同居の確率に与える影響は相対的に小さいことが予測される。こうした予測は、上記の廣嶋の知見や、複数兄弟の長男は一人息子である長男よりも父親からの相続を経験する確率が高いという知見 (野口[等] 1989) を考慮しても、検討の余地がある。さらに、上記の岡村等の知見は、市部と郡部では子ども数、子どもの性別構成が異なる影響を与えていることを示唆しており、同居子として男子を選好する地域 (とりわけ郡部) において子どもの性別構成の効果が大きいだろうという仮説を検討する必要性を示唆している (ただし本稿は岡村等とは異なり、男子の数や男子の有無ではなく男子数の質的な差異を問題にしている)。

実際に、国外を見れば、老親の受けるサポートに対して子どもの性別構成が影響を与えることを強調する研究は少なくない (Spitze and Logan 1990, Wolf[et al.] 1996)。こうした分析を中国都市部に居住する高齢者について行った研究としてローガン等のものがある (Logan[et al.] 1998)。ロジスティック回帰分析の結果、息子が一人であることに対して、娘のみであることは同居確率を有意に低くするが、息子が2人以上であることは同居確率の上昇には寄与していないことから、同論文は、中国では老親と成人子の同居に寄与する要因として息子の有無が重要であると主張している。

以上を要約すれば、本稿では、親が既婚子と同居する確率に影響を及ぼす要因として以下の仮説を検討した。

(親のニーズ)

仮説1：親の加齢は同居確率を高める

仮説2：親が単身であることは同居確率を高める

仮説3：親の健康状態が悪いことは同居確率を高める

(同居規範要因)

仮説4：子が低学歴であることは同居確率を高める

仮説5：子が親と息子の同居を望ましいと思う場合に同居確率は高まる

仮説6：都市規模が小さい方が同居確率は高まる

(子どもの数と性別構成)

仮説7：子ども数の増加は同居確率を高める

仮説8：子どもの性別構成が「男一人」と、「男複数」とでは、男複数のほうが同居確率は高まる

仮説9：市部よりも郡部において子どもの性別構成が同居確率の上昇に寄与する効果は大きい

Ⅲ 方法

1. データ

以下の分析で用いるデータは、国立社会保障・人口問題研究所によって実施された第1回全国家庭動向調査の個票データである。親側からみた成人既婚子との同居の規定要因を検討するという問題関心からは、本来は、高山等が行っているように、高齢者である回答者から得られたデータを分析することが望ましい。しかし、全国家庭動向調査は、世帯抽出は全国のすべての世帯からの無作為抽出であるものの、一世帯内に複数世代の夫婦が同居している場合には、最も若い世代の妻を調査対象としている。これは、老親と成人夫婦が同居している場合には、老親世代は原則として回答者にならないということである。従って、本調査における高齢回答者の中には既婚子と同居している回答者は原則的に存在しないことになり、そのような高齢回答者をサンプルとするならば、老親と成人子の同居規定要因を有意義に同定することができない。

幸いなことに、全国家庭動向調査からは、回答者の別居親について（回答者が有配偶である場合には配偶者の親についても）情報を得ることができる。その中には、親が既婚子と同居しているか否かという項目も含まれている。回答者の世代から得られたこの情報は、回答者の親世代についての情報としては、少なくとも現存する成人子（回答者世代の夫あるいは妻）が一人存在する親についてのデータとして扱うことができる。

これを生かして、以下では、「妻（有配偶女性）の母親（60歳以上）が既婚子と同居しているかどうか」という二値変数を従属変数として、分析を行った。全回答者の母親でなく、有配偶者世帯の妻の母親を対象としたのは、以下のような理由による。本調査は、意識をたずねる項目については個人を対象としているものの、「世帯主の妻」を基本的な回答者として予想しており（回答者の約8割が女性）、世帯主に妻がいない場合あるいは妻に接触が困難である場合に世帯主に調査するという回答者の決定方法をとっている。男性回答者と女性回答者、および未婚回答者と有配偶回答者とでは、年齢、親の配偶状態などの分布が異なっていることを踏まえ、分析では対象を有配偶女性の母親に限定した。

妻の母親を対象としたのは、第一に、女性かつ妻の親の方が生存割合が高いためにより

大きな標本サイズを確保できるためである。また第二に、本稿では子どもの数および性別構成の効果を分析の焦点としており、特に男子（回答者である妻から見れば兄弟）の数がゼロのケースを必要とする。このため、夫の母親ではなく妻の母親について分析を行うことが適切であると判断した。

老親の側からみれば、本分析では、最低一人の女性既婚子を持つ60歳以上女性について、既婚子との同居を規定する要因の分析を行ったことになる。なお、分析で使用する変数のいずれかに欠損値を含むケースを除外した結果、ロジスティック回帰分析に含まれたケース数は2679になった。

2. 変数

前述のように、分析で使用した変数にはかなりの制約が存在する。まず、被説明変数である同居の有無にかんして、老親が回答者世帯に同居する場合を除いて、同居子についての詳しい情報はこのデータからは得られない。つまり、老親が同居する成人子の性別、出生順位などの属性については知ることができない。また、その他の子どもの属性については男女別の数が分かるのみである。さらに、ここで用いた居住地人口規模、同居規範、学歴の変数は、調査回答者である一人の子どもの回答から得られた変数でしかないが、おおまかな代理変数としてそのまま用いている。

分析で使用した変数については、以下の通りである。被説明変数である「既婚子との同居」については、回答者世帯に同居しているか、「既婚のきょうだいと同居」している場合に1、それ以外（単身／夫婦だけ／未婚のきょうだいと同居／病院・施設などに入所中／その他）に0を割り当てた。なお、分布は、既婚子と同居が46.6%、単身が11.2%、夫婦のみが26.1%、未婚子と同居が10.3%、病院・施設などに入所中／その他が5.9%であった。

なお、以下の回帰分析に投入した説明変数については、以下のように構成されている（ただし後述の通り親の健康状態については回帰分析には投入していない）。

- ・母親年齢（レンジ60-97, 平均値71.3, 標準偏差8.0）：実年齢。
- ・母親配偶状態：単身（配偶者と死別している）の場合に1、それ以外の場合に0。
- ・子ども数（レンジ1-14, 平均3.49, 標準偏差1.56）：回答者の答える妻のきょうだい数を用いた。実人数。
- ・子ども性別構成：「男子1人」をレファレンス・カテゴリーとした、「女子のみ」、「男子2人」、「男子3人以上」の3つのダミー変数。
- ・人口規模：回答者居住地の人口規模に対して、200万人以上＝1 から 2 万人未満＝8 までの数値を割り当てた（表1を参照）。
- ・同居規範：「年をとった親は息子夫婦と一緒に暮らすのがよい」という質問に対する回答で、「まったく反対」＝1、「どちらかといえば反対」＝2、「どちらかといえば賛成」＝3、「まったく賛成」＝4 の数値を割り当てた。
- ・妻学歴は、回答者世帯の妻（母親からみれば娘）の学歴で、専修学校（高卒後）、高専・短大、大学・大学院を含めた高卒以上に0、高校卒業以下に1を割り当てた。

・親の健康状態：健康である場合（「たいへん健康」「まあまあ普通」）に0，虚弱である場合（「持病がある」「寝たり起きたり」「1か月床に臥している」）に1。

IV 結果

多変量解析に先立ち，上記の変数について，既婚子との同居との二変数の関連を検討した（表1）。表から，ほとんどの変数について，仮説の予想と同じ方向の関連が見いだされることがわかる。すなわち，母親が高齢であるほど既婚子との同居割合が高く，母親の配偶者（父親）が死亡している場合には，母親の既婚子との同居割合は高い。

子ども数については，子ども数が1人と2人との間には差がないが，3人以上では同居割合が高まる傾向が見られる。子どもの性別構成については，女子のみと男子1人については差が見られないのに対して，男子が2人以上の場合には同居割合が高まる。回答者居住地の人口規模については，必ずしも規模と線形の関係ではないが，人口規模が小さいほど同居割合は高い傾向にある。

母親の健康状態と同居割合については，仮説とは異なる結果が見られる。病院や施設に入所している少数のケースを考慮に入れても，「持病がある」あるいは「寝たり起きたり」という虚弱な親と，相対的に健康状態の良い親とでは，既婚子との同居割合にほとんど差が見られない（市部郡部別にみても同様であった）。これは，親の健康状態についての情報を提供した回答者がその親と同居しているとは限らないことにも起因すると思われるが，選択肢のカテゴリーが親のニーズ（要介護などの状態）を測定する尺度として妥当でないという可能性も否定できない。以上の点を踏まえ，以下の分析では母親の健康状態は説明変数として投入していない。

さて，以下の分析2が市部・郡部別の分析を行っている関連から，市部と郡部

表1 分析に用いた変数と同居割合（%，（）内はn）

		別居	同居
母親年齢	60-64(656)	69.2	30.8
	65-69(636)	60.7	39.3
	70-74(499)	50.7	49.3
	75-79(401)	42.6	57.4
	80-(487)	34.1	65.9
母親配偶状態	有配偶(1482)	63.0	37.0
	単身(1197)	41.5	58.5
子ども数	1人(111)	63.1	36.9
	2人(651)	63.1	36.9
	3人(831)	56.1	43.9
	4人(475)	49.5	50.5
	5人(336)	42.3	57.7
	6人-(275)	38.5	61.5
子ども性別構成	女子のみ(714)	57.8	42.2
	男子1人(1077)	58.0	42.0
	男子2人(581)	47.0	53.0
	男子3人-(307)	38.8	61.2
	人口規模	200万-(391)	62.1
	-200万(250)	65.6	34.4
	-100万(126)	52.4	47.6
	-50万(503)	54.3	45.7
	-20万(316)	51.6	48.4
	-10万(374)	57.0	43.0
	-5万(372)	39.2	60.8
	-2万(347)	46.7	53.3
同居規範	まったく反対(229)	63.8	36.2
	反対(883)	62.5	37.5
	賛成(1239)	48.9	51.1
	まったく賛成(328)	38.4	61.6
妻学歴	高卒以上(1051)	62.7	37.3
	高卒以下(1628)	47.4	52.6
母親健康状態*	健康(1710)	52.6	47.4
	虚弱(930)	55.6	44.4

*欠損値を含むため他の変数と合計が異なる。

別に子ども数および子どもの性別構成と同別居との関連を見たのが表2である(他の変数については市部郡部別の違いは大きくない)。子ども数については、市部では子ども数の増加は同居割合を高める傾向が見いだされるのに対して、郡部では、市部ほど顕著な関連が見られないことが分かる。子どもの性別構成については、市部では男子数の増大

表2 子ども数・子ども性別構成と妻母親の既婚子との同居割合(市部郡部別)

	市部 (N=2136)		郡部 (N=543)	
	別居	同居	別居	同居
子ども数				
1人 (89/22)*	68.5	31.5	40.9	59.1
2人 (547/104)	65.1	34.9	52.9	47.1
3人 (654/177)	57.8	42.2	49.7	50.3
4人 (376/99)	50.3	49.7	46.5	53.5
5人 (253/83)	45.8	54.2	31.3	68.7
6人-(217/58)	39.6	60.4	34.5	65.5
子ども性別構成				
男子なし (575/139)	61.6	38.4	42.4	57.6
男子1人 (884/193)	59.0	41.0	53.4	46.6
男子2人 (449/132)	49.9	50.1	37.1	62.9
男子3人-(228/79)	37.7	62.3	41.8	58.2

* ()内：市部のN/郡部のN

が同居割合の増大と関連しているのに対して、郡部では男子なし(娘のみ)の場合に男子1人よりも同居割合が高くなっていること、市部に比して男子1人と男子2人との間に大きな開きが見られることが特徴的である。こうした違いは、市部と郡部とでは、老親・成人子の同居を規定する要因において差が見られること、従って市部と郡部で別個の分析を行う必要があることを示唆する(分析2を参照)。

以上から同居の規定要因として複数の変数が寄与していることが明らかであるが、他の変数の影響を統制した個々の変数の個別の影響を検討するためには、多変量解析の手法が必要になる。以下での主たる被説明変数は「老親の既婚子との同居/別居」という二値変数であるから、ロジスティック回帰分析かプロビット分析を用いることが妥当であるが、本稿では前者を採用した(DeMaris 1992)。

以下では、二つのロジスティック回帰分析を行っている。最初に、全地域のケースについて行った分析1の結果を示そう(表3)。投入した諸変数については既に記したとおりである(なお、分析1で市部郡部区分ではなく人口規模変数を投入しているが、後者を投入した方がモデルの適合度は高い)。

分析1では、親の状態に関する変数(モデル1)、子ども数(モデル2)、子どもの性別構成(モデル3)、同居規範に関する変数(モデル4)、妻の学歴(モデル5)の順に段階的に変数を投入した(表にはオッズ比のみ示してある)。子ども数と子ども性別構成(ダミー変数)は相関が極めて高く共線性的の問題を引き起こすため、同一のモデルには投入していない。

親側の状態に関する変数として投入した親の年齢、親の配偶状態は全てのモデルにおいて高い有意水準を示している。仮説1, 2の予測通り、母親の加齢、および母親が単身であることは、同居確率を高めている。

子ども数および子どもの性別構成については、興味深い結果が見られる。まず子ども数については仮説7と一致しない結果が見られる。二変数の相関における上記の結果とは異

表3 妻母親の「既婚子との同居」を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果
(全地域, N=2679)

変数	モデル (Exp(b))				
	1	2	3	4	5
母親年齢	1.056***	1.051***	1.052***	1.052***	1.050***
母親単身	1.597***	1.596***	1.593***	1.564***	1.537***
子ども数		1.058			
子ども性別構成 (ref 男子1人)					
女子のみ			1.092	1.072	1.076
男子2人			1.261*	1.222	1.196
男子3人			1.419*	1.277	1.240
人口規模(逆順)				1.120***	1.113***
同居規範				1.339***	1.324***
妻高卒以下					1.256**
モデル χ^2 (a)	212.639	216.309	220.970	303.273	309.942
自由度	2	3	5	7	8

(a) 全てのモデル χ^2 は $p < .001$ 水準で有意

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

なり、母親側変数を統制したモデル2においては子ども数の影響は有意ではない。この結果は、後述のように市部において子ども数の効果が母親年齢と関連するという要因以外に、最低一人の女子がいる母親であるというサンプル特性にも起因していると考えられるため、夫の母親についても同様の回帰分析を適用してみたが(表は掲示せず)、やはり子ども数について有意な影響は見られなかった。これは世帯動態調査個票を用いた Kojima (1989) や Park (1998) の知見とは一致しない結果である。

それに対して、子ども数の代わりに子ども性別構成(「男子1人」をレファレンス・カテゴリーとしたダミー変数)を投入したモデル3においては、仮説8をほぼ支持する結果が見られる(モデル1に対するモデルカイ二乗値の増加は5%水準で有意)。すなわち、子どもが女子のみであることは同居確率に対して有意な影響を与えていないのに対して、男子2人および男子3人以上であることは、高い有意水準においてではないものの、同居確率を高めていることが分かる(子ども数2人以上のケースに限定して分析を行っても同様の結果を得た)。しかし、性別構成の影響は、モデル3に回答者居住地の人口規模変数と老親と息子との同居を支持する程度をあらわす同居規範変数とを追加したモデル4においては有意ではなく、その代わりに人口規模と同居規範の係数が高い有意水準を示している。この影響方向は、仮説5, 6を支持するものであり、人口規模が小さく、同居規範への支持が強いほど、同居の確率は上昇する。

子側の学歴を示す変数として妻(母親から見て任意の既婚の娘)の学歴を投入したモデル5では、妻学歴が高卒以下であることが母親が任意の既婚子と同居する確率を高めるといふ仮説4を支持する結果が見いだされる。もちろんこの変数は子ども全員の平均的学歴などを測定するものではなく、モデルに投入されない他の変数の効果である可能性は否定できないが、子どもが高学歴である場合に親との同居確率は低まるという、子どもの学歴の効果についての先行研究の知見と一致している。

さて、表2でも見たとおり、市部と郡部では子ども数および子どもの性別構成と同居割合との関連に差異が見られたため、分析2として、サンプルを回答者居住地が市部であるケースと郡部であるケースとに分割して、それぞれについてロジスティック回帰分析を行った。市部郡部の両方に同じ二つのモデルを適用したが、主として子ども数と子どもの性別構成の効果を検討するために、他の変数は同一にした上でモデル1では子ども数、モデル2では子どもの性別構成を投入して、両者を比較した。表4はその結果を示している。

表4から、市部と郡部とでは分析1で検討された諸変数の効果は異なっていることが分かる。市部については、母親年齢、母親の配偶状態、同居規範、妻学歴の諸変数についてはいずれも表3と同様の効果がみられるが、子ども数および子どもの性別構成はいずれも同居確率の上昇に対して有意な寄与を及ぼしていない。クロス表では関連が見られた子ども数が独立の効果を示していない理由を検討するために、市部ケースについて母親年齢69歳以下と70歳以上とに分割して別々に解析を行ったところ（表は掲示せず）、子ども数の効果は69歳以下の相対的に若い年齢層においては有意であるが、70歳以上の高齢層においては有意ではなかった。このことから、子ども数の効果の有無は老親の年齢に依存しており、老親が相対的に若い層では子どもが多い方が同居の確率も増大するという「親族資源量の効果」が見られるのに対して、高齢の層では子ども数とは関係なく同居が選択されているという可能性が示唆される（ただし、こうした結果が加齢の効果によるのかコーホートの効果によるのかは、この分析からは判断できない）。

それに対して郡部では、母親年齢については有意な効果が見られるが、母親配偶状態の効果は有意ではなく、郡部では親の配偶状態と既婚子との同居との関連が小さいことを示唆している。同居規範の効果も市部のそれより小さい。子ども数は、クロス表における分布でも確認されたように有意な効果を持たないが、子どもの性別構成は、女子のみ、およ

表4 妻母親の「既婚子との同居」を従属変数としたロジスティック回帰分析の結果
(市部郡部別)

変数	市部 (N=2136)		郡部 (N=543)	
	モデル (Exp(b))			
	1	2	1	2
母親年齢	1.051***	1.050***	1.036*	1.041**
母親単身	1.593***	1.594***	1.330	1.313
子ども数	1.038		1.006	
子ども性別構成 (ref 男子1人)				
女子のみ		.940		1.802**
男子2人		1.055		1.807**
男子3人		1.341		1.126
同居規範	1.369***	1.365***	1.289*	1.293*
妻高卒以下	1.253*	1.251*	1.486	1.526*
モデル χ^2 (a)	236.108	239.125	32.851	42.555
自由度	5	7	5	7

(a) 全てのモデル χ^2 は $p < .001$ 水準で有意

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

び男子2人であることが同居確率の上昇に寄与していることが分かる。同居規範や妻学歴を統制したモデルにおいて子ども性別構成が有意な寄与を及ぼす点は仮説を支持するが、クロス表でも見られたとおり、女子のみであることが男子1人である場合よりも同居確率を上昇させているのは、仮説では予想されなかった結果である。

これら個々の係数の解釈については、地域区分に用いられた変数に制約があること、および特に郡部では十分なケース数が確保できないことを踏まえれば、慎重であるべきだろう。ここでは、これら結果は、同居に影響を与える要因としての子どもの性別構成は市部よりも郡部において大きな規定力を有しているという仮説9を支持するものであることだけを確認しておこう。これは地域データによる岡村等(1995)の知見を全国データによって再確認する知見であると同時に、郡部においては男子の有無ではなく男子の数が2人以上であることが同居確率に影響を与えているという可能性も示唆する知見である。もちろん、こうした知見が他のデータによっても支持されるものであるかどうかは今後の分析が必要である。

V 結論と展望

用いることのできる変数の制約のため、本稿の分析では理論的に重要な論点を十全に考慮できたわけではなく、ごく限られた範囲の仮説を検証したに過ぎない。しかしながら、従来の国内の研究でほとんど指摘されてこなかった「子どもの性別構成」が老親と成人子との同居に及ぼす影響について、一定の知見を得たと考えられる。

本稿での主要な発見として、先行研究の知見に関連して(岡村[等]1995)、子ども数および子どもの性別構成が、老親と成人子との同居に与える影響は市部と郡部とで異なることを全国データを用いて確認したことが挙げられる(仮説8, 9)。子ども数の効果は、市部の相対的に若い高齢者において見られることも示唆された(仮説7)。高齢者福祉政策の策定や実施においては地域の実情に見合ったきめ細かな施策が必要とされるが、高齢者の居住形態を規定する要因についてのこうした知見は、そうした施策が考慮すべき一つの要素であると考えられよう。また、本稿では細かな検討は果たし得なかったが、既婚子との同居を規定する諸要因の効果は年齢層によって異なっている可能性も、本研究の市部居住ケースの分析のなかで示唆された。これらの結果は、都市に居住する相対的に若い高齢者層において、新しい同居慣行が生じているとする既存の知見を、一定程度裏書きするものと解釈できるかもしれない。

本稿で検討した他の仮説について、結果をまとめておこう。親のニーズのなかで、既婚子と同居する確率を高める要因として、母親の加齢、配偶状態の効果を確認した(仮説1, 2)。母親の健康状態については、尺度の妥当性の問題などから影響力が見られなかった。同居規範と関連のある変数では、回答者世帯の妻の学歴が低いこと、回答者が親と息子の同居を支持する程度が強いこと、回答者居住地の人口規模が小さいことが、同居の確率を高める要因として確認された(仮説4, 5, 6)。親のニーズについては、既存の研究(高

山[等] 1996) を再確認する結果であり、我が国の老親・成人子同居を規定する要因としては、親側の要因が重要であることが確認された。同居規範に関する変数については、変数の制約のため、別のデータを用いた今後の研究が望まれるところである。

本稿が依拠した全国家庭動向調査が、老親と成人子の同居や相互作用の研究に対して有用なデータとなりうることは明らかである。我が国において、高齢化や少子化の進行のなかで、社会保障・社会福祉に関連する政策提言、およびその資料となるべき実証研究の必要がますます高まっている。全国家庭動向調査以外の全国データとの比較作業を含めて、本稿で検討した主題については今後も家族社会学、人口学からの実証的研究が必要であろう。

参考文献

- 安藤アルバート・山下道子・村山淳喜 (1986) 「ライフ・サイクル仮説に基づく消費・貯蓄の行動分析—全国消費実態調査に基づく日本の家計の高貯蓄率の分析—」『経済分析』(経済企画庁経済研究所) 第101号, pp.25-139.
- 藤崎宏子 (1998) 『高齢者・ネットワーク・家族』培風館.
- 廣嶋清志 (1991) 「近年における親との同居と結婚」『人口問題研究』第47号, pp.53-70.
- 廣嶋清志 (1990) 「子からみた親子の居住関係と移動」『人口問題研究』第46号, pp.16-33.
- 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.
- 加藤喜久子 (1988) 「親子同居の家族発達論的考察」『社会学評論』第39巻3号, pp.284-298.
- 経済企画庁国民生活局編 (1995) 『平成6年度国民生活選好度調査』大蔵省印刷局.
- 厚生省人口問題研究所編 (1996) 『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(1993年)—』厚生統計協会.
- 黒須里見 (1998) 「加齢と世帯形成—高年齢層の職業経歴・所得・家族に関する分析—」岩井八郎編『1995年SSM調査シリーズ13 ジェンダーとライフコース』1995年SSM調査研究会, pp.113-130.
- 宮島洋 (1992) 『高齢化時代の社会経済学』岩波書店.
- 宮本みち子等 (1997) 『未婚化社会の親子関係』有斐閣.
- 森岡清美 (1993) 『現代家族変動論』ミネルヴァ書房.
- 直井道子 (1993) 『高齢者と家族』サイエンス社.
- 野口悠紀雄等 (1989) 「相続による世代間資産移転の構造」『季刊社会保障研究』第25巻2号, pp.136-144.
- 岡村清子等 (1995) 「子どもの性別構成と既婚子同居の関連」『老年社会科学』第16巻2号, pp.156-63.
- 嵯峨座晴夫 (1997) 『人口高齢化と高齢者』大蔵省印刷局.
- 坂井博通 (1997) 「成人子と女親の居住関係—成人子の兄弟姉妹構成を考慮して—」国立社会保障・

- 人口問題研究所『日本の人口変動の社会経済的モデルの開発に関する研究 II世帯変動に関する研究』, pp.49-62.
- 坂本佳鶴恵 (1990)「扶養規範の構造分析」『家族社会学研究』第2号, pp.57-69.
- 佐々井司 (1997)「同居子選好とその決定要因」国立社会保障・人口問題研究所『日本の人口変動の社会経済的モデルの開発に関する研究 II世帯変動に関する研究』, pp.34-48.
- 盛山和夫 (1993)「「核家族化」の日本的意味」直井優・盛山和夫・間々田孝夫編『日本社会の新潮流』東京大学出版会, pp.3-28.
- 清水浩昭 (1992)『高齢化社会と家族構造の地域性』時潮社.
- 杉岡直人 (1989)「家族規範パラダイムの再考」『家族社会学研究』第1号, pp.43-53.
- 田淵六郎 (1997)「NSFH データを用いた老親・成人子同居分析の可能性—先行研究の検討を中心に—」『家族構造の国際比較のための基礎的研究—公共利用マイクロデータの作成と活用—』(平成8年度文部省科学研究費重点領域研究成果報告書, 研究代表者 東京都立大学教授 石原邦雄) pp.120-129.
- 田淵六郎 (1998)「家族構造とエスニシティ: 拡大世帯形成を中心に」『人文学報』(東京都立大学) 第291号, pp.69-108.
- 高山憲之・有田富美子 (1996)『貯蓄と資産形成—家計資産のマイクロデータ分析—』岩波書店.
- 横山博子・古谷野亘 (1993)「老年期の家族に関する研究」『家族関係学』(日本家政学会) 第12号, pp.73-79.
- 湯沢雍彦・相馬多希子 (1978)「老親扶養と夫婦就労との関連性」『社会老年学』第9号, pp.81-86.
- Angel, R. and Tienda, M.(1982) “Determinants of Extended Household Structure: Cultural Pattern of Economic Need?”, *American Journal of Sociology*, Vol.87,No.6, pp.1360-1383.
- Aquilino, W. S.(1990) “The Likelihood of Parent-adult child coresidence: Effects of Family Structure and Parental Characteristics”, *Journal of Marriage and the Family*, Vol.52, pp.405-419.
- Bernheim, B. D. et al.(1985) “The Strategic Bequest Motive”, *Journal of Political Economy*, Vol.93,No.6, pp.1045-1076.
- Crimmins, E. and Ingegneri, D.(1990) “Interaction and Living Arrangements of Older Parents and Their Children: Past Trends, Present Determinants, Future Implications”, *Research on Aging*, Vol.12, pp.3-25.
- DeMaris, A.(1992) *Logit Modeling: Practical Applications*, Newbury Park, Sage.
- Kojima, H.(1989) “Intergenerational Household Extension in Japan”, F. K. Goldscheider & C. Goldscheider (eds.), *Ethnicity and the New Family Economy*, Boulder, Westview Press, pp.163-184.
- Logan, J. R. et al.(1998) “Tradition and Change in the Urban Chinese Family: The Case of Living Arrangements”, *Social Forces*, Vol 76,No.3, pp.851-882.
- Logan, J. & Spitze, G.(1996) *Family Ties: Enduring Relations Between Parents and Their Grown Children*, Philadelphia, Temple University Press.

- Martin, L. G. and Tsuya, N. O.(1991) "Interactions of Middle-Aged Japanese with Their Parents", *Population Studies*, Vol.45, pp.299-311.
- Morgan, S. P. and Hiroshima, K.(1983) "The Persistence of Extended Family Residence in Japan: Anachronism or Alternative Strategy?", *American Sociological Review*, Vol.48,No.2, pp.269-281.
- Morioka, Kiyomi(1995) "Generational Relations and Their Changes As They Affect the Status of Older People in Japan", Tamara K. Hareven (ed.), *Aging and Generational Relations over the Life Course*. Berlin, Walter de Gruyter, pp.511-525.
- Park, Keong-Suk.(1998) Geographic Proximity between Elderly Parents and their Children in the United States and Japan: Convergence of Individualism and Familism?, (Unpublished Ph. D. Thesis at Brown University).
- Piercy, K. W.(1998) "Theorizing About Family Caregiving: The Role of Responsibility", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.60, pp.109-118.
- Spitze, G. and Logan, J.(1990) "Sons, Daughters and Intergenerational Social Support", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.52, pp.420-430.
- Tsuya, N. O. and Martin, L. G.(1992) "Living Arrangements of Elderly Japanese and Attitudes Toward Inheritance", *Journal of Gerontology: social sciences*, Vol.47,No.2, pp.S45-54.
- Ward, R., Logan, J. and Spitze, G.(1992) "The Influence of Parent and Child Needs on Coresidence in Middle and Later Life", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.54, pp.209-221.
- Whyte, L.(1994) "Coresidence and Leaving Home: Young Adults and Their Parents", *Annual Review of Sociology*, Vol.20, pp.81-102.
- Wolf, D. A., Soldo, B. J. & Freedman, V. (1996). The Demography of Family Care for the Elderly. In T. K. Hareven (ed.), *Aging and Generational Relations: Life-Course and Cross-Cultural Perspectives*. New York, Aldine de Gruyter, pp.115-138.

特集：『第1回全国家庭動向調査』データ利用による実証的研究

都市度と有配偶女性のパーソナル・ネットワーク

立山 徳子*

I 問題関心

本稿の問題関心はパーソナル・ネットワークの数が、いかに都市度によって規定されるかを検証することにある。こうした問題関心の成立は、近年、都市社会学に新たな分析視角を提示している C.S. フィッシャーならびに松本康によるネオ・アーバニズム論、またその構成理論である下位文化理論に依拠している。そこでまず、下位文化理論の中でのパーソナル・ネットワークの位置づけを概観した上で、都市のパーソナル・ネットワークに関する命題群を確認することにより、本稿の分析課題を提示しよう。

フィッシャーの下位文化論は、「なぜ都市は常に新しいもの（非通念性—逸脱や発明など）を生み出すのか」という疑問に対する都市効果論としての分析視角を提示する際に、パーソナル・ネットワーク論を援用するところに最大の特徴がある。その内容は、日常的に接触可能な人口量が増大すればするほど、つまり都市度が増すほど、社会的分業の発達と社会的ネットワークの選択性が増大し、その結果、都市には非通念的な文化（下位文化）が生成するというものである（Fischer 1975, 1982, 松本 1992a, 1992b）。つまり、独立変数としての「都市」と従属変数としての「下位文化」の間をつなぐ媒介変数として社会的ネットワークが注目されるのである。

社会的ネットワークの概念には、「個人」対「個人」関係、「個人」対「制度」関係および「制度」対「制度」関係が含まれるが、下位文化理論における当面の分析課題は「個人」対「個人」関係であるパーソナル・ネットワークに焦点があてられる。日常的に接触可能な人口量が多いという生態学的特徴を持つ都市的環境は、多様な個人間での接触機会を増幅させ、人々に関係形成のための豊富な選択肢の中からパーソナル・ネットワークを形成することを可能にする。その結果、都市では親族・近隣関係という血縁・地縁にもとづいた選択不可能な関係を減少させ、そこに培われる伝統的価値観を脱色してゆく一方、個人の選好に従って選択される友人関係を〈同類結合の原理〉に則して形成・増大させ、共通の関心・趣味・嗜好・政治的意識を共有する「社会的世界」を生み出すことにより、都市には下位文化が生成する。つまり都市的環境が人々の保有する親族・近隣・同僚・友人等のパーソナル・ネットワーク間のバランスを変えることによって、伝統的価値規範からの

* 明治学院大学社会学部付属研究所

解放と非通念性や下位文化生成の可能性が説明されるのである。

しかしパーソナル・ネットワークは年齢や民族性、教育程度など個人の社会構造上の位置によっても強く規定されることが知られている¹⁾。そこで都市効果論として下位文化理論を検証するためには、パーソナル・ネットワークへのこうした社会構造的要因を調整したうえで、都市的環境という生態学的要因がどれだけパーソナル・ネットワークを規定し、選択的関係形成を可能とするのかが問われるべき課題として浮上するのである²⁾。

以上の理論的枠組みに沿い、本稿では社会構造的要因をコントロールし、都市度による3つの仮説群〈親族衰退命題〉〈近隣衰退命題〉〈友人興隆命題〉を検証してゆく。

ところで、本稿の分析は全国規模サンプルを使用するところに特徴がある。これまでの研究の多くは、ひとつの地域内における都市度の差の規定力を検証するものであり、パーソナル・ネットワークにおける地域の特徴の反映が排除しきれない可能性が残されていた。本稿は全国規模サンプルを使用することにより、この問題を払拭する利点を持つと思われる。都市は何をもたらすのか、パーソナル・ネットワークの分析を介して、都市の効果を検証する。

II 分析手順

本稿で分析に用いるデータは厚生省人口問題研究所（調査時点当時、現在は国立社会保障・人口問題研究所）が1993年に実施した「第1回全国家庭動向調査」のデータである。この調査は全国の有配偶女性を調査対象とし、2段階無作為抽出された238国勢調査区を調査対象地区としている。調査方法は配票自記式、密封回収法による。調査票配布数は11,480票、回収票は10,691票で回収率は93.1%だった。このうち記入状況の悪いものを除いた有効回収票数は9,252票で、有効回収率は80.6%である。本稿ではこの有効回収票9,252票のうち、有配偶女性が回答した6,083票を分析に用いる。

では具体的にどのような諸変数を分析に用いるか検討しよう。松本によれば、パーソナル・ネットワークの関係数を規定するのは、居住移動要因、ライフステージ要因、社会経済的要因の3つに整理できる（松本 1995）。本稿でもこの整理にそって変数を設定しよう。ただし居住移動要因に関する情報は調査票設計上、得られない。そこでこれまでの諸研究においても分析されることの多かったライフステージと学歴、従業上地位、夫の収入、これに都市度を加えた5変数を独立変数とする。特にライフステージについては、とかく既婚女性の行動を大きく規定する末子年齢の影響を考慮することが妥当と思われるため、本稿の分析でも末子年齢により設定した。また都市度の設定については対象者居住地域の人口規模により設定した。具体的には人口集中地区のうちでも人口規模100万以上の都市

1) フィッシャーは、パーソナル・ネットワークが各人の持つ社会構造上の制約内で選択されているという「選択-拘束モデル」を提示している（Jackson and Fischer 1977）。

2) こうした理論枠組みに沿い、都市度とパーソナル・ネットワーク間の関連を検証した研究は日本でもいくつか発表されている（松本 1992c, 1994, 大谷 1990）。だが一方で、こうした調査研究間のネットワーク種類の限定方法やワーディングの不統一が調査間での比較に限界を与えているという指摘もされている（大谷 1995）。

(東京23区や横浜市, 名古屋市, 大阪市などの政令指定都市がこれに該当する)を「大都市」, 20~100万未満の都市(青森市, 水戸氏, 宇都宮市など多くの県庁所在都市がこれに該当する)を「中都市」, 人口規模20万未満の都市を「小都市」, そして非人口集中地区を「郡部」とした。

次に従属変数となるパーソナル・ネットワーク関係数は, 親しいきょうだい数(夫方・妻方), 親しい近隣数, 親しい同僚数, 親しい友人数の4変数が挙げられる³⁾。これらはいずれも「あなたが気軽に相談できる人は何人ぐらいいますか」という質問に対し, 「いない(0人)」「1人」「2人」「3人」「4人以上」の選択肢による回答を数値化し用いた。

次に分析手順だが, 第1に一元配置の分散分析により, 都市度も含めた各独立変数がネットワーク関係数を規定する効果を持つか確認し, 有効な独立変数を選別する。第2に, 選択された独立変数を変数一括投入型の多元配置分散分析ならびに多重分類分析にかける。これにより相互に変数の規定力をコントロールした上でもなお, 都市度の効果が存在するか判断できるだろう。以上の分析手順により, きょうだい, 近隣, 友人の別に親しい関係数に対する都市度の規定力を検討してゆこう。

III 分析

1. きょうだい

下位文化理論では, 都市的環境はその生態学的要因によって親族以外の豊富な社会関係を可能とするため, 人々は親族関係に対して選択的になり親しい親族数が減少すると予測している。フィッシャーの研究でも都市度が増すほど親しい親族数が減少し, 都市度と負の相関関係にあることから, この仮説は支持されている。

本稿では親しい親族数に替わり, 調査票設計上の理由により分析対象は親しいきょうだい数に絞られている。従来のパーソナル・ネットワーク研究が親しい親族全体を分析対象としてきた点から見れば, 本稿のデータには既存研究との比較において制約があることは否めない。だが, 分析対象をきょうだいに限定した場合, 関係範囲を確定しにくい親族全体に比べ, 保有する関係数の確定は容易である。これにより同じ親しいきょうだい数でもその数がきょうだい全体何人のうちの親しい数なのかにかに配慮することが可能となる。(例えば, 2人きょうだいと6人きょうだいでは親しいきょうだい数が1人という時の数値の意味が違おうだろう)では具体的な分析の検討に入ろう。

夫方・妻方双方からの親しいきょうだい総数に対して, 一元配置分散分析結果から都市度($\eta^2=0.088, 0.1\%$ 有意), ライフステージ($\eta^2=0.355, 0.1\%$ 有意), 学歴($\eta^2=0.198, 0.1\%$ 有意), 従業上地位($\eta^2=0.131, 0.1\%$ 有意), 夫の収入($\eta^2=0.076, 0.1\%$ 有意)の全ての変数がそれぞれ有意に規定力をもつことが確認された。そこでこれら5変数を多元配置

3) パーソナル・ネットワークの分析対象は, 従来「親しい関係数」に止められてきた。近年では全体関係数を把握する意義が主張され, その手法が開発されつつある(森岡 1995, 1997)が, 本稿では先行研究との比較を意図するため, 従来どおり「親しい関係数」によりパーソナル・ネットワークの分析を試みる。

分散分析および多重分類分析にかけたところ、全ての変数を調整した場合、夫の収入には有意な規定力は見られなくなった。一方のこる4変数はいずれも高い有意水準で親しいきょうだい総数に対する規定力を維持している。そして都市度については、都市度が高いほど親しいきょうだい数が少ないという負の相関関係が見られ、他の属性要因を調整しても尚、この規定力が確認できる⁴⁾。ここまでのところ、本稿のデータは、都市度と親しいきょうだい数との負の相関関係が認められ、フィッシャーの仮説は支持されているように見える。

ではこの仮説は（保有される関係数のうちの）親しい関係比率についても同様のことが言えるのだろうか。都市的環境が親族関係の選択を可能にするならば、都市度の増加とともに保有する親族関係中の親しい関係数（比率）の減少が確認されるべきだろう。そこで次に、①保有するきょうだい総数を分母とした親しいきょうだい比率（以下、きょうだい比率）、②保有する夫方きょうだい総数を分母とした親しい夫方きょうだい比率（以下、夫方きょうだい比率）、③保有する妻方きょうだい総数を分母とした親しい妻方きょうだい比率（以下、妻方きょうだい比率）以上3つを検討してゆこう。

ここでは先のきょうだい総数への諸変数の規定力と比較をするため、あらかじめ一元配置分散分析による変数の取捨選択はせず、すべての変数を検討対象として一括投入型の多元配置分散分析・多重分類分析を行なった。まず表1を見てゆこう。きょうだい比率に対しても有意な規定力を示すのは、先の親しいきょうだい総数への規定変数と同様に都市度、ライフステージ、学歴、従業上地位の4つであった。

まずライフステージについては、末子が未就学児の時と中・高校生の時の2度の段階できょうだい比率が下がっている。これは夫方きょうだい比率が未就学児の時に最も低くなるのに対して、妻方きょうだい比率では中・高生の段階で最も低くなることによるだろう。有配偶女性がライフサイクルの各段階において夫方・妻方のきょうだいとの関係に微妙なバランスをとっていることが推察できる。とりわけ夫方きょうだい比率に対するライフステージの規定力が大きいことに注目したい。有配偶女性が乳幼児を抱え、最も制約の強い段階で夫方きょうだいとの関係を制限する（せざるを得ない）のは、「母親役割」がいかにかに女性の社会関係形成に大きな影響を与えるかを物語る。その一方で同じライフステージ段階で妻方きょうだい比率の落ち込みは大きいものではない。ライフステージ上の制約は妻方つまり実きょうだいではなく、より関係形成・維持にコストのかかる夫方、義理きょうだい関係の取捨選択というかたちによってあらわれている。

学歴の規定力は非常に興味深い結果を示している。先のきょうだい総数の分析では高学歴者ほど、親しいきょうだい数の関係数が少なくなる傾向にあったが、ここで比率について見た場合、学歴は全く逆の効果を示す。つまり、高学歴者ほど保有するきょうだい総数中の親しいきょうだい数は増えているのである。この傾向は夫方・妻方きょうだい比率についても同様である（ただし夫方きょうだい比率は有意ではない）。本稿のデータはあく

4) それぞれ偏相関比は、都市度 ($\eta^2=0.063, 0.1\%$ 有意)、ライフステージ ($\eta^2=0.316, 0.1\%$ 有意)、学歴 ($\eta^2=0.066, 1\%$ 有意)、従業上地位 ($\eta^2=0.066, 0.1\%$ 有意)。重相関係数は0.371で0.1%有意を示した。

表1 親しいきょうだい比率の多重分類分析

独立変数	きょうだい比率		夫方きょうだい比率		妻方きょうだい比率	
	偏差	N	偏差	N	偏差	N
都市度 (偏相関比)	0.075***		0.043(*)		0.044***	
郡部	0.04	1302	0.03	1330	0.05	1465
小都市	-0.02	928	-0.03	945	-0.02	1035
中都市	-0.02	768	-0.02	780	-0.03	840
大都市	-0.03	857	-0.01	852	-0.03	925
ライフステージ (偏相関比)	0.052(*)		0.083***		0.066(*)	
子供なし	0.00	355	-0.02	353	0.05	363
未就学児	-0.02	891	-0.06	911	0.02	955
小学生	-0.01	593	-0.02	598	-0.01	635
中・高校生	-0.02	655	-0.02	671	-0.03	714
大学生以上	0.03	1361	0.06	1374	-0.01	1598
学歴 (偏相関比)	0.075***		0.027 n.s.		0.091***	
中卒	-0.06	651	-0.02	657	-0.08	746
高卒	0.00	1832	0.00	1854	0.00	2051
高専・短大	0.03	1042	0.00	1069	0.04	1129
大卒	0.04	330	0.04	327	0.03	339
従業上地位 (偏相関比)	0.045(*)		0.059**		0.023 n.s.	
フルタイム	0.00	732	0.00	746	0.00	787
パートタイム	-0.01	760	-0.01	761	-0.01	828
自営・家族従業員	0.05	480	0.08	500	0.01	549
専業主婦	-0.01	1883	-0.02	1900	0.00	2101
夫の収入 (偏相関比)	0.016 n.s.		0.028 n.s.		0.047(*)	
400万未満	0.00	1273	0.02	1298	-0.02	1448
400~600万未満	0.01	1193	-0.01	1210	0.00	1320
600~800万未満	0.00	667	-0.01	671	0.04	722
800万以上	-0.01	722	-0.02	728	0.01	775
重相関係数	0.108***		0.119***		0.123***	

注) 数値はいずれも調整後のもの。

記号は***=p<.001, **=p<.01, *=p<.05, (*)=p<.1を示す。

までもきょうだい関係に限られているものの、保有関係中の比率という観点から検討すると、低学歴者よりも高学歴者のほうがきょうだいを親しい関係として位置づける傾向が強いと言える。実数と比率による結果の逆転は、きょうだいの出生数を考慮せず単純に親しいきょうだい関係数をとらえることが、いかにデータの解釈を歪めるかを示唆している。

さて都市度の規定力を表1から確認してゆこう。きょうだい比率の傾向は都市度が増すほど比率が減少する傾向と言える。つまり親しいきょうだいの比率という点からもフィッシャーの仮説どおり、都市はきょうだい関係を減少させるという事が確認できるのである。しかし夫方・妻方比率のそれぞれについて詳しく検討すると、必ずしも<都市度→きょうだい比率減少>の関係は一様なものでない⁵⁾。読み取れる結果を列挙しよう。

5) 調整後平均値(郡部から順に)は以下のとおり。きょうだい比率の場合は0.65, 0.59, 0.59, 0.58。夫方きょうだい比率の場合は0.53, 0.47, 0.48, 0.49。妻方きょうだい比率の場合は0.88, 0.81, 0.81, 0.81。

まず第一に、妻方きょうだい比率は一貫して減少傾向にあるものの、夫方きょうだい比率は郡部－小都市では減少し、小都市－中都市－大都市間では仮説に反して漸増傾向に転じている（ただし夫方きょうだい比率の有意水準は低い）。この点を検討する前に第二の知見に触れておきたい。調整後偏差の数値に注目すると、きょうだい比率、夫方きょうだい比率、妻方きょうだい比率のいずれにおいても、数値は郡部－小都市間には大きな開きがあるが、小都市－中都市－大都市間の都市間では微量な差しか認められない。つまり実際には＜都市か非都市か＞ということが、人々のきょうだい関係を大きく規定し、都市間にある都市度は大きな差異を生みにくいと言える。

フィッシャーの仮説に従えば、都市度の増加にともないきょうだい比率が減少することになるが、本稿の分析結果は都市度増加にともなうきょうだい比率の減少は都市間（小都市－中都市－大都市）よりも、非都市－都市間で顕著である。都市的環境がきょうだい関係を減少させるというフィッシャーの仮説は、都市効果が認められるという点では支持されながらも、あくまでも非都市との比較に止められるという見方が妥当と言えよう。

2. 近隣

フィッシャーの仮説では都市的環境の及ぼす近隣関係への効果は親族関係と同様に、都市の生態学的要因が人々に近隣以外の社会関係形成を可能とすることから、都市生活者は近隣関係に対して選択的となり、結果的に都市の近隣関係は減少するとされていた。すなわち、都市度の増加は近隣数の減少を生むという負の相関関係がここで検証されるべき点となる。では本稿のデータに基づき、結果を見て行こう。

親しい近隣数に対する一元配置分散分析の結果は、都市度 ($\eta^2=0.051, 1\%$ 有意)、ライフステージ ($\eta^2=0.160, 0.1\%$ 有意)、学歴 ($\eta^2=0.043, 5\%$ 有意)、従業上地位 ($\eta^2=0.135, 0.1\%$ 有意)、夫の収入 ($\eta^2=0.079, 0.1\%$ 有意) で全ての変数に関して有意な規定力が確認された。そこでこれら5つの変数を全て一括投入して多元配置分散分析ならびに多重分類分析にかけた結果が表2・図1である。

表2から相互に変数間を調整すると学歴変数の規定力には有意差が見られなくなる（調整後1）。一方、残る4変数はいずれも高い有意水準を保ち、特に都市度と夫の収入に関してはそれぞれ偏相関比が高くなっている。親しい近隣数に対する各変数の規定力を調整後偏差1で検討してゆこう。まずライフステージについては子供のいない段階で最も低く、末子年齢が小学生や大学生以上という子育てにややゆとりの生まれた時期に親しい近隣数が増えている。末子年齢が中・高校生の時期に一旦近隣数が減少するのは、従業上の地位とも関連するだろう。女性の雇用のあり方がM字型雇用曲線を描き、子育て後の女性の多くがパートタイム労働者として労働市場に組み込み直されるのはライフステージのこの段階である。それを裏付ける形で従業上地位による偏差ではフルタイム、パートタイムの偏差が低い。労働市場に組み込まれ、また地域社会との接触をとりたてて持たない労働形態を持つ女性には親しい近隣数は概して少ない。その逆に自営・家族従業員や特に“全日市民”と言われる専業主婦に近隣数が多いのはしごく当然の結果であろう。夫の収入につ

表2 親しい近隣数の多重分類分析

独立変数	N	調整前偏差	調節後偏差 1	調節後偏差 2
都市度 (偏相関比)		0.051	0.068***	0.075***
郡部	1405	0.06	0.10	0.11
小都市	1006	0.02	0.02	0.02
中都市	807	-0.14	-0.16	-0.17
大都市	900	0.00	-0.03	-0.04
ライフステージ (偏相関比)		0.160	0.142***	0.142***
子供なし	372	-0.66	-0.57	-0.57
未就学児	988	-0.02	-0.05	-0.04
小学生	637	0.06	0.06	0.06
中・高校生	690	0.00	0.00	0.00
大学生以上	1431	0.16	0.15	0.15
学歴 (偏相関比)		0.046	0.032 n.s.	0.034 n.s.
中卒	691	0.10	0.06	0.06
高卒	1943	0.02	0.02	0.02
高専・短大	1128	-0.05	-0.03	-0.03
大卒	356	-0.14	-0.11	-0.11
従業上地位 (偏相関比)		0.138	0.133***	0.129***
フルタイム	771	-0.39	-0.36	-0.35
パートタイム	788	0.02	0.00	-0.01
自営・家族従業員	509	0.07	0.03	0.04
専業主婦	2050	0.12	0.13	0.13
夫の収入 (偏相関比)		0.088	0.093***	0.090***
400万未満	1367	-0.16	-0.17	-0.17
400~600万未満	1287	0.02	0.06	0.06
600~800万未満	698	0.17	0.17	0.16
800万以上	766	0.10	0.06	0.05
30分圏内親族 (偏相関比)				0.041**
無し	1417			0.08
有り	2701			-0.04
重相関係数			0.231***	0.235***

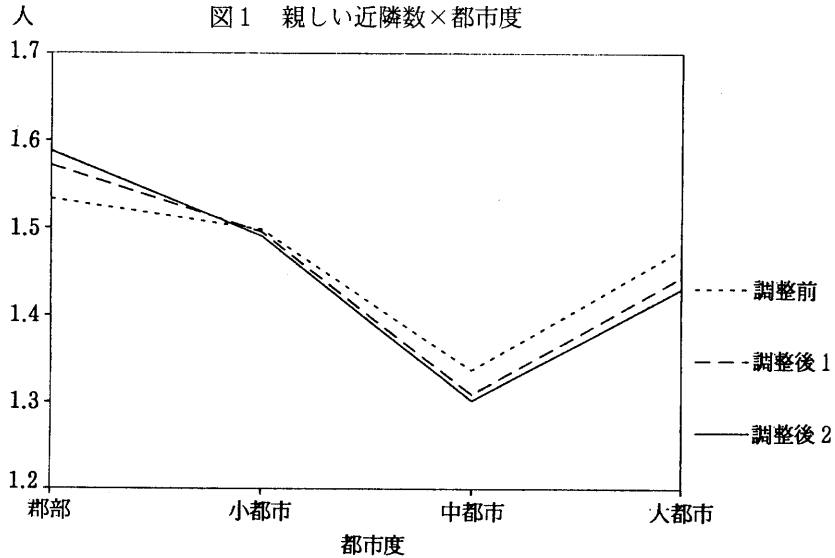
注) 調整後偏差 1 は30分圏内親族の有無を投入前, 調整後偏差 2 は投入後.

記号は***=p<.001, **=p<.01, *=p<.05, (*)=p<.1を示す.

いては低所得層より中所得層ほど近隣数が多くなる傾向にある。

さて都市度の規定力だが, 各変数の規定力を調整した場合, 郡部, 小都市, 中都市まで一様に都市度の増加とともに親しい近隣数は減少しているが, 大都市においてはその偏差が増加に転じている。「都市度の増加は親しい近隣数を減少させる」というフィッシャーの仮説はどうやら郡部-小都市-中都市までは妥当なものであるが, 大都市に至っては逆の結果を生み出していることになる。この大都市における親しい近隣数の増加は何によるのだろうか。ここでフィッシャーの仮説に修正を加えている松本の修正仮説を確認しよう。

松本はフィッシャーの下位文化理論を検証する作業の中で, 出身地が人々の社会関係形成に重要な影響を与えている事を示した(松本 1992c)。つまり地元出身者と流入者との



注) 調整後1は「30分圏内親族の有無」の変数投入前の予測平均値。
調整後2は「30分圏内親族の有無」の変数投入後の予測平均値。

間には、居住移動という履歴要因から近隣関係の代替選択肢を形成する機会に差異があり、地元出身者の場合、近隣関係の代替選択肢を形成する機会に恵まれるという関係形成の前提条件を満たし、その上で都市の生態学的要因が近隣関係を代替する社会関係形成を容易にするため、地元出身者は都市度の増加とともに近隣関係を減少させる。しかし流入者の場合、近隣関係の代替選択肢を形成する機会に乏しいため、必ずも都市的環境が近隣関係を代替する社会関係形成を提供することにはつながらない。それ故に流入者は都市度の増加にともなって近隣関係を減少させることにならない。松本の修正仮説を要約するとこのように整理できるだろう⁶⁾。松本の修正仮説は、都市度の増加が親しい近隣数を減少させるというフィッシャーの仮説を、出身地別という条件付きで修正補完するものであった⁷⁾。

ここで松本の修正仮説に沿って本稿の分析結果を振り返るならば、大都市で親しい近隣数が増加に転じる理由として、大都市には地方からの流入人口が多く、近隣関係の代替選択肢を用意する条件が整いにくいいため、近隣関係が取捨選択されずに維持・保有されているという解釈が成り立つ。松本の修正仮説を忠実に検証するならば、サンプルを出身地によりコントロールした上で都市度と親しい近隣数との関連を検討すべきであるが、残念ながら本稿のデータは出身地変数を扱っていない。そこで出身地に替わる変数として「30分圏内親族の有無」によりサンプルをコントロールして分析を試みることにしよう⁸⁾。

6) 松本による修正仮説は、親族関係についても出身地別に都市度の効果が異なるという同様の図式で展開されている。本稿の分析では調査票設計上、出身地変数を得られないことから、親族関係を対象とした松本の修正仮説の直接的な検討は不可能であった。しかし、本稿の分析結果は出身地によるコントロールを試みる以前に、都市度と親しいきょうだい関係との関連がフィッシャーの仮説を支持するものである。

7) フィッシャー自身の調査では、都市度は近隣数に対して有意な規定力を示さなかったが、保有するネットワーク全体中の近隣比率が都市度の増加とともに減少することを報告している。

8) ここでいう親族は夫方・妻方の両親かきょうだい、または成人した子どものいずれかを指している。

ここで「30分圏内親族の有無」を取り上げる理由としては、第一に出身地には一般的に親族が居住している傾向があるというやや消極的理由が挙げられる。だが仮に「30分圏内親族の有無」が出身地の代理変数として妥当でないとしても、近傍居住の親族関係は、とかく近隣関係に要求される近接性ニーズを代替する可能性を十分に持つだろう。松本の修正仮説における出身地の位置づけが、履歴効果による近隣関係の代替選択肢の有無であったことを考えれば、「30分圏内親族の有無」は出身地以上に直接、近隣関係の代替選択肢の有無をコントロールする事から、これによって分析を進めることに遜色ないであろう。

以下、「30分圏内親族の有無」を導入し松本の修正仮説図式に従うならば、次のことが予測されるだろう。①30分圏内親族のいない者よりもいる者の方が、近傍親族が近隣関係に替わる代替選択肢となるために、親しい近隣数は少ない。②30分圏内親族のいる者については、親族が近隣関係の代替選択肢となる可能性があるという条件に加えて、都市度の増加にともなう生態学的要因が近隣関係以外の社会関係形成の機会を与えることから、結果的に親しい近隣数を減少させる。また③30分圏内に親族のいない者については近隣関係の代替選択肢を得にくい状況にあるため、都市度の増加にともなう生態学的要因にも関わらず都市でも近隣関係は維持され、結果的に都市度による親しい近隣数の差は見いだせない。ではこの仮説群を検証する前に、「30分圏内親族の有無」を投入した多元配置分散分析および多重分類分析結果を表2（調整後偏差2）で見てゆこう⁹⁾。

これによると、30分圏内親族の有無の変数を導入する前後で、規定力に有意差のある変数に変化はない。また30分圏内親族の有無の変数自体は微量な規定力を示すのみだが、この投入後、都市度の偏相関比は上がっている。全体としては重相関係数は若干上がるに止まっている。また30分圏内親族の有無について調整後偏差2を確認すると、30分圏内に親族のある者よりも無い者の方が、親しい近隣数を多く保有している（1%有意）。やはり近傍親族の存在は親しい近隣数を減少させる代替選択肢としての効果を持つと言えそうだ。併せて図1から各変数調整後の都市度と親しい近隣数の関係を確認してみよう。これを見ると、調整後1と調整後2とではほとんど親しい近隣数の推移に変化が見られない。では「30分圏内親族の有無」別にサンプルをコントロールすると、都市度と親しい近隣数との関係には変化が見られるのだろうか。次に表3及び図2で確認しよう。

結果は予測に反したものと言わざるを得なかった。都市度の規定力自体は30分圏内親族がいる場合で0.1%有意、いない場合で5%有意といずれも有意差が確認できる。しかしそれぞれの偏差に注目すると、30分圏内親族の有無に関わらず、都市度の増加は郡部—小都市—中都市までは近隣数を減少させるが、大都市に至ってはやはり増加に転じるのである。30分圏内親族の有無をコントロールしても、なお大都市における近隣数の増加は説明できない。一方、図2から30分圏内親族のいる者の方が、いない者に比べて親しい近隣数を一貫して少なく保有している事も明らかとなった。この結果から、松本の修正仮説に従った仮説群のうち、第1の仮説は支持されたと言える。しかし第2、第3の仮説については棄

9) 親しい近隣数に対する「30分圏内親族の有無」の一元配置分散分析の結果は、 $\eta^2 = 0.036$ で1%有意であった。

表3 親しい近隣数の多重分類分析(30圏内親族の有無別)

独立変数	親族有りの場合		親族無しの場合	
	偏差	N	偏差	N
都市度 (偏相関比)	0.076***		0.083*	
郡部	0.10	1162	0.16	243
小都市	-0.04	611	0.09	395
中都市	-0.19	468	-0.14	339
大都市	0.01	460	-0.07	440
ライフステージ (偏相関比)	0.157***		0.171***	
子供なし	-0.55	214	-0.62	158
未就学児	-0.11	693	0.13	295
小学生	-0.01	444	0.23	193
中・高校生	-0.04	449	0.08	241
大学生以上	0.24	901	0.00	530
学歴 (偏相関比)	0.042 n.s.		0.032 n.s.	
中卒	0.05	502	0.05	189
高卒	0.04	1285	0.00	658
高専・短大	-0.06	714	0.02	414
大卒	-0.13	200	-0.11	156
従業上地位 (偏相関比)	0.137***		0.095**	
フルタイム	-0.35	602	-0.26	169
パートタイム	0.06	485	-0.12	303
自営・家族従業員	0.06	402	0.00	107
専業主婦	0.13	1212	0.10	838
夫の収入 (偏相関比)	0.089***		0.082*	
400万未満	-0.15	1009	-0.19	358
400~600万未満	0.08	884	0.04	403
600~800万未満	0.17	412	0.12	286
800万以上	0.03	396	0.04	370
重相関係数	0.250***		0.240***	

注) 数値はいずれも調整後のもの。

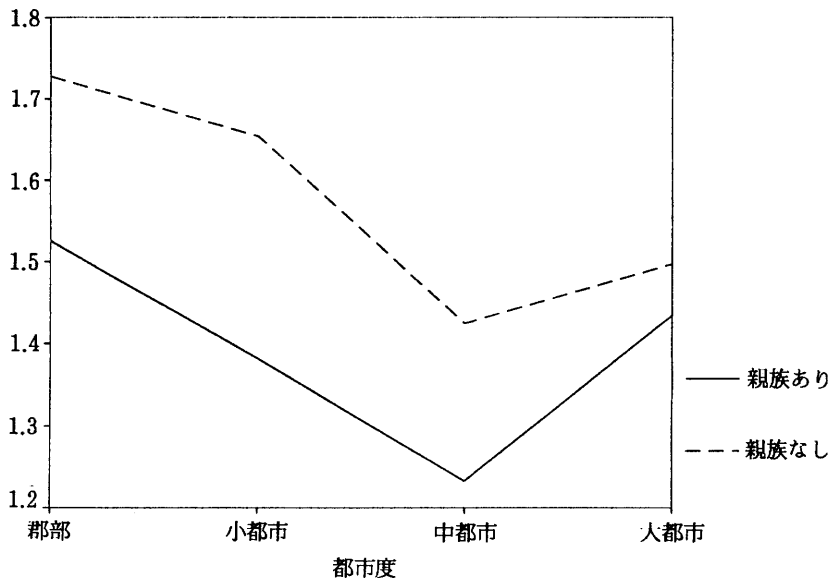
記号は****=p<.001, ***=p<.01, **=p<.05を示す。

却の検討が必要だろう¹⁰⁾。むしろ本稿の分析結果が示したのは、30分圏内親族という近隣関係の代替選択肢の有無をコントロールしても、なお親しい近隣数は郡部-小都市-中都市間で減少し、中都市-大都市間で増加するという事である。

ではなぜ大都市において親しい近隣数が増加に転じるのだろうか。フィッシャーは都市における親しい近隣数の減少が意味するのは、単なる数の減少よりむしろ都市における近隣関係のもつ役割の相対的減少であると解釈している。その証左として、都市部居住者ほど近隣に対する親密性が増す事を示している。すなわち、都市居住者は、都市的環境が近隣関係の代替選択肢を用意することによって、従来の儀礼的・拘束的近隣関係を維持する必要がなく、つき合いたい近隣とだけつき合うという親密で選択的近隣関係が可能で、そ

10) 松本自身、後の調査結果から出身地による都市度の効果の違いに疑問を示している(松本 1994)。本稿の分析からも出身地別都市度効果説の棄却は妥当と考えられる。

人 図2 親しい近隣数×都市度（30分圏内親族の有無別）



注) グラフはいずれも調節後の予測平均値。

の結果、都市は親しい近隣数を減少させ、同時に近隣関係の質的变化を生むとされる。

フィッシャーのこの仮説は必ずしも本稿のデータにおける大都市部での近隣数の増加を全て説明しきれものではないだろう。だが仮説どおり、都市度の差によって近隣関係の質的差異が認められるとすれば、近隣関係が大都市部で増加に転じる遠因となる可能性が見い出せよう。そこで以下、複数の問題処理に際する近隣活用と都市度の関連を確認する事により、都市度による近隣関係の質的变化を確認してみよう。

表4は生活問題処理の際の近隣活用と都市度との関連をあらわしたものである¹¹⁾。ここでは生活問題を実践・相談・同伴サポート別に整理して検討しよう。まずサンプル全体を対象に見た場合、同伴サポートには有意な関連は認められなかったが、実践・相談サポートには都市度と近隣活用の有意な関連が認められた。これらのうち5%有意以上のものに着目すると(冠婚葬祭の手伝い、教育相談、人生相談)、各種の専門機関が集積する都市的環境が整うことによって、かつて村落共同体の住人によって相互扶助的になされていた「冠婚葬祭の手伝い」はもはや近隣関係には期待されず、専門業者によって処理される都市的生活様式の浸透が読みとれる(倉沢 1987)。その一方でこうした都市的環境においても相談ごとのようにパーソナルかつ個別的な事柄については、近隣関係という日常的に身近な関係資源の活用が期待されており、しかも都市度の増加とともにその期待が高まって

11) 近隣活用とは「あなたが成人してから、何かで困ったり人手が必要だった時に、誰を頼りにしましたか(現在進行中も含む)」という問に対する近隣選択を取り上げている。各生活問題に近隣関係を活用する場合に1点、しない場合に0点を、都市度については郡部から大都市の順に1点から4点を与えてある。二つの変数間関連は順序づけ可能な離散変数のための連関測度、ケンドールのタウCにより検討した。係数が正の値の場合、都市度の増加とともに近隣活用がなされることを意味する。

表4 近隣活用×都市度

	全体		親族あり		親族なし	
実践サポート						
病気時の看病	0.006	n.s.	0.009	n.s.	-0.022	*
食事などの手伝い	0.007	(*)	0.006	n.s.	-0.005	n.s.
冠婚葬祭の手伝い	-0.101	***	-0.107	***	-0.044	*
相談サポート						
就職相談	-0.010	(*)	-0.014	*	-0.009	n.s.
教育相談	0.022	**	0.032	***	-0.017	n.s.
夫婦問題の相談	0.012	(*)	0.018	*	-0.011	n.s.
人生相談	0.017	*	0.018	*	0.000	n.s.
同伴サポート						
趣味仲間	-0.002	n.s.	0.005	n.s.	-0.047	*

注) 数値と記号はケンドールのタウCの結果。

記号は***=p<.001, **=p<.01, *=p<.05, (*)=p<.1を示す。

いる。都市度の増加は、拘束的・儀礼的な近隣関係から、より親密でパーソナルな近隣関係へと質的变化を促していると言える。言い換えれば都市度の増加は<拘束的近隣関係から選択的近隣関係へ>とその関係内容を変容させると言えよう。この結果は単に「近隣」とカテゴライズされる中に、実は質的に異なる関係が含まれていることを意味し、今後の調査に慎重を要することが指摘できる。

さて先の分析では30分圏内親族は近隣関係の代替選択肢となることから、近隣数を減少させることが確認されていた。では30分圏内親族の存在は近隣関係の性質にも影響を与えるのだろうか。サンプルを30分圏内親族のある者となない者とに分けて、同様の分析をおこなった。その結果先の全体サンプルと同様の傾向を残しているのは30分圏内親族のある者で、30分圏内親族のいない者は都市度と近隣活用の関連の多くは認められない。つまり、近隣関係の代替選択肢を持たない彼女たちにとっては、近隣関係への役割期待は居住地が都市であろうとなかろうと変化しないのである。逆に都市度の増加による近隣関係の質的变化は、近隣関係の代替選択肢が用意されて初めて可能であると言えよう。

上記の結果から、代替選択肢を保有しているという条件つきながらも、都市度の増加にともなう近隣関係の質的变化が認められたことによって、大都市における近隣数増加を説明する可能性が残されたと言えよう。つまり大都市には親密でパーソナルな近隣関係、いわば<友人化した近隣関係>が生まれており、そうした質的に異なる近隣関係が大都市部での近隣数増加の要因のひとつだと仮説化することができるだろう。これはあくまでも大都市における近隣数増加を説明する仮説的解釈に止まるものであるが、都市の、とりわけ大都市部における近隣関係の質的変容の解明が新たな課題として示唆されている。

3. 友人

フィッシャーの仮説では都市的環境の及ぼす友人関係への効果は、日常的に接触可能な

人口量の大きさという都市の生態学的要因が友人関係形成を促進し、都市の友人関係は増加するとされていた。すなわち、都市度と親しい友人数との正の相関関係がここで検証されるべき点となる。フィッシャー自身の調査結果からは、見かけ上、都市度は親しい友人数を増加させるかのようだが有意差は確認されなかった。しかしサンプルをコントロールした場合、高所得層、子供のいない層、男性、自家用車を持つ層などに有意差が確認された。ここからフィッシャーは社会的制約の少ない人々に限られるという条件付きで、都市度の増加は親しい友人数を増加させるとしている。

日本での研究結果には松本の調査（名古屋調査、東京調査）からの知見がある。それによれば、やはり都市度の増加は直接的には親しい友人数増加に結びつかない。しかし友人を居住地別に地域友人・中距離友人・遠距離友人に分けた場合、地元出身者に限って中距離友人の増加が都市度の増加とともに確認された（松本 1992c, 1994）。松本はこの結果から地元出身者という地域移動の履歴的特徴（移動が少ない）が友人関係形成により多くの機会を与える上で、都市度増加が親しい友人数増加に効果的に作用するとしている。

いずれにしても、都市度の増加は単純には親しい友人数増加につながらない。むしろ何らかの条件下においてのみ、都市度と親しい友人数との正の相関関係が見られる傾向が確認できる。では本稿の分析から都市度と親しい友人数の間にはどのような関係が見られるのだろうか。結果を見て行こう。

まず親しい友人数に対する一元配置分散分析の結果は、都市度 ($\eta^2=0.061, 0.1\%$ 有意)、ライフステージ ($\eta^2=0.186, 0.1\%$ 有意)、学歴 ($\eta^2=0.182, 0.1\%$ 有意)、従業上地位 ($\eta^2=0.062, 0.1\%$ 有意)、夫の収入 ($\eta^2=0.115, 0.1\%$ 有意) で、いずれの変数とも高い有意水準で規定力が確認できた。そこでこれら全ての変数を一括投入型の多元配置分散分析および多重分類分析にかけた結果が表5および図3である。

5つの変数とも相互に調整後なお、親しい友人数に対する有意な規定力を維持し、また高い有意水準を示している。それぞれ調整後偏差の傾向を変数別に確認しよう。まずライフステージだが、子供がいないか末子が未就学児段階で親しい友人数が多く、ライフステージの後半ほどその数は少ない。ここではライフステージよりも年齢による解釈が妥当であろう。つまり若年層ほど多くの親しい友人を持ち、高年層ほど少ないという負の相関関係が表れている。このことは有配偶女性の友人関係の構成が、多くは学生時代などの若い頃に形成された友人関係を基盤としながら、加齢とともにそれらの友人が維持されずに取捨選択され減少してゆく事が考えられる。学歴では、大卒者でやや減少するものの、傾向としては高学歴者であるほど多くの親しい友人数を持つ。次に従業上地位では、パートタイム・フルタイムに親しい友人数が多く、自営・家族従業員、そして専業主婦には少ない。特に専業主婦の友人数が少ないところをみると、逆に職業生活を通じた友人形成の機会があると考えられ、その意味では専業主婦という「女性役割」が友人関係形成にとって極めて制約的なものと言えよう。夫の収入では、最も収入の多い層でやや減少に転じるが、ここでも所得階層の高い者の方が多くの親しい友人数を持つという傾向が読みとれる。ここまですべてを整理するならば、親しい友人数は学歴・夫の収入とは正の相関、そして年齢（ライ

表5 親しい友人数の多重分類分析

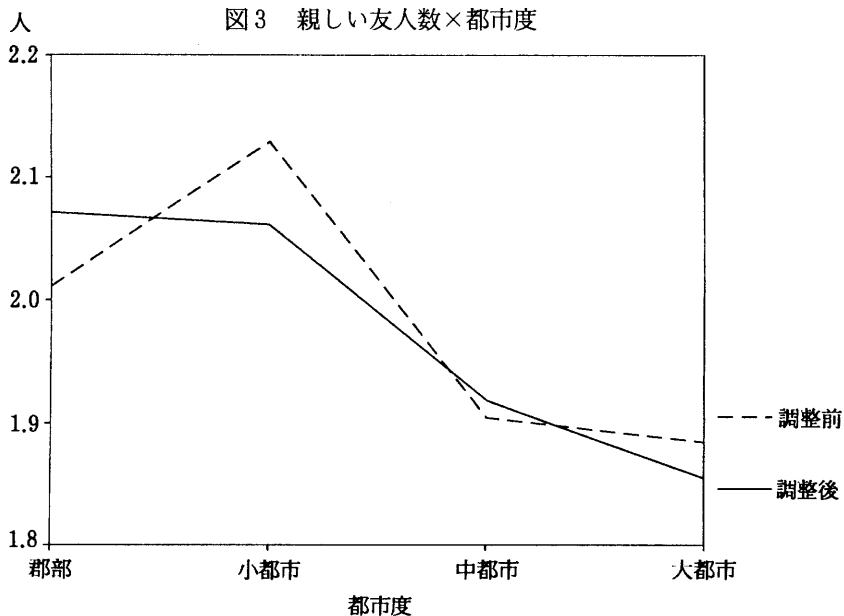
独立変数	N	調整前偏差	調節後偏差
都市度 (偏相関比)		0.063	0.062**
郡部	1278	0.02	0.08
小都市	932	0.14	0.07
中都市	762	-0.09	-0.07
大都市	838	-0.11	-0.14
ライフステージ (偏相関比)		0.199	0.189***
子供なし	372	0.39	0.39
未就学児	969	0.38	0.38
小学生	590	-0.05	-0.14
中・高校生	656	-0.14	-0.25
大学生以上	1223	-0.32	-0.22
学歴 (偏相関比)		0.178	0.108***
中卒	604	-0.47	-0.27
高卒	1789	-0.08	-0.06
高専・短大	1073	0.31	0.20
大卒	344	0.26	0.13
従業上地位 (偏相関比)		0.066	0.103***
フルタイム	779	0.16	0.15
パートタイム	794	0.06	0.18
自営・家族従業員	469	-0.09	0.04
専業主婦	1768	-0.07	-0.16
夫の収入 (偏相関比)		0.115	0.110***
400万未満	1259	-0.23	-0.21
400~600万未満	1215	0.09	0.02
600~800万未満	648	0.23	0.24
800万以上	688	0.03	0.12
重相関係数			0.276***

注) 記号は***=p<.001, **=p<.01, *=p<.05, (*)=p<.1を示す。

フステージ)とは負の相関関係にある。つまり若年、高学歴、高収入、そして有職者に親しい友人が多いのである。この一連の傾向はフィッシャーの言葉を借りるなら、「相対的に制約的関与が少なく、多くの資源を持つという両方の条件を兼ね備えた人々が友人を多く持つ傾向にある」(Fischer 1982)と言えるだろう。

では最後に都市度の規定力を確認しよう。調整後偏相関比に注目すると、都市度の規定力は他の変数に比べて小さいものの、1%水準で有意である。さらに調整後偏差を確認すると、本稿の分析結果では都市度が増加するほど親しい友人数が減少するという一貫した負の相関関係が見られた。これは先行研究とは全く逆の傾向である。

しかしこの段階で都市度と友人数との間に負の相関関係が存在すると結論づけるのはやや早計だろう。フィッシャーや松本の先行研究が示すように、都市度の効果は条件付きで親しい友人数を増加させる方向に作用していた。そこで本稿のデータでもいくつかの条件下で関連を検討する必要があるだろう。そこでライフステージ、学歴、従業上地位、夫の



注) グラフはいずれも予測平均値。

収入のカテゴリ別にサンプルをコントロールして都市度と親しい友人数の関係を確認してみたところ、多くの場合、都市度の規定力には有意差は確認できなくなり、有意な規定力の確認される場合にも都市度は親しい友人数と負の相関関係を持つ事が確認された¹²⁾。

ここまでの考察で、これらの条件付けの有無に関わらず、都市度の増加は親しい友人数を減少させる傾向が一様に確認された。ここから、やはり日本社会の有配偶女性の場合、都市度の増加は彼女らの親しい友人数を減少させると考えざるを得ないだろう。

では何故、本稿の分析結果が先行研究と全く反対の結果を示したのだろうか。特に松本の研究とは同じ日本社会における調査研究であるにもかかわらず異なる結果を示している。この点を仮説的解釈するならば、ひとつには各調査のサンプル抽出地域の範囲の違いが考えられよう。松本による調査地域(名古屋・東京)はいずれも本稿の都市度変数で言えば、いずれも「大都市」にカテゴライズされる地域である。従って松本が示した都市度と親しい友人数との関連も、実は大都市社会内部における都心・郊外地区間での特殊関係という仮説も成り立ち、その可能性は現段階では棄却できない。本稿の扱った全国規模サンプルの傾向は、ある当該地区内部での都市度を問題にしない点で、少なくとも特定地域の特殊性を取り込んではいないのである。

しかし一方で、松本は都市度と正の関連が見られるのは友人のうちでも中距離友人であり、しかも地元出身者に限られていると述べている。極めて示唆的と言えるこの仮説に対

12) 有意差が確認できたのは、子供なし期、中・高校生期、高卒、パートタイム、専業主婦、収入400~600万という条件の場合であった。こうした社会的制約の多い人々にとって都市的環境は友人を減少させる方向に作用すると言えるだろう。

して、残念ながら本稿のデータでは居住地別友人数を設定できないという調査票設計上の理由から検証は不可能である。松本が指摘するように居住地距離別友人を設定できれば、本稿のデータからも中距離友人数は都市度と正の相関関係を示すのかもしれない¹³⁾。だが仮にそうした関連が確認されるとしても、親しい友人数の全体数そのものがすでに都市度と負の相関関係にあるという、本稿の分析結果を解釈してゆく必要性が残されているだろう。最後にこの点について若干の確認作業と考察を行なってみよう。

都市はなぜ有配偶女性らの親しい友人数を減少させるのか。とりあえずこの疑問に対して設定できる仮説として、都市度増加が友人関係の質的变化をもたらすことが考えられる。先の近隣関係の活用期待と都市度との関連でも確認されたように、友人関係についても都市度の増加にともなって質的变化が考えられるとすれば、限定された役割期待に収斂する事が、友人関係を選別し結果的に親しい友人数を減少させるという仮説が成り立つだろう。

この点を確認すべく、先の近隣関係の分析と同様、複数の生活問題に際して友人活用と都市度との関連を検討してみた。だが12の生活問題項目のうち有意差を示した項目はわずかしかなく、しかも一部有意水準も低い。従って都市度と友人の活用期待との間に関連があるとは言にくい¹⁴⁾。むしろ友人関係の性質は居住地の都市度に左右されにくいと解釈するのが妥当だろう。

いまひとつ考えられる仮説としては、友人関係維持に対する居住移動の影響によるものである。移動による友人との空間的距離が関係維持上の制約となり、結果的に空間移動を経験している者ほど友人数を減少させてゆく事が考えられる。この仮説自体は、松本が地元出身者に限って都市度と中距離友人数の（正の）相関を確認した事と同様のロジックにより導ける¹⁵⁾。またこの仮説は、ライフステージ（年齢）変数と友人数とが負の相関関係にあったことから補足されそう。なぜなら、年齢を重ねるごとに親しい友人数を減少させてゆく事実は、有配偶性女性にとって友人関係が新たに開拓・形成されにくいことを示している。ここから一般的に居住移動が多いとされる都市居住者ほど保有していた友人の維持が困難になり、結果的に親しい友人数を減少させるという仮説的解釈が可能だろう。

本稿の分析は有配偶女性に限られるとしても、親しい友人数に対する都市度の規定力はフィッシャーらの先行研究結果とは大きく隔たるものであった。下位文化理論の要とも言える、都市度と友人関係に関する知見に一定した結論を見出すには、いまだかなりの課題を抱えていると言えよう。

13) 出身地の代理変数として先の分析同様、「30分圏内親族の有無」を投入し検討した。だが、「30分～」の偏相関比に有意差は認められず、都市度と親しい友人数との関係にも変化はなかった。

14) 有意差の認められたのは「結婚資金の援助」（関連係数0.003,10%有意）「病気時の世話」（関連係数0.011,1%有意）「夫婦問題の相談」（関連係数-0.023,5%有意）であった。

15) ただし松本の報告では移動経験者の場合、都市度と友人数との間に負の相関関係が確認されたわけではなく、有意差が認められなかったに止まっている。

IV 結びにかえて

ここまで社会構造的要因をコントロールしながら、きょうだい、近隣、友人の関係量に対する都市度の規定力を確認してきた。以上の分析結果は一見したところ、＜都市的環境は人々の社会関係を縮小させる＞というワース以来のアーバニズム論を、都市度と親しい関係数との関係において支持するように見える。とりわけ、ワースとフィッシャーとの最大の相違点である、都市度と親しい友人数との関連が逆相関している点は、フィッシャーへの反証材料として決定的なものに見える。

ではフィッシャーの下位文化理論はこの段階で棄却されるべきなのだろうか。本稿では、この判断はむしろ先送りされるべきだろうとの立場をとりたい。なぜなら、上記に示された知見相互の関連から、この判断のために確認されなければならない幾つかの課題の存在が示唆されるからである。以下、今後検討が必要と思われる課題を提示したい。

まず第一に、これまで都市度にもなう各関係数の傾向をそれぞれ別個に検討してきたが、エゴにとってのパーソナル・コミュニティというトータルな視点を導入する必要があるだろう。特にその必要性は「近隣」と「友人」との間に見いだされる。本稿の分析から有配偶女性の友人関係は、新たに開拓・形成されにくいという性質（年齢と友人数の逆相関）の上で、居住移動の多い都市生活者には保有していた友人関係維持が困難なため、結果的に都市度が増加するほど友人数を減少させるという仮説的解釈が提示された。一方、近隣関係に目を向けると、都市度の増加は親密でパーソナルな近隣関係を促進させていた（表4）ことから、都市的環境は有配偶女性にとっての近隣関係を友人化させるという解釈が示された。これらはいずれも仮説的解釈に止まるものだが、都市度増加にもなう＜友人数の減少＞と＜近隣の友人化＞からは、新たな友人獲得が困難である有配偶女性が近隣と友人的つき合いをする事によって、結果的に欠落してゆく友人を（友人的な）近隣が補完しているのだという仮説も構成可能だろう。近隣が友人化しているとすれば、特に大都市部での近隣数の増加（表2. 3, 図1. 2）は友人化した近隣数の増加と読み替える事もできる。つまりフィッシャーの下位文化理論検証に必要な都市度と親しい友人数との相関は、＜近隣の友人化＞の補完をもって支持される可能性を残しているのである（近隣の友人補完説）。この新たな仮説は特に親しい近隣数の増加が確認された大都市部において顕著に見いだされる可能性がありそうだ。この点は有配偶女性にとっての「近隣」、「友人」カテゴリーの質的検討をもって確認される必要があるだろう。

上記の課題に付随して考えられる二点目として、パーソナル・ネットワーク分析におけるジェンダーの視角を加味した議論とその仮説検証の必要性が挙げられる。女性、特に有配偶女性にとっては、性別役割規範の浸透する「家族」を越えた交際圏拡大に、男性とは異質な社会的制約があると考えられる。そしてその制約ゆえに、女性は独自の交際圏を構成してゆく可能性があるだろう（上野 1988）。都市システムが男女に異なる役割期待をもたらすという議論（矢澤 1993）と並行させたパーソナル・ネットワーク研究を蓄積する

事により、制約の違いによる「場所に根ざしたネットワーク」と「場所を越えたネットワーク」といったネットワークの分解、そしてそれぞれのネットワークに根ざして生成される二つの下位文化の可能性が指摘できる（松本 1995）。下位文化のヴァリエーションを捉える意味からも、ジェンダーとパーソナル・ネットワークの関連が確認される必要があるだろう。

三点目に日本都市社会の特殊性に触れたい。分析結果のうち、きょうだい比率における非都市部—都市部との落差や、親しい近隣数における大都市部での増加方向への転換は、都市間の異質な構造の存在を示唆すると同時に、都市度という一元軸により都市効果を説明する事への警鐘とも読みとれる。日本の都市類型論が示してきた、質的に異なる都市社会の存在を強調することは、都市度による単線的な都市効果論を展開するフィッシャーの下位文化理論に複線を提供しつつ、修正を迫る事になるだろう。このことは都市度という変数の持つ可能性により、都市一般に共通した都市効果を明らかにすると同時に、その限界性により日本都市社会の多様性に接近することにつながる。その意味では〈都市度〉という変数のもつ意義は大きいのである。

最後に、都市的環境において人々がどのような人的資源を保有・維持するかを明らかにする本研究の課題は、保育や介護といった人的資源を投入する今日の政策に生かされる視点を含有している。その意味で、今後一層パーソナル・ネットワーク研究の必要性を感じるとともに、貴重なデータを利用させていただいた国立社会保障・人口問題研究所にあらためて感謝の意をあらわしたい。

参考文献

- Fischer.C.S. (1975) "Toward a Subcultural Theory of Urbanism", *American Journal of Sociology*, No.80, pp.1319-1341.
- Fischer.C.S. (1982) *To Dwell Among Friends,-Personal Networks in Town and City-*, Chicago, The University of Chicago Press.
- Jackson R.M.and Fischer.C.F. et al.(1977) "The Dimentions of Social Networks", Fischer.C.S. ed. *Networks and Places-Social Relations in the Urban Setting-*, New York, The Free Press, pp.39-40.
- 西岡一郎 (1996) 「親子関係以外のソーシャル・ネットワーク資源」厚生省人口問題研究所編『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(1993年)—』(実地調査報告資料) pp.8-10.
- 倉沢進 (1987) 「都市的生活様式論序説」, 鈴木広等編『都市化の社会学理論』ミネルヴァ書房, pp.293-308.
- 松本康 (1992a) 「都市はなにを生みだすか—アーバニズム理論の革新—」, 森岡清志等編『生活・関係・文化』(都市社会学のフロンティア2) 日本評論社, pp.33-68.
- 松本康 (1992b) 「新しいアーバニズム理論」, 鈴木広編『現代都市を解説する』ミネルヴァ書房,

pp.133-157.

松本康 (1992c) 「アーバンイズムと社会的ネットワークー名古屋調査による<下位文化>理論の検証ー」
『名古屋大学文学部研究論集』第114号, pp.161-185.

松本康 (1994) 「都市度, 居住移動と社会的ネットワーク」『総合都市研究』第52号, pp.43-78.

松本康 (1995) 「現代都市の変容とコミュニティ, ネットワーク」, 松本康編『増殖するネットワーク』(21世紀の都市社会学1) 劉草書房, pp.1-90.

森岡清志 (1995) 「都市社会とパーソナルネットワーク」『都市問題』第86巻第9号, pp.3-15.

森岡清志等 (1997) 「都市度とパーソナルネットワーク」『総合都市研究』第64号, pp.5-15.

大谷信介 (1990) 「現代都市におけるパーソナル・ネットワークー北米社会との比較を中心としてー」
『松山大学論集』第1巻第5-6号, pp.69-86.

大谷信介 (1995) 『現代都市住民のパーソナル・ネットワークー北米都市理論の日本的解釈ー』(都市社会学研究叢書④) ミネルヴァ書房, pp.71-95.

上野千鶴子等 (1988) 『「女縁」が世の中を変える』日本経済新聞社.

矢澤澄子 (1993) 「都市に生きる女性」, 矢澤澄子編『都市と女性の社会学』(女性社会学者による新社会学叢書3) サイエンス社, pp.19-68.

特集：『第1回全国家庭動向調査』データ利用による実証的研究

夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感

—NSFH (National Survey of Families and Households)
を用いた日米比較—

末盛 慶* 石原邦雄**

I はじめに—問題の設定—

日米両国において、女性の就業への参入が進むことで、家事などの家族的責任の再配分が課題とされ、家族と職業の新しい関係の構築（今田 1995）、あるいは夫の家事遂行や育児参加が求められてきた（Hochschild 1989）。

しかし、家事分担に関する先行研究をみる限り、こうした役割への男性の参加が、子どものいない夫婦や妻が常勤である場合に増す傾向はあるものの、女性はその殆どを分担していることに大きな変わりはない（上子 1979；松信 1995；永井 1992,1994；日本労働研究機構 1995；品田 1996）。日本に比べ、平等的な夫婦関係といわれる米国においても、男性の家事参加はそれ程進んでいないという指摘もなされている（Thompson and Walker 1989）。

こうした分担状況に対して、日米両国の女性がかんがりの不満を持っているかといえば、そうともいえない。厚生省人口問題研究所が行った『全国家庭動向調査』（1993年実施）では、夫の家事や育児の遂行に対する妻の満足感は、「非常に満足」と「まあまあ満足」をあわせて6割に及ぶ（西岡 1996）。家事分担に対する公平感も、必ずしも分担状況と連動しないことは、米国の先行研究でも指摘されている（Greenstein 1996；Lennon and Rosenfield 1994）。

そこで90年代に入り、家事分担が妻の夫婦関係満足感や公正感と関連を持つ条件とは、また持たない条件とはどういうものなのかという問題関心が、特に米国の家族研究の中で浮上してきた（Greenstein 1996；Perry-Jenkins and Folk 1994；Pina and Bengston 1993）。つまり、家事分担が一元的に妻の満足感や公平感を規定するのではなく、両者の関連に影響を与える文脈に、より関心が注がれるようになったのである。社会学的にいうなら、ある行為—ここでは家事遂行—が持つ意味は、その行為が置かれる文脈により異なるということである。以上から、本研究の第1の目的は、家事分担と妻の夫婦関係満足感の関連を、それが置かれる文脈を考慮して検討することである。

本研究のもう1つの目的は、上記の研究課題に関する日米比較を行うことである。それも両国における都市間調査ではなく、日米における全国規模の調査を用いて、国際比較を

* 東京都立大学大学院社会科学研究所

** 東京都立大学 人文学部

行う。前者のような都市間比較に関する研究でさえ貴重な所産だが (Kamo 1993, 1994), 国際比較としてより一般性を求めるのなら, 各国の全国調査を用いた比較が是非とも求められる。

家事分担や夫婦関係満足感に関する国際比較は, これまでにもいくつかの研究がなされている (岩井 1998 ; Kalleberg and Rosenfield 1991 ; Kamo 1993, 1994)。そこでは, 米国における先行研究や理論の諸外国に対する妥当性の限界と同時に, 例えば日米間で分析結果に類似性がみられることも指摘されている (Kamo 1993, 1994)。変数の持つ意味が文化間で異なるといった限界を踏まえても, 多国間の類似性や相違点の確認, 及び研究すべき点の再発見が, 国際比較の利点及び目的として挙げられている (Ishii-Kuntz 1994)。本研究は, こうした国際比較の研究動向に寄与することも目的としている。

これまでの家族支援及び女性支援施策には, 育児や介護といったイベントに関連したものが多く, こうした機会には大きな負担が生まれることから, 育児や介護に関する諸施策の進展は着実な歩みといえる。

一方, 育児や介護に関わりなく, 通常の生活の中で妻たちがどういった場面で, 生活の質—例えばディストレス—を上下させているのかについては, 先行的に研究もなされている (稲葉 1995a, 1995b, 1998)。ただし, 全国規模の調査を用いての検討が課題として残されている。本研究は, 夫の家事遂行と妻たちの夫婦関係満足感との関連が強まるのはどういった条件のもとでなのかを, 両国の全国規模の調査データを用いて明らかにすることで, これからの家族支援施策に関する基礎的な資料となることを期待している。

II 先行研究の整理と仮説の設定

1. 家事分担と夫婦関係満足感

家事分担に関するレビューによれば, 妻が家事分担を公正な分担と認知するほど, 妻の夫婦関係満足感が高まるという結果はみえるものの, 家事分担そのものと妻の夫婦関係満足感の関連には一貫した関連が見られない (Shelton and John 1996)。

家事分担がなされる文脈を探ることで, 家事分担と妻の夫婦関係満足感との関係をみようとすれば, それこそ多くの文脈が考えられるだろう。しかし, 両者の関連に影響を与える文脈に関する検討においては, 主に2つの研究方向が見い出されている。1つは, 女性の就業状況に関するもの (Blair 1993 ; Perry-Jenkins and Folk 1994 ; Pina and Bengtson 1993), もう1つは, イデオロギー要因—つまり性別役割意識—に関するものである (Greenstein 1996 ; Lye and Biblarz 1993)。

就業状況との関連では, 常勤で就業する妻の方に, 家事分担と夫婦関係満足感との間に関連が見られる。287人の妻をサンプルに, 平等的な家事分担と妻のハピネスの関連をみた (Pina and Bengtson 1993)。そこでは, 不平等な家事分担の場合, 常勤の妻の方がそうでない妻よりも, 夫からの支援が少ないと感じる事が多く, これが妻の夫婦関係満足感, 及び個人的な満足感を低めていた。

家事分担と夫婦関係満足感の関連を階層によって仕分けた研究もある (Perry-Jenkins and Folk 1994)。NSFH のデータ (ファーストウェイブ) を用いて、夫婦各々を中流階級、労働者階級とわけ、4つの夫婦の組み合わせにおいて、家事分担と夫婦関係の質及び公正感との関連をみた。その結果、中流階級の妻たちは、家事分担の平等度 (equity) の認知が夫婦間コンフリクトに強い影響を持つことを示した一方、労働者階級の妻たちは、むしろ女性領域の家事項目の分担比率が高いほど、夫婦間コンフリクトが少なかった。ペリー・ジェンキンスとフォルクは、この結果を、「高い学歴および高い収入を得ている中流階級の妻は、労働者階級の妻と異なり、夫婦間で平等的な役割分担を求めているため」と解釈している。

一方、異なる結果もある。同じNSFHのデータを用い、夫婦の就業状況と家族状況が夫婦関係の質の各指標に与える影響をブレアは検証したが、そこでは家族役割意識や公正感や家事遂行といった家族状況に比して、就業状況は思うほど影響力をもたなかったと報告している (Blair 1993)。

イデオロギー要因による仕分けでは、革新的な性別役割意識を持つ妻ほど、家事分担と夫婦関係満足感との間に関連が見られる。ライとビブラーズは、性別役割行動と夫婦関係満足感の関連を理解するには、結婚や性別役割に対する意識や態度が決定的に重要と指摘した上で、分析の結果では、夫より妻の方が平等的な家事分担を支持する意識をもつ場合、口論の頻度が増していくの対し、逆に妻より夫の方が平等的な家事分担を支持する意識をもつ場合、口論の頻度が減ることと関連した (Lye and Biblarz 1993)。

相対的剥奪論を理論的背景として、不平等な分担状況に対する反応は、当人の持つ性別役割意識により異なると考えた研究がある。グリーンスタインによれば、性別役割意識はこれまで加法的な扱いが多く、交互作用として扱われることは少なかったという。上記のように、性別役割意識によって、家事や育児の分担状況に対する反応が異なるとするなら、加法的な扱いより、交互作用をみていく必要があると指摘し、決定係数、ベータ共に微弱ではあるが、革新的な性別役割意識をもつ妻ほど、家事分担を不公正と感じること、そして、その不公正感が夫婦の安定感に与える影響も、革新的な性別役割意識をもつ妻の方に強いことを明らかにした (Greenstein 1996)。

NSFHのセカンドウェイブのデータを用いた最近の研究でも、革新的な性別役割意識を持つ妻の方が、伝統的な性別役割意識を持つ妻よりも、夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感との間の正の関連が強まることが示されている (末盛 1998)。

以上を総合すると、常勤など就業に長く関わっている妻の方が、また革新的な性別役割意識を抱いている妻の方が、家事分担に不満を抱きやすいといえる。就業に関しては、妻が就業することで、職業と家族の二重負担に直面しやすく、その結果、不満を抱きやすいたことが考えられる。一方、革新的な性別役割意識をもつ妻は、伝統的な性別役割意識をもつ妻より、平等的な家事分担を期待することが考えられる。その結果、不平等な家事分担に関して、期待と現実のギャップをより感ずることが考えられ、そのため不満を抱きやすいものと考えられる。ただし、妻の就業と性別役割意識の革新化には一定の関連が予想さ

れる。そのため分析では、両者のうち、どちらの効果が優るのかに着目したい。

2. 先行研究の課題と仮説の設定

先行研究における課題の1つは、子供の年齢に対する考慮が欠けていることである。多くの研究では、子供の有無をコントロール変数として投入する。子供の有無や年齢をコントロールした上で、各々の変数の効果を一般的に検討することも重要だが、子供の年齢によって、家事分担と夫婦関係満足感の関係がどのように変化していくかも重要な研究課題と考えられる (Suitor 1991)。

本研究では、子供の年齢の中でも、手がかかると考えられる乳幼児を持つか否かに焦点をあてる。育児にあたる時期は家事や育児の作業が急激に増えるとされ (Kamo 1991 ; 永井, 石原 1994), こうした時期に、夫の家事遂行への要求がもっとも高まると考えられるからである。要求が高まるほど、それが持つ効果も高いと推測することから一種のニーズ仮説といえる。

以上の検討から、4つの仮説が考えられる。

- ①夫の家事遂行は妻の夫婦関係満足感と正の関連を示す
- ②乳幼児を抱える妻の方がそうでない妻より、夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感との間により強い正の関連を示す
- ③長時間働いている妻の方がそうでない妻より、夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感との間により強い正の関連を示す
- ④革新的な性別役割意識を持つ妻の方がそうでない妻より、夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感との間により強い正の関連を示す

本研究は、全国サンプルを用いて日米比較を行うため、日米という国の違いを変数と考えて、その効果の検証を行うことができる。しかし、国際比較は文化間で変数の意味も異なることから、厳密な比較というのは方法論上難しい (Lee and Haas 1993)。

家事分担の規定要因に関しては、日米比較が仮説検証的に行われている (Kamo 1994)。家事分担の規定要因に関しては、日米両国で先行研究の一定の蓄積がある一方で、家事分担と妻の夫婦関係満足感との関連に関しては、米国ほどの蓄積がわが国でみられない (岩間 1997を除く)。

以上のように、国際比較が方法論上難しいことに加え、先行研究の蓄積も十分でないことから、ここでは日米に関する仮説の設定を具体的には行わない。ただし、見通しという水準でいうなら、第1に夫の家事遂行のもつ効果は米国が日本を上回ること、第2に分析結果における説明力は、米国が日本を上回ること、が考えられるだろう。

III 方法

1. サンプル

日本に関するデータは、厚生省人口問題研究所が1993年に実施した『全国家庭動向調査』

(以下『家庭動向』)を用いる。

分析サンプルは、有配偶女性であり、夫と子供と世帯内同居、かつ夫が常勤であること、及びサンプルの年齢を60歳未満に限定した。その結果、分析サンプルは2557人となった。多変量解析ではリストワイズを用いて、欠損値をもつケースを除外したので、その場合の分析サンプルは2037人になる。

米国に関するデータには、NSFH (National Survey of Families and Households ; 1992-1994年)を用いた¹⁾。分析サンプルは、有配偶女性であり、かつ夫と子供との世帯内同居、かつ夫の労働時間が35時間以上のもの、さらにサンプルの年齢が60歳未満、末子年齢が30歳未満を条件にした。この結果、分析サンプルは1893人となった。多変量解析の段階ではリストワイズを用いたので、その場合の分析サンプルは1607人となる²⁾。

以上の手続きにより、日米両国の全国調査から、夫婦と子供が世帯内に同居し、常勤で働く夫をもち、そして年齢が60歳未満である妻が分析対象として抽出された。サンプル数は、日本の方が米国をやや上回っているが、解釈上、制約を求めるほどの違いではないだろう。

2. 分析手法

分析手法は、妻の夫婦関係満足感に対する夫の家事遂行の主効果と、仮説に挙げられた交互作用の効果を検証することである。具体的には、交互作用項を含む階層的重回帰分析を行う。

分析段階においては、米国と日本のサンプルに対し、別々に重回帰分析を行う。つまり米国と日本で異なる従属変数に対して、重回帰分析を行う。したがって、両者間に差異があったとしても、厳密にはそれが必ずしも日米の違いを意味しない。しかしこれまでも、国別に重回帰分析を行うことで、日米比較を行っている研究もみられるので (Kamo 1994)、われわれも既存のデータの活用上の制約として、この方法を用いた。

日米で異なる従属変数を用いていることから、係数上の細かい比較は控えたい。むしろ係数の方向を重視し、次に有意性に着目しながら、日米比較を行うことにしたい。

3. 利用する変数

従属変数は、両国のデータとも、妻の夫婦関係満足感である。

『家庭動向』においては、夫婦関係に限定した妥当な項目が他にみられないため、「夫婦間のコミュニケーション」に対する満足感(「非常に満足」から「非常に不満足」までの4点リッカート尺度)を夫婦関係満足感として用いた。数値が高まるほど、妻の夫婦関係満足感が高まることを意味する³⁾。

1) NSFHの概要に関しては、Sweet, Bumpass, Call (1988)、石原 (1995) が詳しい。

2) NSFHはセカンドウェイブを用いており、ファーストウェイブからみると、サンプルの抜け落ちがある。全国調査であることに変わりはないが、サンプル自体の有意性は高まっていることを確認しておきたい。

3) 「夫婦のコミュニケーション」の1項目では、従属変数として信頼性が確保しにくいという制約は否めない。「夫の家事・育児の協力度に対する満足感」という項目もあるので、これも加算して、夫婦関係満足感と考えることもできる。しかし独立変数が夫の家事遂行であることから、これを含めてしまうと概念的な弁別性が曖昧になってしまうので控えた。

NSFHにおける夫婦関係満足感は、夫から受ける理解、愛情、要求、夫との共有時間、性的関係、夫の金銭の消費、家庭での行動、に関する満足感である。これら7項目（“very unhappy”から“very happy”までの7点リッカート尺度）の合計得点を夫婦関係満足感とした。数値が高くなるほど、妻の夫婦関係満足感が高まることを意味する。信頼性を示す α 係数は.88である。

『家庭動向』における妻の性別役割意識は、「結婚後は、夫は外で働き、妻は主婦業に専念すべきだ」、「子供が小さいうちは、母親は仕事を持たず育児に専念した方がいい」の2項目（「まったく賛成」から「まったく反対」までの4点リッカート尺度）の合計得点である。数値が高まるほど、革新的な性別役割意識を抱いていることを意味する。 α 係数は.61である。

NSFHにおける妻の性別役割意識は、「男性は生計を稼ぎ、女性は家族の面倒をみるのがすべての人にとってよい」、「就学前の子供がいて、母親が働くと思影響がでる」、「末子が5歳以下であっても、母親がフルタイムで働くことは一向に構わない」、「夫も妻も、家計に貢献すべきである」の4項目（“strongly agree”から“strongly disagree”までの5点リッカート尺度）の合計得点である。該当項目には反転を施し、高くなるほど、革新的な性別役割意識を抱いていることを意味する。 α 係数は.70である。

『家庭動向』での末子年齢は①1歳未満、②3歳未満、③6歳未満、④12歳未満、⑤18歳未満、⑥18歳以上、の6カテゴリーである。NSFHの末子年齢は実数が投入されている。両国を比較する場合には、①0-2歳、②3-5歳、③6-11歳、④12-17歳、⑤18歳以上、の5カテゴリーを用いた。本研究では、①0-2歳を乳幼児の末子年齢と考えている。

次は家事分担である。『家庭動向』では、夫の家事遂行の頻度を聞いているため、ここで家事分担とは、夫の家事遂行を意味する。

『家庭動向』の夫の家事項目は、ゴミ出し、日常の買い物、部屋の掃除、洗濯（取り入れだけでも可）、炊事（後片付けだけでも可）の5つである⁴⁾。「毎日・毎回する」、「週3-4回程度する」、「週1-2回程度する」、「月1-2回程度する」、「やったことがない」の5点リッカート尺度で、これら5項目の合計得点を夫の家事遂行とした。数値が高まるほど、夫の家事遂行の程度が高まると解釈される。 α 係数は.81である。

NSFHでは、炊事（preparing meals）、食事の後片付け（washing dishes and cleaning up after meals）、洗濯（washing, ironing, mending）、掃除（cleaning house）、買い物（shopping for groceries and other household goods）の5項目を用いた。NSFHにおいては、5つの家事項目の週当たり時間の合計数値を夫の家事遂行とした⁵⁾。数値が高くなるほど、夫が家事を遂行していることを意味する。 α 係数は.77である。

4) ゴミ出しはNSFHに家事項目には含まれておらず、国際比較の観点からすれば、これをはずすことも考えられる。しかし日本の夫の家事遂行が極めて少ない中、ゴミだしにおいて、最も夫の家事遂行がなされており、わが国の夫の家事遂行の実際をみる上で、これを含めることにした。

5) NSFHの家事の合計時間においては、常識を超えて、家事をやっていると答えている夫のサンプルが少ない（Greenstein 1996）。そのため合計数値に対して制限を設けた。各項目につき40時間以上（例えば、炊事であれば週40時間、1日当たり約6時間）と答えた者は、平均から著しく乖離したサンプル（外れ値）と判断し、欠損値扱いにした。40時間は通常の週当たりの労働時間を基準にした。先行研究でも、家事時間の合計を押さえる処理は見られる（Greenstein 1996；Perry-Jenkins and Folk 1994）。

ただし、両データともに、夫の家事遂行は夫自身が回答したものではなく、妻による回答をもとにしている。

コントロール変数は、『家庭動向』においては、妻の年齢、妻の学歴、妻の年収、妻の労働形態、及び末子年齢が投入された。(妻の年収の欠損値は「収入なし」とした。これは収入がない場合に欠損値になる場合が多いことを考慮した。) NSFH においては、妻の年齢、妻の教育年数、妻の年収、妻の労働時間、及び末子年齢が投入された。投入されたコントロール変数は両国で揃えたつもりだが、日本では学歴及び労働形態のところが、米国では教育年数及び労働時間と連続量になっている。

NSFH の年収は、雇用労働によるものと、自営も営む場合はそれを加えたものになっている。『家庭動向』はそうした区別なく、トータルの年収を聞いている。

NSFH での労働時間は、メインジョブに加え、セカンドジョブも勤める場合、これも労働時間に含めた。『家庭動向』では、労働時間でなく労働形態でデータがとられている。労働形態の種類は有職(常勤とパート)と無職(専業主婦)の2つである⁶⁾。

交互作用項内の子供の年齢に関しては、子供の末子年齢を用いた。末子年齢を用いた理由の1つは、本研究が乳幼児の有無を問題としているためであり、付加的には、末子年齢を用いた先行研究が多いことによる研究間の比較の問題を考え合わせた。

これまででもそうした記述をしてきたが、以下でも『家庭動向』による結果を日本、NSFH のそれを米国として表記する。

IV 分析結果⁷⁾

両国のデータの記述統計は表1にある⁸⁾。

まず日本から検討するが、年齢は約40.3歳である。学歴は、「小学校・新制中学校」が273人(11.1%)、「旧制中学校・新制高校」が1178人(48.1%)、「専修学校(高卒)」が256人(10.5%)、「高専・短大」が481人(19.6%)、「大学・大学院」が261人(10.7%)である。高校卒業の者が約半分、そして短大以上の学歴をもつ者が約3割となっている。年収は、「年収なし」と「300万円未満」の者を合わせると2138人(88.2%)と大半を占める。就業に関しては、有職のものが1247人(48.8%)、専業主婦が1310人(51.2%)となっている。

一方、米国のデータだが、年齢は約37.7歳と日本とほぼ同じである。妻の教育年数は、米国は約13.1年である。妻の年収は、米国は約14200ドルとなっている。妻の労働時間は約

6) 家庭動向では、自営業を除いている。一方、NSFH では自営での就業も含みうることから、比較という面では確かに制約がある。ただ、ほとんどの者は雇用者であり、雇用者と自営業の両方で働く者、あるいは自営業のみで働く者は全体の中では少ない。

7) 本分析は、第71回日本社会学会で発表したものの再分析である。発表時に貴重なご指摘いただいた方に深い謝意を表したい。

8) 「家庭動向」における妻の学歴と年収に関するカテゴリーを示す。妻の学歴は、「小学校・新制中学校」= 1、「旧制中学校・新制高校」= 2、「専修学校(高卒後)」= 3、「高専・短大」= 4、「大学・大学院」= 5である。妻の年収は、「年収なし」= 0、「300万円未満」= 1、「300-400万円未満」= 2、「400-500万円未満」= 3、「500-600万円未満」= 4、「600-800万円未満」= 5、「800-1000万円」= 6、「1000万円以上」= 7である。

表1 記述統計

	日本			米 国		
	レンジ	平均値	標準偏差	レンジ	平均値	標準偏差
妻の年齢	23- 59	40.29	(8.21)	23- 59	37.69	(7.14)
妻の教育年数	1- 5	2.71	(1.21)	0- 20	13.08	(2.54)
妻の年収	0- 7	.87	(1.04)	0-185000	14180.84	(17229.15)
妻の労働時間	0- 1	.49	(.50)	0- 144	23.94	(21.33)
末子年齢	1- 6	4.10	(1.53)	0- 29	8.74	(6.59)
妻の性別役割意識	2- 8	4.33	(1.30)	4- 20	12.64	(3.11)
夫の家事遂行	5- 25	9.06	(3.60)	0- 101	8.38	(10.20)
妻の夫婦関係満足感	1- 4	2.90	(.71)	7- 49	36.20	(8.89)

23.9時間となっている。

夫の家事遂行に関しては、日本がリッカート尺度、米国が連続量でとっているため、厳密な比較はできない。しかし、分かる範囲でみていくと、日本は5つの家事項目の合計得点の平均が約9.1である。これは「やったことがない」が1、「月1-2回程度する」が2とカウントされることからすると、夫の家事遂行はほとんどなされてないことが窺える。一方、米国では週当たりの夫の家事遂行は約8.3時間であり、一日あたりにすると、1時間程度は行っている。

最後に、妻の夫婦関係満足感だが、日本では2.90、最高値が4であることからするとほぼ満足と答えるものが多いことが窺える。米国でも、約36とほぼ幸せから幸せと答える部分が最も多い。

次に、相関係数をみていくことで、日米各々のデータの変数間の関係を検討する。まず従属変数である妻の夫婦関係満足感を軸にみていく。

日本では、妻の労働形態 ($r = -.061$ $p < .01$) と妻の性別役割意識 ($r = -.078$ $p < .001$) が負の相関をもった。一方、夫の家事遂行が正の関連を持った ($r = .123$ $p < .001$)。

次は米国に目を移そう。妻の夫婦関係満足感と関連を示すのは、年収 ($r = -.071$ $p < .01$) と労働時間 ($r = -.082$ $p < .01$) であり、共に負の相関である。夫の家事遂行も日本と同様、正の相関を示す ($r = .081$ $p < .01$)。一方、妻の性別役割意識と妻の夫婦関係満足感との間には、日本では負の関連がみられたが、米国では有意な関連はみられない ($r = -.006$ ns)。

次には、夫の家事遂行を軸にして、独立変数間の関連を検討する。

まず日本から検討するが、夫の家事遂行と正の関連を持つものとしては、妻の年収 ($r = .125$ $p < .001$)、妻の労働形態 ($r = .045$ $p < .05$)、妻の性別役割意識 ($r = .084$ $p < .001$) がある。夫の家事遂行と負の関連を持つのは、妻の年齢 ($r = -.070$ $p < .01$)、末子年齢 ($r = -.109$ $p < .001$) である。

米国で、夫の家事遂行と正の関連を示すのは、妻の年収 ($r = .070$ $p < .01$)、労働時間 ($r = .119$ $p < .001$)、そして妻の性別役割意識 ($r = .121$ $p < .001$) であり、この結果は日本と同じである。一方、夫の家事遂行と負の関連を示すものは米国では見当たらない。妻の年齢 ($r = -.020$ ns) や末子年齢 ($r = -.036$ ns) は方向的には負の関連だが、有意な関

表2 相関係数マトリクス (日本・米国) a

日本	米国	妻の 年 齢	妻の 教育年数	妻の 年 収	妻の 労働時間	末子年齢	妻の性別 役割意識	夫の 家事遂行	妻の夫婦 関係満足度
妻の年齢			.042	.099***	.068**	.706***	-.048	-.020	-.028
妻の学歴		-.227***		.333***	.081**	-.138***	.152***	.026	-.006
妻の年収		.061**	.072**		.473***	.063*	.331***	.070**	-.071**
妻の労働形態		.166***	-.181***	.569***		.170***	.345***	.119***	-.082**
末子年齢		.860***	-.260***	.081***	.263***		-.020	-.036	.002
妻の性別役割意識		-.128***	.138***	.320***	.259***	-.107***		.121***	-.006
夫の家事遂行		-.070**	.041	.125***	.045*	-.109***	.084***		.081**
妻の夫婦関係満足感		-.001	-.010	-.034	-.061**	-.013	-.078***	.123***	

連までには至らない。

妻の性別役割意識についてみる。日本で、妻の性別役割意識と正の関連を持つのは、妻の年収 ($r=.320$ $p<.001$) や労働形態 ($r=.259$ $p<.001$)、学歴 ($r=.138$ $p<.001$)、そして先に挙げた夫の家事遂行である。米国においても、妻の年収 ($r=.331$ $p<.001$) や労働時間 ($r=.345$ $p<.001$)、教育年数 ($r=.152$ $p<.001$)、そして夫の家事遂行と正に関連しており、両国の結果はよく似ている。しかし、両国において妻の年収や労働形態が、妻の性別役割意識と夫の家事遂行の双方に対して正の関連を持っていたことからすると、夫の家事遂行と妻の性別役割意識の間に見られた正の関連は、妻の年収や労働時間を基点とした擬似相関である可能性が考えられる。

両国間で違いがみられるのは、妻の学歴及び教育年数と他の諸変数との関連である。米国では、妻の教育年数が妻の年収 ($r=.333$ $p<.001$)、妻の労働時間 ($r=.081$ $p<.01$) と正の関連をもち、そして性別役割意識の革新性と関連している。しかし日本では、妻の学歴が妻の年収には緩やかな正の関係を示すものの ($r=.072$ $p<.01$)、妻の労働形態には負の相関を示し ($r=-.181$ $p<.001$)、性別役割意識の革新性と関連している。つまり、日本では、米国と異なり、妻の学歴と労働形態とが負の関連を持っている。この結果は、日本では学歴が高いほど、専業主婦になりやすいとした先行研究を支持している。(岡本【等】1990)。それでも年収の高まりと関連するのは、学歴の高い者の一部が高収入を得ていることが考えられる。妻の学歴は、労働形態には負の関連を持つ一方で、本人の性別役割意識に対しては革新性と関連している点も注目される。しかし、以上の解釈は相関係数上のものであり、擬似相関の可能性も含め、因果的に明確なことはいえない。

次に仮説検証のため、階層的重回帰分析の結果を検討する。第1ステップはともに、コントロール変数が投入されている。

第2ステップでは夫の家事遂行が投入された。結果、日米両国ともに有意な効果が確認された(日本; $\beta=.130$ $p<.001$ 米国; $\beta=.093$ $p<.001$)。

第3ステップからは、夫の家事遂行といくつかの条件を組み合わせた交互作用項を投入する。

まず第3ステップでは、末子年齢との交互作用項を投入した。その結果、日本では有意な関連がみられたが、米国においてはみられなかった(日本; $\beta=-.075$ $p<.01$ 米国;

$\beta = -.010$ ns).

第4ステップは妻の労働形態及び労働時間との交互作用項を投入した。日米両国、妻の就業状況に関する交互作用は有意な効果を見せなかった（日本； $\beta = .006$ ns 米国； $\beta = .000$ ns）。

最終となる第5ステップでは妻の性別役割意識との交互作用項を投入した。ここでは両国において有意な効果が確認された（日本； $\beta = .067$ $p < .05$ 米国； $\beta = .059$ $p < .05$ ）。日本では、末子年齢の交互作用の効果が減少している（日本； $\beta = .65$ $p < .10$ ）。一方、夫

表3 妻の夫婦関係満足感に対する階層的重回帰分析（日本）

	β (標準偏回帰係数)				
	ステップ				
	1	2	3	4	5
妻の年齢	.021	.008	.008	.009	.008
妻の教育年数	-.022	-.022	-.025	-.025	-.025
妻の年収	.009	-.008	-.007	-.007	-.009
妻の労働時間	-.065*	-.065*	-.062*	-.066	-.054
末子年齢	-.023	.004	.057	.058	.051
妻の性別役割意識	-.015	-.018	-.018	-.019	-.065*
夫の家事遂行		.130***	.127***	.127***	.126***
夫の家事遂行×末子年齢			-.075*	-.077*	-.065
夫の家事遂行×妻の労働形態				.006	-.012
夫の家事遂行×妻の性別役割意識					.067*
R	.068	.144***	.153***	.153***	.160***
R ²	.005	.021***	.023***	.023***	.026***
調整済R ²	.002	.018***	.020***	.019***	.021***
R ² 増加量		.016***	.003*	.000	.002*

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

表4 妻の夫婦関係満足感に対する階層的重回帰分析（米国）

	β (標準偏回帰係数)				
	ステップ				
	1	2	3	4	5
妻の年齢	-.064	-.067	-.067	-.067	-.064
妻の教育年数	.024	.025	.025	.025	.024
妻の年収	-.051	-.050	-.050	-.050	-.048
妻の労働時間	-.079**	-.088**	-.089**	-.089**	-.091**
末子年齢	.067	.074*	.074*	.074*	.073*
妻の性別役割意識	.033	.024	.024	.024	.026
夫の家事遂行		.093***	.093***	.093***	.094***
夫の家事遂行×末子年齢			-.010	-.010	-.007
夫の家事遂行×妻の労働形態				.000	-.015
夫の家事遂行×妻の性別役割意識					.059*
R	.108**	.142***	.142***	.142***	.153***
R ²	.012**	.020***	.020***	.020***	.023***
調整済R ²	.008**	.016***	.015***	.015***	.017***
R ² 増加量		.008***	.000	.000	.003*

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

の家事遂行の持つ主効果は、両国において保持された（日本； $\beta = .126$ $p < .01$ 米国； $\beta = .094$ $p < .001$ ）。

有意になった交互作用項に関しては、両国の従属変数を標準化した上で、分散分析を施した。妻の性別役割意識による交互作用については、両国ともに有意になる（日本； $F = 7.466$ $df = 1$ $p < .01$ 米国； $F = 4.870$ $df = 1$ $p < .05$ ）。分散分析の結果の平均値を図にしたものが図1と図2である。

図1 妻の夫婦関係満足感に対する夫の家事遂行と妻の性別役割意識の交互作用（日本）

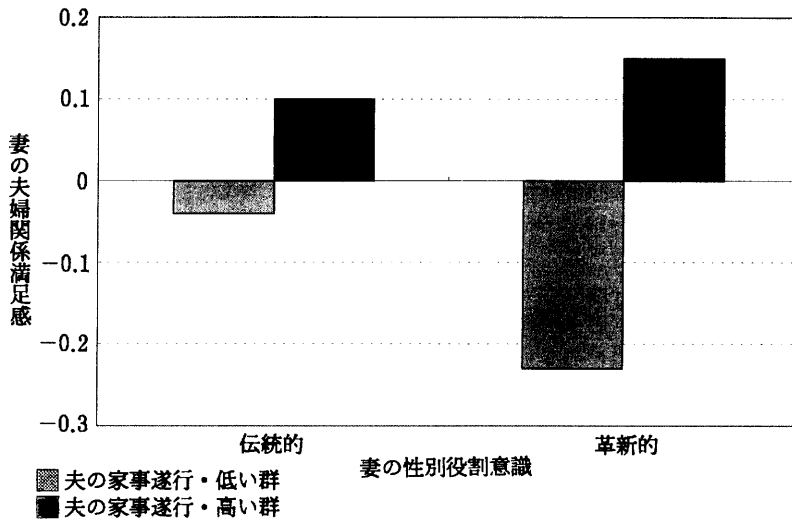
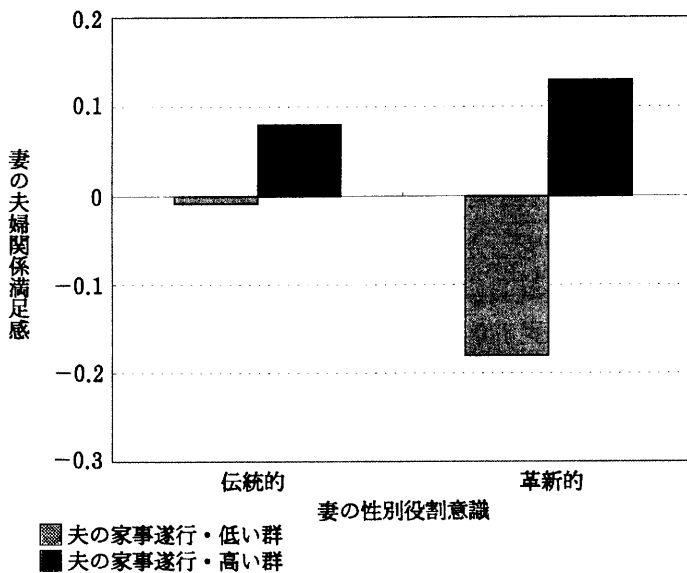


図2 妻の夫婦関係満足感に対する夫の家事遂行と妻の性別役割意識の交互作用（米国）



図を見ると、その内容も類似している。結果は仮説通り、革新的な性別役割意識を持つ妻ほど、夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感との間の関連が強まっている。

V 考察

本研究には、大きくって2つのねらいがあった。1つは、夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感の関連を、交互作用の要因も含めて検証することである。もう1つは、両国の全国規模の家族調査の個票データを用いて、上記の研究課題の日米比較を行うことだった。

部分的にみれば異なる点もあるが、全体的には両国で類似した結果が得られた。家事分担の規定要因に関する日米比較では、米国における理論の説明力が、米国のそれと比較して、日本において比較的低いこと、個人間で合理的な交換を行ってみせるという米国的な想定が日本において通じにくいことが指摘されている (Kamo 1994)。本分析の結果がどれ程比較可能であるかに関しては慎重な態度を要するが、本研究の結果を素直に眺める限り、家事分担が妻の夫婦関係満足感に与える影響に関しては、日米でそれほど大きな違いがみられない。

これと同様な結果は、夫婦関係満足感の規定要因に関する日米比較研究においても確かめられている (Kamo 1993)⁹⁾。

この違いの1つの原因としては、家事分担の規定要因の予測する時に用いられる勢力理論の内容が米国文化を反映したものであることが考えられる (Kamo 1994)。しかし、縦断的な検討を待つ必要があることは言うまでもないが、わが国の家事分担の構造に大きな変化が見られない一方で、日本の妻の夫の家事遂行に対する見方は、米国の妻たちの「それ」とかなり近似してきているとも解釈できる。以下で、本研究の仮説の検証結果を確認する。

仮説①の夫の家事遂行の妻の夫婦関係満足感に対する主効果だが、これは両国において有意に確認された。関連自体はそれ程強いものではないが日本においても、夫の家事遂行が妻の夫婦関係満足感に対して有意な効果をもつことが確かめられたのである。

仮説②の末子年齢との交互作用は、日本においては、部分的に、末子年齢の効果が確かめられたものの、夫の家事遂行と妻の性別役割意識の交互作用を投入した時点では、日米ともに有意な効果を示さなかった。したがって、本分析からは、育児期において、夫の家事遂行が妻の夫婦関係満足感にもつ効果が強くなるという仮説は確かめられなかった。

仮説③の夫の家事遂行と妻の就業状況の交互作用に関しては、本研究では、両国ともに確認されなかった。この結果に対する解釈としては、労働時間が長いことが、即、職業的な関与が高く、かつ女性として平等的な観念を抱くことを、必ずしも意味しないことが考

9) Kamo (1993) では、社会経済的変数に加え、夫婦関係の相互作用—夫婦間の友人の共有度、週に夫婦で夕食を共にする回数、家事分担の公平感—が日米の夫婦の夫婦関係満足感に与える影響を検証している。Kamo (1993) は、こうした変数が夫婦の夫婦関係満足度に与える影響は、日本よりも米国により強いと予測したが、分析結果は米国のみならず、日本においてもこうした夫婦関係の相互作用に関する諸変数が夫婦双方の夫婦関係満足感を有意に規定することを報告している。

えられる。相関係数をみると、両国ともに、妻の就業と性別役割意識の革新化とは正の相関を示すが、それは中程度の相関にとどまっている。上の解釈を考慮するなら、就業状態別の分析に加え、伝統的な性別役割意識を抱きつつ就業する者とそうでない者とを峻別した分析が求められる。

仮説④は夫の家事遂行と妻の性別役割意識の交互作用だが、これは両国において有意な関連が確認された。これと同じ交互作用をみた類似の先行研究の中では、Greenstein (1996) では有意になったが、Blair and Johnson (1992) ではこの交互作用は有意になっていない。理由の1つとしてはサンプル数が考えられる。有意性が確認されなかった Blair and Johnson (1992) は778名とやや少ないのに対し、本研究は約1600人、Greenstein (1996) では4000人を超えている。妻の夫婦関係満足感に対する夫の家事遂行と妻の性別役割意識の交互作用は、ある程度サンプルの数が安定すれば、有意に確認される経験的なパターンであると考えられる。

日本については、この交互作用を解釈する際に比較検討できる先行研究が乏しい。さらに検証の余地があることはいうまでもないが、妻の夫婦関係満足感に対する夫の家事遂行と性別役割意識の交互作用が、米国のみならず、わが国でも確認されたことは重要であろう。

説明力に関しては、日米両国に大きな差異はなかった。従属変数が異なるので、説明力自体を比較することはできないが、少なくとも、本研究の研究課題に関しては、米国の先行研究が直接日本においても、一定程度有効であることが示された。ただし、説明力は極めて低く、解釈に関しては一定の留保が必要となる。

以上の結果をまとめると、夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感の関連を左右する文脈としては、妻の性別役割意識のありようが最も重要だということである。日本のみ多少効果がみられたが、末子年齢の効果も限定的であった。つまり、本分析でとりあげた3つの交互作用要因—末子年齢、妻の就業、妻の性別役割意識—の中では、妻の性別役割意識が、夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感との関係にとって最も重要な文脈といえる。また、このことは日米両国において確認された。

次に、夫の家事遂行の主効果が日米で有意に効果をもったことについて触れよう。本研究の記述統計や先行研究から、夫の家事遂行は日本より米国が上回っていることが推測される。永井(1998)による夫の家事遂行の日米比較の分析によれば、尺度上の限界を留意した上でも、全く家事をしない夫の比率は明らかに日本が米国を上回っているという。しかし、本研究の結果では、夫の家事遂行の妻の夫婦関係満足感に対する効果自体に、両国で大きな違いがみられない。推測の域は出ないが、我が国の夫の家事遂行が極めて低い水準にあることからすると、日本の場合、夫のささいな家事遂行であっても、それが妻の夫婦関係満足感に与える影響は、米国の夫のそれと同じか、あるいはそれよりも大きいことが考えられる。

本研究の限界としては、サンプルの設定、分析手法、調査項目の3つがあげられる。

サンプルについては、配偶者(夫)が常勤の労働者であること、子供がいること、そし

て彼らと同居している有配偶女性に限定したので、今回抽出したこのサンプルが日本や米国の家族の全てではもちろんありえない。今回の抽出にもれた、夫が常勤でない夫婦、あるいは夫が単身赴任している夫婦、子供のいない夫婦、高齢者の夫婦などに対する検証は別途の作業となる。

本研究では、線形性を前提とした多変量解析を用いて仮説を検証したが、線形性をみせない関係については課題が残る。特に本分析で有意がみられなかったものに関して、非線形関係を捉えられる解析方法を用いて再検討する必要がある。

従属変数が夫婦関係満足感に限られたことも国際比較の上では制約を生んでいる。そもそも夫婦関係の質 (marital quality) に関する変数の中には、夫婦関係満足感だけでなく、夫婦の伴侶性や口論の頻度、離婚可能性や夫婦間の危機といった多くの基準変数が存在する。さらに日本では、夫婦間のコミュニケーションの満足感という1項目のみを夫婦関係満足感としており、米国の豊富な項目と比較すると、尺度としての比較可能性にも制約を生んでいる。

上記のような変数の多くは、米国の調査ではよく採用されている。我が国が国際比較に堪えるデータを構築するためには、例えば口論の頻度といったネガティブな内容も含んだ調査項目もとりこむことが望まれる。

本研究が日米の全国規模の調査を用いたものとはいえ、本研究の研究課題を再検証していく必要があることは言うまでもない。本分析で用いた諸変数の間には、両国間で違いもみられ、比較研究としては限界が多いことも確かである。最後に、本研究における日米比較のまとめを述べよう。

夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感の関連に関して、日米で夫の家事遂行の主効果が確認できた。つまり日本においても、夫の家事遂行がなされること自体が妻の夫婦関係満足感を高めているのである。

交互作用では、日米両国で、革新的な性別役割意識をもつ妻ほど、夫の家事遂行が妻の夫婦関係満足感にもつ効果が大きかった。妻の就業や末子年齢の交互作用の効果が有意でない、あるいは効果が限定的であったことを踏まえると、夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感との関連においては、分析で扱った3つの交互作用要因のうち、妻の性別役割意識が最も重要といえる。この結果が、本研究における中心的な知見といえる。

性別役割意識に関しては、若年層で保守化する傾向もみられ、この先の性別役割意識の動向については予断を許さない。しかし、女性の高学歴化、女性の就業促進がこのまま続く限り、女性の性別役割意識は、全体的な方向としては、革新的になる可能性の方が高い。交互作用の結果の内容は、妻の性別役割意識が革新的であるほど、夫の家事遂行と妻の夫婦関係満足感との関連が強まっていることを示している。つまり、性別役割意識の革新化という1つの意識の変動が、夫の家事遂行の持つ重要性をこの先高めていくことが考えられる。

政策的には、これからの妻の夫婦関係満足感の安定にとって、夫の家事遂行—たとえそれがささやかであっても—が可能になるような家族支援施策が求められるといえよう。具

体的には、企業における時短施策やさまざまな休暇制度の充実と利用促進が求められる。それと、特に夫側への夫婦関係の重要性についての家族教育やPRによる意識改革の必要も検討されるべきであろう。

引用文献

- Blair, S.L.(1993) "Employment, family, and Perceptions of Marital Quality among Husbands and Wives", *Journal of Family Issues*, Vol.14, No.2 pp.189-212.
- Blair, S.L.,and Johnson, M.P.(1992) "Wives' Perceptions of Fairness of the Division of Household Labor: The Intersection of Housework and Ideology", *Journal of Marriage and the Family*, Vol.54, pp.570-581.
- Booth, A., Johnson,D.R., White, L., and Edwards, J.N.(1984) "Women, Outside employment, and Marital Instability", *American Journal of Sociology*, Vol.90, No.2 pp.567-583.
- Glenn, N.D.(1990) "Quantitative Research on Marital Quality in the 1980s: A Critical Review", *Journal of Marriage and the Family*, No.52, pp.818-831.
- Greenstein, T.N(1996) "Gender Ideology and Perceptions of the Fairness of the Division of Household Labor: Effects on Marital Quality", *Social Forces*, Vol.74, No.3, pp.1029-1042.
- Hochschild, A.(1989) "The Second Shift", NewYork: Viking (田中和子訳『セカンド・シフト』朝日新聞社).
- 今田幸子 (1995) 「共働きと家庭生活」『JIL リサーチ』No.23, pp.4-10.
- 稲葉昭英 (1995a) 「性差, 役割ストレス, 心理的ディストレス」『家族社会学研究』第8号, pp.93-104.
- 稲葉昭英 (1995b) 「有配偶女性の心理的ディストレス」『総合都市研究』第56号, pp.93-111.
- 稲葉昭英 (1998) 「ジェンダーとストレス」『家計経済研究』第37号, pp.93-104.
- 石原邦雄 (1995) 「全国規模の家族生活総合調査と公開利用データの作成ーウィスコンシン大学NSFH 調査の場合ー」『人文学報』第261号, pp.219-244.
- Ishii-Kuntz, M.(1994) "Work and Family Life: Finding from International Research and Suggestions for Future Study", *Journal of Family Issues*, Vol.15, No.3 pp.490-506.
- 岩井紀子 (1998) 「夫の家事分担に関する日米比較研究」『公共利用マイクロデータの活用による家族構造の国際比較研究』(平成8年度 科研費研究成果報告書(研究代表者 石原邦雄)), pp.29-44.
- 岩間暁子 (1997) 「性別役割分業と女性の家事分担不公平感」『家族社会学研究』第9号, pp.67-76.
- Kalleberg, A.L and Rosenfield, R.A.(1990) "Work in the Family and in the Labor Market: A Cross-Cultural, Reciprocal Analysis", *Journal of Marriage and the Family*, No.52, pp.331-346.
- 上子武次 (1979) 『家族役割の研究』ミネルヴァ書房.
- Kamo, Y.(1991) "A Nonlinear Effect of the Number of Children on the Division of Household

- Labor”, *Sociological Perspectives*, No.34, pp.205-218.
- Kamo, Y.(1993) “Determinants of Marital Satisfaction: A Comparison of the United States and Japan”, *Journal of Social and Personal Relationships*, Vol.10, pp.551-568.
- Kamo, Y.(1994) “Division of Household Labor in the United States and Japan”, *Journal of Family Issues*, Vol.15, No.3 pp.348-378.
- 厚生省人口問題研究所編 (1996)『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(1993年)—』厚生統計協会.
- Lee, G.R., and Haas,L.(1993) “Comparative Methods in Family Research”, *Sourcebook of Family Theory and Methods: A Contextual Approach*. Boss.D.G., Doherty,W.J., LaRossa,R., Schumn,W.R., and Steinmetz,S.K., Plenum Press, NewYork and London, pp.117-131.
- Lennon, M.C., and Rosenfield, S.(1994) “Relative Fairness and the Division of Housework: The Importance of Options”, *American Journal of Sociology*, Vol.100 No.2, pp.506-531
- Lye, D.N. and Biblarz, T.J. (1993) “The Effects of Attitudes toward Family Life and Gender Roles on Marital Satisfaction”, *Journal of Family Issues*, Vol.14 No.2, pp.157-188.
- 松信ひろみ (1995).「二人キャリア夫婦における役割関係—平等主義的家族への可能性—」『家族社会学研究』第7号, pp.47-56.
- 永井暁子 (1992)「共働き夫婦の家事遂行」『家族社会学研究』第4号, pp.67-77.
- 永井暁子・石原邦雄 (1994)「大都市における有配偶女性の家事意識と家事遂行—現代女性の生活ストレスとネットワーク調査から」『総合都市研究』第53号, pp.123-139.
- 永井暁子 (1998)「若年夫婦の家事時間の変化とその要因—日米比較—」『家族構造の国際比較研究を目指して—米国NSFHデータの利用を通して(第2次報告)—』, (平成9年度 科研費研究報告書(研究代表者 石原邦雄)), pp.75-84.
- 日本労働研究機構編 (1995)『職業と家庭生活に関する全国調査』日本労働研究機構.
- 岡本英雄・直井優・岩井八郎 (1990)「ライフコースキャリア」,『現代日本の階層構造④—女性と社会階層』, 岡本英雄・直井道子編東京大学出版会. pp.63-89.
- Perry-Jenkins, M. and Folk, K.(1994) “Class, Couples, and Conflict: Effects of the Division of Household Labor on Assessments of Marriage in Dual-Earner Family”, *Journal of Marriage and the Family*, No56, pp.165-180.
- Pina, D.L. and Bengston, V.L.(1993) “The Division of Household Labor and Wives’ Happiness: Ideology, Employment, and Perceptions of Support”, *Journal of Marriage and the Family*, No.55, pp.901-912.
- 労働大臣官房政策調査部 (1992)『パートタイマーの実態』大蔵省印刷局.
- Shelton, B.A. and John, D.(1996) “The Division of Household Labor”, *Annual Review of Sociology*, No.22, pp.299-322.
- 品田知美 (1996)「既婚女性の家事時間配分とライフスタイル」『家族社会学研究』第8号, pp.163-173.

- 末盛 慶 (1998) 「夫の家事遂行と妻の夫婦満足感－末子年齢, 労働時間, 性別役割意識による交互作用－」『家族構造の国際比較研究を目指して－米国NSFHデータの利用を通し (第2次報告)－』, (平成9年度 科研費研究報告書 (研究代表者 石原邦雄)), pp.62-74.
- Suitor, J.J.(1991) “Marital Quality and Satisfaction with the Division of Household Labor across Family Life Cycle”, *Journal of Marriage and the Family*, No.53, pp.221-30.
- Sweet, J., Bumpass, L., and Call, V.1988. *The Design and Content of the National Survey of Families and Households*, Centor for Demography and Ecology, University of Wisconsin-Madison.
- Thompson, L. and Walker, A.J.(1989) “Gender in Families: Women and Men in Marriage, Work, and Parenthood”, *Journal of Marriage and the Family*, No.51, pp.845-871.

Men's Domestic Role and the Gender System: Determinants of Husband's Household Labor in Japan*

Hachiro NISHIOKA

1. Introduction

The Council on Population Problems has outlined the fundamental issues underlying Japan's declining fertility and population in its report "Basic Issues Related to the Below-replacement Fertility in Japan". The major factors and the background for the low fertility problem provided in this report are as follows: The practice of the fixed employment custom, the social system where gender roles are shred and the lack of support for child care compared with women's needs force women to choose whether they will continue to work or quit their jobs, or postpone getting married. Marriage, childbirth and child care impose severe burdens on young women due to these factors. In consequence, the number of women who do not marry has increased, accelerating the declining fertility rate. One of the issues under debate is the need to create a society where gender roles are reformed not only in domestic life but also in many fields in the society, namely a change in the social system. This is based on the idea that such a change will lead to a halt in the declining fertility.

I believe that reviewing the participation of housework and child care by husbands having common domestic responsibilities will help to solve the social and domestic problems related to the declining fertility. The uncooperative attitudes of men are one of the factors that make women hesitate in getting married and having children. Research on factors promoting or hindering male participation in housework and child care is important in solving the declining fertility rate and gender problems.

2. Background and hypotheses

In America, research on the division of household labor between husbands and wives and gender inequality of time use has developed particularly in the field of family sociology. There are many analyses based on micro data on a national scale, including data based on the NSFH survey (National Survey of Families and Households, Wisconsin University). Advanced research on husbands' participation of housework and child care in Japan has been limited to case studies on a few or local samples, particularly in the fields of home economics and family sociology. The actual situation of time use on a national scale is regularly investigated, such as in the "Survey on Time Use and Leisure Activities (by the Statistics Bureau of the

* This paper is a revised version of the proceedings presented at the seminar on "Men, Family Formation and Reproduction" (International Union for the Scientific Study of Population, IUSSP), Argentina, May 13-15, 1998.

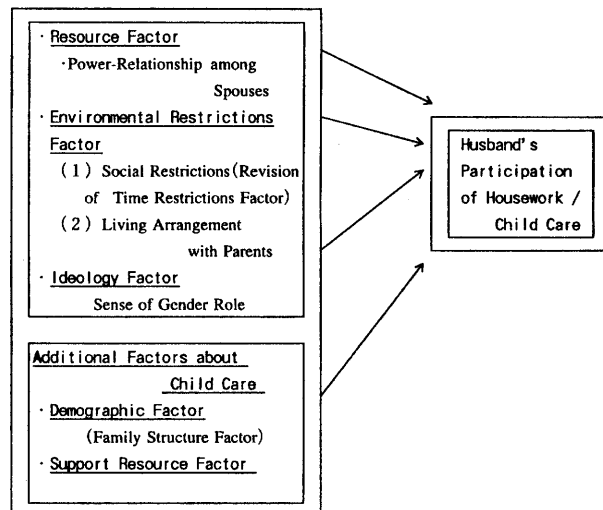
Management of Coordination Agency)” and the ”National Time Budget Survey (by Japan Broadcasting Cooperation-NHK)”. However, there are few studies using individual data in these surveys. Data used as an explanatory variable is insufficient because questionnaire design are qualitatively limited. In previous Japanese research on families, factors affecting the division of household labor, such as hypotheses on social norms, resources, and the factors in human relationships, have been used as important explanatory hypotheses. There are few studies verifying the adequacy of these hypotheses using samples collected on a national scale for reasons mentioned above. This paper tries to verify both these hypotheses about husbands’ participation of housework and child care and the hypothesis about ”environmental restrictions” based on the idea that problems between husbands and wives and other structural problems in society affecting the family hinder husbands from participating housework and child rearing (See Figure 1).

First, the adequacy of the theory of social norms (ideology factor) is verified using the following procedures. In a society that is in harmony based on norms, roles are prescribed by norms. In this paper, I verify how the level of a wife’s gender role consciousness as a social norm influences the domestic roles of husbands. The stronger a wife’s gender role consciousness, the more negative they are about the husband’s domestic roles. These wives are positive about husbands doing less housework and childcare. As a result, husbands participate little housework and child rearing.

Verification is carried out on the hypothesis that the affirmative thinking of wives about gender roles affects the domestic roles of husbands and become a factor hindering husbands from participating housework and child rearing.

Second, verification is carried out on the importance of the absolute resources of both husbands and wives, and on the hypothesis that the gap in financial resources between husbands and wives may have an influence on domestic roles of husbands. The differential in financial resources becomes a decisive factor in the division of domestic roles. From this point of view, this hypothesis is rational and fits the circumstances. We can hypothesize that the more a husband earns compared with his wife, the smaller the domestic role of the husband becomes. On the other hand, the more a wife earns, the larger the role of the husband. This

Figure 1. Framework for the Determinants of Husband’s Household Labor



hypothesis is based on the idea that the financial power-relationship between husbands and wives becomes a factor in determining gender role.

In addition to previous studies mentioned above, I used a variable based on the hypothesis called "environmental restrictions" in which social constraints beyond problems between husbands and wives or in families, namely structural barriers in society, hinder husbands from participating housework and child care. This is because, when we think about behaviors of Japanese husbands related to housework and child care, there are some social factors that cannot be explained only through previous hypotheses. Long working hours and very small amount of housework time are typical characteristics in the time use of Japanese men. This comes from the fact that private time depends on the time system of companies or organizations for which they work. As companies take priority in time order of the modern society and private time in effect becomes social time, social constraints are heavy in the case of husbands housework. Therefore, I analyze how environmental restrictions in the external society surrounding families affect the behavior of husbands in their families. Specifically, I analyze external factors such as the time when husbands come home and leave for work as a social constraint, namely an index to summarize structural problems in the society. In particular, the time when husbands come home, more than working hours, is an index to typically show the time order in a company-centered society, because it includes overtime work and socializing with people related to companies. If the time when husbands come home has no influence on housework and child rearing, other factors apart from institutional factors would be important. However, when husbands come home late wives are forced to do housework.

Living with parents is, in a sense, also a restriction. Coresidence with parents is a function of an imperfect social systems: namely an alternate function to nurseries and baby sitters. However, living with parents is a factor not only to lift husbands' participation of housework and child care, but also to restrict them. However, the effects are not equal: coresidence with parents has a negative effect on husbands' participate of housework and child care; in other words, husbands are less inclined to participate housework and child rearing because parents take their place.

Thus, clarifying the factors promoting and restricting husbands' participation in housework and child care leads to important political implications if the decline in the very low fertility and gender problems are to be addressed.

3. Methods and data

I used micro data provided in the "National Survey on Family in Japan" was undertaken by the Institute of Population Problems (Ministry of Health and Welfare, the present National Institute of Population and Social Security Research) in 1993. This is the first serious survey

on families carried out on a nationwide scale in Japan. Since the target for this survey is 6,083 female spouses, the data on husbands' household labor was estimated by his wife; Wives were asked questions about the frequency of husbands' participation of housework and child care, and answered according to five levels. The results were converted into ordered scales and were analyzed as an explanatory variable for subjects through multivariate methods. The procedures are as follows; (1) Before multiple regression analysis, first, a descriptive statistical analysis such as the general trend in the participation of husbands' housework and the difference among generations was carried out. (2) Second, analysis of husbands' participation of housework was carried out. (3) Analysis of husbands' participation of child care was carried out. (4) Comparative analysis of participating housework and child rearing was carried out using the same samples and variables.

(1) Housework participation of husbands 69 years old or under was analyzed. (The analysis was carried out for 4,516 wives having working husbands 69 years old or under, although valid cases without imperfect answers were 2,431, which were used for multivariate analysis.) An index of frequency, used as an explanatory variable for subjects, had an evaluation in five levels from 0 to 4 according to the frequency of housework in five categories comprising garbage disposal, shopping, sweeping, laundering and cooking. The total score of a husbands participation of housework, which is indicated from 0 to 20 and used as an explanatory variable for subjects, is the total of each score in five categories. As for the procedure of the analysis, all the necessary explanatory indexes were not included in the analysis from the beginning. Simple models were set out and it was examined in sequence using multiple regression analysis which model could better explain the frequency of husbands' housework participation . Four models were set out.

Model 1(basic model): Analysis through the variable of resources of husbands and wives, namely the analysis through basic socio-economic variables such as educational background and her employment status.

Model 2: Analysis through adding an environmental-restrictions variable including the time when husbands come home and coresidence with parents to the basic model mentioned in Model 1.

Model 3: Analysis through adding data on differentials of incomes between husbands and wives, which directly indicates a relative distribution of financial resources, to variables mentioned in Model 1 and 2.

Model 4: Analysis of all the indexes through adding the variable in which wife's gender role consciousness is expressed to variables mentioned in Model 1, 2 and 3 (See Note "Details of explanatory variable codes").

(2) Child rearing performed by husbands who have children 12 years old or under was analyzed. (The analysis was carried out on 1,792 wives having one child or more 12 years old or under, although valid cases without imperfect answers were 762, which were used for multivariate analysis.) Almost the same procedure as that for performing housework was carried out. An index of the frequency of husbands' performance of childcare was an evaluation in five levels from 0 to 4 according to frequency of childcare in five categories comprising playing with children, bathing children, putting children to bed, feeding children and changing diapers. The score of participation, indicated from 0 to 20 and used as a dependent variable, is the total of each score in five categories. As for the procedure of the analysis, all the necessary explanatory indexes were not included in the analysis from the beginning, the same as that for participating housework. Simple models were set out and it was examined in sequence using multiple regression analysis which model could best explain the frequency of husbands' participation of child care. In the case of Model 2, which was different from that of participating housework, the impact of demographic factors was considered because the period of intensive child rearing is limited and physical strength is required. The following family structural variables were added:

- a. Husband's age when the first child was born
- b. Wife's age when the first child was delivered
- c. The number of children less than 6 years old
- d. Her family life stage (The age of the youngest child and boys less than 12 years old)

In the case of Model 3, the number of networks to support child rearing was added as a variable to the environmental-restrictions variable.

(3) Finally, housework and child care performed by husbands who have one child or more 12 years old or under were analyzed using the same samples. The age of the youngest child was added as a variable to the same variables used in the analysis of housework (The analysis was carried out on 1,792 wives having one child or more 12 years old or under, although valid cases without imperfect answers were 606, which were used for multivariate analysis.).

4. Analysis and findings

(1) Before looking at the results of multiple regression analysis, I will mention the general trend related to housework performed by husbands and results of the descriptive statistics analysis such as the difference among generations.

As the level of husbands' participation of housework was very low, it was difficult to explain the variance. However, we obtained the following results. In the score distribution of husbands' participation of housework, 0 point accounted for 16.2%, showing that many

husbands did not participate in housework at all. The average is 4.1 points and this score is very small, meaning that husbands on average participate housework in five categories once or twice a month. At least 3.0 points accounts for about 50 percentile (see Figure 2).

Figure 3 shows husbands' participation of housework by age and score. Except husbands in their 60s, the distribution shows a U curve in which husbands in their 40s are at the bottom. However, we need to examine whether there is a significant difference between generations. We conducted an analysis of variance in one-way layout using scores of participating housework as a dependent variable in order to clarify whether there is a significant difference among the average scores of each age cohort. We also carried out multiple comparative analysis by the Tukey method to examine whether there is a significant difference among average scores of each adjacent age cohort.

As the result of these analyses, there is a significant difference among scores of each cohort (see Table 1). In the result of examination by the Tukey method, there is not a significant difference between age cohorts 50 years old or more. There is a significant difference between each age cohort of 29 or under and 30-39 (1.13), and 30-39 age groups and 40-49 (0.86) (see Table 2). From the results mentioned above, in the case of husbands up to 49, there is a difference among husbands' roles in house-

Figure 2. Cumulative frequency distribution of housework score

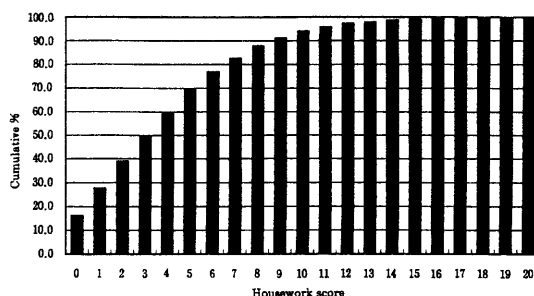
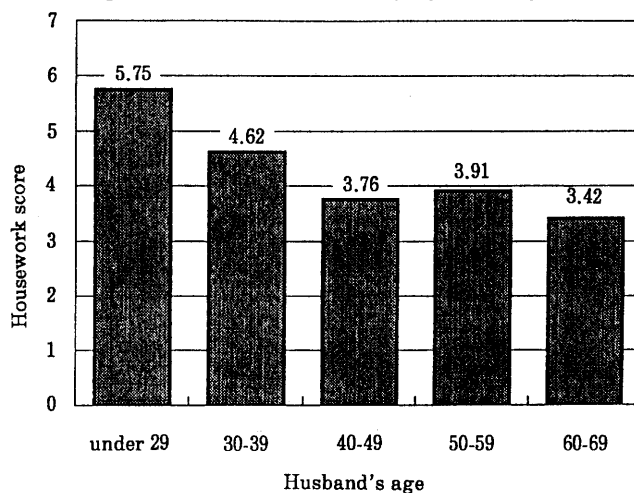


Figure 3. Housework score by Age (average)



Husband's age	n	mean	s.d.	min.	max.
under 29	180	5.75	3.61	0	20
30-39	747	4.62	3.63	0	20
40-49	856	3.76	3.54	0	20
50-59	529	3.91	3.51	0	18
60-69	119	3.42	3.81	0	20

Table 1. Analysis of variance about housework score

	SS	df	MS	F value	p value
between	847.280	4	211.820	16.544	0.000
within	31061.185	2426	12.803		
total	31908.465	2430			

work by age cohort. In particular, the frequency of housework performed by husbands in their 40s is the lowest because they are in the prime of their working lives and many occupy important positions in their organizations. The influence of being employed is the most remarkable in this age group. The frequency of young husbands' participation of housework is slightly higher. It is not clear whether young husbands perform housework only in the first stages of marriage or whether young husbands tend cooperate more with their wives in doing housework. Further research is required to clarify these results.

(2) From the result of multiple regression analysis carried out through setting out 4 models, there is a significant variable, although the explanatory power is rather low (see Table 3). In Model 1 using a socio-economic variable showing the absolute distribution of resources between husbands and wives, only the resources of wives have a significant

Table 2. Multiple comparison of housework score among age classes (Tukey HSD)

sge(a)	age(b)	(a)-(b)
under29	30-39	1.13**
	40-49	1.99**
	50-59	1.84**
	60-69	2.33**
30-39	under29	-1.13**
	40-49	0.86**
	50-59	0.72**
	60-69	1.20**
40-49	under29	-1.99**
	30-39	-0.86**
	50-59	-0.14
	60-69	0.34
50-59	under29	-1.84**
	30-39	-0.72**
	40-49	0.14
	60-69	0.49
60-69	under29	-2.33**
	30-39	-1.20**
	40-49	-0.34
	50-59	-0.49

** : p < 0.01

Table 3. Determinants of Husband's Housework

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Husband's education	-0.017	-0.021	-0.001	-0.001
Husband's job	-0.005	0.001	0.015	0.016
Wife's education	0.074**	0.075**	0.080**	0.064*
Wife's employment status	0.081**	0.119**	0.046 +	0.034
Residence area		0.088**	0.098**	0.099**
Coresidence with parents		-0.144**	-0.147**	-0.146**
Husband's time spent in commuting		-0.022	-0.008	-0.007
Husband's time of returning home		-0.094**	-0.085**	-0.088**
Couple's income gap			-0.147**	-0.140**
Wife's gender role consciousness				-0.072**
R-Square	0.010**	0.050**	0.063**	0.068**
Change R-Square	————	0.040**	0.016**	0.005**
ADJ R-Square	0.009**	0.047	0.059**	0.064**

** : p < 0.01 * : p < 0.05 + : p < 0.10
(Standardized Coefficients)

(Sampling was confined to husband aged 69 and under, n = 2431)

effect on husbands. The rate of housework performed by husbands having wives who have high educational backgrounds and full-time jobs is high. There is no significant relationship between husbands' occupations and educational backgrounds and participation of housework. When the environmental restriction factors are added to Model 1, there is a significant effects among three variables. One variable shows that husbands in urban areas participate more housework than those in rural areas. Only this variable has a positive effect. The two other variables, coresidence with parents and the time when husbands come home, have a negative effect. Living with parents becomes the factor that hinders husbands from participating housework. The later husbands come home, the less they perform housework. Although this is the result we expected, it is important that we obtained a significant effect. Model 2, which was improved significantly, was the most explanatory power of the four. In Model 3, we added the differential of incomes between husbands and wives as an explanatory variable on the basis of the hypothesis that the differential of financial resources between husbands and wives has an influence on domestic roles. As the result of this analysis, the variable has a negative effect and shows that the larger the differential of incomes between husbands and wives, the less the husband participates housework. In Model 4, analyzing the influence of a wife's gender role consciousness resulting from internal social norms, the variable has a negative effect and shows that husbands do not participate housework when their wives have a strong consciousness of gender role.

Most explanatory variables in the results mentioned above have negative effects and show that they become factors hindering husbands from doing housework. In regard to housework performed by Japanese husbands, the validity of each hypothesis mentioned before was found. The main factor hindering husbands from participating housework is an environmental restriction, and the second factor is the relative distribution of financial resources between husbands and wives. The gender role consciousness of wives is also one of the negative factors.

Table 4 shows the results of the multiple regression analysis by age cohort using all the variables used in four models. According to the results, husbands in their 30s were similar to those in their 40s and the total result was reflected by them because most samples were husbands in their 30s and 40s. The environmental-restriction factor was significant effects for husbands in their 30s and 40s. Although the result of analyzing husbands in their 20s has the most explanatory power in this model, we had no significant effect for the time when husbands come home, the differential of incomes between husbands and wives, and the wife's gender role consciousness. On the other hand, employment status of wives have an influence on housework performed by husbands in their 20s. The frequency of housework performed by husbands in their 20s is higher when their wives have full-time jobs. The housework performed by husbands in their 40s is not influenced by employment status of wives. Compared with these results, it was found that each generation has its own variable which have explanatory

Table 4. Determinants of Husband's Housework by Age

	Total	under 29	30-39	40-49	50-59	60-69
Husband's education	-0.001	-0.031	0.030	0.053	-0.106+	-0.121
Husband's job	0.016	-0.087	-0.013	0.062+	0.013	-0.080
Wife's education	0.064*	0.165*	0.046	-0.009	-0.014	0.070
Wife's employment status	0.034	0.309**	0.082+	0.045	0.039	0.150
Residence area	0.099**	0.146+	0.102*	0.116**	0.050	0.194*
Coreidence with parents	-0.146**	-0.190*	-0.181**	-0.109**	-0.134**	-0.015
Husband's time spent in commuting	-0.007	0.017	-0.009	0.065+	-0.075	-0.156
Husband's time of returning home	-0.088**	-0.119	-0.110**	-0.120**	-0.085+	-0.100
Couple's income gap	-0.140**	0.066	-0.046	-0.122**	-0.014	-0.122
Wife's gender role consciousness	-0.072**	0.049	-0.077*	-0.107**	-0.004	-0.026
R-Square	0.068**	0.186**	0.078**	0.075**	0.055**	0.150**
ADJ R-Square	0.064**	0.138**	0.066**	0.064**	0.036**	0.071**
n	2431	180	747	856	529	119

**: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$ +: $p < 0.10$
 (Standardized Coefficients)

power.

(3) I will analyze the husband's participation for child care. Child care is a more urgent and realistic problem than housework. In particular, child care performed by husbands who live in urban areas and whose wives are working has a great influence on a wife working and having children.

The level of husbands' participation of child rearing is higher than that of housework. The average score of sharing the load of child care is 9.5 points, and this is a little better than low: meaning that, on average, husbands perform child care in the five categories once or twice a week. The average score of husbands in their 20s is 11.5 points and the score in their 30s is 9.9. At least 9.0 points accounts for about 50 percentile (see Figure 4).

The result of multiple regression analysis through five models concerning husbands' participation of child rearing (see Table 5) showed that there was no significant variable in Model 1 using the socio-economic variable showing the resources of husbands and wives. The variable in Model 1 has little explanatory power. As for Model 2 using demographic variables such as ages of a husband and a wife when they were having their first baby, the number of children less than 6 years old, and the age of the youngest child, we obtained the following results. The age of the youngest child has a negative effect at 1% level and ages of a wife who were having their first baby have a significant and positive effect at 5% level. Particularly

Figure 4. Cumulative frequency distribution of child care score

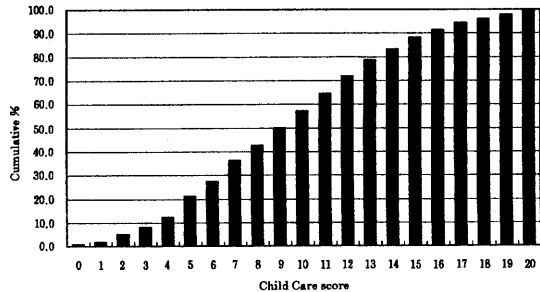


Table 5. Determinants of Husband's Child Care

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
Husband's education	0.014	-0.013	0.012	0.009	0.009
Husband's job	0.008	0.013	0.038	0.037	0.037
Wife's education	0.020	-0.007	-0.018	-0.021	-0.020
Wife's employment status	0.041	0.100**	0.077*	-0.088+	0.090+
(1)		-0.048	-0.044	-0.047	-0.047
(2)		0.096*	0.080+	0.080+	0.080+
Number of children		0.022	0.015	0.014	0.014
Age of the youngest child		-0.278**	-0.268*	-0.273**	-0.273**
Boy under 12 (dummy)		-0.041	-0.033	-0.033	-0.033
Residence area			0.016	0.016	0.016
Coresidence with parents			-0.032	-0.032	-0.032
Husband's time of returning home			-0.202**	-0.204**	-0.204**
Number of networks			0.071*	0.070*	0.070*
Couple's income gap				0.019	0.018
Wife's gender role consciousness					0.007
R-Square	0.003	0.090**	0.134	0.134**	0.134**
Change R-Square		0.088**	0.043**	0.000	0.000
ADJ R-Square	-0.003	0.079**	0.118	0.117**	0.116**

**: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$ +: $p < 0.10$

(Standardized Coefficients)

(Sampling is confined to husband having one child and more aged under 12, $n = 762$)

(1) Age of husband when the first baby was born

(2) Age of wife when the first baby was delivered

using demographic variables in Model 1, the employment status of wives has a significant effect, although it has no significant effect in Model 1. In other words, some demographic variables accelerate husbands' performance of child care according to the employment status of wives. In the case of husbands whose wives have full time jobs, they participate child rearing more frequently compared with husbands who have housewives. With the growth of the youngest child, husbands quit housework. The age of wives who were having the first baby has a positive effect at 10% level. In the case of a late childbirth, husbands tend to perform child care out of concern for their wives. In Model 2, we also examined the Japanese notion that husbands with boys more actively participated child rearing. However, we did not obtain a significant effect. As the result of analysis using the environmental restriction variable in Model 3, variables such as "residential area" and "coresidence with parents", which have a significant effect on participating housework, have no effect on performing child care. The variable concerning "the time when husbands come home" has a negative effect also on the performance of child care. The fact that husbands come home late becomes a factor significantly hindering husbands from participating child rearing. The number of networks has a positive effect on husbands' performance of child care. We set up the hypothesis that a wide

network has a negative effect because husbands can rely on it. However, this hypothesis was invalid, which may relate to the fact that "coresidence with parents" had no significant effect. Variables concerning the differential of incomes between husbands and wives and gender role consciousness using in Model 4 and 5 had no significant effect and no explanatory power. This result also differed from the results concerning the participation of housework.

(4) The determinant factors affecting the participation of housework and child rearing were not the same, although almost the same explanatory variables were used for the analysis. There seems to be a specific structure affecting each category. The results of analyzing husbands' performance of housework and child rearing will be mentioned (see Table 6).

Variables such as "residential area", "coresidence with parents" and "gender role consciousness of wives", which have a significant effect on husbands' participation of housework, had no significant effect on the husbands' performance of child care. This is a result of the following features. The nature of child care includes performance for a limited period, the urgency of the need, parents' obligation to their children, and pleasure of seeing a new life. Variables that became a common determinants in Model 3 are "the time when husbands come home" and "the age of the youngest child". It was found that organizational demands and long working hours had a great influence on husbands' performance of housework and child rearing.

Table 6. Determinants of Husband's Housework and Child Care

	Housework			Child Care		
	model 1	model 2	model 3	model 1	model 2	model 3
Husband's education	0.020	-0.019	-0.010	0.015	-0.034	-0.029
Husband's job	-0.015	0.007	0.009	0.017	0.081*	0.082*
Wife's education	0.089+	0.055	0.038	0.062	0.049	0.043
Wife's employment status	0.075+	0.172**	0.142**	0.044	0.089*	0.074
Residence area		0.133**	0.134**		0.048	0.049
Coresidence with parents		-0.189**	-0.187**		-0.044	-0.043
Husband's time spent in commuting		0.005	0.005		-0.017	-0.018
Husband's time of returning home		-0.100*	-0.104*		-0.234**	-0.235**
Age of child		-0.117**	-0.111**		-0.257**	-0.255**
Couple's income gap			0.003			-0.006
Wife's gender role consciousness			-0.096*			-0.038
R-Square	0.014+	0.092**	0.100**	0.007	0.129**	0.130**
Change R-Square	—	0.078**	0.008+	—	0.122**	0.001
ADJ R-Square	0.008+	0.079**	0.084**	0.001	0.116**	0.115**

**: $p < 0.01$ *: $p < 0.05$ +: $p < 0.10$

(Standardized Coefficients)

(Sampling was confined to husband having one child and more aged under 12)

Summary of the results;

1) The frequency of husbands' participation of housework and child care is extremely low in Japan. This was verified using nationally representative survey data. The extent of variance is substantially small. However, the frequency of husbands' performance of child care is higher than that for housework. Motivations to perform housework and to perform child care seem to be different.

2) Participation of housework varies by generation. Younger husbands tend to share housework with their wives (there were no significant differences in the paper by Tsuya). The younger generation is more cooperative. However, since half of men in their 20s do not get married, we can say that men who seemed to be relatively positive about performance of housework and child rearing were chosen as a spouse.

3) The significant factors concerning participation of housework varies by generation and life stage. We found that social factors, structures and systems influence husbands' participation of housework. This result was clearly verified by the fact that the participation of housework performed by husbands in their 40s is the lowest.

4) In connection with 3, the time when husbands come home greatly influences husbands' participation of housework and child care. It was verified that husbands' cooperative obligation toward domestic labor is undermined by restrictive social factors (environmental restrictions).

5) Wife's gender role consciousness has a negative effect on husbands' performance of housework. A wife's affirmative consciousness of the gender division of housework further reduces a husband's participation of housework.

6) Coresidence with parents has a negative effect on husbands' participation of housework. Although living with parents and children in an extended family is a more complete social system, this factor hinders husbands from participating housework because parents substitute for husbands.

7) When wives have a large income and the differential of income between husbands and wives is small, husbands do more housework. It was found that relative distribution of financial resources has a direct impact on husbands' participation of housework.

8) Husbands cooperate to perform housework and child care when their children are more young. With the growth of the youngest children, husbands do less housework and child rearing. The later wives have their first baby, the more husbands cooperate to participate child care.

9) Variables such as "area of residence", "coresidence with parents" and "wife's gender role consciousness", which have a significant effect on husbands' performance of housework, have little effect on husbands' participation of child care. The motivation to perform housework and to perform child rearing seem to be different, as mentioned in 1) above.

5. Discussion

It was clear from this analysis that gender role factors and social and structural factors hinder men from playing domestic role. There seems to be a strong resistance to change gender roles that have been institutionalized in the society. Even a family policy has no effect unless a basic philosophy of family and consciousness is changed. Unless social restrictions are removed, the practice of fixed employment is changed, the support system that people can take care of children without parents' help is developed and reinforced, it will be difficult to realize a society where men and women can cooperate together.

From the results discussed above, as a political implication, the promotion of reforms to create a new system in which husbands are encouraged to do housework and child rearing should lead to an important effect on a women's marriage and childbearing behaviors. It is necessary to make the efforts and to make the measures that remove institutional, and conventional opposition which represent a negative aspect to a husband's attitude to housework and child rearing.

With regard to the ability of women, if they had established careers before marriage they could choose to continue working after marriage by a reduction in housework and child rearing tasks. If it is not easy to work while bringing up children, women will abandon their careers to have children. When the payscales for women are raised, and the gap between men is reduced, it would appear more economical for a family to share the roles of work and child care between them. When society can break away from conventional fixed employment customs and be encouraged to accept individual working styles with respect to individual careers, it would become possible for couples to share the two activities of housework and child rearing. We need to acknowledge a change in the times, and proceed in meeting the new requirements.

(Note) Details of explanatory variables codes which are used in this paper are as follows ;

- Educational background (husband and wife),
Elementary or junior high school=1, High school=2, Special vocational school=3, Technical college=4, University=5
- Husband's job dummy, Other than white collar=0, White collar=1
- Wife's employment status,
Housewife=0, Self-employed=1, Part-time=2, Regular employee=3
- Residence area dummy, Rural area=0, Urban area=1
- Coresidence with parents dummy, Not living with parents=0, Living with parents=1
- Husband's time spent in commuting,
Work at home=1, Less than half hours=2, Less than one hours=3,
Less than one and half hours=4, One and half hours or more=5
- Husband's time of returning home,
Before 8:00 p.m.=1, Before 9:00 p.m.=2, Before 10:00 p.m.=3,

At or after 10:00 p.m = 4

- Couple's income gap,

Calculated by subtracting the wife's income from the husband's income using an 8-level income rank.

- Wife's gender role consciousness,

Wife's gender role consciousness was measured using the scores resulting from a principal component analysis using variables related to gender consciousness from parts concerning family consciousness. Questions used in this analysis were as follows:

Question: Do you agree with the following ideas about families and children? Please circle the number.

- (1) After getting married, husbands should work out of the house and wives should focus their energy on household labor.
- (2) Mothers should focus their energy on child rearing without having jobs when their children are young.
- (3) Boys should be brought up as boys and girls as girls.

Answers consist of four levels from "1. Completely agree" to "4. Completely disagree". These levels are used in the analysis where high scores indicate high "gender role consciousness". The result of the principal component analysis is as follows;

Wife's gender role consciousness-principal components analysis

	Total	under29	30-39	40-49	50-59	60-69
eigenvalue	1.830	1.855	1.852	1.800	1.756	1.629
contribution	61.0	61.8	61.7	59.9	58.5	54.3
factor matrix	0.774	0.817	0.812	0.756	0.727	0.704
	0.807	0.806	0.820	0.818	0.778	0.753
	0.764	0.733	0.721	0.745	0.788	0.752

- Number of networks, Zero = 0, One = 1, Two = 2, Three = 3, Four or more = 4
- Boy under 12 dummy, Other = 0, Boy under 12 = 1

References:

- Blair, S.L. and Lichter, D.T., 1991, "Measuring the Division of Household Labor: Gender Segregation among American Couples," *Journal of Family Issues*, 12, pp.91-113.
- Coltrane, S. and Ishii-Kuntz, M., 1987, "Men's Housework: A Life Course Perspective," *Journal of Marriage and the Family*, 54, pp.737-750.
- Davis, K., 1984, "Wives and Work: Consequences of the Sex Role Revolution," *Population and Development Review*, 10, pp.397-417.
- Demo, D.H. and Acock, A.C., 1993, "How Much Have Things Really Changed: Family Diversity and the Division of Domestic Labor," *Family Relations*, 42, pp.323-331.
- Ferree, M.M., 1991, "The Gender Division of Labor in Two-Earner Marriages: Dimensions of Variability and Change," *Journal of Family Issues*, 12-2, pp.158-180.

- Ishii-Kuntz, M. and Coltrane, S., 1992. "Remarriage, Stepparenting, and Household Labor." *Journal of Family Issues*, 13-2, pp.215-233.
- Ishii-Kuntz, M. and Coltrane, S., 1992, "Predicting the Sharing of Household Labor, Are Parenting and Housework Distinct," *Sociological Perspective*, 35-4, pp.629-647.
- Iwai, N., 1998, "The Division of Household Labor in Japan," Review of the Osaka University of Commerce, No.110, pp.107-134.
- Kamo, Y., 1988, "Determinants of Household Division of Labor: Resources, Power, and Ideology," *Journal of Family Issues*, 9-2, pp.177-200.
- Kamo, Y., 1994, "Division of Household Work in the United States and Japan," *Journal of Family Issues*, 15-3, pp.348-378.
- Kamo, Y., 1991, "A Nonlinear Effect of the Number of Children on the Division of the Household Labor," *Sociological Perspective*, 34-2, pp.205-218.
- Maret, E. and Barbara, F., 1984 "The Distribution of Household Labor among Women in Dual-Earner Families," *Journal of Marriage and the Family*, 46, pp.357-364.
- Nishioka, H., 1997, "Evolution of Japanese Women's Status-True or Not ?" Proceedings presented at the Seminar on "Women and Families" of the CICRED.
- Nishioka, H., 1998, "Husband's Household Labor and Reproductive Behavior-Case of Japan," Proceedings presented at the Seminar on "Men, Family Formation and Reproduction," of the IUSSP.
- Presser, H.B., 1994, "Employment Schedules among Dual-Earner Spouses and the Division of Household Labor by Gender," *American Sociological Review*, 59, pp.348-364.
- Roxroat, C. and Shehan, C., 1987, "The Family Life Cycle and Spouses' Time in Housework," *Journal of Marriage and the Family*, 49, pp.737-750.
- Shelton, B.A. and John, D., 1996, "The Division of Household Labor," *Annual Review of Sociology*, 22, pp.299-322.
- Thompson, L. and Walker, A.J., 1989, "Gender in Families: Women and Men in Marriage, Work, and Parenthood," *Journal of Marriage and the Family*, 51, pp.845-871.
- Tsuya, N.O. and Bumpass, L.L., 1998, "Sharing of Housework by Husbands and Wives in Japan, Korea, and the United States," Proceedings of Seminar on Work and Family Life in Comparative Perspective, Nihon University.

男性の家庭内役割とジェンダーシステム

—夫の家事・育児行動を規定する要因について—

西岡 八郎

本報告の目的は、家庭の共同責任を担う夫の家事、育児遂行を検討することによって、少子化と家庭内外の社会や制度の問題を考える一助とすることである。男性の家事や育児協力への少なさが、女子の結婚や出産・子育てを躊躇させる要因、あるいは負担感の一つになっていると考えられ、男性の家事、育児参加への促進要因や阻害要因を研究することは、少子化とジェンダーの問題を考える上で重要な研究課題といえる。

従来の家族研究では、家庭内の役割配分を規定する要因として、相対的資源論、時間制約論、イデオロギー論（性別役割分業論）などが有力な説明仮説として用いられてきた。しかし、日本では全国規模のサンプルでこれらの変数の妥当性を総合的に検討した実証研究はほとんどみられない。そこで、本報告では夫の家事や育児遂行について、全国調査のマイクロデータを用い、先行研究では個々に分析されてきた仮説を総合して、階層的重回帰分析によって検証を試みた。また、夫婦間、あるいは家族の問題を超えた社会の持つ構造的な問題が夫の家事、育児への役割遂行を制約しているのではないかと、この考えから日本の社会や家族に特徴的な要因として、新たに「環境制約」仮説を設けこれについても検討を行った。

夫の家事参加、育児参加の促進要因、阻害要因を複数の仮説から総合的に検討を試みた結果は以下の通りであった。夫の家事参加の程度に関する分析では、相対的資源論、時間制約論、イデオロギー論などアメリカの先行研究による結果を日本の場合でも概ね追認する結果を得た。しかし、個人レベルの時間秩序を超えた社会的制約による影響や、「親子の居住関係」を含めたより日本的な「環境制約」による伝統的要因が、もっとも説明力を示した。これは日本の社会や家族特有の会社、組織中心の労働慣行、親との同居といった制約的な環境がアメリカとは違った形で夫の家事参加への制約を増幅させているのではないかと、この結論を導くことができた。育児参加については、家族構造的要因（人口学的要因）が最も分散を説明するという結果であったが、ここでも「環境制約」要因による影響がマイナスの要因として説明力を持つことになった。

今回の分析から、どちらかといえば個人的属性要因よりも社会の制度的要因やジェンダー的要因などがより男性の家庭内役割の遂行を妨げていることを見いだした。夫も妻もともに働き、家事や子育てをともに分担する家族への転換期に少子化、出生率低下の問題が生じたとすれば、日本の固定的な雇用慣行から個人のキャリアを尊重した働き方、多様で自由な生き方が容認されるような制度改革や社会全体の意識改革を進めることが肝要であり、男女共同参画型の社会に向けて時代の変化を明らかにし、それに沿った改革を進めることが同時に少子化問題への対応策となるであろう。

統 計

全国人口の再生産に関する主要指標：1997年

1997年における日本の人口再生産率に関する主要指標を、1997年1月から12月までの出生・死亡統計¹⁾ (確定数)、1997年10月1日現在の日本人人口²⁾ および1997年簡易生命表³⁾ の数値に基づいて算出した。その内容は、1930年全国人口を標準人口とする標準化人口動態率、女子の人口再生産率ならびに女子の安定人口諸指標である。各指標の定義および詳細については、研究資料第272号 (『全国日本人人口の再生産に関する指標 (1985年~1990年)』, 1992年2月) を参照されたい。

(石川 晃・坂東里江子)

主要結果

1997年の出生数は1,191,665であり、前年(1996年)の1,206,555に比べ14,890減少した。出生数は1973年の209万をピークに減少傾向を示していたが、1990年以降は120万前後で推移してきている。また、普通出生率も同様の傾向を示し、1973年の19.4‰から1993年の9.6‰へと一貫した低下がみられたが、それ以降ほぼ横這い状態となり1997年には9.5‰となった。一方1997年の死亡数は913,402人で、前年の896,211人に比べ17,191人増加し、1997年の普通死亡率は7.3‰と前年の7.2‰と比べ0.1ポイント上昇した。近年、死亡数および率ともに増加傾向を示している。1997年の普通出生率と普通死亡率の差である自然増加率は、2.2‰となり、前年の2.5‰より0.3ポイント低下した。

標準化人口動態率をみると(表1)、出生率は前年(1996年)の9.89‰から0.24ポイント低下し9.65‰となり、死亡率は前年の2.41‰から2.36‰へと0.05ポイント低下した。また、自然増加率は、7.29‰となり、前年に比べ0.19ポイント低下した。

人口再生産率についてみると(表2および表4)、1997年の合計特殊出生率は1.39であり、前年の1.43に比べ0.04低下した。しかし、1996年は「うろう年」であるため、その影響を除去した場合には1.42であり、実質的には0.03低下したことになる。近年では1984年の1.81をピークにその後低下傾向が続いてきている。1996年と95年の年齢別出生率の変化をみると、20歳代では依然として低下傾向がみられるものの、20歳以下および30歳以上では上昇を示している。高年齢での上昇は、晩産化傾向がさらに進行していることを示すものであるが、10歳代で僅かではあるが上昇している点が興味深い。なお、総再生産率は0.68(前年0.69)、純再生産率は0.67(前年0.69)となり、ともに前年に比べて低下した。

女子人口の安定人口動態率は(表3、表7および表8)、増加率-13.49‰、出生率6.28‰、死亡率19.77‰となり、それぞれ前年(1996年)と比べ、増加率は-0.80、出生率は-0.30、死亡率は-0.50ポイント変化した。また、安定人口平均世代間隔は29.70年となり前年より0.07年の伸びがみられた。これは晩産化の影響によるものである。安定人口の65歳以上割合は、前年の35.05%より若干増加し36.10%となった。

1) 厚生省統計情報部『平成9年 人口動態統計』, 1999年3月(予定)。

2) 総務庁統計局『人口推計年報 平成9年10月1日現在推計人口』, 1998年6月。

3) 厚生省統計情報部『平成9年簡易生命表』, 1999年3月(予定)。

表1 年次別標準化人口動態率：1925～97年
Table 1. Standardized and Crude Vital Rates : 1925-1997

年次 Year	標準化人口動態率(%) Standardized vital rates			1930年を基準とした指数(%) Index of standardized vital rates (1930=100)			[参考] 普通動態率(%) Crude vital rates		
	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate	出生 Birth rate	死亡 Death rate	自然増加 Natural inc. rate
1925	35.26	20.25	15.01	109.00	111.47	105.84	34.9	20.3	14.6
1930	32.35	18.17	14.19	100.00	100.00	100.00	32.4	18.2	14.2
1940	27.74	16.96	10.78	85.75	93.35	76.02	29.4	16.5	12.9
1947	30.87	15.40	15.47	95.42	84.79	109.02	34.3	14.6	19.7
1948	30.20	12.38	17.82	93.35	68.16	125.61	33.5	11.9	21.6
1949	29.83	11.95	17.88	92.20	65.76	126.05	33.0	11.6	21.4
1950	25.47	11.02	14.45	78.74	60.68	101.86	28.1	10.9	17.2
1951	22.76	9.92	12.84	70.36	54.62	90.53	25.3	9.9	15.4
1952	20.85	8.91	11.93	64.44	49.07	84.13	23.4	8.9	14.5
1953	18.96	8.88	10.08	58.62	48.90	71.07	21.5	8.9	12.6
1954	17.53	8.19	9.35	54.20	45.07	65.89	20.0	8.2	11.8
1955	16.88	7.70	9.18	52.18	42.40	64.70	19.4	7.8	11.6
1956	15.91	7.89	8.02	49.17	43.43	56.52	18.4	8.0	10.4
1957	14.69	8.04	6.64	45.39	44.27	46.83	17.2	8.3	8.9
1958	15.27	7.17	8.10	47.20	39.48	57.09	18.0	7.4	10.6
1959	14.90	7.04	7.85	46.05	38.78	55.37	17.5	7.4	10.1
1960	14.69	7.01	7.69	45.42	38.57	54.20	17.2	7.6	9.6
1961	14.31	6.72	7.58	44.22	37.01	53.45	16.9	7.4	9.5
1962	14.34	6.65	7.69	44.32	36.62	54.19	17.0	7.5	9.5
1963	14.53	6.10	8.42	44.90	33.59	59.38	17.3	7.0	10.3
1964	14.89	5.91	8.97	46.02	32.56	63.26	17.7	6.9	10.8
1965	15.74	5.96	9.77	48.64	32.81	68.91	18.6	7.1	11.5
1966	11.80	5.54	6.26	36.48	30.47	44.17	13.7	6.8	6.9
1967	16.31	5.41	10.91	50.43	29.77	76.89	19.4	6.8	12.6
1968	15.37	5.33	10.03	47.50	29.35	70.74	18.6	6.8	11.8
1969	15.04	5.21	9.83	46.49	28.69	69.29	18.5	6.8	11.7
1970	15.26	5.18	10.08	47.18	28.54	71.05	18.8	6.9	11.9
1971	15.87	4.82	11.05	49.06	26.56	77.88	19.2	6.6	12.6
1972	15.96	4.66	11.31	49.35	25.64	79.71	19.3	6.5	12.8
1973	16.07	4.61	11.47	49.68	25.36	80.83	19.4	6.6	12.8
1974	15.47	4.45	11.02	47.82	24.49	77.71	18.6	6.5	12.1
1975	14.32	4.21	10.12	44.27	23.15	71.32	17.1	6.3	10.8
1976	13.65	4.05	9.60	42.19	22.30	67.66	16.3	6.3	10.0
1977	13.31	3.84	9.47	41.15	21.15	66.76	15.5	6.1	9.4
1978	13.25	3.73	9.52	40.94	20.52	67.09	14.9	6.1	8.8
1979	13.07	3.56	9.51	40.41	19.62	67.03	14.2	6.0	8.2
1980	12.76	3.57	9.19	39.45	19.67	64.78	13.6	6.2	7.4
1981	12.55	3.44	9.11	38.79	18.94	64.22	13.0	6.1	6.9
1982	12.75	3.28	9.47	39.40	18.05	66.74	12.8	6.0	6.8
1983	12.95	3.27	9.68	40.02	18.99	68.23	12.7	6.2	6.5
1984	12.96	3.15	9.80	40.05	17.36	69.12	12.5	6.2	6.3
1985	12.53	3.06	9.48	38.74	16.83	66.81	11.9	6.3	5.6
1986	12.26	2.94	9.32	37.90	16.18	65.72	11.4	6.2	5.2
1987	11.95	2.82	9.13	36.94	15.53	64.36	11.1	6.2	4.9
1988	11.66	2.84	8.82	36.04	15.61	62.21	10.8	6.5	4.3
1989	11.02	2.73	8.29	34.06	15.03	58.43	10.2	6.4	3.7
1990	10.74	2.72	8.02	33.20	14.97	56.55	10.0	6.7	3.3
1991	10.78	2.66	8.12	33.33	14.64	57.27	9.9	6.7	3.2
1992	10.48	2.65	7.82	32.38	14.60	55.15	9.8	6.9	2.9
1993	10.14	2.62	7.52	31.35	14.41	53.03	9.6	7.1	2.5
1994	10.42	2.53	7.89	32.22	13.92	55.66	10.0	7.1	2.9
1995	9.90	2.57	7.33	30.59	14.12	51.67	9.5	7.4	2.1
1996	9.89	2.41	7.48	30.58	13.28	52.74	9.7	7.2	2.5
1997	9.65	2.36	7.29	29.83	12.99	51.40	9.5	7.3	2.2

1930年全国人口を標準人口に採り、任意標準人口標準化法の直接法による。総務庁統計局の国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生・死亡数によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に存在する外国人を含む）を、1947年以降は日本人人口を用いている。なお、1947年～72年は沖縄県を含まない。

表2 年次別女子の人口再生産率：1925～97年
Table 2. Reproduction Rates for Female: 1925-1997

年次 Year	合計特殊 出生率 TFR (1)	総 再生産率 GRR (2)	純 再生産率 NRR (3)	再生産 残存率 (3)/(2) (4)	静止粗 再生産率 (1)/(3) (5)	(1)-(5) (6)	1930年を基準とした指数		
							合計特殊 出生率 TFR	総 再生産率 GRR	純 再生産率 NRR
1925	5.11	2.51	1.65	0.66	3.10	2.01	108.3	109.3	108.2
1930	4.72	2.30	1.52	0.66	3.09	1.62	100.0	100.0	100.0
1940	4.12	2.01	1.43	0.71	2.87	1.25	87.3	87.4	94.1
1947	4.54	2.21	1.68	0.76	2.71	1.84	96.3	96.1	110.2
1948	4.40	2.14	1.75	0.82	2.52	1.88	93.3	93.0	114.7
1949	4.32	2.11	1.74	0.82	2.48	1.83	91.5	91.7	114.0
1950	3.65	1.77	1.50	0.85	2.43	1.22	77.4	77.1	98.4
1951	3.26	1.59	1.38	0.86	2.37	0.89	69.2	69.3	90.2
1952	2.98	1.45	1.29	0.89	2.31	0.66	63.1	63.1	84.3
1953	2.69	1.31	1.17	0.89	2.30	0.40	57.1	57.1	77.0
1954	2.48	1.20	1.09	0.90	2.28	0.20	52.6	52.3	71.3
1955	2.37	1.15	1.06	0.92	2.24	0.13	50.2	50.1	69.3
1956	2.22	1.08	0.99	0.92	2.24	-0.01	47.1	47.0	65.2
1957	2.04	0.99	0.92	0.93	2.22	-0.18	43.3	43.2	60.4
1958	2.11	1.03	0.96	0.93	2.21	-0.10	44.7	44.7	62.7
1959	2.04	0.99	0.93	0.94	2.20	-0.16	43.2	43.1	60.9
1960	2.00	0.97	0.92	0.94	2.18	-0.18	42.5	42.4	60.3
1961	1.96	0.95	0.90	0.95	2.17	-0.21	41.6	41.4	59.3
1962	1.98	0.96	0.91	0.95	2.16	-0.19	41.9	41.7	59.9
1963	2.00	0.97	0.93	0.96	2.14	-0.14	42.5	42.4	61.3
1964	2.05	1.00	0.96	0.96	2.14	-0.09	43.4	43.3	62.9
1965	2.14	1.04	1.01	0.97	2.12	0.01	45.4	45.3	66.0
1966	1.58	0.76	0.73	0.97	2.15	-0.57	33.4	33.1	48.2
1967	2.23	1.08	1.05	0.97	2.12	0.11	47.2	47.2	69.0
1968	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.00	45.2	44.8	65.6
1969	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.00	45.2	44.7	65.6
1970	2.13	1.03	1.00	0.97	2.13	0.01	45.3	44.8	65.9
1971	2.16	1.04	1.02	0.98	2.12	0.04	45.8	45.4	66.8
1972	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.4	45.1	66.5
1973	2.14	1.04	1.01	0.98	2.11	0.03	45.4	45.2	66.5
1974	2.05	0.99	0.97	0.98	2.11	-0.06	43.4	43.2	63.7
1975	1.91	0.93	0.91	0.98	2.10	-0.19	40.5	40.3	59.5
1976	1.85	0.90	0.88	0.98	2.10	-0.25	39.3	39.1	57.8
1977	1.80	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.2	38.0	56.3
1978	1.79	0.87	0.86	0.98	2.10	-0.30	38.0	37.8	56.1
1979	1.77	0.86	0.84	0.98	2.10	-0.33	37.5	37.3	55.4
1980	1.75	0.85	0.84	0.98	2.09	-0.35	37.0	36.9	54.8
1981	1.74	0.85	0.83	0.99	2.09	-0.35	36.9	36.8	54.7
1982	1.77	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.31	37.5	37.5	55.7
1983	1.80	0.88	0.86	0.99	2.08	-0.28	38.2	38.1	56.7
1984	1.81	0.88	0.87	0.99	2.08	-0.27	38.4	38.4	57.1
1985	1.76	0.86	0.85	0.99	2.08	-0.32	37.4	37.3	55.6
1986	1.72	0.84	0.83	0.99	2.08	-0.36	36.5	36.4	54.2
1987	1.69	0.82	0.81	0.99	2.08	-0.39	35.8	35.7	53.3
1988	1.66	0.81	0.80	0.99	2.08	-0.42	35.1	35.0	52.2
1989	1.57	0.76	0.76	0.99	2.08	-0.51	33.3	33.3	49.6
1990	1.54	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.54	32.7	32.7	48.7
1991	1.53	0.75	0.74	0.99	2.08	-0.55	32.5	32.5	48.4
1992	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.8	31.7	47.3
1993	1.46	0.71	0.70	0.99	2.08	-0.62	30.9	30.9	46.0
1994	1.50	0.73	0.72	0.99	2.08	-0.58	31.8	31.7	47.4
1995	1.42	0.69	0.69	0.99	2.07	-0.65	30.1	30.1	45.0
1996	1.43	0.69	0.69	0.99	2.08	-0.65	30.2	30.2	45.0
1997	1.39	0.68	0.67	0.99	2.07	-0.68	29.4	29.4	43.9

国勢調査人口およびそれに基づく推計人口、人口動態統計による出生数ならびに生命表（完全生命表および簡易生命表）の生残率（ L_x^e ）によって算出。率算出の基礎人口は、1940年以前は総人口（日本に在住する外国人を含む）を、1947年以降は日本人人口を用いている。なお、1947年～72年は沖縄県を含まない。

表3 年次別女子の安定人口動態率，平均世代間隔および年齢構造係数：1925～97年
(付 女子の実際人口年齢構造係数)

Table 3. Intrinsic Vital Rates, Average Length of Generation of Stable Population and Age Composition of Stable and Actual Population for Female: 1925-1997

年次 Year	安定人口動態率(%) Intrinsic vital rates			安定人口 平均世代 間隔(年) Ave. len. of gen.	安定人口年齢構造係数(%) Age composition of stable population			[参考] 実際人口年齢構造係数(%) Age composition of actual population		
	増加率 Increase rate	出生率 Birth rate	死亡率 Death rate		0～14歳	15～64歳	65歳以上	0～14歳	15～64歳	65歳以上
1925	17.11	35.91	18.80	29.25	38.11	57.37	4.52	36.54	57.73	5.73
1930	14.25	32.78	18.53	29.59	35.78	58.74	5.48	36.45	58.11	5.44
1940	11.93	28.60	16.66	30.26	33.58	60.36	6.06	35.71	58.84	5.45
1947	17.34	31.46	14.12	29.91	36.05	58.60	5.34	34.03	60.50	5.47
1948	18.87	30.54	11.67	29.61	36.34	58.18	5.48	34.09	60.44	5.48
1949	18.80	30.30	11.50	29.39	35.93	58.40	5.67	34.23	60.24	5.53
1950	13.88	25.85	11.97	29.23	32.03	60.80	7.17	34.11	60.25	5.64
1951	10.91	23.11	12.21	29.25	29.41	62.07	8.52	33.83	60.54	5.64
1952	8.63	20.88	12.25	29.14	27.39	62.85	9.77	33.35	60.93	5.72
1953	5.53	18.66	13.13	29.03	25.07	63.71	11.22	32.94	61.27	5.79
1954	2.90	16.72	13.83	28.92	23.07	63.98	12.94	32.61	61.48	5.91
1955	1.90	15.84	13.94	28.77	22.20	64.07	13.73	32.11	61.88	6.02
1956	-0.22	14.63	14.85	28.59	20.84	64.52	14.63	31.34	62.60	6.06
1957	-2.89	13.11	16.00	28.43	19.20	64.72	16.08	30.50	63.38	6.11
1958	-1.57	13.59	15.16	28.19	19.71	64.26	16.03	29.77	64.04	6.19
1959	-2.65	12.92	15.57	28.05	18.97	64.24	16.79	29.03	64.68	6.29
1960	-3.01	12.68	15.69	27.86	18.74	64.45	16.81	28.81	64.79	6.39
1961	-3.66	12.22	15.87	27.80	18.21	64.24	17.56	28.56	64.94	6.50
1962	-3.27	12.36	15.63	27.69	18.42	64.36	17.23	27.49	65.92	6.60
1963	-2.43	12.59	15.01	27.71	18.71	63.96	17.33	26.34	66.92	6.74
1964	-1.52	12.95	14.47	27.70	19.18	63.83	16.99	25.24	67.89	6.86
1965	0.25	13.84	13.60	27.68	20.28	63.89	15.82	24.63	68.43	6.94
1966	-11.12	8.54	19.66	27.73	13.65	62.66	23.69	23.80	69.06	7.14
1967	1.83	14.49	12.66	27.72	21.05	63.33	15.62	23.40	69.27	7.32
1968	0.02	13.48	13.46	27.75	19.87	63.37	16.76	23.12	69.38	7.50
1969	0.01	13.42	13.41	27.76	19.79	63.20	17.00	23.00	69.37	7.64
1970	0.14	13.47	13.33	27.73	19.87	63.25	16.88	22.94	69.26	7.80
1971	0.65	13.59	12.94	27.72	19.98	62.76	17.26	22.94	69.14	7.92
1972	0.47	13.43	12.96	27.65	19.79	62.60	17.61	23.06	68.81	8.13
1973	0.52	13.41	12.90	27.62	19.77	62.52	17.71	23.26	68.41	8.33
1974	-1.06	12.54	13.60	27.54	18.72	62.38	18.90	23.32	68.12	8.56
1975	-3.54	11.26	14.79	27.47	17.13	61.95	20.92	23.32	67.81	8.87
1976	-4.58	10.70	15.28	27.50	16.43	61.62	21.95	23.30	67.56	9.14
1977	-5.53	10.19	15.72	27.60	15.77	61.14	23.09	23.21	67.34	9.44
1978	-5.66	10.08	15.74	27.67	15.62	60.90	23.48	23.06	67.20	9.74
1979	-6.09	9.82	15.91	27.73	15.27	60.48	24.25	22.82	67.10	10.07
1980	-6.50	9.62	16.12	27.79	15.03	60.35	24.61	22.52	67.11	10.37
1981	-6.54	9.55	16.09	27.88	14.92	60.08	25.00	22.43	66.89	10.68
1982	-5.83	9.78	15.61	27.98	15.20	59.83	24.96	21.99	67.03	10.98
1983	-5.22	10.03	15.25	28.06	15.53	59.91	24.56	21.57	67.16	11.27
1984	-4.94	10.09	15.04	28.17	15.60	59.67	24.72	21.11	67.37	11.52
1985	-5.86	9.64	15.50	28.32	15.02	59.26	25.73	20.61	67.38	12.01
1986	-6.69	9.22	15.91	28.45	14.46	58.69	26.85	20.03	67.58	12.39
1987	-7.28	8.91	16.19	28.60	14.03	58.17	27.80	19.40	67.77	12.83
1988	-7.92	8.66	16.58	28.76	13.71	58.08	28.21	18.72	68.01	13.26
1989	-9.68	7.90	17.59	28.92	12.68	57.06	30.25	18.04	68.24	13.71
1990	-10.26	7.67	17.93	29.03	12.36	56.76	30.88	17.47	68.29	14.23
1991	-10.44	7.57	18.02	29.10	12.23	56.52	31.26	16.92	68.31	14.76
1992	-11.19	7.28	18.48	29.20	11.83	56.11	32.06	16.45	68.26	15.29
1993	-12.07	6.93	19.00	29.32	11.34	55.45	33.22	16.00	68.19	15.82
1994	-11.07	7.22	18.30	29.41	11.73	55.45	32.82	15.63	68.01	16.36
1995	-12.80	6.63	19.44	29.51	10.91	54.72	34.36	15.30	67.79	16.92
1996	-12.69	6.58	19.27	29.63	10.82	54.13	35.05	14.99	67.50	17.51
1997	-13.49	6.28	19.77	29.70	10.40	53.50	36.10	14.70	67.20	18.10

表4 女子の年齢（各歳・5歳階級）別人口、出生数、出生率および生残数ならびに人口再生産率：1997年
 Table 4. Population, Number of Births and Specific Fertility Rates by Age, and Reproduction Rates for Female : 1997

年 齢 x (1)	女子人口 P_x^F (2)	出生数			出生率		生残率 (静止人口) L_x^F (8)	期待女兒数 (7)×(8) 100,000 (9)
		総 数 B_x (3)	男 B_x^M (4)	女 B_x^F (5)	出生率 (3)／(2) (6)	女兒出生率 (5)／(2) (7)		
15	734,616	169	92	77	0.00023	0.00010	99,408	0.00010
16	740,278	748	379	369	0.00101	0.00050	99,394	0.00050
17	772,627	2,118	1,103	1,015	0.00274	0.00131	99,376	0.00131
18	795,345	4,346	2,248	2,098	0.00546	0.00264	99,355	0.00262
19	825,823	9,253	4,802	4,451	0.01120	0.00539	99,330	0.00535
20	847,302	15,095	7,757	7,338	0.01782	0.00866	99,304	0.00860
21	893,055	23,509	12,019	11,490	0.02632	0.01287	99,278	0.01277
22	926,662	33,969	17,395	16,573	0.03666	0.01788	99,251	0.01775
23	969,008	47,466	24,239	23,227	0.04898	0.02397	99,225	0.02378
24	983,497	62,443	32,090	30,353	0.06349	0.03086	99,200	0.03062
25	960,249	77,050	39,755	37,295	0.08024	0.03884	99,173	0.03852
26	938,955	91,783	47,109	44,674	0.09775	0.04758	99,146	0.04717
27	909,179	103,127	52,641	50,486	0.11343	0.05553	99,116	0.05504
28	895,556	111,202	57,114	54,088	0.12417	0.06040	99,084	0.05984
29	876,677	113,325	57,983	55,342	0.12927	0.06313	99,049	0.06253
30	880,727	98,732	50,636	48,096	0.11210	0.05461	99,011	0.05407
31	684,776	81,219	41,496	39,723	0.11861	0.05801	98,970	0.05741
32	852,086	80,899	41,421	39,478	0.09494	0.04633	98,927	0.04583
33	797,222	63,988	32,717	31,271	0.08026	0.03923	98,882	0.03879
34	779,503	49,989	25,496	24,493	0.06413	0.03142	98,834	0.03106
35	758,069	37,335	19,057	18,277	0.04925	0.02411	98,783	0.02382
36	749,487	27,990	14,505	13,484	0.03734	0.01799	98,730	0.01776
37	759,114	19,635	10,110	9,525	0.02587	0.01255	98,672	0.01238
38	777,068	13,861	7,203	6,658	0.01784	0.00857	98,611	0.00845
39	759,665	9,174	4,731	4,443	0.01208	0.00585	98,545	0.00576
40	741,585	5,662	2,929	2,733	0.00764	0.00369	98,472	0.00363
41	784,218	3,519	1,797	1,722	0.00449	0.00220	98,390	0.00216
42	813,933	1,951	1,009	942	0.00240	0.00116	98,299	0.00114
43	818,761	1,140	574	566	0.00139	0.00069	98,200	0.00068
44	877,806	557	288	269	0.00063	0.00031	98,092	0.00030
45	931,027	242	117	125	0.00026	0.00013	97,974	0.00013
46	991,669	95	51	44	0.00010	0.00004	97,844	0.00004
47	1,069,794	43	23	20	0.00004	0.00002	97,699	0.00002
48	1,180,171	16	10	6	0.00001	0.00001	97,538	0.00000
49	1,171,705	14	6	8	0.00001	0.00001	97,362	0.00001
総数	30,247,215	1,191,665	610,905	580,760	1.38817	0.67656	—	0.66994
15～19	3,868,689	16,634	8,624	8,010	0.00430	0.00207	496,863	0.01029
20～24	4,619,524	182,483	93,500	88,982	0.03950	0.01926	496,258	0.09559
25～29	4,580,616	496,487	254,603	241,844	0.10839	0.05281	495,568	0.26169
30～34	3,994,314	374,827	191,766	183,061	0.09384	0.04583	494,624	0.22669
35～39	3,803,403	107,995	55,607	52,388	0.02839	0.01377	493,341	0.06795
40～44	4,036,303	12,829	6,597	6,232	0.00318	0.00154	491,453	0.00759
45～49	5,344,366	410	207	203	0.00008	0.00004	488,417	0.00019

本表の数値は、前掲表1～表3の各指標の1997年分算定に用いたものである。

女子人口は、総務庁統計局『推計人口』による1997年10月1日現在の日本人口。出生数は、厚生省大臣官房統計情報部の1997年人口動態統計。生残率は、厚生省大臣官房統計情報部の簡易生命表による L_x^F 。なお、年齢別人口は年齢不詳人口を按分補正したものを、出生数は母の年齢が15歳未満のものを15歳に、50歳以上のものを49歳に加え、不詳の出生数については、既知の年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

(6)欄の総数は合計特殊出生率、(7)欄の総数は経再生産率、(9)欄の総数は純再生産率。

表5 女子の年齢別出生順位別出生率：1997年

Table 5. Age Specific Fertility Rates by Live Birth Order for Female : 1997

年 齢	総 数	第1子	第2子	第3子	第4子	第5子～
15	0.00023	0.00023	0.00000	—	—	—
16	0.00101	0.00099	0.00002	0.00000	—	—
17	0.00274	0.00263	0.00011	0.00000	—	—
18	0.00546	0.00502	0.00043	0.00001	0.00000	—
19	0.01120	0.01002	0.00112	0.00006	0.00000	—
20	0.01782	0.01512	0.00255	0.00013	0.00000	0.00000
21	0.02632	0.02097	0.00502	0.00033	0.00001	—
22	0.03666	0.02697	0.00880	0.00082	0.00006	0.00001
23	0.04898	0.03401	0.01320	0.00167	0.00010	0.00001
24	0.06349	0.04263	0.01797	0.00261	0.00024	0.00003
25	0.08024	0.05214	0.02375	0.00394	0.00036	0.00005
26	0.09775	0.06030	0.03074	0.00599	0.00063	0.00008
27	0.11343	0.06463	0.03950	0.00829	0.00088	0.00013
28	0.12417	0.06394	0.04787	0.01096	0.00117	0.00023
29	0.12927	0.05931	0.05386	0.01417	0.00165	0.00029
30	0.11210	0.04445	0.05006	0.01535	0.00191	0.00033
31	0.11861	0.04025	0.05478	0.02039	0.00267	0.00052
32	0.09494	0.02818	0.04378	0.01957	0.00281	0.00059
33	0.08026	0.02168	0.03581	0.01902	0.00311	0.00064
34	0.06413	0.01639	0.02678	0.01694	0.00327	0.00074
35	0.04925	0.01214	0.01974	0.01349	0.00312	0.00077
36	0.03734	0.00887	0.01420	0.01059	0.00289	0.00080
37	0.02587	0.00612	0.00930	0.00739	0.00228	0.00078
38	0.01784	0.00427	0.00626	0.00486	0.00177	0.00068
39	0.01208	0.00299	0.00406	0.00308	0.00129	0.00064
40	0.00764	0.00197	0.00240	0.00190	0.00093	0.00044
41	0.00449	0.00115	0.00132	0.00114	0.00053	0.00034
42	0.00240	0.00067	0.00062	0.00056	0.00030	0.00024
43	0.00139	0.00033	0.00038	0.00032	0.00020	0.00017
44	0.00063	0.00015	0.00016	0.00015	0.00010	0.00008
45	0.00026	0.00006	0.00006	0.00006	0.00004	0.00004
46	0.00010	0.00002	0.00002	0.00002	0.00001	0.00002
47	0.00004	0.00001	0.00000	0.00001	0.00000	0.00001
48	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000	0.00000
49	0.00001	0.00000	0.00001	0.00000	0.00000	0.00000
合 計	1.38817	0.64863	0.51470	0.18383	0.03235	0.00865
平均年齢	29.57	27.94	30.26	32.33	34.06	35.73
15～19	0.00430	0.00393	0.00036	0.00002	0.00000	—
20～24	0.03950	0.02845	0.00980	0.00116	0.00009	0.00001
25～29	0.10839	0.05997	0.03879	0.00855	0.00093	0.00015
30～34	0.09384	0.03024	0.04214	0.01816	0.00274	0.00056
35～39	0.02839	0.00686	0.01068	0.00786	0.00226	0.00073
40～44	0.00318	0.00082	0.00094	0.00078	0.00040	0.00025
45～49	0.00008	0.00002	0.00002	0.00002	0.00001	0.00001

表4の注参照。

平均（出生）年齢は、年齢別出生率（ f_x ）を用い次のように求めた。

$$\text{平均年齢} = \frac{\sum \{f_x \times (x+0.5)\}}{\sum f_x}$$

なお、表中‘—’は出生数が0を示す。

表6 男女、年齢（5歳階級）別人口、死亡数および死亡率：1997年
 Table 6. Population, Number of Deaths and Specific Mortality Rates
 by 5-Year Age Group and Sex : 1997

年 齢 階 級 x	総 数 Both sexes			男 Male			女 Female		
	人 口 P_x	死亡数 D_x	死亡率 m_x	人 口 P_x^M	死亡数 D_x^M	死亡率 m_x^M	人 口 P_x^F	死亡数 D_x^F	死亡率 m_x^F
総 数	124,963,282	913,402	0.00731	61,209,883	497,796	0.00813	63,753,399	415,606	0.00652
0～4	5,902,680	6,107	0.00103	3,024,128	3,325	0.00110	2,878,552	2,783	0.00097
5～9	6,186,626	875	0.00014	3,170,016	509	0.00016	3,016,610	366	0.00012
10～14	7,124,951	854	0.00012	3,647,907	540	0.00015	3,477,044	314	0.00009
15～19	7,940,988	2,833	0.00036	4,072,299	2,068	0.00051	3,868,689	764	0.00020
20～24	9,458,901	4,312	0.00046	4,839,377	3,076	0.00064	4,619,524	1,236	0.00027
25～29	9,311,563	4,639	0.00050	4,730,947	3,199	0.00068	4,580,616	1,440	0.00031
30～34	8,093,242	4,997	0.00062	4,098,928	3,259	0.00080	3,994,314	1,738	0.00044
35～39	7,683,268	6,575	0.00086	3,879,865	4,253	0.00110	3,803,403	2,322	0.00061
40～44	8,121,232	11,013	0.00136	4,084,929	7,025	0.00172	4,036,303	3,988	0.00099
45～49	10,710,991	24,490	0.00229	5,366,625	15,953	0.00297	5,344,366	8,537	0.00160
50～54	8,788,261	31,095	0.00354	4,365,852	20,883	0.00478	4,422,409	10,212	0.00231
55～59	8,283,432	43,334	0.00523	4,070,974	29,594	0.00727	4,212,458	13,740	0.00326
60～64	7,667,475	65,027	0.00848	3,707,940	44,839	0.01209	3,959,535	20,188	0.00510
65～69	6,689,129	88,928	0.01329	3,153,628	60,745	0.01926	3,535,501	28,182	0.00797
70～74	5,241,511	106,202	0.02026	2,279,260	66,586	0.02921	2,962,251	39,616	0.01337
75～79	3,507,284	120,928	0.03448	1,314,967	66,236	0.05037	2,192,317	54,692	0.02495
80～84	2,418,403	150,043	0.06204	860,071	74,716	0.08687	1,558,332	75,328	0.04834
85～89	1,308,343	140,134	0.10711	408,052	58,304	0.14288	900,291	81,830	0.09089
90～	525,002	101,017	0.19241	134,118	32,687	0.24372	390,884	68,330	0.17481

本表の数値は、前掲表1の標準化死亡率の1997年分算定に用いたものである。

人口は、総務庁統計局『推計人口』による1997年10月1日現在の日本人口。死亡数は、厚生省大臣官房統計情報部の1997年人口動態統計による。なお、年齢別人口および死亡数は年齢不詳分を既知の男女年齢別数値の割合に応じて按分補正したものである。

表7 女子の安定人口増加率、出生率、および死亡率ならびに平均世代間隔：1997年、1996年
 Table 7. Intrinsic Vital Rates and Average Length of Generation of
 Stable Population for Female : 1997, 1996

安定人口指標	1997年	1996年	差
安定人口増加率 γ	-0.01349	-0.01269	-0.00079
安定人口出生率 b	0.00628	0.00658	-0.00029
安定人口死亡率 d	0.01977	0.01927	0.00050
安定人口平均世代間隔 \bar{T}	29.70163	29.63037	0.07126
静止人口平均年齢 u	43.04125	42.92076	0.12049
静止人口平均世代間隔 α	29.56533	29.50605	0.05928

表8 女子の安定人口年齢（各歳・5歳階級別）構造係数：1997年
Table 8. Age Composition of Stable Population for Female : 1997

年 齢	構造係数	年 齢	構造係数	年 齢	構造係数	年 齢	構造係数	年 齢	構造係数
x	C_x^F	x	C_x^F	x	C_x^F	x	C_x^F	x	C_x^F
0	0.00631	25	0.00880	50	0.01207	75	0.01426	0~4	0.03240
1	0.00639	26	0.00891	51	0.01221	76	0.01415	5~9	0.03462
2	0.00648	27	0.00903	52	0.01235	77	0.01401	10~14	0.03702
3	0.00656	28	0.00915	53	0.01249	78	0.01382	15~19	0.03957
4	0.00665	29	0.00927	54	0.01263	79	0.01358	20~24	0.04228
5	0.00674	30	0.00939	55	0.01276	80	0.01328	25~29	0.04517
6	0.00683	31	0.00952	56	0.01290	81	0.01293	30~34	0.04822
7	0.00692	32	0.00964	57	0.01303	82	0.01252	35~39	0.05145
8	0.00702	33	0.00977	58	0.01316	83	0.01204	40~44	0.05483
9	0.00711	34	0.00990	59	0.01329	84	0.01150	45~49	0.05829
10	0.00721	35	0.01003	60	0.01342	85	0.01089	50~54	0.06175
11	0.00730	36	0.01016	61	0.01354	86	0.01021	55~59	0.06515
12	0.00740	37	0.01029	62	0.01366	87	0.00946	60~64	0.06828
13	0.00750	38	0.01042	63	0.01377	88	0.00866	65~69	0.07070
14	0.00760	39	0.01056	64	0.01388	89	0.00783	70~74	0.07176
15	0.00770	40	0.01069	65	0.01398	90	0.00698	75~79	0.06982
16	0.00781	41	0.01083	66	0.01407	91	0.00613	80~84	0.06228
17	0.00791	42	0.01097	67	0.01415	92	0.00529	85~89	0.04705
18	0.00802	43	0.01110	68	0.01422	93	0.00449	90~94	0.02663
19	0.00813	44	0.01124	69	0.01428	94	0.00374	95~	0.01006
20	0.00823	45	0.01138	70	0.01433	95~	0.00306		
21	0.00834	46	0.01152	71	0.01436			0~14	0.10403
22	0.00845	47	0.01166	72	0.01438			15~64	0.53500
23	0.00857	48	0.01180	73	0.01436			65~	0.36097
24	0.00868	49	0.01194	74	0.01433			総 数	1.00000

表9 男女別安定人口年齢構造と実際人口年齢構造：1997年
Table 9. Age Composition of Stable Population and Actual Population : 1997

年 齢 Age x	安定人口年齢構造 Age composition of stable population			実際人口年齢構造 Age composition of actual population		
	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female	男女計 Both sexes	男 Male	女 Female
	総 数	100.00	48.02	51.98	100.00	48.98
0~4	3.45	1.77	1.68	4.72	2.42	2.30
5~9	3.69	1.89	1.80	4.95	2.54	2.41
10~14	3.95	2.02	1.92	5.70	2.92	2.78
15~19	4.22	2.16	2.06	6.35	3.26	3.10
20~24	4.50	2.30	2.20	7.57	3.87	3.70
25~29	4.80	2.46	2.35	7.45	3.79	3.67
30~34	5.12	2.62	2.51	6.48	3.28	3.20
35~39	5.46	2.79	2.67	6.15	3.10	3.04
40~44	5.81	2.96	2.85	6.50	3.27	3.23
45~49	6.16	3.13	3.03	8.57	4.29	4.28
50~54	6.50	3.29	3.21	7.03	3.49	3.54
55~59	6.80	3.41	3.39	6.63	3.26	3.37
60~64	7.03	3.48	3.55	6.14	2.97	3.17
65~69	7.12	3.44	3.68	5.35	2.52	2.83
70~74	6.99	3.26	3.73	4.19	1.82	2.37
75~79	6.49	2.86	3.63	2.81	1.05	1.75
80~84	5.41	2.17	3.24	1.94	0.69	1.25
85~89	3.75	1.30	2.45	1.05	0.33	0.72
90~	1.93	0.54	1.38	0.42	0.11	0.31
0~14	11.09	5.68	5.41	15.38	7.88	7.50
15~64	56.41	28.60	27.81	68.87	34.58	34.28
65~	32.50	13.73	18.76	15.76	6.52	9.23

安定人口年齢構造係数のうち男子の求め方は『人口問題研究』第45巻第4号（1990年1月）本文参照。
実際人口年齢構造係数は、総務庁統計局『推計人口』による1997年10月1日現在日本人人口に基づく。

参考表 1997年出生率、死亡率一定による人口指標

年次	人口総数	人口動態率(%)			年齢構造係数(%)			
		増加率	出生率	死亡率	0~14	15~64	65~	75~
1997	126,166,019	2.23	9.54	7.31	15.35	68.99	15.66	6.17
2000	126,904,222	1.76	9.87	8.11	14.67	68.13	17.21	6.99
2010	126,653,824	-2.25	8.58	10.83	14.18	64.07	21.75	10.17
2020	120,707,389	-6.61	7.09	13.70	12.57	61.00	26.44	12.75
2030	111,452,232	-8.77	7.28	16.05	11.38	61.13	27.49	15.53
2040	101,056,682	-10.56	7.05	17.62	11.68	57.61	30.71	15.30
2050	90,306,628	-11.90	6.43	18.33	11.19	55.97	32.83	18.22
2060	79,287,914	-13.61	6.74	20.35	10.82	57.03	32.15	19.17
2070	69,131,408	-13.33	6.80	20.13	11.29	56.42	32.30	17.68
2080	60,557,123	-13.13	6.49	19.62	11.12	55.91	32.97	18.46
2090	52,922,347	-13.62	6.70	20.32	10.91	56.77	32.32	18.96
2100	46,161,427	-13.40	6.75	20.16	11.21	56.42	32.36	17.96
2110	40,397,724	-13.23	6.55	19.78	11.11	56.07	32.82	18.43
2120	35,301,878	-13.53	6.68	20.22	10.97	56.63	32.40	18.77
2130	30,812,408	-13.41	6.72	20.13	11.16	56.42	32.42	18.13
2140	26,950,168	-13.29	6.59	19.88	11.10	56.18	32.72	18.42
2150	23,550,562	-13.48	6.67	20.16	11.01	56.54	32.45	18.65
2160	20,564,031	-13.41	6.70	20.11	11.13	56.41	32.46	18.24
2170	17,980,042	-13.32	6.62	19.94	11.10	56.25	32.65	18.42
2180	15,711,938	-13.45	6.67	20.12	11.04	56.48	32.48	18.57
2190	13,723,043	-13.41	6.68	20.09	11.12	56.40	32.48	18.31
2200	11,996,003	-13.35	6.63	19.98	11.09	56.30	32.60	18.42
2210	10,482,711	-13.43	6.66	20.09	11.06	56.45	32.50	18.52
2220	9,157,294	-13.40	6.68	20.08	11.11	56.40	32.50	18.35
2230	8,003,738	-13.37	6.64	20.01	11.09	56.33	32.58	18.42
2240	6,994,029	-13.42	6.66	20.08	11.07	56.42	32.51	18.49
2250	6,110,373	-13.40	6.67	20.07	11.10	56.40	32.51	18.38
2260	5,340,175	-13.38	6.65	20.03	11.09	56.35	32.56	18.42
2270	4,666,462	-13.41	6.66	20.07	11.07	56.41	32.52	18.47
2280	4,077,163	-13.40	6.67	20.07	11.09	56.39	32.51	18.40
2290	3,563,051	-13.38	6.65	20.04	11.09	56.36	32.55	18.42
2300	3,113,524	-13.41	6.66	20.07	11.08	56.40	32.52	18.45
2310	2,720,457	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.52	18.41
2320	2,377,338	-13.39	6.65	20.04	11.09	56.37	32.54	18.42
2330	2,077,397	-13.40	6.66	20.06	11.08	56.40	32.52	18.44
2340	1,815,188	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.52	18.42
2350	1,586,213	-13.39	6.66	20.05	11.09	56.38	32.54	18.43
2360	1,386,081	-13.40	6.66	20.06	11.08	56.39	32.53	18.44
2370	1,211,152	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.52	18.42
2380	1,058,358	-13.39	6.66	20.05	11.09	56.38	32.53	18.43
2390	924,824	-13.40	6.66	20.06	11.08	56.39	32.53	18.43
2400	808,117	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.42
2410	706,162	-13.39	6.66	20.05	11.09	56.38	32.53	18.43
2420	617,064	-13.40	6.66	20.06	11.08	56.39	32.53	18.43
2430	539,198	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.42
2440	471,169	-13.40	6.66	20.05	11.09	56.38	32.53	18.43
2450	411,720	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
2460	359,768	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
2470	314,376	-13.40	6.66	20.05	11.09	56.38	32.53	18.43
2480	274,710	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
2490	240,047	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
2500	209,759	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
2600	54,446	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
2700	14,132	-13.40	6.66	20.06	11.08	56.39	32.53	18.43
2800	3,668	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
2900	952	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
3000	247	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
3100	64	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
3200	17	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
3300	4	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
3400	1	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43
3500	0	-13.40	6.66	20.06	11.09	56.39	32.53	18.43

1997年男女年齢(各歳)別人口(総人口)を基準人口とし、1997年における女子の年齢別出生率(合計特殊出生率:1.39)、出生性比(105.2)および生命表による死亡率(平均寿命男:77.19年、女:83.82年)が今後一定であるとした場合の将来の人口指標であり、安定人口に到達する経過ならびにその状態を示す。なお、国際人口移動はゼロとしている。

都道府県別標準化人口動態率：1997年

わが国の都道府県別標準化人口動態率については1925年、30年および1950年以降5年毎の国勢調査年次および1985年以降各年に発表してきている¹⁾。今回、1997年分についての標準化人口動態率算出が成ったので、ここにその結果を紹介する。

使用した資料は次のとおりである。

出生数・死亡数（日本人のみ）：厚生省大臣官房統計情報部、『平成9年 人口動態統計 中巻』、1999年3月刊（予定）。

人口（総人口）：総務庁統計局、『人口推計年報 平成9年10月1日現在推計人口』、（平成9年6月刊）

標準化人口動態率計算の方法は、Newsholme-Stevensonの任意標準人口標準化法の直接法²⁾によるもので、標準人口は1930年（昭和5年）の全国人口（沖縄県を含む）および1997年全国人口を採用している。

なお、基礎となる年齢別人口動態率（出生率および死亡率）は5歳階級別に行い³⁾、死亡率の場合、最終の年齢階級（open end）は80歳以上一括とした。

母の年齢別出生数については、母の年齢15歳未満の出生数は15～19歳に、50歳以上のそれは45～49歳にそれぞれ含めた。さらに年齢不詳の出生数および死亡数については既知の年齢階級別数値の割合に応じて按分補正を行った。（石川 晃・坂東里江子）

主要結果

1930年人口を標準とした1997年の出生率は、全国では9.46‰であり前年の9.71‰に比べ0.25ポイントの低下を示した。都道府県別にみて高い率を示した県は、沖縄県12.6‰、島根県11.8‰、宮崎県11.7‰、低い県は東京都7.1‰、京都府8.6‰、神奈川県8.7‰と続く。一方、死亡率は、全国が2.42‰と前年の2.47‰より0.05ポイント低下し、都道府県別にみると青森県2.8‰、徳島県2.6‰、佐賀県2.6‰が高い結果となった。逆に死亡率の低い県は、長野県2.2‰、熊本県2.2‰、静岡県2.3‰となった。

出生率と死亡率の差である自然増加率では、全国が1996年の7.24‰から1997年に7.04‰へと0.20ポイント低下した。1997年を都道府県別にみると、最も増加率の高い県は沖縄県10.2‰、島根県9.4‰、宮崎県9.2‰であり、低い県は東京都4.7‰、京都府6.3‰、神奈川県6.4‰となった。

変化係数によって地域のバラツキの程度をみると、1997年の出生率は9.7‰を示し、この率は前年とほぼ同値を示している。長期的にみると1970年には5‰であったものが90年に8‰、95年に9‰と増

1) 前年（1996年）の結果については、

石川 晃、坂東里江子「都道府県別標準化人口動態率：1996年」、『人口問題研究』、第53巻第3号、1997年9月、pp.76～81を参照。

2) 各都道府県の性・年齢別人口構成が標準人口と同じと仮定し、各都道府県の性・年齢別出生率、死亡率を適用した場合に得られる出生数、死亡数を標準人口で割ったものである。ただし、出生率は女子についてのみ計算する。これにより、人口構成の影響を除いた出生率、死亡率および人口増加率の水準を示そうとするものである。

3) 女子の年齢別出生率について、1997年分は本号「都道府県別、女子の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：1997年」を参照。

加の傾向にあり、地域差は相対的に拡大している。一方、死亡率は4.9%と出生率に比べて小さく、比較的安定的であるといえる。

1930年人口を標準とした1997年の標準化率を普通動態率と比較すると、出生率は若干高率を示すが、死亡率では極端に低率を示す。全国の率によってみると標準化出生率は9.5%、普通出生率は9.4%とその差は僅か0.1ポイントであるが、死亡率の場合には、標準化率は2.4‰であるのに対し普通率では7.2‰と標準化率の方が4.8ポイント低い結果となった。都道府県別に標準化率と普通率を比較してみると、出生率で標準化率が普通率より低くなったのは、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、愛知県、京都府、大阪府、兵庫県、奈良県、沖縄県の10県のみであり、それ以外の県はいずれも上回っている。一方、死亡率についてはすべての県で標準化率の方が低く、とくに島根県、高知県では7ポイント以上の差を示している。また、自然増加率について標準化率と普通率を比べると、いずれの県でも標準化率の方が大きい値を示す。とくに普通率では自然増加率がマイナスを示している県は秋田県、高知県、島根県をはじめ8県にも及ぶが標準化率で見るといずれもプラスを示し、標準化率による自然増加率減少県は皆無である。

図 都道府県別自然増加率の普通率と標準化率の比率：1997年

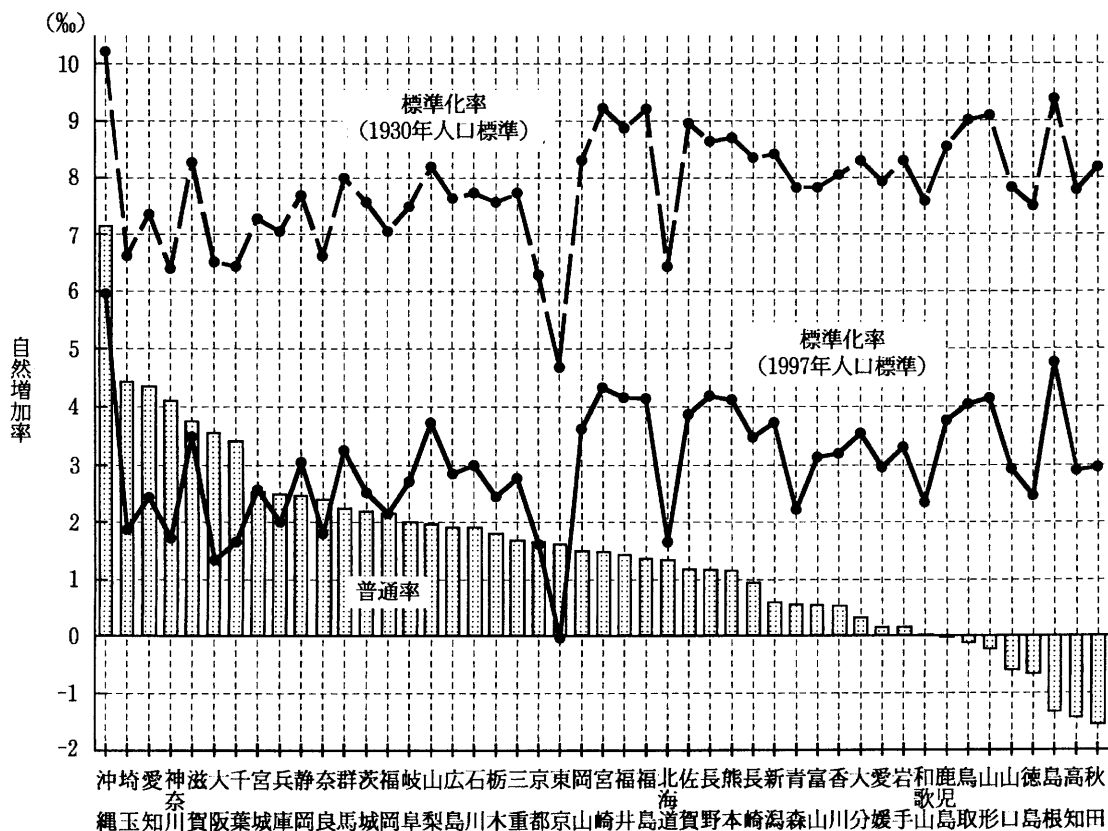


表1 都道府県別、標準化人口動態率：1997年

(%)

都道府県	1930年全国人口標準			1997年全国人口標準			[参考] 普通率		
	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率	出生率	死亡率	増加率
全 国	9.46	2.42	7.04	9.45	7.24	2.21	9.45	7.24	2.21
1 北海道	8.87	2.45	6.43	8.80	7.14	1.66	8.58	7.23	1.35
2 青森	10.61	2.79	7.82	10.50	8.29	2.21	9.19	8.63	0.57
3 岩手	10.78	2.48	8.30	10.69	7.39	3.29	8.76	8.62	0.14
4 宮城	9.65	2.37	7.28	9.62	7.06	2.56	9.36	6.83	2.53
5 秋田	10.75	2.57	8.18	10.67	7.72	2.95	8.01	9.55	-1.54
6 山形	11.46	2.36	9.10	11.40	7.25	4.14	8.94	9.16	-0.22
7 福島	11.71	2.50	9.21	11.56	7.41	4.15	9.66	8.30	1.36
8 茨城	10.13	2.56	7.57	10.07	7.54	2.52	9.50	7.31	2.19
9 栃木	10.12	2.55	7.57	10.06	7.62	2.45	9.32	7.51	1.80
10 群馬	10.31	2.31	8.00	10.27	7.02	3.25	9.66	7.42	2.24
11 埼玉県	9.02	2.40	6.62	9.04	7.17	1.87	9.86	5.43	4.43
12 千葉県	8.80	2.38	6.43	8.83	7.17	1.66	9.33	5.92	3.40
13 東京都	7.09	2.41	4.68	7.19	7.23	-0.03	8.29	6.67	1.62
14 神奈川県	8.71	2.32	6.39	8.78	7.06	1.72	9.81	5.70	4.11
15 新潟	10.76	2.35	8.41	10.72	7.00	3.72	9.02	8.41	0.60
16 富山	10.16	2.33	7.83	10.11	6.98	3.13	9.00	8.45	0.55
17 石川	9.98	2.25	7.73	9.94	6.95	2.99	9.56	7.65	1.91
18 福井	11.23	2.34	8.89	11.18	7.02	4.16	9.80	8.38	1.43
19 山梨	10.49	2.31	8.19	10.54	6.82	3.72	9.84	7.88	1.97
20 長野	10.80	2.16	8.64	10.83	6.65	4.18	9.55	8.38	1.17
21 岐阜	9.86	2.37	7.49	9.85	7.14	2.71	9.44	7.43	2.00
22 静岡県	9.94	2.25	7.69	9.90	6.86	3.04	9.47	7.01	2.46
23 愛知県	9.75	2.39	7.35	9.72	7.28	2.44	10.53	6.17	4.36
24 三重	10.07	2.34	7.73	9.99	7.23	2.76	9.52	7.83	1.69
25 滋賀	10.53	2.26	8.27	10.51	7.02	3.49	10.46	6.71	3.75
26 京都府	8.62	2.34	6.28	8.66	7.04	1.62	8.97	7.31	1.66
27 大阪府	9.06	2.56	6.51	9.01	7.67	1.34	10.12	6.57	3.54
28 兵庫県	9.55	2.50	7.06	9.52	7.53	2.00	9.82	7.33	2.50
29 奈良	8.96	2.34	6.62	8.98	7.17	1.80	9.31	6.91	2.40
30 和歌山	10.13	2.55	7.58	9.98	7.64	2.34	9.08	9.06	0.02
31 鳥取	11.56	2.54	9.02	11.48	7.44	4.04	9.12	9.23	-0.11
32 島根	11.76	2.38	9.39	11.67	6.90	4.77	8.49	9.84	-1.35
33 岡山	10.65	2.33	8.32	10.56	6.95	3.62	9.79	8.30	1.49
34 広島	10.05	2.41	7.64	9.97	7.12	2.85	9.69	7.78	1.91
35 山口	10.30	2.47	7.83	10.18	7.26	2.92	8.55	9.16	-0.62
36 徳島	10.12	2.62	7.50	10.03	7.56	2.46	8.63	9.30	-0.67
37 香川県	10.49	2.45	8.04	10.36	7.18	3.19	9.25	8.71	0.54
38 愛媛	10.42	2.50	7.93	10.33	7.37	2.96	9.12	8.96	0.16
39 高知県	10.34	2.55	7.79	10.23	7.34	2.89	8.37	9.80	-1.43
40 福岡	9.59	2.54	7.05	9.55	7.41	2.14	9.57	7.42	2.14
41 佐賀	11.54	2.58	8.96	11.46	7.59	3.86	10.07	8.88	1.19
42 長崎	10.87	2.51	8.35	10.84	7.37	3.46	9.40	8.45	0.94
43 熊本	10.96	2.25	8.71	10.86	6.75	4.12	9.36	8.21	1.16
44 大分	10.69	2.39	8.30	10.63	7.10	3.53	9.03	8.71	0.32
45 宮崎	11.74	2.51	9.23	11.63	7.30	4.32	9.77	8.29	1.49
46 鹿児島	11.06	2.50	8.55	11.03	7.26	3.77	9.16	9.18	-0.01
47 沖縄	12.62	2.41	10.21	12.46	6.51	5.96	12.87	5.72	7.15
平均	10.27	2.43	7.84	10.22	7.22	2.99	9.40	7.91	1.50
標準偏差	1.00	0.12	0.99	0.96	0.31	1.04	0.74	1.12	1.66
変化係数(%)	9.73	4.90	12.66	9.42	4.32	34.83	7.85	14.15	110.78

率算出の分母人口は、総人口（日本に在住する外国人を含む）1,000についてのものである。

変化係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表2 都道府県別、標準化出生率：1960～97年

(%)

都道府県	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	1996年	1997年	順位
全 国	14.50	15.07	12.67	12.43	10.62	9.90	9.71	9.46	—
1 北海道	16.01	14.29	11.97	11.61	10.14	9.24	9.09	8.87	43
2 青森	18.22	16.74	13.71	13.13	11.16	11.03	10.87	10.61	18
3 岩手	16.84	15.51	14.40	13.59	12.23	11.46	11.14	10.78	13
4 宮城	15.56	15.07	13.64	12.96	11.08	10.21	9.88	9.65	37
5 秋田	15.64	14.07	13.24	12.32	11.19	11.00	10.72	10.75	15
6 山形	15.05	14.69	14.18	13.54	12.39	11.87	11.89	11.46	7
7 福島	17.61	15.90	14.61	14.35	12.74	12.18	12.13	11.71	4
8 茨城	16.55	16.79	13.72	13.41	11.57	10.73	10.44	10.13	28
9 栃木	15.90	16.00	13.63	13.74	11.77	10.68	10.50	10.12	30
10 群馬	14.44	15.54	13.19	13.25	11.41	10.94	10.65	10.31	24
11 埼玉	15.38	16.92	12.55	12.25	10.37	9.73	9.41	9.02	41
12 千葉	15.37	16.55	12.60	12.43	10.19	9.39	9.14	8.80	44
13 東京都	12.12	13.84	10.08	9.85	8.21	7.49	7.22	7.09	47
14 神奈川県	13.53	16.01	12.22	11.84	9.98	9.18	8.94	8.71	45
15 新潟	15.48	15.31	13.72	13.54	11.92	11.16	11.04	10.76	14
16 富山	14.43	14.51	13.14	13.14	11.17	10.56	10.48	10.16	26
17 石川	15.35	15.48	13.89	13.03	11.42	10.31	10.28	9.98	33
18 福井	16.04	15.54	14.25	14.03	12.41	11.84	11.64	11.23	8
19 山梨	15.06	15.58	12.63	13.08	11.27	11.08	10.86	10.49	21
20 長野	13.68	14.90	13.52	13.02	11.76	11.34	10.91	10.80	12
21 岐阜	15.05	15.54	13.18	13.11	11.06	10.51	10.28	9.86	35
22 静岡県	15.43	15.55	13.15	13.30	11.21	10.41	10.19	9.94	34
23 愛知	13.85	16.01	13.21	13.06	10.97	10.29	9.97	9.75	36
24 三重	14.47	15.00	13.44	13.10	11.50	10.60	10.30	10.07	31
25 滋賀	14.61	15.84	14.25	14.12	12.31	11.06	10.92	10.53	19
26 京都	12.29	14.27	11.76	11.66	10.06	9.10	8.95	8.62	46
27 大阪	13.04	15.50	11.90	11.82	10.02	9.29	9.21	9.06	40
28 兵庫県	13.80	15.27	12.64	12.35	10.61	9.86	9.69	9.55	39
29 奈良	13.72	15.13	12.28	12.07	10.41	9.44	9.29	8.96	42
30 和歌山	14.41	15.46	13.31	13.05	11.14	10.52	10.57	10.13	27
31 鳥取	15.19	14.42	14.18	14.00	12.88	11.95	11.40	11.56	5
32 島根	15.74	14.78	14.70	14.53	13.15	12.22	12.19	11.76	2
33 岡山	14.10	15.02	13.72	13.72	11.85	10.92	10.81	10.65	17
34 広島	14.18	15.21	13.47	13.22	11.54	10.43	10.23	10.05	32
35 山口	14.18	14.48	13.02	13.10	11.04	10.65	10.53	10.30	25
36 徳島	15.09	14.64	13.05	13.16	11.59	10.81	10.49	10.12	29
37 香川	13.79	14.58	13.47	13.21	11.47	10.74	10.42	10.49	20
38 愛媛	15.45	14.83	13.17	12.89	11.40	10.83	10.64	10.42	22
39 高知	14.67	14.65	12.09	13.10	10.96	10.69	10.99	10.34	23
40 福岡	14.02	14.06	12.55	12.48	10.60	9.91	9.83	9.59	38
41 佐賀	16.96	15.48	14.07	14.06	12.34	11.51	11.70	11.54	6
42 長崎	19.44	16.76	13.52	13.39	11.90	11.23	11.43	10.87	11
43 熊本	16.40	14.54	13.45	13.38	11.69	11.31	11.34	10.96	10
44 大分	15.03	14.44	13.33	12.89	11.18	10.91	10.98	10.69	16
45 宮崎	17.87	15.86	14.25	13.74	11.94	12.05	12.11	11.74	3
46 鹿児島	18.97	15.91	14.18	13.80	12.17	11.28	11.34	11.06	9
47 沖縄	…	…	17.07	16.44	13.69	13.05	13.00	12.62	1
平 均	15.22	15.27	13.35	13.12	11.38	10.70	10.55	10.27	
標 準 偏 差	1.54	0.77	1.02	0.96	0.95	0.98	1.03	1.00	
変 化 係 数 (%)	10.14	5.03	7.65	7.29	8.31	9.17	9.75	9.73	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1995年以前は日本人人口、1996年以降は総人口による。

変化係数 (%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表3 都道府県別、標準化死亡率：1960～97年

(%)

都道府県	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	1996年	1997年	順位
全 国	7.26	5.52	3.92	3.41	3.11	2.86	2.47	2.42	—
1 北海道	7.24	5.73	4.07	3.56	3.16	2.81	2.53	2.45	21
2 青森	8.68	6.09	4.41	3.85	3.39	3.18	2.90	2.79	1
3 岩手	8.36	6.12	4.16	3.44	3.13	2.82	2.51	2.48	18
4 宮城	7.22	5.54	4.02	3.34	3.04	2.72	2.41	2.37	31
5 秋田	8.70	6.23	4.18	3.54	3.19	2.88	2.62	2.57	4
6 山形	8.07	6.01	4.10	3.35	3.00	2.71	2.43	2.36	32
7 福島	8.10	6.00	4.16	3.55	3.13	2.87	2.58	2.50	15
8 茨城	7.83	6.05	4.18	3.59	3.24	2.93	2.56	2.56	5
9 栃木	7.63	6.11	4.24	3.61	3.35	2.91	2.61	2.55	7
10 群馬	7.46	5.88	3.92	3.41	3.04	2.80	2.40	2.31	41
11 埼玉	7.86	5.73	3.89	3.32	3.06	2.76	2.45	2.40	25
12 千代田	7.52	5.52	3.78	3.26	2.99	2.76	2.44	2.38	29
13 東京	6.46	5.03	3.63	3.22	3.08	2.82	2.46	2.41	22
14 神奈川	6.78	5.05	3.61	3.22	2.97	2.73	2.37	2.32	40
15 新潟	7.41	5.91	3.96	3.39	2.88	2.70	2.36	2.35	33
16 富山	7.91	5.85	3.96	3.45	3.03	2.70	2.32	2.33	39
17 石川	7.82	5.59	3.98	3.27	2.95	2.68	2.33	2.25	44
18 福井	7.34	5.47	3.81	3.36	2.93	2.67	2.32	2.34	34
19 山梨	6.97	5.66	4.05	3.49	3.09	2.80	2.45	2.31	42
20 長野	7.04	5.43	3.72	3.20	2.82	2.47	2.20	2.16	47
21 岐阜	6.95	5.52	3.97	3.40	3.02	2.74	2.38	2.37	30
22 静岡	6.89	5.25	3.75	3.27	2.97	2.71	2.33	2.25	45
23 愛知	7.06	5.36	3.85	3.31	3.03	2.78	2.47	2.39	26
24 三重	7.19	5.55	3.88	3.44	3.15	2.84	2.46	2.34	37
25 滋賀	7.47	5.69	3.93	3.28	2.97	2.77	2.34	2.26	43
26 京都	6.80	5.15	3.67	3.30	3.03	2.70	2.39	2.34	35
27 大阪	7.32	5.45	4.03	3.62	3.34	3.01	2.62	2.56	6
28 兵庫	7.17	5.31	3.95	3.50	3.18	3.67	2.57	2.50	16
29 奈良	7.64	5.43	3.97	3.49	3.06	2.78	2.42	2.34	36
30 和歌山	7.09	5.71	4.09	3.68	3.28	3.00	2.61	2.55	8
31 鳥取	7.28	5.70	4.01	3.44	3.18	2.99	2.45	2.54	10
32 島根	7.13	5.67	4.02	3.24	3.05	2.78	2.48	2.38	28
33 岡山	7.04	5.14	3.68	3.29	3.07	2.75	2.39	2.33	38
34 広島	7.18	5.43	3.83	3.42	3.13	2.83	2.39	2.41	23
35 山口	7.40	5.60	4.02	3.48	3.17	2.92	2.51	2.47	19
36 徳島	7.63	6.09	4.30	3.54	3.28	2.94	2.56	2.62	2
37 香川	7.27	5.48	3.75	3.21	3.10	2.71	2.46	2.45	20
38 愛媛	7.14	5.74	3.86	3.46	3.18	2.89	2.57	2.50	17
39 高松	7.45	6.08	4.09	3.67	3.36	2.97	2.59	2.55	9
40 福岡	7.35	5.55	4.02	3.55	3.26	2.95	2.55	2.54	11
41 佐賀	7.81	5.77	4.07	3.49	3.25	2.97	2.56	2.58	3
42 長門	7.78	6.20	4.13	3.61	3.24	3.01	2.55	2.51	13
43 熊本	7.54	5.84	3.89	3.36	3.02	2.68	2.32	2.25	46
44 大分	7.74	5.95	4.07	3.49	3.19	2.78	2.41	2.39	27
45 宮崎	7.27	6.01	4.13	3.51	3.25	2.88	2.45	2.51	12
46 鹿児島	7.26	6.03	4.28	3.71	3.25	2.97	2.57	2.50	14
47 沖縄	…	…	3.59	2.96	3.10	2.78	2.39	2.41	24
平 均	7.44	5.69	3.97	3.43	3.12	2.84	2.47	2.43	
標 準 偏 差	0.46	0.31	0.19	0.16	0.13	0.17	0.12	0.12	
変化係数(%)	6.19	5.52	4.71	4.73	4.16	6.13	4.70	4.90	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1995年以前は日本人人口、1996年以降は総人口による。

変化係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表4 都道府県別、標準化自然増加率：1960～97年

(%)

都道府県	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	1996年	1997年	順位
全 国	7.24	9.56	8.76	9.02	7.51	7.04	7.24	7.04	—
1 北海道	8.77	8.56	7.90	8.05	6.98	6.43	6.56	6.43	43
2 青森	9.54	10.65	9.30	9.28	7.77	7.85	7.98	7.82	25
3 岩手	8.48	9.39	10.24	10.16	9.10	8.65	8.63	8.30	15
4 宮城	8.34	9.53	9.62	9.62	8.04	7.49	7.47	7.28	37
5 秋田	6.94	7.84	9.06	8.78	8.01	8.11	8.10	8.18	19
6 山形	6.99	8.68	10.08	10.19	9.39	9.17	9.46	9.10	5
7 福島	9.51	9.90	10.45	10.80	9.60	9.31	9.55	9.21	4
8 茨城	8.73	10.73	9.53	9.83	8.33	7.80	7.88	7.57	32
9 栃木	8.27	9.89	9.39	10.13	8.42	7.77	7.89	7.57	33
10 群馬	6.97	9.66	9.27	9.84	8.37	8.14	8.25	8.00	21
11 埼玉	7.52	11.19	8.66	8.93	7.31	6.96	6.96	6.62	41
12 千葉	7.85	11.02	8.81	9.17	7.19	6.63	6.70	6.43	44
13 東京都	5.66	8.81	6.46	6.62	5.13	4.67	4.76	4.68	47
14 神奈川県	6.76	10.96	8.61	8.62	7.01	6.45	6.57	6.39	45
15 新潟	8.07	9.40	9.75	10.16	9.04	8.47	8.69	8.41	12
16 富山	6.52	8.66	9.18	9.70	8.14	7.85	8.15	7.83	23
17 石川	7.53	9.89	9.91	9.76	8.48	7.63	7.95	7.73	28
18 福井	8.70	10.07	10.44	10.67	9.48	9.17	9.32	8.89	8
19 山梨	8.08	9.92	8.58	9.58	8.18	8.28	8.41	8.19	18
20 長野	6.64	9.47	9.81	9.83	8.94	8.87	8.71	8.64	10
21 岐阜	8.10	10.02	9.21	9.71	8.04	7.77	7.90	7.49	35
22 静岡県	8.54	10.30	9.40	10.03	8.24	7.70	7.86	7.69	29
23 愛知	6.79	10.66	9.36	9.75	7.94	7.51	7.50	7.35	36
24 三重	7.28	9.45	9.56	9.65	8.35	7.76	7.84	7.73	27
25 滋賀	7.14	10.15	10.32	10.84	9.34	8.29	8.58	8.27	17
26 京都	5.49	9.12	8.09	8.36	7.03	6.40	6.56	6.28	46
27 大阪府	5.71	10.05	7.88	8.20	6.67	6.29	6.59	6.51	42
28 兵庫県	6.63	9.96	8.69	8.85	7.43	6.19	7.12	7.06	38
29 奈良	6.08	9.71	8.30	8.58	7.35	6.67	6.88	6.62	40
30 和歌山	7.32	9.75	9.21	9.37	7.86	7.52	7.96	7.58	31
31 鳥取	7.90	8.72	10.17	10.56	9.70	8.96	8.95	9.02	6
32 島根	8.61	9.11	10.68	11.28	10.10	9.44	9.71	9.39	2
33 岡山	7.06	9.88	10.03	10.43	8.78	8.17	8.42	8.32	14
34 広島	7.00	9.79	9.64	9.80	8.41	7.60	7.84	7.64	30
35 山口	6.77	8.89	9.00	9.63	7.87	7.73	8.02	7.83	24
36 徳島	7.47	8.55	8.75	9.62	8.30	7.87	7.93	7.50	34
37 香川県	6.53	9.10	9.73	9.99	8.36	8.02	7.96	8.04	20
38 愛媛	8.31	9.10	9.31	9.42	8.23	7.94	8.07	7.93	22
39 高知県	7.22	8.57	8.00	9.42	7.60	7.72	8.41	7.79	26
40 福岡	6.68	8.51	8.54	8.92	7.34	6.96	7.28	7.05	39
41 佐賀	9.15	9.71	10.00	10.58	9.09	8.54	9.14	8.96	7
42 長崎	11.65	10.56	9.38	9.78	8.66	8.22	8.88	8.35	13
43 熊本	8.86	8.71	9.56	10.02	8.67	8.63	9.02	8.71	9
44 大宮	7.30	8.49	9.26	9.40	7.99	8.13	8.56	8.30	16
45 分岐	10.61	9.85	10.11	10.22	8.69	9.17	9.67	9.23	3
46 鹿嶋	11.72	9.88	9.89	10.09	8.92	8.31	8.78	8.55	11
47 沖縄	…	…	13.48	13.48	10.59	10.26	10.61	10.21	1
平均	7.78	9.58	9.37	9.70	8.27	7.86	8.09	7.84	
標準偏差	1.36	0.77	1.01	0.99	0.96	1.01	1.03	0.99	
変化係数(%)	17.47	8.04	10.77	10.22	11.61	12.79	12.80	12.66	

1930年全国人口標準による。

率算出の分母人口は、1995年以前は日本人人口、1996年以降は総人口による。

変化係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

都道府県別女子の年齢（5歳階級）別出生率 および合計特殊出生率：1997年

わが国の都道府県別出生力に関する指標、すなわち女子の年齢別出生率および合計特殊出生率の算定は、国勢調査年次および1970年以降各年に発表してきている¹⁾。今回、これら指標の1997年分についての算定が成ったので、ここにその結果を紹介する。

使用した資料は次のとおりである。

出生数（日本人のみ）：厚生省大臣官房統計情報部、『平成9年 人口動態統計 中巻』、1999年3月刊（予定）。

人口（総人口）：総務庁統計局、『人口推計年報 平成9年10月1日現在推計人口』、1998年6月刊。

率算出の年齢区分は5歳階級によって行い、母の年齢15歳未満の出生数は15～19歳に、50歳以上のそれは45～49歳にそれぞれ含め、年齢不詳の出生数については既知の年齢階級別数値の割合に応じて按分補正をした。

なお今回の結果は、分母人口に総人口（日本に在住する外国人を含む）を用い、なおかつ年齢区分が5歳階級を用いているため、分母人口に日本人人口を用い、年齢区分は各歳別に算定した合計特殊出生率とは異なる。ちなみに、分母人口に日本人人口を用い、年齢区分は各歳別に算定した全国の合計特殊出生率は1.39である²⁾。（石川 晃・坂東里江子）

主要結果

1997年の合計特殊出生率をみると、最も高い県は沖縄県の1.81、低い県は東京都の1.05であり、その差は0.76となった。合計特殊出生率の県間格差の程度を変化係数によってみると、1997年は9.2%であり、長期的にみると拡大してきていたが、前年と比べるとほぼ同値を示しており安定しつつあることを示唆している。

合計特殊出生率を前年（1996年）と比較すると、上昇した県は鳥取県と香川県の2県のみであり、しかも上昇の程度は0.01から0.02ポイントと僅かであった。そして秋田県のみが同率で、他の44都道府県は全て低下を示した。対前年で低下の大きかった県としては、高知県（0.09ポイント低下）や長崎県（0.08ポイント低下）等が挙げられる。

また、1980年を基準とした指数によって1997年の状況をみると、この間最も低下の程度が大きかった県は東京都であり、ついで千葉県、宮城県などが挙げられる。

平均出生年齢についてみると、1980年以降年々上昇傾向にあり全国の動向をみると1980年には27.8歳であったが、1985年に28.3歳、1990年29.0歳、1995年29.4歳を経て1997年には29.5歳まで高年齢化し、15年間に2歳近く上昇したことになる。都道府県別に1997年の平均出生年齢をみると、東京都が30.6歳と最も高年齢を示し、神奈川県30.1歳、京都府29.9歳と続く。それに対し、比較的若い年齢を示しているのは和歌山県28.7歳をはじめ香川県、福島県などである。

1) 厚生省人口問題研究所（石川晃）、「都道府県別人口の出生力に関する主要指標 昭和45年～60年」、研究資料第246号、1987年2月。

石川晃、坂東里江子、「都道府県別女子の年齢（5歳階級）別出生率および合計特殊出生率：1996年」、『人口問題研究』、第53巻第3号、1997年9月。pp.82～87。

2) 本号掲載の石川 晃、坂東里江子「全国人口の再生産に関する主要指標：1997年」を参照。

図1 平均出生年齢と合計特殊出生率の相関：1997年

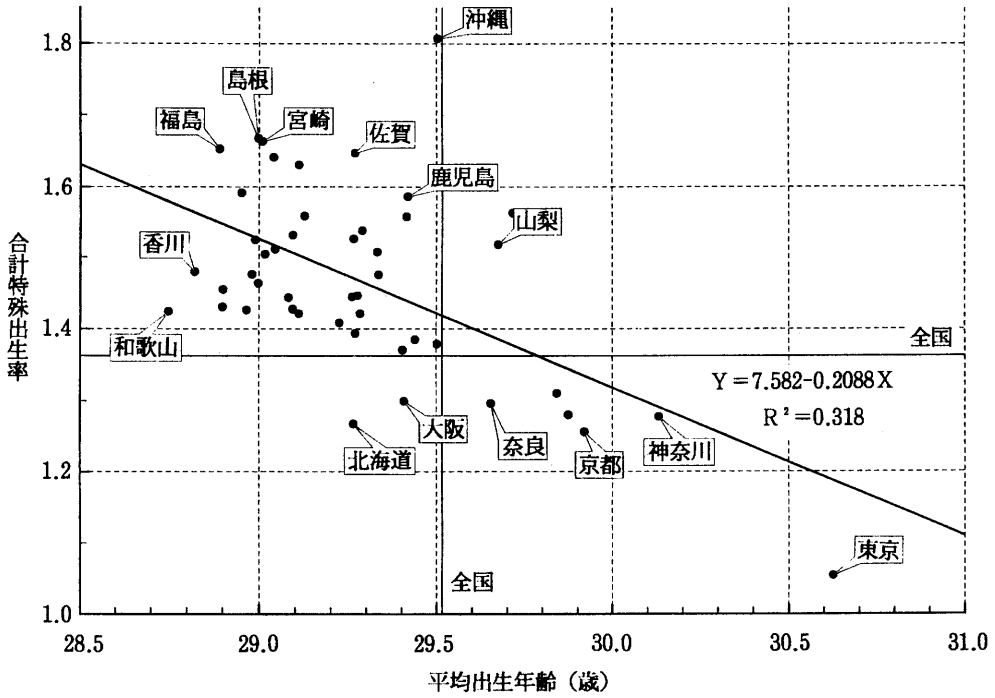


図2 特定県の年齢別出生率の相関：1997年

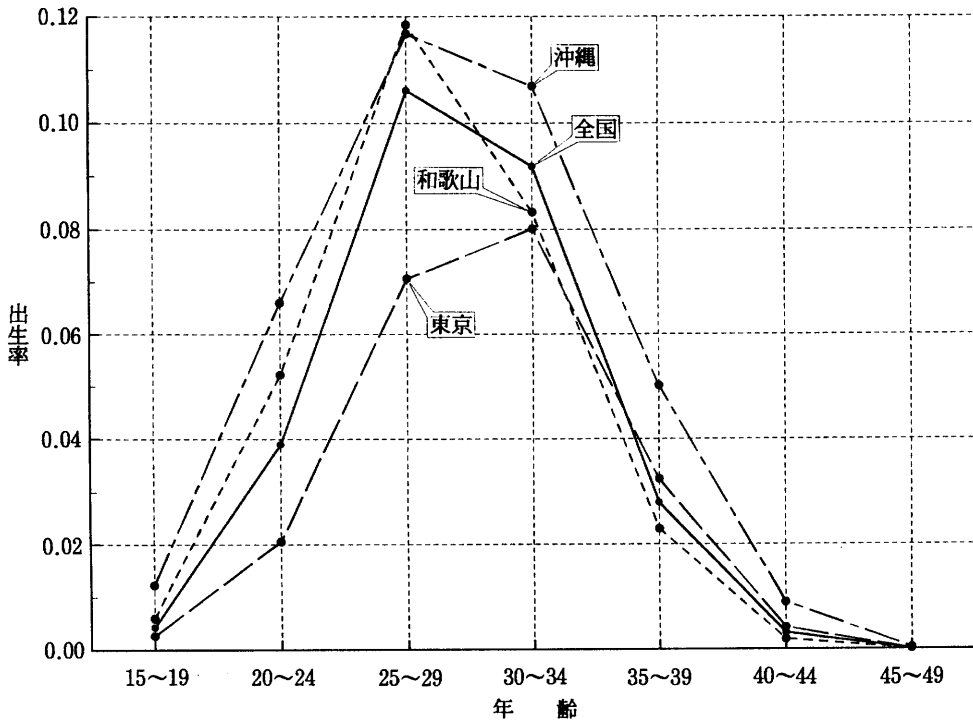


表1 都道府県別，女子の年齢別出生率および合計特殊出生率：1997年

都道府県	女子の年齢別出生率(%)								合計特殊出生率	平均年齢
	総数	15~19	20~24	25~29	30~34	35~39	40~44	45~49		
全 国	38.84	4.27	38.97	106.09	91.82	27.93	3.14	0.08	1.36	29.52
1 北海道	34.47	5.03	41.80	96.53	81.46	25.54	2.86	0.06	1.27	29.27
2 青森	38.76	5.39	54.22	118.42	92.25	27.76	2.80	0.05	1.50	29.02
3 岩手	39.19	4.02	57.48	117.65	94.40	29.41	3.27	0.05	1.53	29.10
4 宮城	37.63	4.11	40.96	109.54	91.38	27.60	3.25	0.06	1.38	29.44
5 秋田	36.71	2.78	54.94	124.92	95.13	25.08	2.02	0.02	1.52	28.99
6 山形	41.23	3.49	54.85	134.59	102.06	28.36	2.67	0.04	1.63	29.11
7 福島	42.66	6.14	63.65	129.32	98.87	29.13	3.45	0.09	1.65	28.89
8 茨城	39.29	4.73	45.58	113.90	95.20	27.14	2.74	0.05	1.45	29.28
9 栃木	39.08	4.32	46.97	113.87	93.63	26.84	3.26	0.09	1.44	29.26
10 群馬	41.10	4.27	45.96	117.54	94.81	29.39	3.00	0.08	1.48	29.34
11 埼玉	38.53	3.77	33.07	98.87	92.65	30.00	3.45	0.08	1.31	29.84
12 千葉	37.00	3.70	32.29	95.55	90.91	30.17	3.24	0.07	1.28	29.88
13 東京都	32.71	2.68	20.65	70.67	80.10	32.38	4.17	0.10	1.05	30.63
14 神奈川県	38.87	3.49	28.24	93.42	94.40	32.09	3.54	0.11	1.28	30.13
15 新潟	40.29	3.54	49.30	123.03	99.86	29.44	2.53	0.07	1.54	29.29
16 富山	39.61	2.68	47.03	122.87	91.38	22.41	2.44	0.08	1.44	29.08
17 石川	39.71	3.00	42.00	124.00	92.50	20.97	1.66	0.06	1.42	29.11
18 福井	42.80	3.04	49.08	144.92	97.12	22.00	2.04	0.09	1.59	28.95
19 山梨	42.70	2.48	40.66	121.90	103.00	31.93	3.48	0.11	1.52	29.68
20 長野	43.22	2.93	42.16	120.75	110.39	33.15	3.24	0.06	1.56	29.72
21 岐阜	39.08	2.54	37.92	125.61	92.92	20.80	1.84	0.07	1.41	29.23
22 静岡県	39.83	3.78	43.87	114.80	93.21	26.09	2.41	0.06	1.42	29.28
23 愛知県	42.17	4.33	37.98	118.71	92.48	22.67	2.46	0.05	1.39	29.27
24 三重	40.14	4.21	45.48	123.05	89.62	20.88	2.02	0.03	1.43	28.97
25 滋賀	42.57	3.77	40.47	128.75	101.14	24.95	2.51	-	1.51	29.33
26 京都	36.19	4.03	28.03	95.10	93.43	27.38	3.06	0.05	1.26	29.92
27 大阪	39.91	5.64	37.13	101.76	86.04	26.22	2.91	0.09	1.30	29.41
28 兵庫県	39.52	4.33	38.49	110.39	92.82	25.35	2.60	0.07	1.37	29.41
29 奈良	36.73	3.55	30.75	104.91	92.66	24.64	2.45	0.05	1.30	29.65
30 和歌山	39.47	6.06	52.19	118.44	83.26	22.97	1.91	0.11	1.42	28.75
31 鳥取	41.50	3.95	57.94	134.24	100.47	28.32	3.14	0.12	1.64	29.04
32 島根	41.25	2.67	65.00	130.20	104.32	28.27	3.00	0.13	1.67	29.00
33 岡山	42.28	4.85	48.63	126.79	94.96	24.32	2.65	0.05	1.51	29.05
34 広島	40.55	4.57	46.67	116.74	91.16	23.40	2.93	0.04	1.43	29.10
35 山口	38.45	4.85	52.38	118.69	89.34	23.05	2.61	0.07	1.45	28.90
36 徳島	37.77	4.68	49.15	122.74	83.55	22.88	2.93	0.11	1.43	28.90
37 香川	40.30	5.58	53.01	123.84	87.15	23.74	2.52	0.07	1.48	28.82
38 愛媛	39.40	4.38	52.11	120.38	91.32	24.26	2.76	0.08	1.48	28.98
39 高松	38.03	4.04	57.30	112.88	87.64	27.42	3.46	0.09	1.46	29.00
40 福岡	38.03	5.39	39.71	105.73	92.57	28.63	3.59	0.07	1.38	29.50
41 佐賀	43.04	6.00	53.57	128.26	104.88	32.82	3.84	0.03	1.65	29.27
42 長崎	40.20	3.96	48.47	121.91	103.07	30.27	3.85	0.15	1.56	29.42
43 熊本	40.58	5.15	53.39	122.32	99.71	27.90	3.17	0.05	1.56	29.13
44 大分	39.37	4.30	48.50	121.51	100.51	27.03	3.26	0.13	1.53	29.27
45 宮崎	41.97	4.95	62.32	130.91	100.44	30.08	3.95	0.10	1.66	29.01
46 鹿児島	40.36	4.25	48.32	124.92	104.96	30.67	3.94	0.11	1.59	29.42
47 沖縄	50.50	12.29	66.00	116.77	106.89	50.16	9.02	0.31	1.81	29.50
平均	39.89	4.33	46.50	117.29	94.72	27.36	3.06	0.08	1.47	29.29
標準偏差	2.68	1.51	9.89	12.94	6.66	4.73	1.06	0.05	0.13	0.36
変化係数(%)	6.73	34.93	21.27	11.03	7.04	17.27	34.50	58.72	9.19	1.24

率算出の分母人口は、総人口（日本に在住する外国人を含む）女子1,000についてのものである。

平均（出生）年齢 = $\sum \{ (x+2.5) \times {}_5f_x \} / \sum {}_5f_x$

変化係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表2 都道府県別, 合計特殊出生率: 1960~97年

都道府県	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	1996年	1997年	順位
全 国	2.02	2.08	1.75	1.74	1.52	1.42	1.40	1.36	—
1 北海道	2.17	1.93	1.64	1.61	1.43	1.31	1.30	1.27	45
2 青森	2.48	2.25	1.85	1.80	1.56	1.56	1.54	1.50	20
3 岩手	2.30	2.11	1.95	1.88	1.72	1.62	1.58	1.53	14
4 宮城	2.13	2.06	1.86	1.80	1.57	1.46	1.42	1.38	37
5 秋田	2.09	1.88	1.79	1.69	1.57	1.56	1.52	1.52	16
6 山形	2.04	1.98	1.93	1.87	1.75	1.69	1.69	1.63	7
7 福島	2.43	2.16	1.99	1.98	1.79	1.72	1.71	1.65	4
8 茨城	2.31	2.30	1.87	1.86	1.64	1.52	1.49	1.45	26
9 栃群	2.22	2.21	1.86	1.90	1.67	1.52	1.50	1.44	27
10 群馬	2.03	2.16	1.81	1.85	1.63	1.56	1.52	1.48	23
11 埼玉	2.16	2.35	1.73	1.72	1.50	1.41	1.37	1.31	40
12 千葉	2.13	2.28	1.74	1.75	1.47	1.36	1.33	1.28	43
13 東京都	1.70	1.96	1.44	1.44	1.23	1.11	1.07	1.05	47
14 神奈川県	1.89	2.23	1.70	1.68	1.45	1.34	1.31	1.28	44
15 新潟	2.13	2.10	1.88	1.88	1.69	1.59	1.58	1.54	13
16 富山	1.91	1.94	1.77	1.79	1.56	1.49	1.49	1.44	28
17 石川	2.05	2.07	1.87	1.79	1.60	1.46	1.46	1.42	34
18 福井	2.17	2.10	1.93	1.93	1.75	1.67	1.65	1.59	8
19 山梨	2.16	2.20	1.76	1.85	1.62	1.60	1.57	1.52	17
20 長野	1.94	2.09	1.89	1.85	1.71	1.64	1.58	1.56	10
21 岐阜	2.04	2.12	1.80	1.81	1.57	1.49	1.47	1.41	35
22 静岡県	2.11	2.12	1.80	1.85	1.60	1.48	1.46	1.42	33
23 愛知	1.90	2.19	1.81	1.82	1.57	1.46	1.43	1.39	36
24 三重	1.95	2.04	1.82	1.80	1.61	1.50	1.46	1.43	31
25 滋賀	2.02	2.19	1.96	1.97	1.75	1.58	1.57	1.51	19
26 京都	1.72	2.02	1.67	1.68	1.48	1.32	1.30	1.26	46
27 大阪	1.81	2.17	1.67	1.69	1.46	1.33	1.32	1.30	41
28 兵庫県	1.90	2.12	1.76	1.75	1.53	1.41	1.39	1.37	39
29 奈良	1.87	2.08	1.70	1.69	1.49	1.36	1.34	1.30	42
30 和歌山	1.95	2.10	1.80	1.79	1.55	1.48	1.49	1.42	32
31 鳥取	2.05	1.96	1.93	1.93	1.82	1.69	1.62	1.64	6
32 島根	2.13	2.02	2.01	2.01	1.85	1.73	1.73	1.67	2
33 岡山	1.89	2.03	1.86	1.89	1.66	1.54	1.53	1.51	18
34 広島	1.92	2.07	1.84	1.83	1.63	1.48	1.46	1.43	30
35 山口	1.92	1.98	1.79	1.82	1.56	1.50	1.49	1.45	25
36 徳島	2.02	1.97	1.76	1.80	1.61	1.52	1.48	1.43	29
37 香川	1.84	1.97	1.82	1.81	1.60	1.51	1.47	1.48	21
38 愛媛	2.10	2.02	1.79	1.78	1.60	1.53	1.50	1.48	22
39 高松	1.94	1.97	1.64	1.81	1.54	1.51	1.46	1.46	24
40 福岡	1.92	1.95	1.74	1.75	1.52	1.42	1.41	1.38	38
41 佐賀	2.35	2.13	1.93	1.95	1.75	1.64	1.67	1.65	5
42 長門	2.72	2.33	1.87	1.87	1.70	1.60	1.64	1.56	12
43 熊本	2.25	1.98	1.83	1.85	1.65	1.60	1.61	1.56	11
44 大分	2.05	1.97	1.82	1.78	1.58	1.55	1.57	1.53	15
45 宮崎	2.43	2.15	1.93	1.90	1.68	1.70	1.71	1.66	3
46 鹿児島	2.66	2.21	1.95	1.93	1.73	1.62	1.63	1.59	9
47 沖縄	2.38	2.31	1.95	1.87	1.86	1.81	1
平均	2.09	2.09	1.83	1.82	1.62	1.52	1.51	1.47	
標準偏差	0.22	0.11	0.13	0.12	0.12	0.13	0.14	0.13	
変化係数(%)	10.46	5.47	7.30	6.81	7.63	8.69	9.24	9.19	

率算出の分母人口は、1995年以前は日本人人口、1996年以降は総人口による。

変化係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

表3 都道府県別，合計特殊出生率の1980年を基準とした指数：1960～97年

都道府県	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	1996年	1997年	順位
全 国	115.2	118.9	100.0	99.7	87.0	81.1	79.8	77.8	—
1 北海道	132.9	118.1	100.0	98.6	87.5	80.3	79.3	77.4	35
2 青森	133.8	121.5	100.0	97.3	84.4	84.1	83.2	81.3	21
3 岩手	117.6	108.0	100.0	95.9	87.9	83.0	81.0	78.4	30
4 宮城	114.2	110.4	100.0	96.6	84.3	78.4	76.0	74.3	45
5 秋田	116.8	105.0	100.0	94.6	88.0	87.0	85.3	85.3	5
6 山形	105.8	103.0	100.0	96.8	90.7	87.6	87.8	84.6	8
7 福島	122.1	109.0	100.0	99.5	90.0	86.5	86.2	83.2	11
8 茨城	123.5	123.0	100.0	99.2	87.7	81.4	79.5	77.3	36
9 栃木	119.3	118.4	100.0	102.0	89.7	81.4	80.3	77.6	33
10 群馬	111.8	118.9	100.0	101.8	89.9	86.1	84.0	81.4	19
11 埼玉	124.4	135.2	100.0	99.3	86.2	81.0	78.7	75.5	42
12 千葉	122.5	131.2	100.0	100.5	84.5	78.2	76.4	73.7	46
13 東京都	118.6	136.7	100.0	99.9	85.6	77.1	74.6	73.3	47
14 神奈川県	110.9	131.1	100.0	98.8	85.4	78.5	76.7	74.9	44
15 新潟	113.6	111.8	100.0	100.2	90.0	84.9	84.0	82.0	16
16 富山	107.9	109.7	100.0	101.5	88.5	84.5	84.1	81.7	17
17 石川	109.8	110.9	100.0	95.6	85.8	78.4	78.3	76.1	40
18 福井	112.5	108.8	100.0	100.2	90.7	86.8	85.5	82.5	14
19 山梨	122.8	124.9	100.0	104.9	92.2	90.7	89.2	86.2	2
20 長野	102.3	110.7	100.0	97.6	90.2	86.9	83.8	82.7	13
21 岐阜	113.8	118.0	100.0	101.1	87.3	83.3	81.8	78.4	28
22 静岡県	117.5	117.9	100.0	102.7	89.1	82.6	81.0	79.0	27
23 愛知県	104.9	121.1	100.0	100.5	86.5	80.9	78.8	77.0	37
24 三重	107.4	112.0	100.0	98.8	88.7	82.2	80.3	78.4	29
25 滋賀	103.0	111.6	100.0	100.1	89.1	80.3	79.7	76.7	38
26 京都	103.1	121.2	100.0	100.7	88.6	79.4	78.2	75.4	43
27 大阪	108.4	129.5	100.0	101.0	87.0	79.5	78.9	77.6	32
28 兵庫県	107.9	120.5	100.0	99.2	86.6	80.1	78.9	77.7	31
29 奈良	110.1	122.6	100.0	99.6	87.8	80.2	79.2	76.3	39
30 和歌山	108.4	116.7	100.0	99.4	86.2	81.8	82.5	79.0	26
31 鳥取	106.2	101.2	100.0	100.1	94.1	87.3	83.8	84.9	7
32 島根	106.2	100.7	100.0	99.9	92.0	86.0	86.0	83.0	12
33 岡山	101.4	108.9	100.0	101.5	89.4	83.0	82.3	81.2	23
34 広島	104.4	112.6	100.0	99.5	88.5	80.2	79.2	77.6	34
35 山口	107.6	110.7	100.0	102.1	87.4	84.0	83.3	81.4	18
36 徳島	114.9	111.7	100.0	102.4	91.6	86.4	84.1	81.2	22
37 香川	101.4	108.1	100.0	99.5	87.8	82.9	80.8	81.3	20
38 愛媛	117.1	112.7	100.0	99.2	89.1	85.3	83.8	82.4	15
39 高知	118.2	120.1	100.0	110.1	93.6	92.1	94.9	89.2	1
40 福岡	110.6	112.2	100.0	100.8	87.2	81.9	81.4	79.3	25
41 佐賀	121.9	110.6	100.0	101.3	90.7	85.3	86.8	85.4	4
42 長崎	145.7	124.9	100.0	100.4	90.9	85.8	87.8	83.4	10
43 熊本	122.9	108.0	100.0	101.0	90.0	87.7	88.0	85.1	6
44 大宮	112.8	108.1	100.0	97.8	86.8	85.2	86.1	83.9	9
45 宮崎	125.8	111.0	100.0	98.0	87.0	88.0	88.5	86.0	3
46 鹿児島	136.2	113.0	100.0	98.6	88.5	82.7	83.4	81.2	24
47 沖縄	100.0	97.3	81.9	78.5	78.3	76.0	41

表2に基づく。

表4 都道府県別、平均出生年齢：1960～97年

(歳)

都道府県	1960年	1970年	1980年	1985年	1990年	1995年	1996年	1997年	順位
全 国	27.86	27.84	27.78	28.31	28.98	29.39	29.50	29.52	—
1 北海道	27.48	27.31	27.63	28.23	28.81	29.10	29.28	29.27	23
2 青森	27.56	27.08	27.21	27.78	28.50	28.84	28.97	29.02	35
3 岩手	27.72	27.52	27.38	27.95	28.55	28.95	29.10	29.10	31
4 宮城	27.68	27.54	27.55	28.11	28.89	29.30	29.38	29.44	11
5 秋田	26.88	26.78	27.17	27.74	28.54	28.91	29.09	28.99	39
6 山形	27.36	27.23	27.41	27.89	28.63	29.08	29.14	29.11	29
7 福島	28.01	27.51	27.44	27.89	28.48	28.83	28.87	28.89	45
8 茨城	28.46	27.79	27.56	28.01	28.69	29.09	29.21	29.28	20
9 栃木	28.48	27.94	27.61	28.00	28.64	29.06	29.17	29.26	25
10 群馬	28.59	28.14	27.78	28.21	28.83	29.19	29.28	29.34	16
11 埼玉	28.61	28.14	27.99	28.51	29.24	29.65	29.82	29.84	5
12 千葉	28.15	27.90	27.88	28.44	29.17	29.68	29.82	29.88	4
13 東京都	28.54	28.81	28.80	29.39	30.07	30.48	30.59	30.63	1
14 神奈川県	28.23	28.25	28.17	28.79	29.48	29.95	30.05	30.13	2
15 新潟	27.92	27.70	27.62	28.10	28.76	29.18	29.23	29.29	18
16 富山	26.45	26.82	26.99	27.50	28.29	28.89	29.00	29.08	32
17 石川	26.83	26.84	26.96	27.62	28.40	29.01	29.09	29.11	28
18 福井	27.18	27.06	27.10	27.67	28.33	28.87	28.94	28.95	42
19 山梨	29.37	28.70	28.24	28.64	29.19	29.56	29.66	29.68	7
20 長野	28.80	28.53	28.33	28.74	29.33	29.73	29.79	29.72	6
21 岐阜	27.32	27.39	27.35	27.88	28.60	29.08	29.22	29.23	26
22 静岡県	27.74	27.54	27.58	28.05	28.77	29.20	29.30	29.28	19
23 愛知	27.55	27.45	27.42	27.94	28.66	29.10	29.31	29.27	21
24 三重	27.16	27.27	27.11	27.57	28.24	28.81	28.98	28.97	41
25 滋賀	27.96	27.87	27.68	28.00	28.68	29.17	29.36	29.33	17
26 京都	27.92	28.27	28.17	28.67	29.34	29.83	29.88	29.92	3
27 大阪	27.74	27.91	27.88	28.37	28.99	29.37	29.43	29.41	14
28 兵庫県	27.57	27.82	27.78	28.28	28.89	29.31	29.42	29.41	15
29 奈良	27.39	27.68	27.82	28.25	28.99	29.50	29.65	29.65	8
30 和歌山	27.31	27.40	27.17	27.64	28.20	28.62	28.73	28.75	47
31 鳥取	27.22	27.31	27.42	27.91	28.58	28.84	29.06	29.04	34
32 島根	27.32	27.64	27.58	27.97	28.50	28.91	29.01	29.00	37
33 岡山	26.81	27.07	27.22	27.74	28.39	28.91	28.98	29.05	33
34 広島	27.22	27.37	27.41	27.93	28.52	28.93	29.16	29.10	30
35 山口	27.10	27.36	27.41	27.90	28.49	28.81	28.89	28.90	43
36 徳島	27.05	27.07	27.18	27.69	28.28	28.72	28.86	28.90	44
37 香川	26.89	27.17	27.17	27.66	28.17	28.63	28.83	28.82	46
38 愛媛	27.48	27.47	27.44	27.90	28.40	28.82	28.85	28.98	40
39 高知	26.56	27.12	27.39	27.96	28.58	28.90	29.01	29.00	38
40 福岡	27.67	28.01	27.91	28.39	29.08	29.45	29.51	29.50	10
41 佐賀	28.16	27.90	27.70	28.19	28.83	29.24	29.33	29.27	22
42 長門	28.60	28.30	28.00	28.43	29.02	29.24	29.42	29.42	13
43 熊本	27.87	27.46	27.48	27.99	28.64	29.04	29.07	29.13	27
44 大分	27.59	27.46	27.51	27.92	28.70	29.07	29.23	29.27	24
45 宮崎	27.63	27.35	27.42	27.96	28.68	28.92	28.91	29.01	36
46 鹿児島	28.70	28.22	27.95	28.38	28.93	29.35	29.47	29.42	12
47 沖縄	…	…	28.37	28.65	29.16	29.46	29.50	29.50	9
平均	27.48	27.62	27.60	28.09	28.75	29.16	29.27	29.29	
標準偏差	0.53	0.48	0.39	0.38	0.37	0.37	0.36	0.36	
変化係数(%)	1.93	1.75	1.42	1.34	1.30	1.25	1.24	1.24	

率算出の分母人口は、1995年以前は日本人人口、1996年以降は総人口による。

平均(出生)年齢 = $\sum \{(x+2.5) \times {}_5f_x\} / \sum {}_5f_x$

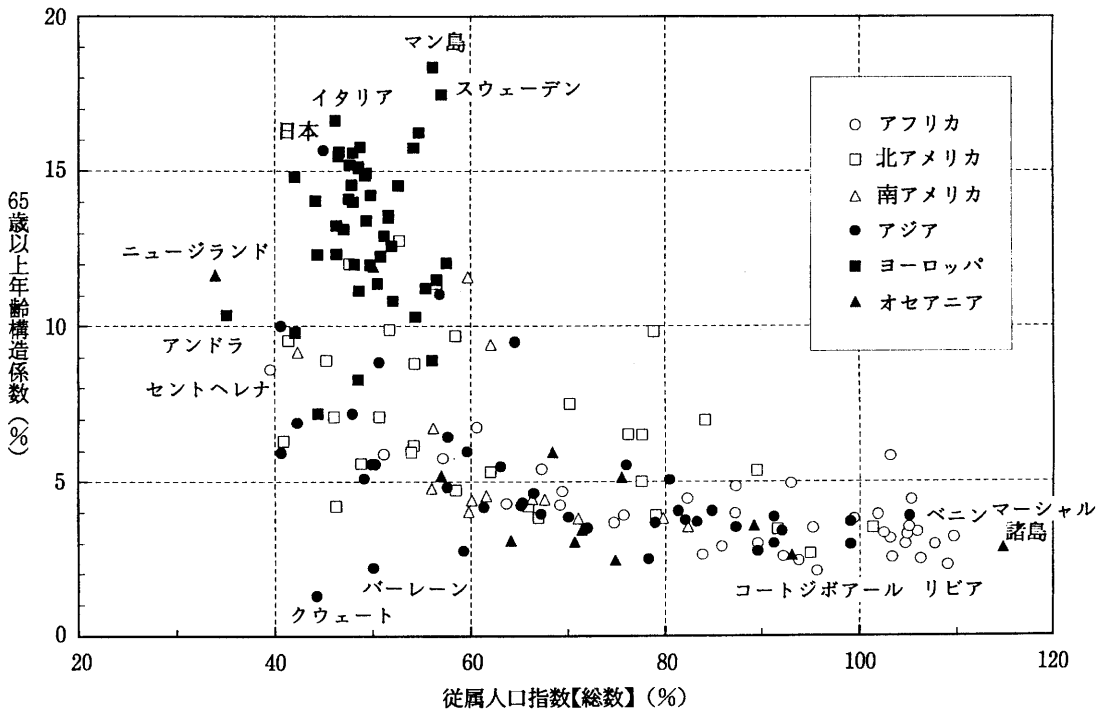
変化係数(%) = 標準偏差 / 平均 × 100

主要国人口の年齢構造に関する主要指標：最新資料

国際連合(統計局)が刊行している『世界人口年鑑』の最新年版(1996年版)¹⁾に掲載されている各国の年齢(5歳階級)別人口に基づいて算定した年齢構造に関する主要指標をここに掲載する。このような計算は、従来より情報調査分析部で毎年行い、本欄に結果を掲載している²⁾。

掲載した指標は、年齢構造係数³⁾、従属人口指数⁴⁾(年少人口指数と老年人口指数の別)および老年化指数⁵⁾、それから平均年齢⁶⁾と中位数年齢⁷⁾である。(石川 晃・坂東里江子)

図1 従属人口指数と65歳以上年齢構造係数の相関



1) 原典は、United Nations, *Demographic Yearbook 1996*, New York, 1998.

日本については、総務庁統計局『人口推計年報 平成9年10月1日現在推計人口』(1998年6月)による。

2) 1995年版によるものは、『人口問題研究』, 第53巻2号, 1997年6月, pp.74-83に掲載。

3) 年齢3区分(0~14歳, 15歳~64歳, 65歳以上)人口について、総人口に対する割合。

4) 従属人口指数総数 = 年少人口指数 + 老年人口指数

年少人口指数 = (0~14歳人口) / (15~64歳人口)

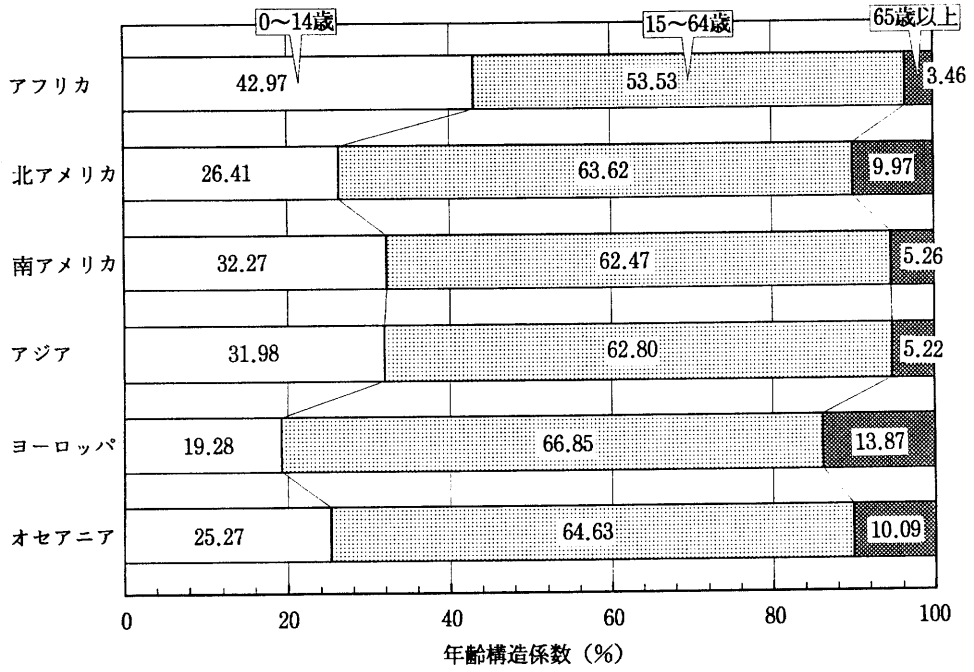
老年人口指数 = (65歳以上人口) / (15~64歳人口)

5) 老年化指数 = (65歳以上人口) / (0~14歳人口)

6) 日本については年齢各歳別, 他の国は年齢5歳階級別人口を用いた。各年齢階級の代表年齢は、その年齢階級のはじめの年齢に、5歳階級の場合には2.5歳を、各歳の場合には0.5歳を加えた年齢として、平均年齢算出に用いた。また、最終の年齢階級(Open end)の代表年齢は、日本における1995年の年齢各歳別人口による平均年齢を用いた。すなわち、65歳以上は74.19歳, 70歳以上は77.84歳, 75歳以上は81.45歳, 80歳以上は84.91歳, 85歳以上は88.71歳をそれぞれ用いた。

7) 年齢別人口を低年齢から順次累積し、総人口の半分の人口に達する年齢を求める。ただし、中位数年齢該当年齢(日本は各歳, 他の国は5歳)階級内については直線補間による。

図2 大陸別年齢3区分別年齢構造係数



結果表に掲載の国のみによる。

参考表 主要国の65歳以上年齢構造係数の高い順：人口総数500万人以上の国

順位	国・地域	(年)	65歳以上 係数(%)	順位	国・地域	(年)	65歳以上 係数(%)
1	スウェーデン	(1995)	17.46	46	モロッコ	(1995)	4.67
2	イタリア	(1995)	16.62	47	ベルギー	(1996)	4.44
3	イギリス	(1995)	15.74	48	エクアドル	(1996)	4.42
4	日本	(1997)	15.66	49	コロンビア	(1995)	4.41
5	スペイン	(1996)	15.61	50	スリランカ	(1994)	4.31
6	ギリシャ	(1995)	15.58	51	南アフリカ	(1991)	4.30
7	ドイツ	(1995)	15.47	52	インド	(1993)	4.23
8	スイス	(1995)	15.20	53	メキシコ	(1995)	4.22
9	オーストリア	(1995)	15.14	54	インドネシア	(1995)	4.17
10	デンマーク	(1996)	15.08	55	ウズベキスタン	(1989)	4.06
11	ベルギー	(1990)	14.92	56	半島マレーシア	(1990)	3.96
12	ブルガリア	(1994)	14.85	57	ブルンジ	(1990)	3.94
13	ポルトガル	(1995)	14.56	58	アルジェリア	(1995)	3.92
14	フランス	(1993)	14.53	59	ハイチ	(1995)	3.92
15	フィンランド	(1995)	14.22	60	イエメン	(1996)	3.88
16	ハンガリー	(1995)	14.11	61	ミャンマー	(1987)	3.87
17	ウクライナ	(1995)	13.57	62	タジキスタン	(1993)	3.87
18	オランダ	(1995)	13.24	63	ドミニカ共和国	(1995)	3.85
19	チェコ	(1994)	13.13	64	ボリビア	(1995)	3.82
20	アメリカ合衆国	(1996)	12.76	65	ベネズエラ	(1992)	3.82
21	ペルー	(1996)	12.58	66	マラウイ	(1987)	3.80
22	カナダ	(1995)	12.02	67	パキスタン	(1995)	3.76
23	ルーマニア	(1995)	12.00	68	アフガニスタン	(1988)	3.71
24	ロシア	(1995)	11.98	69	イラン	(1994)	3.71
25	オーストラリア	(1995)	11.93	70	エジプト	(1995)	3.69
26	ユーゴスラビア	(1993)	11.38	71	セネガル	(1991)	3.54
27	ポーランド	(1994)	10.82	72	ネパール	(1996)	3.54
28	スロバキア	(1991)	10.30	73	フィリピン	(1995)	3.52
29	ホンコン	(1996)	10.01	74	グアテマラ	(1995)	3.47
30	イスラエル	(1994)	9.49	75	イラク	(1988)	3.41
31	アルゼンチン	(1995)	9.41	76	チャド	(1993)	3.37
32	キューバ	(1993)	8.91	77	ウガンダ	(1991)	3.34
33	グルジア	(1989)	8.85	78	ケニア	(1989)	3.29
34	チリ	(1996)	6.73	79	ベニン	(1995)	3.21
35	カザフスタン	(1991)	5.97	80	ルワンダ	(1991)	3.17
36	韓国	(1995)	5.93	81	シリア	(1995)	3.00
37	中国	(1990)	5.57	82	ジンバブエ	(1997)	3.00
38	北朝鮮	(1993)	5.55	83	エチオピア	(1995)	2.97
39	アゼルバイジャン	(1995)	5.48	84	ニジェール	(1988)	2.96
40	チュニジア	(1995)	5.41	85	スーダン	(1993)	2.63
41	タイ	(1995)	5.09	86	ザンビア	(1990)	2.58
42	ベトナム	(1992)	5.05	87	マラウイ	(1991)	2.52
43	エルサルバドル	(1992)	4.99	88	モザンビーク	(1995)	2.43
44	トルコ	(1996)	4.82	89	コートジボアール	(1988)	2.09
45	ブラジル	(1996)	4.78				

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔アフリカ〕						
1	アルジェリア	1995. 7. 1*	28,243,000	11,063,000	16,073,000	1,107,000
2	ベニアン	1995. 7. 1*	5,408,463	2,656,000	2,579,068	173,395
3	ボツワナ	1991. 8.21(C)	1,326,796	573,762	687,580	65,454
4	ブルンジ	1990. 8.16(C) ¹⁾	5,292,793	2,458,240	2,616,412	208,530
5	カーボベルデ	1990. 6.23(C)	341,491	153,523	168,111	19,857
6	中央アフリカ	1988.12. 8(C)* ¹⁾	2,463,614	1,064,318	1,323,337	71,653
7	チャド	1993. 4. 8(C) ¹⁾	6,193,538	2,965,398	2,994,884	209,000
8	コートジボワール	1988. 3. 1(C) ¹⁾	10,815,694	5,058,215	5,524,484	226,125
9	エジプト	1995. 7. 1	59,226,000	23,149,000	33,893,000	2,184,000
10	赤道ギニア	1990. 7. 1	348,150	148,330	185,940	13,880
11	エチオピア	1995. 7. 1	56,677,100	27,305,600	27,686,000	1,685,500
12	ケニア	1989. 8.24(C) ¹⁾	21,448,774	10,262,211	10,454,871	706,409
13	レソト	1987. 7. 1	1,617,998	658,569	887,578	71,851
14	リビア	1991. 7.31	4,231,600	2,111,199	2,023,701	96,700
15	マラウイ	1991. 7. 1	8,556,200	4,132,900	4,207,400	215,900
16	マモリタニア	1987. 4. 1(C)* ¹⁾	7,696,348	3,535,246	3,848,027	292,611
17	モーリタニア	1993. 4.24*	2,147,778	972,367	1,100,194	75,217
18	モーリシャス	1995. 7. 1	1,122,118	309,924	745,779	66,415
19	モーリシャス島	1994. 7. 1	1,077,946	301,187	713,302	63,457
20	ロドリゲス	1994. 7. 1	34,661	12,697	20,488	1,476
21	モロッコ	1995. 7. 1	27,111,000	9,841,000	16,003,000	1,267,000
22	モザンビーク	1995. 7. 1	17,423,275	8,007,781	8,992,498	422,996
23	ナミビア	1991.10.21(C) ¹⁾	1,409,920	588,387	752,599	68,346
24	ニジェール	1988. 5.20(C)* ¹⁾	7,248,100	3,531,880	3,476,630	214,380
25	レユニオン	1993. 1. 1	631,500	193,200	401,900	36,400
26	ルワンダ	1991. 8.15(C)	7,149,215	3,403,530	3,519,265	226,420
27	セントヘレナ	1995. 7. 1	6,561	1,295	4,701	565
28	サントメ=プリンシペ	1991. 8. 4(C)	117,504	55,103	57,222	5,179
29	セネガル	1991.11.20	7,306,366	3,485,097	3,562,694	258,575
30	セイシェル	1994. 7. 1	73,850	22,901	45,962	4,987
31	南アフリカ	1991. 3. 7(C)	30,986,920	10,721,594	18,934,423	1,330,900
32	スーダン	1993. 4.15(C)*	24,941,000	10,718,000	13,567,000	656,000
33	スワジランド	1996. 7. 1*	937,747	459,905	454,636	23,206
34	チュニジア	1995. 7. 1	8,957,500	3,118,300	5,354,900	484,300
35	ウガンダ	1991. 1.12(C) ¹⁾	16,671,705	7,880,481	8,227,418	556,264
36	ザンビア	1990. 8.20(C) ¹⁾	7,383,097	3,344,605	3,836,982	190,344
37	ジンバブエ	1997. 8.18*	12,293,953	5,439,390	6,485,637	368,926
〔北アメリカ〕						
38	アルバマ	1991.10. 6(C) ¹⁾	66,687	16,262	45,567	4,720
39	バハマ	1992. 7. 1	264,175	84,956	166,720	12,499
40	バルバドス	1988.12.31	255,200	63,129	163,024	29,047
41	ベリーズ	1996. 7. 1*	222,000	92,965	117,165	11,870
42	バーミューダ	1991. 7. 1	61,220	12,090	43,300	5,830
43	英領バージン諸島	1991. 5.12(C)	16,115	4,384	10,831	898
44	カナダ	1995. 7. 1*	29,606,097	5,989,349	20,058,266	3,558,482
45	カイマン諸島	1989.10.15(C)	25,355	5,758	17,996	1,601
46	キューバ	1993. 7. 1	10,904,466	2,427,477	7,505,290	971,699
47	ドミニカ	1994.12.31(C) ¹⁾	74,750	28,743	40,356	5,208
48	ドミニカ共和国	1995. 7. 1	7,915,321	2,869,029	4,741,467	304,825
49	エルサルバドル	1992. 9.27(C)	5,118,599	1,980,346	2,882,638	255,615
50	グリーンランド	1994. 1. 1	55,419	15,172	37,908	2,339

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
39.17	56.91	3.92	24.11	19.76	75.72	68.83	6.89	10.01	1
49.11	47.69	3.21	20.93	15.44	109.71	102.98	6.72	6.53	2
43.24	51.82	4.93	23.43	17.94	92.97	83.45	9.52	11.41	3
46.45	49.43	3.94	22.10	16.86	101.92	93.95	7.97	8.48	4
44.96	49.23	5.81	23.45	17.51	103.13	91.32	11.81	12.93	5
43.20	53.72	2.91	22.72	18.26	85.84	80.43	5.41	6.73	6
47.88	48.35	3.37	21.68	15.98	105.99	99.02	6.98	7.05	7
46.77	51.08	2.09	20.89	16.69	95.65	91.56	4.09	4.47	8
39.09	57.23	3.69	24.77	20.37	74.74	68.30	6.44	9.43	9
42.61	53.41	3.99	23.78	18.60	87.24	79.77	7.46	9.36	10
48.18	48.85	2.97	21.28	15.80	104.71	98.63	6.09	6.17	11
47.85	48.74	3.29	21.07	15.94	104.91	98.16	6.76	6.88	12
40.70	54.86	4.44	24.81	19.86	82.29	74.20	8.10	10.91	13
49.89	47.82	2.29	20.09	15.05	109.10	104.32	4.78	4.58	14
48.30	49.17	2.52	20.95	15.83	103.36	98.23	5.13	5.22	15
45.93	50.00	3.80	22.77	17.09	99.48	91.87	7.60	8.28	16
45.27	51.22	3.50	22.32	17.36	95.22	88.38	6.84	7.74	17
27.62	66.46	5.92	29.40	27.20	50.46	41.56	8.91	21.43	18
27.94	66.17	5.89	29.28	27.11	51.12	42.22	8.90	21.07	19
36.63	59.11	4.26	25.35	20.07	69.18	61.97	7.20	11.62	20
36.30	59.03	4.67	25.47	21.14	69.41	61.49	7.92	12.87	21
45.96	51.61	2.43	21.72	16.92	93.75	89.05	4.70	5.28	22
41.73	53.38	4.85	23.58	18.51	87.26	78.18	9.08	11.62	23
48.73	47.97	2.96	20.88	15.62	107.76	101.59	6.17	6.07	24
30.59	63.64	5.76	28.42	25.53	57.13	48.07	9.06	18.84	25
47.61	49.23	3.17	21.40	16.20	103.15	96.71	6.43	6.65	26
19.74	71.65	8.61	33.99	31.33	39.57	27.55	12.02	43.63	27
46.89	48.70	4.41	22.50	16.44	105.35	96.30	9.05	9.40	28
47.70	48.76	3.54	21.85	16.10	105.08	97.82	7.26	7.42	29
31.01	62.24	6.75	28.26	25.01	60.68	49.83	10.85	21.78	30
34.60	61.10	4.30	26.22	22.72	63.65	56.62	7.03	12.41	31
42.97	54.40	2.63	22.72	18.58	83.84	79.00	4.84	6.12	32
49.04	48.48	2.47	20.75	15.44	106.26	101.16	5.10	5.05	33
34.81	59.78	5.41	26.68	22.42	67.28	58.23	9.04	15.53	34
47.27	49.35	3.34	21.25	16.25	102.54	95.78	6.76	7.06	35
45.30	51.97	2.58	21.33	16.82	92.13	87.17	4.96	5.69	36
44.24	52.75	3.00	21.71	17.44	89.56	83.87	5.69	6.78	37
24.39	68.33	7.08	32.59	31.72	46.05	35.69	10.36	29.02	38
32.16	63.11	4.73	26.73	23.63	58.45	50.96	7.50	14.71	39
24.74	63.88	11.38	32.30	27.91	56.54	38.72	17.82	46.01	40
41.88	52.78	5.35	24.27	18.45	89.48	79.35	10.13	12.77	41
19.75	70.73	9.52	35.26	34.33	41.39	27.92	13.46	48.22	42
27.20	67.21	5.57	29.02	27.55	48.77	40.48	8.29	20.48	43
20.23	67.75	12.02	36.13	34.75	47.60	29.86	17.74	59.41	44
22.71	70.98	6.31	31.27	29.52	40.89	32.00	8.90	27.80	45
22.26	68.83	8.91	32.60	29.23	45.29	32.34	12.95	40.03	46
38.45	53.99	6.97	25.88	20.70	84.13	71.22	12.91	18.12	47
36.25	59.90	3.85	25.36	21.92	66.94	60.51	6.43	10.62	48
38.69	56.32	4.99	25.10	19.91	77.57	68.70	8.87	12.91	49
27.38	68.40	4.22	29.79	29.09	46.19	40.02	6.17	15.42	50

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔北アメリカ(つづき)〕						
51	グ ア ド ル ー プ	1992. 1. 1	368,796	97,258	239,051	32,487
52	グ ア テ マ ラ	1995. 7. 1	10,621,226	4,707,931	5,544,261	369,034
53	ハ イ チ	1995. 7. 1	7,180,294	2,888,282	4,010,816	281,196
54	ホ ン ジ ュ ラ ス	1988. 5(C)	4,248,561	1,989,857	2,109,617	149,087
55	ジ ャ メ イ カ	1989.12.31	2,392,130	807,460	1,405,360	179,310
56	マ ル チ ニ ー ク	1992. 1. 1	370,756	89,791	244,323	36,642
57	メ キ シ コ	1995. 7. 1	90,487,425	32,137,325	54,534,716	3,815,384
58	オランダ領アンチル	1994. 7. 1	199,659	52,994	132,534	14,134
59	ニ カ ラ グ ア	1989. 7. 1	3,745,031	1,724,086	1,920,897	100,048
60	パ ナ マ	1996. 7. 1*	2,674,490	881,404	1,650,909	142,177
61	プ エ ル ト リ コ	1994. 7. 1	3,685,730	1,002,754	2,326,249	356,727
62	セントーキッツネイビス	1991. 5.12(C)	40,618	13,920	22,706	3,992
63	セ ン ト ル シ ア	1991. 5.12(C)*	133,308	48,972	75,645	8,691
64	セントビンセント=グレナディーン	1991. 5.12(C) ¹⁾	106,499	39,626	59,940	6,916
65	トリニダード=トバコ	1995. 7. 1	1,259,965	365,025	817,200	77,740
66	アメリカ合衆国	1996. 7. 1*	265,283,783	57,708,194	173,714,707	33,860,882
67	米領バージン諸島	1990. 4. 1(C) ¹⁾	101,809	29,444	65,886	6,065
〔南アメリカ〕						
68	ア ルゼンチン	1995. 7. 1	34,768,457	10,047,651	21,450,119	3,270,686
69	ボ リ ビ ア	1995. 7. 1	7,413,834	3,007,037	4,123,529	283,268
70	ブ ラ ジ ル	1996. 7. 1*	157,871,380	49,114,527	101,216,592	7,540,261
71	チ リ	1996. 7. 1*	14,418,864	4,215,049	9,232,763	971,052
72	コ ロ ン ビ ア	1995. 7. 1	35,098,737	11,623,447	21,928,125	1,547,165
73	エ ク ア ド ル	1996. 7. 1*	11,698,496	4,199,292	6,981,587	517,617
74	フォークランド諸島	1991. 3. 5(C)	2,050	422	1,440	188
75	仏領ギアナ	1990. 3. 5(C)	114,808	38,315	71,848	4,645
76	パラグアイ	1994. 7. 1	4,699,855	1,955,953	2,577,421	166,481
77	ペ ル	1996. 7. 1*	23,946,779	8,482,639	14,400,056	1,064,084
78	ス リ ナ ム	1993. 7. 1	403,828	135,500	249,950	18,377
79	ウルグアイ	1990. 7. 1	3,094,214	797,791	1,937,568	358,856
80	ベ ネ ズ エ ラ	1992. 7. 1*	20,248,826	7,634,103	11,841,460	773,263
〔アジア〕						
81	アフガニスタン	1988. 7. 1	15,513,267	7,146,575	7,791,404	575,288
82	アルメニア	1992. 7. 1	3,685,600	1,110,411	2,337,827	237,362
83	アゼルバイジャン	1995. 7. 1*	7,420,100	2,464,500	4,548,800	406,800
84	バーレーン	1996. 7. 1*	598,625	186,548	398,959	13,118
85	ブルネイダラサラーム	1992. 7. 1	267,800	92,300	168,100	7,400
86	中 国	1990. 7. 1(C)	1,130,510,638	313,001,854	754,515,392	62,993,392
87	ホ ン コ ン	1996. 7. 1*	6,311,000	1,195,900	4,486,400	631,700
88	キ プ ロ ス	1994. 7. 1	633,900	159,700	404,200	70,000
89	ゲ ル ジ ア	1989. 1.12(C)	5,400,841	1,338,474	3,584,418	477,949
90	イ ン ド	1993. 7. 1	883,910,000	311,254,000	535,264,000	37,392,000
91	イ ン ド ネ シ ア	1995. 7. 1	194,754,808	65,948,526	120,690,207	8,116,075
92	イ ラ ン	1994. 7. 1	59,648,144	24,892,447	32,545,011	2,210,684
93	イ ラ ク	1988. 7. 1*	17,250,267	7,678,074	8,984,018	588,175
94	イ ス ラ エ ル	1994. 7. 1*	5,399,300	1,606,700	3,280,400	512,400
95	日 本	1997.10. 1(C) ²⁾	126,166,019	19,365,723	87,042,150	19,758,146
96	ヨ ル ダ ン	1995. 7. 1 ¹⁾	4,291,000	1,774,960	2,404,665	107,085
97	カザフスタン	1991. 1. 1	16,721,113	5,247,906	10,474,265	998,942
98	北 朝 鮮	1993.12. 1(C) ¹⁾	20,522,351	5,722,203	13,660,112	1,139,939
99	韓 国	1995.11. 1(C) ¹⁾	44,553,710	10,235,504	31,677,592	2,640,205

年齡構造係數 (%)			平均年齡 (歲)	中位數 年齡(歲)	從屬人口指數 (%)			老年化 指數(%)	No.
0~14歲	15~64歲	65歲以上			總數	年少	老年		
26.37	64.82	8.81	31.15	27.62	54.28	40.69	13.59	33.40	51
44.33	52.20	3.47	22.48	17.58	91.57	84.92	6.66	7.84	52
40.23	55.86	3.92	24.23	19.74	79.02	72.01	7.01	9.74	53
46.84	49.65	3.51	21.95	16.50	101.39	94.32	7.07	7.49	54
33.75	58.75	7.50	27.19	22.15	70.21	57.46	12.76	22.21	55
24.22	65.90	9.88	32.65	29.30	51.75	36.75	15.00	40.81	56
35.52	60.27	4.22	25.38	21.50	65.93	58.93	7.00	11.87	57
26.54	66.38	7.08	31.73	31.05	50.65	39.99	10.66	26.67	58
46.04	51.29	2.67	21.39	16.82	94.96	89.75	5.21	5.80	59
32.96	61.73	5.32	27.32	23.83	62.00	53.39	8.61	16.13	60
27.21	63.12	9.68	32.02	28.49	58.44	43.11	15.33	35.57	61
34.27	55.90	9.83	28.47	23.49	78.89	61.31	17.58	28.68	62
36.74	56.74	6.52	26.06	21.13	76.23	64.74	11.49	17.75	63
37.21	56.28	6.49	25.88	20.72	77.65	66.11	11.54	17.45	64
28.97	64.86	6.17	29.48	26.60	54.18	44.67	9.51	21.30	65
21.75	65.48	12.76	35.94	34.61	52.71	33.22	19.49	58.68	66
28.92	64.72	5.96	30.33	28.08	53.89	44.69	9.21	20.60	67
28.90	61.69	9.41	31.33	27.37	62.09	46.84	15.25	32.55	68
40.56	55.62	3.82	24.04	19.47	79.79	72.92	6.87	9.42	69
31.11	64.11	4.78	27.72	24.57	55.97	48.52	7.45	15.35	70
29.23	64.03	6.73	29.83	27.23	56.17	45.65	10.52	23.04	71
33.12	62.48	4.41	26.60	23.65	60.06	53.01	7.06	13.31	72
35.90	59.68	4.42	25.64	21.69	67.56	60.15	7.41	12.33	73
20.59	70.24	9.17	34.99	33.78	42.36	29.31	13.06	44.55	74
33.37	62.58	4.05	26.58	24.26	59.79	53.33	6.47	12.12	75
41.62	54.84	3.54	23.55	19.19	82.35	75.89	6.46	8.51	76
35.42	60.13	4.44	25.90	21.88	66.30	58.91	7.39	12.54	77
33.55	61.90	4.55	26.32	23.08	61.56	54.21	7.35	13.56	78
25.78	62.62	11.60	34.07	30.86	59.70	41.17	18.52	44.98	79
37.70	58.48	3.82	24.98	21.14	71.00	64.47	6.53	10.13	80
46.07	50.22	3.71	22.62	17.09	99.11	91.72	7.38	8.05	81
30.13	63.43	6.44	29.87	27.31	57.65	47.50	10.15	21.38	82
33.21	61.30	5.48	27.70	24.68	63.12	54.18	8.94	16.51	83
31.16	66.65	2.19	25.95	26.13	50.05	46.76	3.29	7.03	84
34.47	62.77	2.76	25.18	23.69	59.31	54.91	4.40	8.02	85
27.69	66.74	5.57	28.79	25.30	49.83	41.48	8.35	20.13	86
18.90	71.09	10.01	35.27	34.15	40.67	26.59	14.08	52.95	87
25.19	63.76	11.04	34.04	32.04	56.83	39.51	17.32	43.83	88
24.78	66.37	8.85	33.59	30.74	50.68	37.34	13.33	35.71	89
35.21	60.56	4.23	26.23	22.33	65.14	58.15	6.99	12.01	90
33.86	61.97	4.17	26.82	23.25	61.37	54.64	6.72	12.31	91
41.73	54.56	3.71	23.61	18.72	83.28	76.49	6.79	8.88	92
44.51	52.08	3.41	22.06	17.39	92.01	85.46	6.55	7.66	93
29.76	60.76	9.49	30.78	26.70	64.60	48.98	15.62	31.89	94
15.35	68.99	15.66	40.31	40.37	44.95	22.25	22.70	102.03	95
41.36	56.04	2.50	22.42	18.69	78.27	73.81	4.45	6.03	96
31.38	62.64	5.97	29.05	26.24	59.64	50.10	9.54	19.04	97
27.88	66.56	5.55	30.44	27.84	50.23	41.89	8.35	19.92	98
22.97	71.10	5.93	31.45	29.68	40.65	32.31	8.33	25.79	99

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標 (つづき)

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔アジア(つづき)〕						
100	ク ウ ェ ー ト	1994. 7. 1	1,620,086	476,163	1,122,770	21,153
101	キ ル ギ ス タ ン	1996. 1. 1	4,512,350	1,699,792	2,563,648	248,910
102	マ カ オ	1995. 7. 1	417,500	105,200	282,300	30,000
103	マ レ ー シ ア :	1995. 7. 1	20,689,344	7,331,410	12,602,291	755,643
104	半島 マ レ ー シ ア	1990. 7. 1	14,616,700	5,296,100	8,741,400	579,200
105	サ バ	1990. 7. 1	1,470,400	654,300	775,700	40,400
106	サ ラ ワ ク	1990. 7. 1	1,668,700	589,100	1,002,300	77,300
107	モ ル ジ ブ	1993. 7. 1	238,363	111,571	119,737	7,055
108	モ ン ゴ ル	1989. 1. 5(C)	2,043,400	855,000	1,105,400	83,000
109	ミ ャ ン マ ー	1978.10. 1	38,541,119	14,380,355	22,669,755	1,491,009
110	ネ パ ー ル	1996. 7. 1*	21,126,636	9,098,561	11,280,622	747,453
111	パ キ ス タ ン	1995. 7. 1*	129,808,000	53,645,000	71,286,000	4,877,000
112	フ ィ リ ピ ン	1995. 9. 1(C)	68,616,536	26,296,206	39,905,635	2,414,695
113	シ ン ガ ポ ー ル	1996. 7. 1*	3,044,300	694,500	2,140,100	209,700
114	ス リ ラ ン カ	1994. 7. 1	17,865,000	6,290,000	10,805,000	770,000
115	シ リ ア	1995. 7. 1	14,186,000	6,342,000	7,418,000	426,000
116	タ ジ キ ス タ ン	1993. 7. 1*	5,621,727	2,464,672	2,939,709	217,346
117	タ ル コ	1995. 7. 1	59,401,000	16,544,000	39,834,000	3,023,000
118	トル	1996. 7. 1*	62,697,000	19,893,000	39,785,000	3,019,000
119	トルクメニスタン	1995. 1.10(C) ¹⁾	4,483,251	1,811,069	2,503,810	165,515
120	ウズベキスタン	1989. 1.12(C) ¹⁾	19,810,077	8,083,202	10,922,650	803,864
121	ベ ト ナ ム	1992.12.31	69,175,080	27,359,660	38,324,843	3,490,577
122	イ エ メ ン	1996. 7. 1*	15,919,000	7,543,000	7,759,000	617,040
〔ヨーロッパ〕						
123	ア ン ド ラ	1994.12.31	64,311	10,070	47,589	6,652
124	オ ー ス ト リ ア	1995. 7. 1*	8,046,535	1,411,647	5,416,545	1,218,343
125	ベ ラ ル ー シ	1996. 1. 1	10,264,388	2,215,338	6,758,291	1,290,759
126	ベ ル ギ ー	1990. 7. 1	9,967,378	1,806,216	6,673,792	1,487,370
127	ボスニア・ヘルツェゴビナ	1991. 7. 1	4,449,412	1,048,969	3,080,673	319,770
128	ブルガリア	1994.12.31	8,427,418	1,528,118	5,647,618	1,251,682
129	チャンネル諸島:					
130	ガ ー ン シ イ	1991. 4.21(C)	58,867	9,999	39,588	9,280
131	ジ ャ ー シ イ	1996. 3.10(C)	85,150	14,117	59,073	11,960
132	ク ロ ア チ ア	1995. 7. 1	4,776,012	921,186	3,265,669	589,157
133	チ ェ コ	1994.12.31	10,333,161	1,948,024	7,028,905	1,356,232
134	デ ン マ ー ク	1996. 7. 1*	5,261,503	927,407	3,540,427	793,669
135	エ ス ト ニ ア	1994. 7. 1	1,499,255	313,633	992,053	193,569
136	フ ェ ロ ー 諸 島	1991. 7. 1	47,372	11,599	30,076	5,701
137	フ ィ ン ラ ン ド	1995. 7. 1	5,107,790	972,008	3,409,728	726,075
138	フ ラ ン ス	1993. 1. 1	57,526,521	11,462,500	37,703,525	8,360,446
139	ド イ ツ	1995. 7. 1	81,660,965	13,263,637	55,763,096	12,634,232
140	ジ ブ ラ ル タ ル	1991.10.14(C)	26,703	5,242	17,882	3,579
141	ギ リ シ ャ	1995. 7. 1	10,454,019	1,761,144	7,063,832	1,629,043
142	ハ ン ガ リ ー	1995. 7. 1	10,228,989	1,853,202	6,932,561	1,443,226
143	ア イ ス ラ ン ド	1995. 7. 1	267,380	65,297	172,025	30,058
144	ア イ ル ラ ン ド	1995. 4. 1*	3,582,231	880,928	2,288,835	412,468
145	マ ン 島	1996. 4.14(C)	71,714	12,624	45,925	13,165
146	イ タ リ ア	1995. 7. 1*	57,300,840	8,568,803	39,209,220	9,522,817
147	ラ ト ビ ア	1994. 7. 1*	2,515,602	516,863	1,659,114	339,625
148	リヒテンシュタイン	1987.12.31	27,714	5,501	19,503	2,710
149	リ ト ア ニ ア	1996. 7. 1*	3,709,534	794,533	2,460,311	454,690

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
29.39	69.30	1.31	26.37	27.03	44.29	42.41	1.88	4.44	100
37.67	56.81	5.52	25.88	21.38	76.01	66.30	9.71	14.64	101
25.20	67.62	7.19	31.63	31.41	47.89	37.27	10.63	28.52	102
35.44	60.91	3.65	25.78	22.53	64.17	58.18	6.00	10.31	103
36.23	59.80	3.96	25.40	21.86	67.21	60.59	6.63	10.94	104
44.50	52.75	2.75	22.13	17.71	89.56	84.35	5.21	6.17	105
35.30	60.06	4.63	25.56	21.48	66.49	58.77	7.71	13.12	106
46.81	50.23	2.96	21.65	16.54	99.07	93.18	5.89	6.32	107
41.84	54.10	4.06	23.29	18.76	84.86	77.35	7.51	9.71	108
37.31	58.82	3.87	25.10	20.78	70.01	63.43	6.58	10.37	109
43.07	53.40	3.54	23.32	18.40	87.28	80.66	6.63	8.22	110
41.33	54.92	3.76	24.33	19.57	82.09	75.25	6.84	9.09	111
38.32	58.16	3.52	24.51	20.44	71.95	65.90	6.05	9.18	112
22.81	70.30	6.89	32.67	32.21	42.25	32.45	9.80	30.19	113
35.21	60.48	4.31	25.82	21.94	65.34	58.21	7.13	12.24	114
44.71	52.29	3.00	22.17	17.29	91.24	85.49	5.74	6.72	115
43.84	52.29	3.87	22.83	18.11	91.23	83.84	7.39	8.82	116
27.85	67.06	5.09	29.21	26.48	49.12	41.53	7.59	18.27	117
31.73	63.46	4.82	27.43	23.90	57.59	50.00	7.59	15.18	118
40.40	55.85	3.69	23.73	19.71	78.94	72.33	6.61	9.14	119
40.80	55.14	4.06	24.00	19.54	81.36	74.00	7.36	9.94	120
39.55	55.40	5.05	24.77	19.79	80.50	71.39	9.11	12.76	121
47.38	48.74	3.88	21.68	16.09	105.17	97.22	7.95	8.18	122
15.66	74.00	10.34	36.23	34.09	35.14	21.16	13.98	66.06	123
17.54	67.32	15.14	38.56	36.38	48.55	26.06	22.49	86.31	124
21.58	65.84	12.58	36.16	34.76	51.88	32.78	19.10	58.26	125
18.12	66.96	14.92	38.31	36.30	49.35	27.06	22.29	82.35	126
23.58	69.24	7.19	32.68	30.29	44.43	34.05	10.38	30.48	127
18.13	67.01	14.85	38.62	37.97	49.22	27.06	22.16	81.91	128
									129
16.99	67.25	15.76	38.67	36.68	48.70	25.26	23.44	92.81	130
16.58	69.38	14.05	38.68	36.86	44.14	23.90	20.25	84.72	131
19.29	68.38	12.34	37.43	36.38	46.25	28.21	18.04	63.96	132
18.85	68.02	13.13	37.05	36.10	47.01	27.71	19.30	69.62	133
17.63	67.29	15.08	38.89	37.75	48.61	26.19	22.42	85.58	134
20.92	66.17	12.91	36.91	35.57	51.13	31.61	19.51	61.72	135
24.48	63.49	12.03	34.08	31.27	57.52	38.57	18.96	49.15	136
19.03	66.76	14.22	38.22	37.80	49.80	28.51	21.29	74.70	137
19.93	65.54	14.53	37.38	35.43	52.58	30.40	22.17	72.94	138
16.24	68.29	15.47	39.93	38.43	46.44	23.79	22.66	95.25	139
19.63	66.97	13.40	37.34	36.13	49.33	29.31	20.01	68.28	140
16.85	67.57	15.58	39.11	37.42	47.99	24.93	23.06	92.50	141
18.12	67.77	14.11	37.94	37.35	47.55	26.73	20.82	77.88	142
24.42	64.34	11.24	33.81	31.47	55.43	37.96	17.47	46.03	143
24.59	63.89	11.51	33.93	30.87	56.51	38.49	18.02	46.82	144
17.60	64.04	18.36	40.48	39.44	56.15	27.49	28.67	104.29	145
14.95	68.43	16.62	40.18	38.54	46.14	21.85	24.29	111.13	146
20.55	65.95	13.50	37.44	36.11	51.62	31.15	20.47	65.71	147
19.85	70.37	9.78	34.22	32.10	42.10	28.21	13.90	49.26	148
21.42	66.32	12.26	36.09	34.06	50.78	32.29	18.48	57.23	149

結果表 主要国の年齢3区分別人口と年齢構造に関する主要指標（つづき）

No.	国・地域	期 日	人 口			
			総 数	0～14歳	15～64歳	65歳以上
〔ヨーロッパ(つづき)〕						
150	ルクセンブルク	1995. 7. 1	409,700	75,426	276,889	57,385
151	マ ル タ	1995.12.31	372,130	80,201	250,404	41,525
152	オ ラ ン ダ	1995. 7. 1	15,458,994	2,843,094	10,568,665	2,047,235
153	ノ ル ウ ェ ー	1992. 7. 1	4,286,401	819,328	2,770,863	696,202
154	ポ ー ラ ン ド	1994. 7. 1	38,543,577	9,020,733	25,353,102	4,169,742
155	ポ ル ト ガ ル	1995. 7. 1	9,916,450	1,764,080	6,708,560	1,443,810
156	モ ル ド バ	1994. 7. 1	4,348,087	1,175,337	2,785,865	386,885
157	ル ー マ ニ ア	1995. 7. 1	22,680,951	4,644,441	15,315,881	2,720,629
158	ロ シ ア	1995. 7. 1	147,773,657	31,362,290	98,712,709	17,698,658
159	サンマリノ	1994.12.31	25,058	3,706	17,642	3,710
160	スロバキア	1991. 3. 3(C) ¹⁾	5,274,335	1,313,961	3,415,721	543,180
161	スロベニア	1995. 7. 1	1,987,505	365,572	1,377,166	244,767
162	ス ペ イ ン	1996. 7. 1*	39,270,313	6,351,097	26,788,100	6,131,116
163	スウェーデン	1995.12.31	8,837,496	1,665,362	5,628,802	1,543,332
164	ス イ ス	1995. 7. 1	7,040,687	1,201,960	4,768,685	1,070,042
165	マケドニア	1992. 7. 1 ¹⁾	2,055,997	496,435	1,374,359	170,335
166	ウクライナ	1995. 1. 1	51,473,707	10,532,158	33,957,190	6,984,359
167	イ ギ リ ス	1995. 7. 1	58,605,782	11,361,643	38,019,202	9,224,937
168	ユーゴスラビア	1993. 7. 1	10,481,954	2,321,598	6,967,236	1,193,120
〔オセアニア〕						
169	米領サモア	1990. 4. 1(C) ¹⁾	46,773	17,821	27,226	1,612
170	オーストラリア	1995. 6.30*	18,053,989	3,867,611	12,032,094	2,154,284
171	フ ィ ジ ー	1987.12.31 ¹⁾	715,593	273,353	417,966	21,964
172	米領ポリネシア	1988. 9. 6(C)	188,814	67,894	115,085	5,835
173	マーシャル諸島	1989. 6.30	44,407	22,470	20,671	1,266
174	ミクロネシア連邦	1994. 9.18(C)*	105,506	45,933	55,778	3,795
175	ニューカレドニア	1994. 7. 1	183,759	57,169	117,048	9,542
176	ニュージランド	1994.12.31	3,526,400	820,260	2,295,210	410,950
177	パプアニューギニア	1990. 7. 1*	3,727,250	1,504,560	2,131,510	91,180
178	ト ン ガ	1994.12.31	97,331	36,886	55,453	4,991
179	ト ー バ ル	1991.11.17(C)	9,043	3,135	5,370	538
180	バ ス ア ツ	1989. 7. 1*	150,165	68,445	77,803	3,917

UN. *Demographic Yearbook*, 1996年版に掲載 (Table 7 : 掲載年次1987～96年) の年齢別人口統計に基づいて計算したものであるが、人口総数が1,000人未満およびここに示すような指標の算定が不能の国は除いている。

表中、期日の後の(C)はセンサスの結果であることを示し、他はすべて推計人口で、イタリック体は信頼性に疑問のある推計値であることを示す。

*) 暫定値. 1) 人口総数に年齢不詳を含む. 2) 総務庁統計局『人口推計年報 平成9年10月1日現在推計人口』による。

年齢構造係数 (%)			平均年齢 (歳)	中位数 年齢(歳)	従属人口指数 (%)			老年化 指数(%)	No.
0~14歳	15~64歳	65歳以上			総数	年少	老年		
18.41	67.58	14.01	38.11	36.74	47.97	27.24	20.72	76.08	150
21.55	67.29	11.16	35.70	34.92	48.61	32.03	16.58	51.78	151
18.39	68.37	12.24	37.48	35.95	46.27	26.90	19.37	72.01	152
19.11	64.64	16.24	37.85	35.66	54.70	29.57	25.13	84.97	153
23.40	65.78	10.82	34.67	33.45	52.03	35.58	16.45	46.22	154
17.79	67.65	14.56	37.80	35.62	47.82	26.30	21.52	81.84	155
27.03	64.07	8.90	32.40	30.68	56.08	42.19	13.89	32.92	156
20.48	67.53	12.00	35.98	34.02	48.09	30.32	17.76	58.58	157
21.22	66.80	11.98	36.12	35.10	49.70	31.77	17.93	56.43	158
14.79	70.40	14.81	39.41	37.50	42.04	21.01	21.03	100.11	159
24.91	64.76	10.30	33.59	31.41	54.37	38.47	15.90	41.34	160
18.39	69.29	12.32	37.17	35.93	44.32	26.55	17.77	66.95	161
16.17	68.21	15.61	38.58	35.97	46.60	23.71	22.89	96.54	162
18.84	63.69	17.46	39.55	38.54	57.00	29.59	27.42	92.67	163
17.07	67.73	15.20	39.26	37.82	47.64	25.21	22.44	89.02	164
24.15	66.85	8.28	33.21	31.61	48.51	36.12	12.39	34.31	165
20.46	65.97	13.57	37.20	35.90	51.58	31.02	20.57	66.31	166
19.39	64.87	15.74	38.30	36.30	54.15	29.88	24.26	81.19	167
22.15	66.47	11.38	35.68	34.29	50.45	33.32	17.12	51.39	168
38.10	58.21	3.45	24.39	20.85	71.38	65.46	5.92	9.05	169
21.42	66.65	11.93	35.45	33.65	50.05	32.14	17.90	55.70	170
38.20	58.41	3.07	24.25	20.73	70.66	65.40	5.25	8.04	171
35.96	60.95	3.09	24.97	21.58	64.06	58.99	5.07	8.59	172
50.60	46.55	2.85	20.08	14.77	114.83	108.70	6.12	5.63	173
43.54	52.87	3.60	22.88	17.78	89.15	82.35	6.80	8.26	174
31.11	63.70	5.19	28.21	24.62	56.99	48.84	8.15	16.69	175
23.26	65.09	11.65	34.42	32.22	53.64	35.74	17.90	50.10	176
40.37	57.19	2.45	23.38	19.29	74.86	70.59	4.28	6.06	177
37.90	56.97	5.13	25.20	20.59	75.52	66.52	9.00	13.53	178
34.67	59.38	5.95	27.74	25.29	68.40	58.38	10.02	17.16	179
45.58	51.81	2.61	21.83	17.14	93.01	87.97	5.03	5.72	180

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1996年版」(United Nations, *Demographic Yearbook, 1997*) 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1997年版 (Council of Europe, *Recent Demographic Developments in the Member of Council of Europe, 1997*) 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。なお、一部のデータについては欧州理事会の同報告書の他の年次の版からも引用している。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1996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歳以上の母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「◆」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)	84.8	167.7	183.2	150.7	124.0	52.9	13.4	3.82
エジプト (1992)	13.3	150.9	252.9	180.4	120.5	39.2	13.6	3.79
マリ (1987)	157.9	297.1	307.9	259.3	207.2	98.1	45.7	6.64
モーリシャス (1995)	39.4	134.5	129.5	81.1	34.1	8.3	◆ 0.7	2.13
モーリシャス島 (1994)	42.9	143.0	131.7	84.7	36.3	9.3	◆ 0.5	2.24
ロドリゲス (1994)	53.9	119.0	135.5	118.1	81.7	◆ 32.7	◆ 10.2	2.70
レユニオン (1986)	48.8	134.0	164.0	112.3	59.5	21.9	◆ 2.1	2.70
セイシェル (1993) ⁺	76.5	151.0	125.9	89.1	62.9	◆ 11.2	◆ 2.7	2.58
チュニジア (1995)	13.6	93.0	151.6	144.2	89.7	33.5	7.7	2.63
ジンバブエ (1992)	82.1	217.9	205.6	179.9	144.7	80.3	31.5	4.55
〔北アメリカ〕								
バハマ (1992)	51.8	101.8	100.5	81.2	43.2	10.5	◆ 1.8	1.95
バーミューダ (1991)	34.1	79.9	123.6	82.7	32.9	◆ 5.5	◆ 0.5	1.79
カナダ (1994)	25.1	72.3	114.1	86.1	30.4	4.7	0.1	1.66
キューバ (1991)	70.9	105.7	89.8	50.4	17.6	2.9	0.4	1.69
グリーンランド (1991)	83.8	148.4	117.4	80.1	37.9	◆ 6.3	◆ 0.7	2.37
グアドループ (1985)	37.0	122.0	170.0	111.4	55.5	19.1	◆ 2.0	2.58
ガアテマラ (1990)	121.0	248.3	245.2	208.5	160.2	75.8	20.7	5.30
マルチニーク (1992)	28.0	88.5	113.9	93.0	49.5	12.3	◆ 0.8	1.93
オランダ領アンチル (1989) ⁺	44.4	122.2	133.2	91.3	50.9	9.6	◆ 0.2	2.26
パナマ (1995)	93.5	150.0	133.5	100.7	48.4	14.7	2.7	2.70
プエルトリコ (1994)	75.8	133.8	113.4	68.9	28.8	5.5	0.3	2.13
セントキッツ=ネイビス (1991) ⁺	82.6	141.6	142.5	92.7	69.6	◆ 13.7	◆ 1.7	2.71
セントルシア (1986)	113.6	206.0	201.8	125.9	88.7	29.3	◆ 0.9	3.83
トリニダード=トバゴ (1994)	45.9	109.4	98.8	74.5	37.9	10.7	1.1	1.89
アメリカ合衆国 (1994)	60.4	111.1	113.9	81.5	33.7	6.4	0.3	2.04
米領バージン諸島 (1990)	78.4	183.5	177.0	114.9	44.0	10.9	◆ 0.6	3.04
〔南アメリカ〕								
アルゼンチン (1993)	68.9	142.3	143.4	107.7	58.3	18.7	2.3	2.70
チリ (1995)	65.1	118.0	112.9	87.8	49.2	14.0	0.8	2.24
スリナム (1993)	93.3	147.6	124.6	78.6	48.1	10.7	◆ 1.5	2.51
ウルグアイ (1985) ⁺	57.3	129.7	136.7	100.3	55.7	17.6	1.6	2.49
ベネズエラ (1990)	109.4	191.6	178.9	133.1	77.9	26.8	6.2	3.59
〔アジア〕								
アルメニア (1992)	82.5	207.5	104.1	50.8	20.0	4.0	◆ 0.5	2.34
アゼルバイジャン (1989)	27.9	192.8	178.6	98.0	38.1	11.1	0.9	2.73
ブルネイダラサラーム (1992) ⁺	41.1	142.3	175.2	135.7	83.9	27.5	◆ 5.2	3.03
中国(ホンコン) (1995)	5.9	38.4	77.3	75.6	29.6	4.6	0.2	1.16
キプロス (1994)	20.8	127.7	155.5	96.4	38.9	6.7	◆ 0.4	2.23
ブルジヤ (1989)	58.3	167.8	109.8	57.5	22.9	6.0	0.4	2.11
イスラエル (1994)	18.5	124.9	188.9	151.3	77.9	18.0	1.4	2.90
日本 (1997) ³⁾	4.3	39.5	108.4	93.8	28.4	3.2	0.1	1.39
カザフスタン (1991)	54.4	218.5	137.2	77.4	33.8	8.9	1.0	2.65
韓国 (1995)	3.3	62.7	185.7	70.5	14.4	2.1	0.2	1.69
クウェート (1994)	37.0	168.1	172.0	132.7	96.6	40.3	10.3	3.23
キルギスタン (1995)	56.8	231.4	188.6	115.6	56.5	15.1	3.2	3.32
マカオ (1995)	8.2	55.6	97.5	75.1	28.4	6.1	◆ 0.3	1.35
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	3.31

United Nations, *Demographic Yearbook, 1996*, New York, 1997, 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」(概数)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⁾	
〔アジア（つづき）〕								
カタール（1986）	62.0	264.1	287.0	152.3	102.1	30.5	10.2	4.49
シンガポール（1996）	7.1	46.0	130.6	117.1	45.5	7.5	◆ 0.2	1.77
スリランカ（1989） ⁺	31.9	123.0	155.6	115.9	75.4	22.6	2.7	2.62
タジキスタン（1993）	53.9	271.9	225.5	159.6	93.6	35.7	6.9	4.20
トルコ（1996）	51.0	175.7	147.8	76.4	38.5	16.6	3.6	2.53
トルクメニスタン（1989）	22.3	227.3	283.0	194.2	100.2	40.9	6.9	4.34
ウズベキスタン（1989）	42.1	285.7	238.3	151.3	71.2	24.9	4.1	4.07
〔ヨーロッパ〕								
オーストリア（1995）	17.5	75.4	100.0	62.0	22.7	4.0	0.2	1.41
ベラルーシ（1993）	43.3	147.2	80.3	34.5	12.2	2.6	0.2	1.60
ブルガリア（1994）	61.3	113.2	64.9	24.1	8.1	1.6	◆ 0.1	1.37
チャネル諸島・ゴーンジィ（1991）	21.7	52.9	120.7	78.7	35.7	◆ 4.7	◆ 1.2	1.57
クロアチア（1995）	18.5	94.8	101.5	56.7	20.6	4.2	0.3	1.48
チェコ（1994）	33.0	118.0	86.1	35.1	11.0	1.8	◆ 0.1	1.43
デンマーク（1995）	8.8	61.9	139.8	109.3	38.5	5.3	◆ 0.2	1.82
エストニア（1994）	38.6	109.4	73.7	35.0	14.1	2.8	◆ 0.1	1.37
フィンランド（1995）	9.8	66.3	130.2	105.0	41.5	8.3	0.4	1.81
フランス（1993）	7.9	60.6	127.3	90.7	36.2	7.6	0.5	1.65
ドイツ（1995）	9.5	51.8	84.8	71.4	26.9	4.5	0.3	1.24
ギリシャ（1995）	13.0	62.6	96.7	62.7	24.0	4.4	0.5	1.32
ハンガリー（1995）	31.8	103.9	108.6	49.8	16.9	3.5	0.1	1.57
アイスランド（1995）	23.0	93.9	128.8	110.9	50.6	8.7	◆ 0.5	2.08
アイルランド（1995） ⁺	15.4	51.2	105.7	127.2	60.8	13.0	0.7	1.87
イタリア（1991）	8.0	49.7	90.7	71.8	29.3	5.2	0.2	1.27
ラトビア（1995）	29.6	98.3	71.2	33.0	15.1	3.3	◆ 0.3	1.25
リトアニア（1995）	39.9	115.7	84.3	38.7	16.1	3.4	◆ 0.3	1.49
ルクセンブルク（1995）	10.5	66.6	127.1	96.6	34.7	5.2	◆ 0.1	1.70
マルタ（1995）	10.3	97.0	140.9	98.5	38.2	8.3	◆ 0.3	1.82
オランダ（1995）	5.8	39.1	106.4	112.7	38.9	5.0	0.2	1.54
ノルウェー（1992）	16.0	85.7	137.5	98.3	35.2	5.3	◆ 0.2	1.89
ポーランド（1994）	25.5	128.6	113.4	59.0	26.2	6.5	0.3	1.80
ポルトガル（1995）	20.5	62.9	97.2	69.8	25.2	5.3	0.4	1.40
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（1995）	42.5	109.5	73.4	29.4	11.0	3.1	0.2	1.34
ロシア（1995）	44.7	112.8	66.7	29.5	10.6	2.2	0.1	1.33
スロバキア（1991）	50.5	182.9	111.3	44.5	15.0	3.1	◆ 0.1	2.04
スロベニア（1995）	13.2	81.8	97.3	48.1	14.6	2.5	◆ 0.2	1.29
スウェーデン（1994）	8.3	31.9	85.4	81.4	30.0	5.2	0.3	1.21
スウェーデン（1994）	9.7	73.4	140.0	103.0	43.0	7.5	0.3	1.88
スイス（1995）	5.5	51.5	112.7	93.6	32.5	4.6	0.1	1.50
旧ユーゴスラビア								
マケドニア（1992）	44.1	174.4	144.9	56.3	17.1	3.2	◆ 0.2	2.20
ウクライナ（1995）	54.2	117.5	65.5	26.8	9.9	2.1	0.1	1.38
イギリス（1995）	28.3	75.7	108.5	87.2	35.9	6.4	0.3	1.71
ユーゴスラビア（1993）	35.6	133.4	121.0	65.0	22.6	5.0	0.8	1.91
〔オセアニア〕								
オーストラリア（1995） ⁺	20.5	66.7	121.6	106.1	42.5	7.2	0.3	1.82
フィジー（1987） ⁺	60.5	214.7	178.9	100.2	52.4	14.6	◆ 1.2	3.11
マーシャル諸島（1989）	98.5	294.4	226.4	159.6	104.7	◆ 29.3	◆ 4.0	4.56
ニュージーランド（1992） ⁺	33.8	95.3	142.0	108.5	39.9	6.5	0.3	2.13

表2 主要国合計特殊出生率の低い順：最新年次

国・地域	(年)	合計特殊出生率	国・地域	(年)	合計特殊出生率
中国(ホンコン)	(1995)	1.16	アイスランド	(1995)	2.08
スベイン	(1994)	1.21	グルジア	(1989)	2.11
ドイツ	(1995)	1.25	ニュージーランド	(1992)	2.13
ラトビア	(1995)	1.25	プエルトリコ	(1994)	2.13
イタリヤ	(1991)	1.27	モーリシャス	(1995)	2.14
スロベニア	(1995)	1.29	旧ユーゴスラビア-マケドニア	(1992)	2.20
ギリシャ	(1995)	1.32	モルドバ	(1992)	2.20
ロシア	(1995)	1.33	キプロス	(1994)	2.23
ルーマニア	(1995)	1.35	チリ	(1995)	2.24
マカオ	(1995)	1.36	モーリシャス島	(1994)	2.24
ブルガリア	(1994)	1.37	オランダ領アンチル	(1989)	2.26
エストニア	(1994)	1.37	アルメニア	(1992)	2.35
ウクライナ	(1995)	1.38	グリーンランド	(1991)	2.37
日本	(1996)	1.39	ウルグアイ	(1985)	2.49
ポルトガル	(1995)	1.41	スリナム	(1993)	2.52
オーストリア	(1995)	1.41	トルコ	(1996)	2.55
チェコ	(1994)	1.43	グアドループ	(1985)	2.59
クロアチア	(1995)	1.48	セイシェル	(1993)	2.60
リトアニア	(1995)	1.49	スリランカ	(1989)	2.64
スイス	(1995)	1.50	カザフスタン	(1991)	2.66
オランダ	(1995)	1.54	チュニジア	(1995)	2.67
ハンガリー	(1995)	1.57	アルゼンチン	(1993)	2.71
チャンネル諸島	(1991)	1.58	レユニオン	(1986)	2.71
ベラルーシ	(1993)	1.60	パナマ	(1995)	2.72
フランス	(1993)	1.65	セント-キッツネイビス	(1991)	2.72
カナダ	(1994)	1.66	アゼルバイジャン	(1989)	2.74
キューバ	(1991)	1.69	ロドリゲス	(1994)	2.76
韓国	(1995)	1.69	イスラエル	(1994)	2.90
ルクセンブルク	(1995)	1.70	米領バージン諸島	(1990)	3.05
イギリス	(1995)	1.71	ブルネイダラサラーム	(1992)	3.05
シンガポール	(1996)	1.77	フィジー	(1987)	3.11
バミューダ	(1991)	1.80	クウェート	(1994)	3.29
ポーランド	(1994)	1.80	マレーシア半島	(1990)	3.33
フィンランド	(1995)	1.81	キルギスタン	(1995)	3.34
マルタ	(1995)	1.82	ベネズエラ	(1990)	3.62
デンマーク	(1995)	1.82	セントルシア	(1986)	3.83
オーストラリア	(1995)	1.82	エジプト	(1992)	3.85
アイルランド	(1995)	1.87	カーボベルデ	(1990)	3.88
スウェーデン	(1994)	1.88	ウズベキスタン	(1989)	4.09
ノルウェー	(1992)	1.89	タジキスタン	(1993)	4.24
トリニダード=トバゴ	(1994)	1.89	トルクメニスタン	(1989)	4.37
ユーゴスラビア	(1993)	1.92	カタール	(1986)	4.54
マルチニーク	(1992)	1.93	マーシャル諸島	(1989)	4.58
バハマ	(1992)	1.95	ジンバブエ	(1992)	4.71
アメリカ合衆国	(1994)	2.04	ガアテマラ	(1990)	5.40
スロバキア	(1991)	2.04	マ	(1987)	6.87

United Nations, *Demographic Yearbook, 1996*, New York, 1997, による。

表3 欧州理事会構成国の合計特殊出生率：1970～96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	2.18	2.54	1.93	1.95	2.16	1.83
1975	1.83	1.74	2.24	2.01	2.43	1.92	2.04	1.69
1980	1.65	1.69	2.05	2.46	2.07	1.55	2.02	1.63
1985	1.47	1.51	1.95	2.38	1.95	1.45	2.12	1.64
1990	1.45	1.62	1.81	2.42	1.89	1.67	2.05	1.78
1992	1.49	1.65	1.54	2.49	1.72	1.76	1.69	1.85
1993	1.48	(P) 1.60	1.46	2.27	1.67	1.75	1.45	1.81
1994	1.44	(P) 1.55	1.37	2.23	1.44	1.81	1.37	1.85
1995	1.40	(P) 1.55	1.23	2.13	1.28	1.81	1.32	1.81
1996	1.42	…	1.24	2.08	1.18	…	1.30	1.76
年次	フランス	西ドイツ	東ドイツ	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
1970	2.47	2.02	2.19	2.43	1.97	2.81	3.87	2.43
1975	1.93	1.45	1.54	2.28	2.38	2.65	3.40	2.21
1980	1.94	1.45	1.94	2.23	1.92	2.48	3.23	1.68
1985	1.81	1.28	1.73	1.68	1.83	1.93	2.50	1.45
1990	1.78	1.45	1.52	1.43	1.84	2.31	2.12	1.36
1992	1.73	1.29	1.39	1.39	1.77	2.21	1.99	1.33
1993	1.65	1.28	1.34	1.69	2.22	1.92	1.92	1.26
1994	1.65	1.24	1.36	1.64	2.14	1.86	1.86	1.22
1995	1.70	1.25	1.32	1.57	2.08	1.87	1.87	…
1996	1.72	(E) 1.29	1.31	1.46	2.12	1.91	1.91	…
年次	リトアニア	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
1970	2.40	1.97	…	2.57	2.24	2.20	2.76	2.89
1975	2.20	1.52	2.17	1.66	1.98	2.27	2.52	2.62
1980	2.00	1.50	1.98	1.60	1.72	2.28	2.19	2.45
1985	2.10	1.38	1.99	1.51	1.68	2.33	1.74	2.26
1990	2.00	1.62	2.05	1.62	1.93	2.04	1.57	1.83
1992	1.89	1.67	2.12	1.59	1.88	1.93	1.54	1.51
1993	1.67	1.69	2.01	1.57	1.86	1.85	1.52	1.44
1994	1.54	1.72	1.89	1.57	1.87	1.80	1.44	1.41
1995	1.49	1.67	1.83	1.53	1.87	1.61	1.41	1.34
1996	1.43	1.76	2.10	1.53	1.89	1.60	1.44	1.30
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	2.40	2.10	2.86	1.94	2.10	5.68	2.45
1975	1.91	2.55	2.16	2.80	1.78	1.61	5.09	1.81
1980	1.46	2.32	2.11	2.21	1.68	1.55	4.36	1.89
1985	1.14	2.25	1.72	1.64	1.73	1.52	3.59	1.80
1990	1.31	2.09	1.46	1.36	2.14	1.59	2.99	1.83
1992	1.12	1.98	1.34	1.32	2.09	1.58	2.84	1.79
1993	1.12	1.92	1.34	1.27	2.00	1.51	2.76	1.76
1994	1.22	1.66	1.32	1.21	1.89	1.49	2.69	1.74
1995	1.10	1.52	1.29	1.17	1.74	1.48	2.62	1.71
1996	1.25	1.47	1.28	1.15	1.61	1.50	2.55	1.71

注：(E) 推計値，(P) 暫定値，…データなし。

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Developments in Europe 1997*
Strasbourg 1997.

表4 欧州理事会構成国の純再生産率：1970～96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	1.07	1.06	1.01	1.18	0.91	0.93	1.03	0.87
1975	0.86	0.82	1.10	0.94	1.16	0.92	0.99	0.80
1980	0.78	0.81	0.96	1.12	0.98	0.74	0.95	0.78
1985	0.70	0.72	0.92	1.11	0.93	0.70	...	0.80
1990	0.70	0.78	0.87	1.16	0.91	0.80	0.97	0.86
1992	0.71	0.79	0.75	1.20	0.81	0.85	0.80	0.89
1993	0.71	(P) 0.77	0.69	1.10	0.80	0.84	0.68	0.88
1994	0.69	(P) 0.74	0.65	1.08	0.69	0.87	0.65	0.90
1995	0.67	(P) 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
年次	フランス	西ドイツ	東ドイツ	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
1970	1.17	0.95	1.04	1.12	0.91	1.32	1.81	1.12
1975	0.92	0.68	0.73	1.06	1.11	1.26	1.60	1.02
1980	0.93	0.68	0.93	1.48	0.91	1.19	1.52	0.78
1985	0.87	0.60	0.84	0.79	0.87	0.97	1.19	0.69
1990	0.85	0.70		0.67	0.89	1.11	1.00	0.65
1992	0.80	0.62		0.66	0.84	1.07	0.96	0.64
1993	0.80	0.61		0.64	0.80	1.09	0.92	(P) 0.64
1994	0.80	0.59		0.65	0.78	1.03	(P) 0.88	...
1995	(P) 0.82	0.60		0.63	0.75	0.99	(P) 0.89	...
1996		(E) 0.63	0.69	1.02	(P) 0.90	...
年次	リトアニア	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
1970	1.11	1.08	1.08	1.23	1.19	1.01	1.23	1.31
1975	1.01	1.14	1.06	0.80	0.95	1.06	1.19	1.18
1980	0.96	0.94	1.07	0.77	0.82	1.07	1.03	1.09
1985	0.99	0.74	1.07	0.74	0.80	1.10	0.83	1.08
1990	0.97	0.71	0.98	0.78	0.93	0.97	0.72	0.86
1992	0.90	0.72	0.98	0.76	0.90	0.92	0.75	0.71
1993	0.79	0.70	0.98	0.76	0.90	0.88	0.73	0.67
1994	0.73	0.68	0.98	0.76	0.90	0.86	0.69	0.66
1995	...	0.68	0.98	0.74	0.89	0.77	0.67	0.63
1996	0.98	(P) 0.73	0.90	0.75	0.69	0.63
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	1.35	0.92	1.00	2.69	1.16
1975	0.89	1.21	1.02	1.31	0.85	0.77	2.53	0.86
1980	0.68	1.10	1.00	1.08	0.81	0.74	2.26	0.91
1985	0.53	1.08	0.82	0.77	0.83	0.72	2.05	0.86
1990	0.58	0.99	0.71	0.62	1.03	0.76	1.35	0.89
1992	0.47	0.95	0.64	0.62	1.00	0.75	1.28	0.87
1993	0.53	0.92	0.64	0.57	0.97	0.72	1.25	0.85
1994	0.56	0.80	0.64	...	0.92	0.71	1.23	0.84
1995	0.48	0.73	0.64	...	0.84	0.70	1.20	0.82
1996	...	0.70	0.61	0.72

注：(E) 推計値, (P) 暫定値, ...データなし。

出典：Council of Europe, *Recent Demographic Developments in Europe 1997*
Strasbourg 1997.

書 評 ・ 紹 介

濱 英彦, 河野稠果編

『世界の人口問題』(シリーズ・人口学研究 8)

大明堂, 1998年6月刊, 270頁

世界人口は今年60億人を越え、さらに半世紀中には100億人を突破するであろうと見られている。こうした人口増加に伴って発展途上国の多くで、社会的・経済的諸問題が噴出する一方、先進諸国では人口停滞ないし減少傾向がみられ、いわゆる人口問題は一層の複雑さを示している。本書はこのような現状をふまえて、内外の最新の研究を紹介しながら、人口に関する諸問題を世界的な視野から見直そうとするものである。なお本書は、人口学研究会が1990年以来刊行してきた「シリーズ・人口学研究」の第8冊目にあたり、同研究会が40周年を迎えたことを記念する出版物でもある。

本書は河野稠果および濱英彦の両氏が編集に当たり、両氏を含む9人の著者が分担執筆している。内容は世界の人口問題に関する総論とも言うべき部分と、人口政策に関する部分、および個々の分野に関する各論に分けることが出来る。まず世界の人口問題全般に関しては、河野氏が巻頭の「世界人口の動向と展望」(第1章)を、また濱氏が巻末の「地球の人口扶養力と持続可能な開発」(第9章)をそれぞれ執筆し、ともにグローバルな視点から問題点の整理・解明を行っている。特に興味深いのは「人口と開発・資源・環境」に関する両氏の論述である。河野氏はこの問題に対する正統主義的見解と、わが国ではあまり知られていないリビジョニズムの見解の対立点を明らかにし、将来の人口戦略のありかたにふれている。また濱氏は、人口扶養力の概念を究明し、「人口・開発・環境・」のトライアングルを分析用具として用いることによって、持続可能な開発の可能性を探っている。

次いで人口政策については大淵寛氏と阿藤誠氏が、それぞれの視点から人口政策の現状とその理論的根拠を論じている。まず阿藤氏は「人口・家族政策の展開と有効性」(第8章)において、先進国・発展途上国それぞれについて人口・家族政策の現状を概観した後、これまで人口政策として家族計画を主要な武器としてきた途上国および国際社会が、家族政策に一定の有効性を認めながらも、社会開発なかんづく女性の権利・地位向上に施策の重点を移し始めていることを指摘している。一方、大淵氏は「出産の外部性と世代間扶養」(第2章)において、人口政策の正当性を経済学の立場から理論的に解明している。氏は個々の出産が、当該家族だけでなくマクロの社会にも影響を及ぼすこと、すなわちその経済的外部性に注目し、それ故に人口増減の調整を目的とする政策に合理性が存在すると論じている。なお先進国における人口政策が、より柔軟な家族政策の形を取る根拠についても論じられている。

本書の他の5章は個別分野の人口問題を扱っている。すなわち高齢化問題については嵯峨座春夫氏が「人口高齢化と世代間扶養」(第3章)を、都市問題については大江守之氏が「人口の大都市集中と環境破壊の諸問題」(第4章)を、移民問題については吉田良生氏が「国際人口移動の現状と課題」(第5章)をそれぞれ論じ、さらに佐藤龍三郎氏が「家族計画とリプロダクティブ・ヘルス」(第6章)について、また津谷典子氏が「ジェンダーと人口問題」(第7章)について最新の研究成果を発表している。これらはそれぞれの分野における研究の成果と動向を、簡潔に要約している。なお欲を言えば、人口と密接に関連する食糧・環境・経済の諸問題が、各論として取り上げられていない点が残念である。

人口問題を人口変動が生み出す社会・経済問題と考えるならば、その範囲は広範におよぶ。発展途上国・先進国に分裂しながら、なお共通の運命をかかえる世界人口の動向が今後如何なる問題を生み、これに対して国および国際社会が如何に対応すべきかを考えるために、本書は研究者・学生・一般人を問わず、きわめて有益な示唆を与えるものである。(日本大学文理学部 井上俊一)

野々山久也・袖井孝子・篠崎正美編

『いま家族に何が起きているのか
— 家族社会学のパラダイム変換をめぐる —』

ミネルヴァ書房, 1996年刊, pp.365

本書の書名ともなっている「いま家族に何が起きているのか」は、現日本家族社会学会（1991年創設）の前身であった家族社会学セミナー以来の、長年の研究成果をまとめた家族社会学研究の到達点を示すものであると同時に、新しい家族社会学の地平を求めて模索しはじめた第一歩の書といえるであろう。

家族社会学の分野における研究蓄積の一つは、家族がマクロ、ミクロの両視点において常に変動し、変容しつつあるということを示すところにある。家族社会学における研究の流れは、それまでその主流にあった「家」研究から、高度経済成長期における「核家族」研究へと変化した。しかし、1980年代頃から様々な諸変化が家族に関して生起する中で、家族における「危機」「崩壊」あるいは「揺らぎ」といった言説がマスコミや知識人をはじめ、一般社会で繰り返されるようになる。このような家族をめぐる変化、また変化への言説を家族社会学はどのようにとらえていくべきか、という問題意識が共有されるようになり、1988-1990年にかけてのセミナーで研究・討論がおこなわれた。ここにおいて、高度経済期以降重要なパラダイムであった核家族モデルの限界が指摘されるとともに、新たなパラダイムへの転換の必要性が主張された。そして、前述のような現代の家族変動が危機であるか否かの現状認識に対して次のような内容の合意がなされた。(1)家族変化の方向は単線的でなく複線的である (2)主流からはずれる家族は逸脱でなく変体である (3)産業社会に最も適合的な性別分業に基づく核家族の使命は終焉しつつある。本書は上述のような家族パラダイムの転換地点における産物であり、そのことが副題としての— 家族社会学のパラダイム変換をめぐる — にあらわされている。

本書の構成は、以下のようなIV部14章からなっている。

第I部「家族の個人化と私事化」(1.家族の私事化 2.農村家族における個人化家族規範の変容 3.夫婦関係の緊張と挑戦)、第II部「家族の多様化と諸側面」(1.主婦の就労と性別役割分業 2.高齢者世帯と家族・親族ネットワーク 3.親子関係研究の展開と課題 4.夫婦関係研究のレビューと課題)、第III部「家族変動と比較文化」(1.中国社会と家族変動 2.韓国社会と家族変動 3.イギリス社会と家族変動 4.スウェーデン社会と家族変動)、第IV部「21世紀の家族新時代に向けて」(1.家族新時代への胎動— 家族社会学のパラダイム変換に向けて — 2.家族変動をとらえる視角 3.日本家族の現代的变化と家族変動の諸理論)

その内容は多岐にわたっており、ここで全てを評することは難しいがI～II章においては、それまで家族社会学が自明としてきた準拠枠あるいはパラダイムでは捉えきれない家族の事象・変化に注目し、それらを捉え得る新しい枠組み（概念）を提示・採用することによって、従来の家族における諸視点の再検討を個々の論文を通して試みている。また第III章では、日本の家族変動と比較する意味において中国、韓国、イギリス、スウェーデンの4カ国における家族変動（いま家族に何が起きているのか）についての4論文が掲載されている。第IV章はパラダイムの転換に関する総括的な論文が編者3人によって著されており、そこにおける合意、議論、問題点などを各々の視点から整理している。

最後に本書に対する評者の感想を述べるが、家族社会学の領域において核家族モデルが説明能力を失いつつあり、新しいパラダイムへの転換という地点までは足並みがそろったかにみえるが、そこから踏み出していく方向が家族の多様化と同様、様々に論じられ混沌としている感拭えない。刻々と変化しつつある社会の中で、個々の家族の事象・変化を探求すると同時に、それらの諸現象を全体関連的な繋がりの中に位置づけていく枠組を提示することこそ、家族社会学に課せられた新しい課題であろう。（新谷由里子）

研究活動報告

平成10年度社会保障・人口問題基本調査 「第2回全国家庭動向調査」の施行

本調査は、家庭・家族に関するより総合的な実態、動向を把握するため平成5年に第1回調査が実施され、本年第2回目の調査を実施した。なお調査は、厚生省大臣官房統計情報部、都道府県、保健所を設置する市・特別区および保健所の協力を得て、平成10年度社会保障・人口問題基本調査として7月1日に実施、8月に調査票の回収を終了した。なお、調査の回収状況は、配布した世帯票13,630票に対して回収は12,398票で、回収率91.0%であった。調査の目的および内容は以下のとおりである（実施要綱より）。

1 調査の目的

近年、人口の少子化や高齢化が急速に進むわが国の家族は、単独世帯や夫婦世帯の増加、女性の社会進出による共働き家庭の増加など、その姿とともに機能も大きく変化している。この家庭機能の変化は、家庭内における子育て、老親扶養・介護などのあり方に大きな影響を及ぼすだけでなく、社会全般に多大な影響を与える。家族変動の影響を大きく受ける子育てや高齢者の扶養・介護などの社会サービス政策の重要性が高まっているなかで、わが国の家族の構造や機能の変化、それに伴う子育てや高齢者の扶養・介護の実態、およびその変化と要因などを正確に把握することが重要な課題となっている。

そこで、国立社会保障・人口問題研究所は、最近の家庭機能の実態や動向を明らかにするため、前回調査（平成5年）に引き続き、平成10年度に「第2回全国家庭動向調査」を実施することになった。この調査結果は、広く各種行政の施策立案の基礎資料として役立てられる。

2 調査の対象

本調査は、平成10年国民生活基礎調査の調査地区から300調査地区を無作為抽出し、その地区内のすべての世帯を調査対象とする。

3 調査の期日

平成10年7月1日を調査日とする。

4 調査の事項

- 1) 世帯の人口学的・社会経済的属性
- 2) 夫婦の人口学的・社会経済的属性
- 3) 両親、子どもに関する事項
- 4) 出産・育児、扶養・介護に関する事項
- 5) 日常生活でのサポート資源に関する事項
- 6) 夫の家事、育児、介護と夫婦関係に関する事項
- 7) 子どもや家族に関する価値観
- 8) 世代間移転に関する事項

5 調査の方法

調査票の配票・回収は調査員が行い、調査票の記入は調査対象者の自計方式による。この調査は、

厚生省大臣官房統計情報部，都道府県，保健所を設置する市・特別区および保健所の協力を得て実施する。
(小山泰代記)

特別講演会 (Pat Boling および Mark Perlman)

1998年7月23日(木)午後1時～3時には厚生省別館7階共用第13会議室でパトリシア・ボリング (Patricia Boling) 米国パーデュー大学政治学科・女性学プログラム准教授 (Associate Professor, Department of Political Science and Women's Studies Program, Purdue University, USA) による "Japanese Family Policy in Comparative Perspective" (国際比較の視点からみた日本の家族政策) と題された特別講演が行われた。同教授は講演直前に "Family Policy in Japan" (*Journal of Social Policy*, Vol.27, No.2, 1998, pp.173-190) を公刊し，それを拡張した研究の一部を報告した。テーマが時宜を得たものであったため，特に女性を中心として外部の研究者が多数参加し，活発な議論が繰り広げられた。

1998年9月18日(金)午前10時30分～12時30分には国立社会保障・人口問題研究所所長室でマーク・パールマン (Mark Perlman) 米国ピッツバーグ大学経済学科名誉教授 (Professor Emeritus, Department of Economics, University of Pittsburg) による "Aging Populations and Social Security: The Priority Tasks for Demographic Economics in the Next Decade" (高齢化する人口と社会保障一次の10年間における人口経済学の優先課題一) と題された特別講演が行われた。同教授は戦後の初期に人口経済学的業績を多数公刊しただけでなく，社会保障にも造詣が深い方なので当研究所の2大研究関心を統合するような内容の有意義な講演を行った。また，当研究所の府川哲夫・社会保障基礎理論研究部長による討論とわが国を代表する人口経済学者である小川直宏・日本大学人口研究所研究部長によるコメント等のおかげで少数精鋭の参加者による密度の高い議論が行われた。

(小島 宏記)

第79回人口問題審議会総会

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

1. 郊外化・核家族化・専業主婦化と少子化・子育て（三菱総合研究所 三浦展主任研究員）
2. 「郊外化」の弊害を「少子化」で中和できるか？～「禍い転じて福となす」ための戦略～（東京都立大学 宮台真司助教授）
（金子武治記）

第80回人口問題審議会総会

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

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

経済統計学会第42回全国総会

経済統計学会第42回全国総会は、1998年9月9日（水）、10日（木）の2日間、東北学院大学を開催校とし、同大学土樋キャンパスで行われた。4つのセッションのうち2つはシンポジウム（「特集1 統計、マイクロデータ及び事例記録」、「特集2 環境問題と統計」）で、人口に関連する報告は以下のとおりである。

セッション2「特集1 統計、マイクロデータ及び事例記録」

1. 藤岡光夫（静岡大学）「統計と事例－SPA法による労働・生活と健康分析」では、SPA法（Statistical Pattern Analysis）を使い、文字情報から得られた質的情報を統計的に分析する方法が報告され、事実への接近をはかるために、有用な方法であることが示された。
2. 森博美（法政大学）・藤岡光夫（静岡大学）・良永康平（関西大学）・金子治平（神戸大学）「人口動態統計マイクロデータの利用」では、人口動態統計の目的外使用についての具体的な申請手続き、その問題点や集計上の技術的特徴、個票利用の利点と限界等の報告がされた。

セッション2のコメンティーター：浜砂敬郎（九州大学）、岡部純一（岩手大学）

セッション 3 山田 茂 (国士舘大学)「1995年国勢調査結果の制度について」では、1995年国勢調査の年齢別人口数については、前回に比べて精度が良くなったが、多くの調査項目では悪くなっているとの報告がされた。(山本千鶴子記)

第 8 回日本家族社会学会大会

第 8 回日本家族社会学会は、1998年 9 月 19 日 (土) ~ 9 月 20 日 (日) に奈良大学社会学部において開催された。1 日目は個別報告のほかに、2 つのテーマセッションが設けられ活発な討議が行われた。とくに人口学関連ではコーディネーター清水浩昭氏のもと「家族への人口学的アプローチ成果と課題」のセッションが開かれ、以下の報告がなされた。

家族への人口学的接近 廣嶋清志 (島根大)

家族人口学的アプローチ

一世帯構成のサイクルを中心として一 岡田あおい (帝京大)

家族人口学的アプローチ

一結婚・離婚・再婚からみる徳川庶民の家族一 黒須里美 (国際日本文化研究センター)

とくに最初の報告は、家族社会学と人口学の接点および家族への人口学的アプローチに基づく研究成果と課題についてのものであり、家族社会学者がこのアプローチを利用する可能性と限界を考えさせられるものであった。本研究所からは、小島宏氏が「アジアにおける家族の比較」と題して報告を行い、東アジア・東南アジア諸国における結婚、世帯、家族関係の人口学的側面を概観するとともに、人口学的・社会経済的な背景・動向・方向性について、諸外国との比較を中心に論じた。またその他、新谷が個別報告において「妻の就業継続・保育環境と出生力」と題する報告をおこなった。

(新谷由里子記)

環境経済・政策学会1998年大会

環境経済・政策学会 (会長: 佐和隆光・京都大学教授) の1998年大会 (大会実行委員長: 山口光恒・慶應義塾大学教授, 大会事務局長: 細田衛士・慶應義塾大学教授) が1997年 9 月 26 日 (土) ~ 27 日 (日) の 2 日間にわたって東京都港区の慶應義塾大学三田キャンパスで開かれた。今回は事実上の第 3 回の研究大会であり、「廃棄物・リサイクルと環境問題 (1)~(3)」, 「アジアの環境問題 (1)~(3)」, 「地球温暖化対策 (1)~(3)」, 「環境評価と環境資源勘定 (1)~(3)」, 「環境政策諸手法の比較・評価 (1)~(3)」, 「環境行政・法・市場 (1)~(2)」, 「環境保全意識・行動 (1)~(2)」, 「産業界の環境保全活動 (1)~(2)」, 「国際環境協力」, 「貿易と環境」, 「食糧資源問題」の 11 種類のテーマのセッションが行われるとともに、2 コマの自由論題報告と 1 コマの英語セッションがなされた。

第 2 日目午後には茅陽一・慶應義塾大学教授による特別講演「京都議定書と我が国の対応」とシンポジウム「地球温暖化への取組—京都議定書を受けて—」が行われた。シンポジウムでは山口大会実行委員長の総合司会の下で浅岡美恵 (気候ネットワーク), 内田公三 (経済団体連合会事務局長), 羽山正孝 (通商産業省大臣官房審議官), 森島昭夫 (上智大学教授), 森田恒幸 (国立環境研究所) の各氏によるパネル討論が行われた。学会大会の場で京都議定書について産官学・NPOの間の意見交換が行われた意義は大きい。

学会の性格上、人口に触れた報告は少なくなかったが、特にテーマの中にある程度人口が明示的に

第14回社会学国際会議

国際社会学会 (ISA : International Sociological Association) の主催する第14回社会学国際会議が1998年7月26日～8月1日、カナダのモントリオールで開催された。学会創立50周年の記念大会となった第14回会議は、“Social Knowledge : Heritage, Challenges, Perspectives” を全体テーマに、6つのシンポジウムと50のRC (Research Committee) によるセッション、ワーキング・グループによるセッションなどが催された。

シンポジウムは、“Changing identities and Social order”, “Work and technology”, “The quality of modern life : assets and liabilities” などがテーマとして選ばれ、そのなかで計93の研究発表が行われている。また個別の研究領域に基づいて組織されたRCセッションでは、世界各国の参加者により3,000にも及ぶ研究の成果が報告されている。

会議には日本からの参加者も多く、本研究所からは小島宏、白波瀬佐和子、赤地麻由子の3人が参加してそれぞれ研究報告を行っている。なかでも小島は、高齢化および人口の2つのセッションに参加しており、高齢化のセッションでは“Determinants of middle aged couples' co-residence with their older mother in Japan” と題する報告を、人口のセッションでは“The effects of sibling configuration on education and labor supply in Japan” という報告を行っている。また白波瀬は、階層研究のセッションにおいて“Women and Class Structure : a comparative analysis of Japan and Great Britain” と題する報告を行っており、赤地も同じく階層研究のセッションにおいて、“Intergenerational change in the process of married women's status attainment” と題する報告を行った。
(赤地麻由子記)

国際協力事業団 (JICA) 「ヨルダン家族計画 WID プロジェクト」 巡回指導調査団への参加

国際協力事業団 (JICA) は、1998年9月6日 (日) ～9月18日 (金) にヨルダンで実施中の「ヨルダン家族計画 WID プロジェクト」(1997. 7 - 2000. 6) について、同プロジェクト国内委員会 (委員長 : 阿藤 誠 本研究所副所長) のメンバーを中心とした巡回指導調査団を派遣した。調査団の構成は、阿藤 誠 (団長)、箕浦茂樹 (国立国際医療センター産科医長)、柘植あづみ (北海道医療大学基礎教育部助教授)、石井明子 (JICA 医療協力部医療協力第2課) の4名である。本調査団は、ヨルダンのプロジェクト本部 (アンマン)、プロジェクト・サイト (南ゴール郡) を現地視察する一方、日本側長期専門家ならびにヨルダン側のカウンターパート (国家人口審議会) に対して専門的助言を行った。また両者とプロジェクトの進捗状況ならびに問題点を話し合うとともに、今後のプロジェクトの進め方について協議を重ね、合意事項について日本・ヨルダン間でミニッツを作成した。

(阿藤 誠記)

『人口問題研究』編集委員

所外編集委員 (50音順・敬称略)

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

所内編集委員

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

編集幹事

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

人 口 問 題 研 究

第54巻第3号
(通巻第227号)

1998年9月30日発行

編 集 者 国立社会保障・人口問題研究所
発 行 者 東京都千代田区霞が関1丁目2番3号 〒100-0013
中央合同庁舎5号館 別館
電話番号：東京(03)3503-1711 内 4432
F A X：東京(03)3591-4818

印 刷 者 大和綜合印刷株式会社
東京都千代田区飯田橋1丁目12番15号
電話番号：東京(03)3263-5156