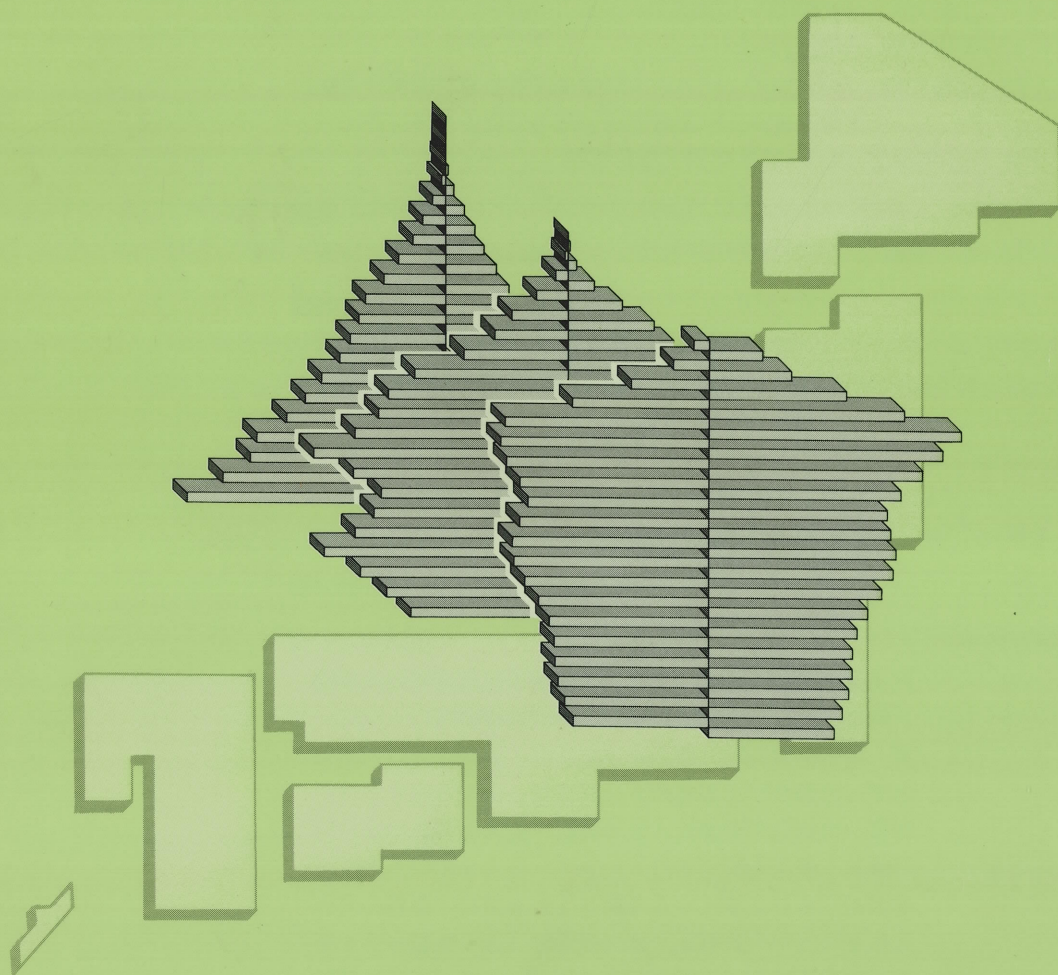


人口問題研究

Journal of Population Problems

第53卷第4号 1997年

〔見本〕



国立社会保障・人口問題研究所 編集
財団法人 厚生統計協会 発行

特 集

家族政策及び労働政策が出生率及び人口に及ぼす影響に関する研究 その1

「少子化」に関するわが国の研究動向 と政策的な研究課題

阿 藤 誠

I はじめに—「少子化」と政策研究—

1970年代前半に始まった日本における人口置換水準以下への出生率低下は、80年代半ば以降に一段と激化し、合計特殊出生率は89年に人口動態統計史上最低の1.57を記録した後、95年には1.42となった。日本の人口は1950年代末までの「第1の出生力転換」の成功により高齢化の進行が運命づけられていたが、60年代以降の中高年死亡率の改善による寿命の伸びと、70年代半ば以降のこの「第2の出生力転換」¹⁾により、一段と高齢化の速度が速まった。また、出生力の持続的低下は、将来人口推計の出生率の仮定設定の見直しを迫り、21世紀の日本の人口の将来像を変化させてきた。70年代半ばには2025年の65歳以上人口割合は18%と推計されていたが、97年推計では27%と見込まれることとなった。また2050年の65歳以上人口割合は80年代半ばの推計でもすでに24%と推計されていたが、97年推計では32%へと大幅に高まることとなった²⁾。

このような状況を承けて政府でも「少子化（出生率低下に基づく子供数の減少）」対策の必要性が議論され、一連の少子化(関連)対策が続いている。しかしながら、少子化対策については、(1)出生率低下の要因が何で、その要因のうちどれが政策的に操作可能であるか、(2)そもそも政府が人々の結婚や子供の数の選択に介入すべきか否か、(3)家族政策・労働政策を含む少子化対策が出生率向上に効果があるのか否か、(4)どの程度の費用をかければ効果があるのかなど、検討すべき課題は多い。

出生率の低迷が予想され、今後各界において少子化対策強化の声が強まると考えられるが、困難な財政事情の下で、どのような施策が国民の受容度が高く、どのような施策に重点化することが効果的かを知ることは、今後の少子化対策を進めるうえで必要不可欠であ

1) ヴァン・デ・カーは「第2の人口転換」と呼んだが、この変化は出生率に限られるから、ここでは「第2の出生力転換」と呼ぶこととする。van de Kaar, D. J., 1987. Europe's Second Demographic Transition, Population Bulletin, Population Reference Bureau.

2) 厚生省人口問題研究所, 1976. 『日本の将来推計人口(昭和51年11月推計)』。同, 1986. 『日本の将来推計人口(昭和61年12月推計)』。国立社会保障・人口問題研究所, 1997. 『日本の将来推計人口(平成9年1月推計)』

ると考えられる。

さて、本研究所では平成8～10年度の3カ年についての厚生科学研究「家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究」が進行中である。本研究は、今日、大きな政策課題となりつつある少子化の要因と背景を探るとともに少子化についての政策的インプリケーションを引き出すことを目的としている。しかるに、わが国の政策の現状では、特定の施策が各家庭の子供数に及ぼす影響を直接的に検証することは、給付水準が低過ぎる（例えば児童手当制度）あるいは制定後の年数が短い（例えば育児休業制度）などの理由で困難であると考えられる。それゆえ本研究では、既存の統計・調査データに基づいて、主要な経済社会変数と出生率ないし子供数の関係を明らかにすることによって、政策変数の効果を推定することを目指している。

具体的には、結婚と出生力に強い影響力をもつと想定される女子労働、育児の経済コスト、家庭内・家庭外のジェンダー関係、住宅を中心とする結婚の経済コストの4つの要因を個別の研究課題としてとりあげる。すなわち、(1)女性の就労ならびに労働政策が結婚、出生力に及ぼす影響、(2)教育費を中心とする子育ての経済コストと子供の扶養にともなう所得移転の推移と現状把握、家計と出生力の関係、(3)家庭内・家庭外の男女の役割関係の推移と現状把握、男女の役割関係と出生力の関係、(4)住宅コストおよび住宅スペースを中心とする結婚に要する経済コストの推移と現状把握、結婚の経済コストと出生力の関係を、時系列データ、都道府県別データ、個人調査データの三種類のデータを用いて明らかにする。同時に、(5)女子労働、結婚の経済コストが結婚行動に及ぼす影響、ならびに女子の就労、育児の経済コスト、家庭内・外のジェンダー関係が出生児数に及ぼす影響を多変量解析の手法を用いて総合的に計測し、ここから家庭、女性、労働に関する政策的含意をひき出す。

以下、本稿では、本研究の背景、および本研究が少子化に関わる研究のどこに位置するのかを知るために、少子化に関するわが国の研究動向をレビューし、今後さらに検討されるべき研究課題（政策的研究課題はその一部）を明らかにしてみたい。

II 「少子化」と政策的対応

1. 政策的対応に関する議論

置換水準以下の出生率の低下が続き、21世紀の高齢化水準の見通しが厳しさを増すなかで、出生率に対する政策的対応の必要性についての議論が政府内部で起こってきた。90年の「1.57ショック」を契機に政府内に「健やかに子供を生み育てる環境づくりに関する関係省庁連絡会議」が設けられ、91年1月には『健やかに子供を生み育てる環境づくりについて』と題する指針が発表された。また、それを踏まえて、同年5月、育児休業制度が法制化された³⁾。1992年には経済企画庁の「国民生活白書」⁴⁾が出生率低下問題の特集し、そ

3) 「1.57ショック」以降、1995年までの少子化に関わる政府の動きについては、厚生省、1996年、『平成8年版厚生白書：家族と社会保障—家族の社会的支援のために』に詳しい。

4) 経済企画庁編、1992。『平成4年版国民生活白書—少子社会の到来、その影響と対応』。

の時に「少子社会」なる言葉がこの問題を扱う行政用語として登場した。さらに1994年には、関係4大臣合意による「エンゼルプラン」が策定され、とりわけ保育サービスの充実が緊急の目標として定められた。1997年には、低出生率問題の検討を避け続けてきた人口問題審議会がようやく本格的議論を進め、同年10月に「少子化に関する基本的考え方について」⁵⁾と題する報告書を公表した。また、低出生率問題への政策的、非政策的対応については、近年、地方自治体、民間団体でも多くの論議が行われ、各種の提言が出されている⁶⁾。

2. 政策的対応の論拠

低出生率に対する政策的対応を行うに際しては、その前提として、少なくとも4つの検討すべき課題がある。すなわち、政策的対応の必要性、その受容性、手段の受容性、手段の有効性である。

第1の政策対応の必要性についてみると、低出生率それ自体が多数の個々人の福祉水準の低下を意味する場合、あるいは低出生率の結果としての労働力不足、高齢化、人口減少により経済成長が鈍化し生活水準の低下が起こる場合において、政策対応の必要性についての国民の合意をえやすいであろう⁷⁾。したがって、研究的には、子供を生める若い世代が家族形成を希望しながら結婚・出産しにくい状況にあるのか否かを検証する必要性があり、また少子・高齢化の人口シナリオの下でどのような経済状況となりうるかについてのシミュレーション的研究が必要となる。

第2に、低出生率に対する政策的対応の必要性についてのある程度の合意ができたとしても、そもそも個々人の子供の数の選択についての政府の介入を容認（あるいは忌避）する国民心理がどの程度存在するか否かが研究の対象となりうる。一方で、フランスやスウェーデンにおいてなぜ強力な出生政策ないしは家族政策が受け容れられるのか、逆にアングロサクソン諸国はなぜ政府による家族への政策介入を嫌うのか、あるいは日本、ドイツ、イタリアについては、第2次大戦前の出生政策がどの程度負の遺産となって、今日の政府の政策選択を狭めているか等を検討することも興味ある研究課題である⁸⁾。

5) 人口問題審議会、1997。『少子化に関する基本的考え方について—人口減少社会、未来への責任と選択』

6) 例えば、関西経済連合会、1997。『少子高齢対策委員会提言：活力ある少子高齢社会を迎えるために—多様な選択が可能な柔構造社会へ—』。東京商工会議所、1997。『「少子化対策」に関する提言—21世紀における活力ある国民社会のために』

7) エンゼルプランは、後者の視点にはほとんど触れず、前者の視点にたって策定されている(注3)の文献。人口審の『少子化』報告書は、はっきりと後者の視点も盛り込んでいるが、十分説得的とは言えない(注5)の文献。

8) 日本における、出生政策の是非に関する世論の動向については、阿藤誠・他、1991。「人口問題に関する国民の意識構造の分析—人口問題に関する意識調査の結果から—」『人口問題研究』、47-2、pp.1-28 金子武治・他、1996。「人口問題に関する国民の意識構造の分析—「第2回人口問題に関する意識調査の結果から」—」、『人口問題研究』、52-1、pp.1-40。アングロサクソン諸国における、家族に対するレセフェール・アプローチについては、Gauthier, Anne, 1996. *The State and the Family: A Comparative Analysis of Family Policies in Industrialized Countries*, Clarendon-Oxford に詳しい。ドイツ、フランス、スウェーデンについては McIntosh, Alison, 1983. *Population Policy in Western Europe*, M. E. Sherpe の比較研究がある。またタイトルボーム・他(黒田俊夫・他監訳)、1989、『人口減少の危機』多賀出版は低出生率問題に関わるヨーロッパ全般の政策状況の推移を概観している。

第3に、低出生率への政策的関与についてのある程度の合意がえられたとしても、どのような政策手段がより国民に受け容れられるかは、また別の検討課題である。今日、ほとんどの先進諸国では、出生抑制のための有効な手段である近代的避妊薬・器具の製造、販売、および人工妊娠中絶の利用は一般にリプロダクティブ・ヘルス/ライツの観点から、低出生率問題とは切り離して合法化されている⁹⁾。しかし、他の政策手段の力点の置き方については国によりかなりの違いがあり、例えば、フランス、ベルギーなどは子育ての直接的経済コストの負担軽減（特に家族給付）に重点を置いているが、北欧諸国などは雇用と家事・育児の両立施策（育児休業制度、公的保育サービス）に力点を置いており、ドイツは育児休業制度は充実させているが公的保育サービスには力を入れていない¹⁰⁾。このような先進諸国における家族政策の手段についての重点の置き方の違いがどのような政策理念や社会的・文化的背景に起因するのか、それによって出生率に違いが生じているかなども、国際比較的に興味ある研究課題であろう。

第4に、政府が出生促進を直接目指した政策手段、あるいは他の政策目的（例えば女性の社会参加の促進）の下で実施した政策手段が出生率にどれほど影響したか（あるいはするか）を検討することは、出生率に関わる政策的対応研究の中心的課題であり、本研究プロジェクトの焦点はここにある¹¹⁾。これに関しては、三つのアプローチが考えられる。まず、(a)出生率に関連するであろう政策がすでに実施されている場合、その政策と出生率（又は子供数）の関係を検討するアプローチである。もうひとつは、(b)出生率低下の要因を分析することにより、そこで明らかになった低下要因に応じた政策的手段の効果を推定するアプローチである。最後は、(c)出生率低下の要因いかにに関わりなく、出生率（又は子供数）の決定要因（determinants）の分析を行い、そこで明らかとなった重要な決定要因（それは必ずしも出生率の低下要因とは一致せず）に応じて政策手段の効果を推定するアプローチである。

III 出生率低下の背景—(1)人口学的分析

1970年代半ば以降の合計特殊出生率（TFR）の低下については、80年代以降に、主として厚生省人口問題研究所の研究グループにより、種々の人口学的要因に関するデータの収集分析が行われてきた。これによって、近年の合計特殊出生率低下の人口学的メカニズムはほぼ解明されていると言えよう。その成果は、大きく以下の2点に分けられる。

9) 先進国のなかでは、ドイツが例外的に中絶に対してなお制限的である。東西ドイツの統一以前には、中絶は西ドイツでは違法、東ドイツでは合法であった。東西ドイツ統一後は「違法ではあるが、（妊娠12週以内で一定の審査を経たものは）罰せられない」という連邦裁判所の判断（1992年）が出ている。魚住明代「ドイツにおける出生率と家族政策」阿藤誠編、1996年『先進諸国の人口問題—少子化と家族政策』東大出版会、pp.221-256。

10) Gauthier, Anne, 1997. The State and the Family（前掲書）。

11) 欧米諸国における出生政策あるいは家族政策の出生率に及ぼす効果（有効性）に関する研究のレビューとしては小島宏 1989、「出生促進政策の有効性」『人口問題研究』45-2, pp.15-34。

第1に、合計特殊出生率低下の人口学的要因としては、結婚、結婚出生力、婚外出生力の三つが考えられる。しかるに70年代半ば以降のTFR低下の人口学的要因はほとんどすべて結婚行動の変化、すなわち20代、30代の有配偶率の低下によるものであり、それはまた主として20代、30代の未婚率の上昇（シングル化）によるものである¹²⁾。婚外出生力については、非嫡出子割合（対出生）がこの30年間わずか1%前後にとどまり、出生力全体への影響力も、変化への寄与率も無視しうるほど小さい。結婚出生力については、有配偶出生率の変化がほとんどみられないこと（有配偶出生率は20歳代では変化が小さく、30歳代ではむしろ上昇傾向にある）、70年代後半以降に実施された出産力調査（現出生動向基本調査）などからみるかぎり、有配偶女子の（結婚持続期間別又は年齢別）出生児数は安定しており、とりわけ完結出生児数は平均2.2人弱で大きな変化がみられないことから、合計特殊出生率低下に対して、大きな影響を及ぼしているとは考えにくい¹³⁾。

第2に、以上のような年次別年齢別出生率の変化は、コーホート出生率の動きによって大部分説明可能である。すなわち、1930年代初めの女子出生コーホートから1950年代半ばの女子出生コーホートまで、そのコーホート完結出生力はほとんど2.0人、その累積出生過程もほとんど変化がなかった¹⁴⁾。しかるに、1950年代半ばに始まる女子出生コーホートから、新しいコーホートになるほど累積出生過程が遅くなってきた。（例えば、25歳時における累積出生率は55年出生コーホートから70年出生コーホートまでに0.64人から0.32人へ50%低下した）。有配偶女子の累積出生過程には大きな変化はみられなかったから¹⁵⁾、1955年出生コーホート以降の出生率の変化は、もっぱら20代における未婚期間の延伸・結婚の先延ばし（初婚年齢の上昇）によるものであった。このような20代におけるシングル化、晩婚化の結果、出産年齢の上昇（晩産化）が生じ、これが、年々の20代の出生率の低下ならびに30代の（有配偶）出生率の上昇をもたらしたのである。

重要なことは、少なくとも現在までの時点では、生涯未婚率が5%を上回り、完結出生率が2.0を大きく下回った女子コーホートは登場していないという事実である。生涯未婚率の上昇も、平均2人を下回るコーホート完結出生力も、今なお可能性の域を出ないのである¹⁶⁾。

12) Atoh, Makoto, 1992. "The Recent Fertility Decline in Japan: Changes in Women's Role and Status and Their Policy Implications, Population Problems Research Council, The Mainichi Newspapers, The Population and Society of Postwar Japan, The Mainichi Newspapers pp.51-72. ならびに高橋重郷・他, 1996. 「将来人口推計の評価と見直しについて」『人口問題研究』52-3/4. pp.32-47.

13) 厚生省人口問題研究所, 1983. 『(第8次出産力調査第I報告)日本人の結婚と出産』. 厚生省人口問題研究所, 1988. 『(第9次出産力調査第I報告)日本人の結婚と出産』. 同, 1993. 『(第10回出生動向基本調査第I報告)日本人の結婚と出産』

14) 阿藤誠, 1992. 「日本における出生率の動向と要因」河野綱果・他編『低出生力をめぐる諸問題』大明堂, pp.48-68. 国立社会保障・人口問題研究所, 1997. 『人口統計資料集(1997年版)』(表4-9).

15) 厚生省人口問題研究所, 1993年. 『(第10回出生動向基本調査第I報告)日本人の結婚と出産』

16) 欧米諸国のうち、英米などのアングロサクソン諸国や北欧諸国でも、これまでのところコーホート完結出生力が2.0を大きく下回ったことはない。しかるに出生率が低迷するドイツや南欧諸国ではコーホート完結出生力が2.0を大きく下回り始めている。Council of Europe, 1990. Cohort Fertility in the Member States of the Council of Europe. Eurostat, 1997. Eurostat Yearbook '96, The Publication Office of EC.

IV 出生率低下の背景—(2)シングル化・晩婚化の背景

シングル化・晩婚化の原因の解明は(1)「結婚市場」におけるパートナーの選択過程と需給状況, (2)結婚制度に関する価値観, (3)結婚モラトリアム意識の背景の三つの視点からアプローチしうる。

1. 結婚市場におけるパートナーの選択過程と需給状況

日本では戦後、見合結婚から恋愛結婚への結婚形態転換が起こった。恋愛結婚の割合は、1940年代前半結婚コホートの3割弱から1990年前後の結婚コホートの8割強に増加した¹⁷⁾。したがって日本の「結婚市場 (marriage market)」は「規制的市场」から「自由恋愛市場 (レセフェール)」へ移行してきたとみることができる。

人々が「結婚市場」において結婚相手と出会う年齢、婚約する年齢、結婚する年齢は不変ではない。この20年間に、出会いの年齢はそれほど変化せず、婚約年齢が大きく上昇し、そのために結婚年齢が上昇した。(換言すれば、出会いから婚約までの交際期間が長くなった)¹⁸⁾。交際期間の伸びに対しては、(交際期間の極端に短い)見合い結婚割合の減少(1980年代の結婚コホートについてみると、「知り合ってから婚約するまでの期間」は恋愛結婚で2.6年、見合結婚で0.5年である)も寄与していると考えられるが、同時に恋愛結婚の場合に婚約・結婚の意思決定までの時間が大きく伸びている(1940年代後半生まれから1950年代後半生まれまでの女子コホートについてみると、恋愛結婚した有配偶者の「知り合ってから婚約するまでの期間」は平均22カ月から平均27カ月に伸びた)。

戦後、確かに見合い結婚に替わって恋愛結婚の志向が強まり、実際にも恋愛結婚への転換が進んだ¹⁹⁾。結婚が人々にとってもつ意味も、制度的、社会的なものから個人的、情緒的なものになってきた。また人々がパートナーに求める資質も社会的能力よりもフィーリングに変わってきている²⁰⁾。このような結婚意識の全般的变化にもかかわらず、今日、異性の友達すらいない未婚青年が男女とも4割前後もあるということは²¹⁾、日本では見合制度が崩壊したにもかかわらず、未だに“自由恋愛市場”が十分に成熟しておらず、欧米に比べた場合、青年が自らパートナーを求める慣習(デート文化)が十分に発達していないのではないかと考えられるが、この点についての研究は十分でない。

「結婚市場」においては結婚候補者の男女の人口バランスが影響を与える。平均的に夫

17) 厚生省人口問題研究所, 1989. 『(第9次出産力調査第II報告) 独身青年層の結婚観と子供観』. 同, 1993. 『(第10回出生動向基本調査第II報告) 日本人の結婚と出産』.

18) 金子隆一 1988. 「初婚の過程」厚生省人口問題研究所 『(第9次出産力調査第II報告) 日本人の結婚と出産』 pp.28-38.

19) 厚生省人口問題研究所, 1983. 『(第8次出産力調査第II報告) 独身青年層の結婚観と子供観』. 同1989. 『(第9次出生力調査第II報告) 結身青年層の結婚観と子供観』. 同1994. 『(第10回出生動向基本調査) 独身青年層の結婚観と子供観』

20) 厚生省人口問題研究所, 1984. 『結婚に関する人口学的調査』

21) 注19)の厚生省人口問題研究所の文献

が妻よりも2～3歳年上という夫妻の年齢差規範が存在する場合、特に男女の20歳代のところで年齢差のある人口の男女比に不均衡が生じると、人口構造上の「結婚難 (marriage squeeze)」が発生する。1970年代半ば以降に結婚市場に参入した第1次ベビーブーム以後の男子人口(1947～55年生まれ)はこのような人口構造上の結婚難に直面したと考えられる²²⁾。男子の人口学的結婚難状況と結婚年齢(あるいは未婚率)の関係は必ずしもはっきりしないが、1980年代の都道府県別データによるクロスセクション分析によれば、男子の結婚難状況は生涯未婚率と有意な関係にある。したがって、現在40歳代の1947-55年出生コーホートの男子の未婚率が以前のコーホートに比べ著しく高い理由の一端は、人口学的結婚難状況により説明されるであろう。

2. 結婚制度の強固さと結婚モラトリアム意識

つぎに結婚制度そのものについての変化をみてみよう。第1に70年代半ばまでは性・結婚・生殖の三位一体性がほぼ維持されていた。しかるに、70年代半ば以降、婚前性交(未婚者の性)が緩やかに増加し、性と結婚の分離が始まった²³⁾。しかし10代の性体験の割合は、欧米諸国に比べるとなお相当に低い水準であり、欧米諸国と異なり同棲も婚外子も増加せず、今日なお出生のほとんどは婚姻制度の枠内で生じている²⁴⁾。

同じ先進諸国のなかでなぜ日本の10代の青年層の性体験率が低いのか、また同棲ならびに婚外子がなぜほとんど拡がらないのか、その理由は十分に説明されて言えるとは言い難い²⁵⁾。

第2に結婚に関する志向調査によれば、結婚制度そのものを否定する青年が大きく増えていることはない(「一生結婚するつもりはない」青年はせいぜい5%)。また結婚を希望する35歳未満の未婚男女の希望子供数は平均2.2～2.3人であり、2～3人の子供を希望する者が8割を超える。ただし20代の男女において、結婚先送り志向が顕著であり、逆に言えば、結婚適齢期意識は明らかに弱まっている。結婚年齢よりもパートナーの資質を重視する(「理想の相手が見つかるまで」待つ)傾向が強まっている²⁶⁾。このように結婚モラトリアムの傾向は明らかであるが、この場合も、結婚の延期がなぜ欧米諸国のように同棲の増大につながらないのか、検討の要がある。

22) Anzo, Shinji, 1985. "Measurement of the Marriage Squeeze: Its Application," 日本人口学会編『人口学研究』8号, 古今書院, pp.1-10. 鈴木透, 1989. 「結婚難の地域構造」『人口問題研究』45-3, pp.14-28.

23) 我妻堯, 1996. 「未婚者の性行動」毎日新聞人口問題調査会編『「平等・共生」の新世紀へ(第23回全国家族計画世論調査)』pp.127-136. 厚生省人口問題研究所, 1994. 『(第10回出生動向基本調査第II報告) 独身青年層の結婚観と子供観』

24) United Nations, 1991. World Population Monitoring.

25) 日本における婚外子を忌避する社会規範の存在とそれを助長すると考えられる法制度を論じた文献としては、善積京子, 1993. 『婚外子の社会学』世界思想社. 同, 1997. 『〈近代家族〉を超える』青木書店. また欧米諸国との比較で言えば、日本で女性の近代的避妊法の普及率が低いこと(その結果、女性が十分な reproductive rights をもたないこと)は、この問題と無関係ではないと考えられる。

26) 注19)の文献

阿藤誠, 1990. 「若者の結婚観—未婚化・晩婚化の要因を探る」毎日新聞社人口問題調査会『記録: 日本の人口—少産化への軌跡』毎日新聞社. pp.133-156.

3. 結婚モラトリアム意識の背景

70年代半ばまでの日本では、学卒後、男女とも就業し、男子はそのまま定年まで仕事を続けるが、女子は結婚（出産）退職をし、専業主婦となることが期待された。男女の結婚適齢期規範は強く、女子は20代半ば過ぎ、男子も30歳近くで独身であると社会的に強い結婚圧力があつた。70年代半ば以降に、この男性中心の雇用システムと専業主婦型家族（近代家族）モデルを変化させたものは、高度経済成長による豊かな社会の到来と女性の社会進出であろう。

第1に、ベッカー流の経済モデルによれば、結婚の経済コストが高いほど結婚が遅くなる。女性の高学歴化、雇用機会の拡大、男女の賃金格差の縮小は、女性にとって結婚・出産・育児の「機会費用」を高め、他の条件が一定ならば、女性の結婚・出産・育児志向を弱める（もし結婚の選択が、ほぼ必然的に就業を制限し家事・出産・子育てに専念する選択と結びついていると考えられているとすれば、家事・出産・育児の機会費用は同時に結婚の機会費用でもある）²⁷⁾。都道府県別データを用いたベッカー流の経済モデルの分析からは、女性の賃金、学歴が高いほど女性の結婚確率が低いことが明らかにされてきた²⁸⁾。また個人データを用いた研究でも、女性の学歴と結婚年齢の関係も予想通りの結果であった²⁹⁾。ただし、就業と結婚の関係については、女子の就業継続傾向の増大がどの程度未婚率の上昇・結婚年齢の上昇に寄与しているか、個人データで十分に検討されているとは言い難い。

第2に、女性の社会進出が進むとともに、従来の男女役割分業型のモデルがどれほど雇用の場と家庭に残っているか（逆に言うと、どれほど男女共同参画型に近づいているか）が女性の（結婚）・出産・育児の負担感に影響を及ぼす。この点では80年代半ば以降、人々の家族モデル（価値観）が専業主婦型から男女共同参画型の方向に大きく動き、今日、それについての男女差、年齢差、学歴差、地域差、女性の就業・不就業の差などが広がっている点は重要である³⁰⁾。若い女性の価値観が男女共同参画型に近づき、他のグループとのギャップが大きいほど、彼女等にとっての結婚・出産・育児にともなうコストが大きくなるからである。すなわち企業における結婚・出産による退職慣行が強く、再参入の障壁が高いほど、結婚・出産・育児の機会費用が大きくなるであろうし、家庭における男性の家事・育児分担が慣行化されていないほど（男性の家事参加が少ないほど）、女性にとって結婚・出産・育児のコストが大きくなるであろう。

若い女性のもつ家族観（家族モデル）と結婚・出産意欲との関係については、個人デー

27) 八代尚宏, 1993. 『結婚の経済学』二見書房. 大沢真知子・他「結婚の経済学」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東大出版会, pp.37-53.

28) 総合研究開発機構, 1994. 『わが国出生率の変動要因とその将来動向に関する研究—経済学的アプローチの試み』NIRA 研究報告書. 小椋正立・他, 1992. 「1970年以降の出生率の低下とその原因—県別、年齢階層別データからのアプローチ」『日本経済研究』No.22.

29) 大谷 憲二, 1993. 『現代日本の出生力分析』, 関西大学出版会. 阿藤誠, 1994. 「未婚化・晩婚化の進展—その動向と背景—」『家族社会学研究』No.6, pp.5-17.

30) 阿藤誠, 1997. 『日本の超少産化現象と価値観変動仮説』『人口問題研究』53-1, pp.3-20. 東京都生活文化局, 1994. 『女性問題に関する国際比較調査』. 総理府, 1992. 『男女平等に関する世論調査』

タでも予想通りの結果がえられているが³¹⁾、企業の女子雇用慣行と結婚・出産の関係、家庭における男性の家事参加に対する期待度と結婚・出産意欲の関係は十分に検討されているとは言い難い³²⁾。

第3に、男性の側からの結婚のコスト・ベネフィット構造の変化を考えてみよう。性別役割分業型の家族システムの下では、男性にとっての結婚ベネフィットのひとつは、女性に家事・育児・介護のすべてを分担してもらえることであった。しかるに、男女の学歴差が縮まり、女性の就業が増え、経済的地位が強まり、若い女性の価値観が男女共同参画型に近づくほど、男女役割分業型の価値観をもつ男性にとっては、結婚後の家事・育児・介護の分担を予想せざるをえず、その分だけ結婚の期待効用は小さくなるであろう。また、豊かな社会になって登場した各種家電製品、スーパーマーケット、コンビニエンス・ストア、コイン・ランドリー、各種冷凍食品などは、男性にとり独身生活の不便さを軽減し、その分結婚のベネフィットを減少させたと考えられるが、男性の側からの結婚モラトリアム意識の研究は乏しい³³⁾。

豊かな社会になったとは言え、結婚の経済コスト（結婚式、新婚旅行、居住条件の整備など）も上昇しているためか、相当数の独身男性が、結婚モラトリアムの第1の理由として「結婚資金（の不足）」を挙げている³⁴⁾。今日、高学歴男性ほど結婚年齢が低く、未婚率も低いという関係が見られるのは³⁵⁾、高学歴男性ほど結婚相手としてみた時の経済的条件がよいからだと考えられるが、この点では、さらに男性の社会的・経済的地位（特に親からの所得移転も含め）と初婚年齢や未婚率との関係がもっと検討される必要がある。また、女性は全般的に、結婚による社会的・経済的地位の上昇を望んでいる（少なくとも低下は望んでいない）ことを前提とすれば、高度経済成長期には女性の親の所得水準が上昇したのに高度経済成長期以後は若い男性の賃金水準が伸び悩んだため、若い女性が結婚による窮乏化を嫌い、そのことがシングル化につながったとみる見方³⁶⁾にも一理ある。

第4に、1950年代後半出生コーホート以後、未婚青年男女の離家年齢（結婚によるものを除く）が上昇していることが分かってきた³⁷⁾。これは、高度経済成長期まではキョウダ

31) 金子隆一、1993。「結婚・出生に関する妻の意識」厚生省人口問題研究所『日本人の結婚と出産－第10回出生動向基本調査』pp.28-38。

32) 樋口美雄、1989。「育児休業制度の実証分析」社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東大出版会。pp.181-204は例外的なものであろう。

33) 男性の結婚難状況を背景とした高年齢の男性ブルーカラー・ワーカーの未婚状況に関するモノグラフとしては湯沢雍彦・他、1989。「未婚男性勤労者の結婚難の諸要因」『家族研究年報』No.15, pp.14-23。がある。

34) 注19)の厚生省人口問題研究所の文献

35) 阿藤誠「未婚化・晩婚化の進展－その動向と背景」（前掲）

36) 山田昌弘、1996。『結婚の社会学－未婚化・晩婚化はつづくのか』丸善ライブラリー。ただし、女性の上方婚（hypergamy）傾向と高度経済成長後（1970年代半ば以降）の青年層の窮乏化は、ほぼすべての先進諸国に共通する現象であり、そのなかで、なぜ日本のみが（同棲の欠如を含めた）シングル化現象を経験しているのか、この仮説だけでは説明は困難と思われる。

37) 鈴木透、1997。「世帯形成の生命表分析」『人口問題研究』53-2, pp.18-30。人口問題審議会『少子化に関する基本的考え方について』（前掲書）の資料。ただし、1970-90年の国勢調査において20～34歳の年齢層の未婚者の単独世帯主率がほとんど変化していないというデータは、未婚者の離家年齢がその20年間変わっていないことを示唆しており、この問題についてはなお検討の余地がある。

イ数の多い青年層が就学・就業で農村から都市へ、非大都市圏から大都市圏へ（離家により）大量に移動し、離家年齢を早めていたのが、高度経済成長期以降は、しだいに「都市二世、三世」、「大都市圏二世、三世」の青年人口シェアが増えたため、親元から就学・就業できる青年層が増えてきたことによるものと考えられる。しかも、これらの青年層は戦後の出生力転換後の「二人っ子」世代であり、彼（女）らの親の所得水準は年々高まってきたことも加わり、親元からの青年層の押し出し圧力は急速に弱まったと考えられる。

結婚前に親と同居していた者と別居していた者を比べると、同居していた者の方が結婚年齢が高い³⁸⁾。とすれば、離家年齢の上昇とシングル化・晩婚化は大いに関係があると考えられる。北欧諸国やアングロサクソン諸国における離家年齢の早さを考えるとき、この日本における青年層の離家年齢の上昇、あるいは親と青年層の同居志向の強さは国際比較的にみても興味ある研究課題であろう³⁹⁾。

V 出生率低下の背景－③結婚出生力の決定要因

イースタリンのモデルに従えば、結婚出生力は、子供に対する需要（カップルが望む子供数）と子供の供給条件によって決まる⁴⁰⁾。子供に対する需要は、子供の価値（効用）、所得、子育てコストによって決められ、子供の供給条件は、子供の死亡率、自然結婚出生力（natural marital fertility）の近接要因、避妊・中絶要因により決められる。ただし、日本では子供の死亡率は1970年代までにはほぼ最低水準に達していたから、この要因は今日の低出生率の議論には関係しない。

1. 出生の供給条件

今日の低出生率に関連して、出生の供給条件については三つの研究テーマが考えられる。すなわち、①自然結婚出生力の低下の可能性、その近接要因のひとつである妊孕力（fecundability）の低下の可能性、②晩婚化・晩産化がカップルの完結出生児数に及ぼす影響、③避妊・中絶行動の変化による「望まない妊娠」、「望まない出産」の減少の可能性である。

第1の妊孕力の低下の可能性については、先進国における男性の精子の数の減少が報告されたり、日本の男性の性衝動の弱体化（リビドーの低下）の可能性などが論じられたりしている⁴¹⁾。これらは、それ自体医学・生理学の分野において実証的に解明されるべき研究課題であろう。だが、人口学的には、もし男性の精子の減少が出生力に影響を与えるほどのものであれば、避妊・中絶を行わないカップルの妊孕力や出生力が低下するはずである

38) 大谷憲司, 1993. 『現代日本出生力分析』 関西大学出版.

39) 宮本みち子・他, 1997. 『未婚化社会の親子関係』 有斐閣は、このような独身男女を「パラサイト・シングル」と呼ぶ.

40) Easterlin, Richard, et al., 1985. *The Fertility Revolution: A Supply-Demand Analysis*, University of Chicago Press.

41) 「ヒトは子孫を残せるか」朝日新聞2月1付朝刊. 人口問題審議会, 1997 (前掲).

が、少なくとも日本ではそのようなデータは報告されていない⁴²⁾。若者の性衝動の低下は、10代の性行動の低下となって表れるはずであるが、日本を含めて先進諸国の10代の性交経験率はこの20年間上昇傾向を辿ってきた。妊孕力に関しては、逆に新しい生殖技術の適用によって不妊カップルの出生願望を満たす治療行為が行われるようになってきたが、それが全体の出生力に及ぼす影響は微々たるものであると考えられる。

第2に、確かに出生動向基本調査によれば、晩婚・晩産のカップルほど平均完結出生児数が少ない傾向がある⁴³⁾。このような傾向が加齢による妊孕力の低下を表すものか、それとも妊孕力の弱い人々が晩婚カップルに残ったことによるものかは、今のところはっきりしない⁴⁴⁾。ただし、この10年間の20代後半、30代前半の女子のシングル化は顕著であり、彼女らの多くが平均的に高い年齢で結婚したとすると、その世代のカップルの平均完結出生児数が低下する可能性は考えられ、この点について今後注意深い観察が必要である⁴⁵⁾。

第3に、欧米諸国では1960年代における経口避妊薬（ピル）の認可・普及が近年の出生率低下の“きっかけ”となり、さらには近代的避妊法（ピル、IUD、不妊手術）の普及と1970年代の中絶の合法化が「望まない妊娠（unwanted pregnancy）」、「望まない出生（unwanted birth）」を減らし、これが「未婚妊娠に促された結婚」を減少させ、（特に伝統的に多産のグループの）カップルの出生力の低下に寄与したと言われている⁴⁶⁾。しかるに日本では、1940年代末の中絶の合法化により、1970年代半ばにおいてすでに（出生停止目的の）「望まない出生」の発生率はきわめて低水準であった⁴⁷⁾。しかも、日本ではこの20年間、避妊薬・器具や中絶に関する法的状況にみるべき変化はなく、人々の出生抑制行動に関しても大きな変化はみられない⁴⁸⁾。したがって日本の場合、この要因も、今日の出生率低下との関連性は薄い。

政策的には、少子化対策として効率的で安全性も高い避妊薬・器具を法的に制限したり、中絶を非合法化することは、ソ連支配下の東欧諸国の例にみるように、望まない妊娠や望まない出産を増やすことにつながり、人々の福祉追求の権利に反する⁴⁹⁾。

42) 少なくとも結婚から第1子へのパリティ拡大率の低下や、結婚-第1子の第1出生間隔の拡大などは観察されていない。厚生省人口問題研究所、1993。『日本人の結婚と出産（第10回出生動向基本調査）』

43) 1987年に結婚持続期間10-14年の夫妻の平均出生児数についてみると、初婚年齢が21-22歳、23-24歳、25-26歳、27-28歳、29-30歳の妻では各々、2.26、2.20、2.09、1.97、1.80人である。厚生省人口問題研究所、1988。『（第9次出産力調査第I報告）日本人の結婚と出産』。

44) 1987年で40歳代の世代についてみると、妻の初婚年齢30歳以上の夫妻は全体の1%程度に過ぎず、妊孕力の低いカップルの割合が高い可能性もある。より晩婚化が進んだ後の世代では、妻の結婚年齢30歳以上の夫妻比率も高まり、そのなかで妊孕力の高いカップルの割合が高まる可能性があろう。

45) 国立社会保障・人口問題研究所の『将来推計人口（平成9年1月推計）』では、カップルの平均完結出生児数が1943-47年出生コホートの2.18人から1980年出生コホートの1.96人まで低下すると仮定しているが、もちろんこれはあくまでも可能性の域を出ない。

46) 阿藤誠、1997。「先進諸国の出生率の動向と家族政策」阿藤 誠『先進諸国の人口問題—少子化と家族政策—』東大出版会 pp.11-48。

47) 阿藤誠、1982。「出生抑制行動の日米比較」『人口問題研究』161号。pp.18-38。

48) Population Problems Research Council, The Mainichi Newspapers, 1994. The Population and Society of Postwar Japan. The Mainichi Newspapers.

49) 阿藤誠、1981。「欧米諸国の出生政策—個人目標と国家目標の相克」『人口問題研究』160号。pp.23-43。

2. 希望子供数・完結出生児数

人々の子供に対する需要は人々が持ちたいと望む子供数によって測られる。その具体的な尺度としては理想子供数、希望子供数、予定子供数などがあるが⁵⁰⁾、もし「望まない出生」又は（望んでも生めない）不妊の人々がきわめて少なければ、実際の完結出生児数も希望子供数の代理変数とみなすことができよう。希望子供数は、人々にとって子供のもつ価値、経済的資源と子育ての直接コスト、子育ての機会費用によって決められる。

第1の子供の価値については、「第1の出生力転換」の理由を子供の「投資財」価値（家業の労働力、老後の生活保障の価値）の減少による子供の「消費財」化（子供の価値の中心が心理的、情緒的満足となる）に求めるライベンスタインの仮説⁵¹⁾、世代間の富の流れが「子供から親への流れ」から「親から子供への流れ」変化することに求めるコールドウェルの仮説⁵²⁾、産業化とともに生まれてきた「子供中心社会」（あるいは「近代家族」）に求めるアリエス等の考え方などがある⁵³⁾。

西欧社会における「第2の出生力転換」の価値観による説明仮説としては、「子供中心社会の終焉」仮説（アリエス）、世俗化＝個人主義化仮説（レスタガヤ）、原理主義からプラグマティズムへの転換（サイモン）、保守主義から進歩主義への転換（ヴァン・デ・カー）などがあるが、これらに共通するのは、人々の人生が子供を前提とするものではなく、子供も人々の自己実現的欲求を満たす多くの選択肢のひとつに変化したという認識である⁵⁴⁾。このような子供観（それは同時に人生観）の変化をもたらした背景として指摘されているのは、①近代的避妊法の普及と中絶の合法化（女性主導の出生抑制手段の効率性のゆえに、女性にとって、子供を持つか持たないかの選択性が強まった）、②豊かな社会の到来（高所得が多様な消費財・サービスの購入を可能にした）、③女性の社会進出（「産む性」である女性の人生の選択肢が広がった）である。

日本の場合には、②と③の変化は欧米諸国と共通するものの、①の条件は欧米諸国と一致しない（女性主導の効率的避妊法の普及率は低い）。そのためもあって、子供は今なお結婚の前提であり、その選択性は欧米諸国ほど強まっているようにはみえない（そのことがまた、女性にとって結婚のハードルを高くしているとも考えられる⁵⁵⁾。また、日本では直系家族制から夫婦家族制への変化（核家族化）、あるいは近代家族（専業主婦型家族）の形成が戦後の高度経済成長期に進行したものであり、シングル化の進行期は同時に「近代家族」の成熟期、「子供中心社会」の最盛期ともみられることから、欧米流の価値観変

50) これらの定義については、厚生省人口問題研究所、1982.『(第8次出生力調査第I報告)日本人の結婚と出産』

51) Leibenstein, Harvey, 1957. *Economic Backwardness and Economic Growth*, John Wiley & Sons.

52) Caldwell, John, 1982. *Theory of Fertility Decline*, Academic Press.

53) Aries, Phillippe, 1982. "Two Successive Motivations for the Declining Birth Rate in the West," *Population and Development Review*, 6-4, pp.645-650.

54) 阿藤誠, 1997. 「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」『人口問題研究』53-1, pp.3-20.

55) 20歳以上の女性に対する国際比較調査において「必ずしも子供をもつ必要はない」という考え方に賛成する割合は、日本では32%にとどまったが、欧米5カ国では55%（ドイツ）～88%（米国）に達した。東京都生活文化局、1994.『女性問題に関する国際比較調査』

動仮説は必ずしもなじまないように思われる⁵⁶⁾。

第2の、経済的資源、子育ての直接的コスト、子育ての機会費用については、「出生力の経済モデル」を全国の時系列データに適用して検証する試みが、日本でもかなり行われてきた⁵⁷⁾。分析の結果は、期間をどこにとるかで左右され、70年代、80年代のように女性の賃金水準の伸びと出生率の低下が同時に起きた時期であればモデルの当てはまりがよいが、バブル経済崩壊後の女性の雇用が伸び悩む90年代を含めると当てはまりが悪いという結果となっている。ここからは、(女性の賃金水準で代替された)子育ての機会費用の上昇が出生率を低下させたという結論は引き出せない。また、そもそも1960年代以降の日本のように有配偶出生率がきわめて安定的である一方、結婚の変化が合計特殊出生率に及ぼす影響が決定的であるような場合、全国の時系列データに出生力の経済モデルを機械的に当てはめても有意義な結果は引き出しにくいと考えられる。

この点では、都道府県別データを用いる場合には、被説明変数として有配偶出生率あるいは合計有配偶出生率を選ぶか、被説明変数に合計特殊出生率をとり説明変数のひとつに有配偶率を含めることによって、本来の意味での出生力の経済モデルの妥当性を検証することができる。都道府県別データを用いた研究によれば、女性の学歴、女性の賃金水準、住居費が出生率に対して予想通りの有意な関係をもつ⁵⁸⁾。また個人調査データを用いた研究によれば、妻の賃金は出生率に対して負の効果をもち、親との同居は正の効果をもつが、女性の就業および学歴の効果は結果が一貫しない。ある研究では教育費や住居費の負担が子供数と有意な関係をもつ⁵⁹⁾。

ただし、クロスセクション・データで出生力の経済モデルが当てはまったからといって、1970年代以降の出生率低下現象をそのモデルで説明できることには必ずしもならない。かりにクロスセクション・データで住居費(あるいは住宅スペース)が出生児数を減らす効果を示したとしても、時系列的には、日本では住宅事情は年々改善されてきたとみられるからである。ただし政策への応用という点では、教育費、住居費が出生児数と有意の関係をもつという分析結果は、少子化対策としての家計補助政策がいささかでも有効であるこ

56) 阿藤誠・注54)の文献。および阿藤誠、1996。「親子関係からみた家族変容の行方」毎日新聞人口問題調査会『「平等・共生」の世紀へー毎日新聞社・第23回全国家族計画世論調査』pp.43-64。

57) Ohbuchi, Hiroshi, 1982. "Empirical Tests of the Chicago Model and the Easterlin Hypothesis: Study of Japan," 『人口学研究』5号. pp.8-16. Ogawa, Naohiro et al., 1986, "An Economic Analysis of Recent Fertility in Japan: An Application of the Butz-Ward Model," 『人口学研究』9号. pp.5-14. Ohbuchi, Hiroshi, 1988, "The Quantity and Quality of Children, Labor Supply and Wages of Married Women in Postwar Japan," 『人口学研究』11号. pp.5-14. 大谷憲二, 1993. 『現代日本出生力分析』関西大学出版部. Kato, Hisakazu, "Time Series Analysis of Fertility Changes in Postwar Japan", 1997, 『人口学研究』20号. pp.23-36. 今井博之, 1996. 「バツ=ワード型モデルによる日本の出生力分析」『人口問題研究』52-2. pp.30-35.

58) 小椋正立・他, 1992. 『1970年以降の出生率低下とその原因』『日本経済研究』No.22. 古郡鞆子, 1992. 「若者の勤労観・就業行動と出生率の変化」『人口学研究』15号, pp.45-56. ただし, 原田 泰・他, 1993. 「人口の理論と将来推計」高山憲之・他『高齢化の中の金融と貯蓄』日本評論社. pp.1-16は合計特殊出生率を被説明変数とし結婚変数を説明変数に含めていない点でやや問題がある。

59) 総合研究開発機構, 1994. 『わが国出生率の変動要因とその将来動向に関する研究』(前掲). 八代尚宏, 1997. 「少子化の経済的要因とその対応」(国立社会保障・人口問題研究所の第2回厚生政策セミナー(1997年)に提出された論文. 本『人口問題研究』の次号に掲載予定)。

とを示唆することになる。また子育ての機会費用（女性の賃金水準）の高さが出生児数の抑制に有意に関係しているという分析結果は、（少子化対策として）女性の仕事と育児の両立支援策（育児休業制度や公的保育サービスの充実）の有効性を示唆することになる。

ただし、今後の研究方向としては、単純化されたモデルによる実証分析の試みよりも、家計データからの子育ての直接的コスト（特に教育費）の計測、子育ての機会費用の多様な計測、居住条件の多角的計測（土地・住宅コスト、居住スペース、親からの支援など）、それらの時系列的変化、都道府県別差異、社会集団間の差異をきめ細かく計測し、さらに税制、社会保険、児童手当などの所得移転も考慮し、そのうえで出生児数や子供数と関係づけていくことが研究的にも、政策的にも有効であろう。

第3のアプローチとして、人々の理想子供数と予定子供数を測定し、両者の乖離を計測し（通常は予定子供数が理想子供数を下回る）、その乖離の理由を分析しようとする研究もある⁶⁰。過去3回の出生動向基本調査において、かなりの人々が理想子供数を実現しようとしなない主な理由は、「教育費を中心とする子育てコストが高いため」であり、それに加えて大都市居住者では「家が狭いから」が多く、就業女性にとっては「仕事と子育ての両立の難しさ」が多い。

確かに、これらの回答傾向は納得しうるものではあるが、この分析結果のみに依拠して、育児コストを軽減し、教育費コストを下げれば、人々が理想子供数を達成しようとし、平均出生児数が増え出生率も上昇すると考えるのは早計であろう。それは、理想子供数が、本当に人々の本来の目標子供数を計測しているのか否かがよく分かっていないからである。理想子供数は、条件さえ改善されれば達成しようとする個人（あるいは夫婦）の目標であるというよりも、長い歴史の中で培われてきた社会規範（例えば「足らず余らず子三人」）であるのかもしれない。理想子供数の平均値（約2.6人）も、3人への集中度の高さも（約50%弱）、この20年間ほとんど大きな変化がなかったことも、理想子供数が社会規範的なものであって、必ずしも個人の目標値としては考えられていないことを示唆するものである。

60) 厚生省人口問題研究所, 1983. 『(第8次出産力調査第I報告書) 日本人の結婚と出産』, 同, 1988. 『(第9次出産力調査第I報告書) 日本人の結婚と出産』, 同, 1993. 『(第10回出生動向基本調査) 日本人の結婚と出産』

家族政策及び労働政策が出生率及び人口に及ぼす影響に関する研究 その1

少子化現象と居住コスト

浅見泰司*¹・石坂公一*²・大江守之*³

小山泰代・瀬川祥子*⁴

I はじめに

近年の高齢社会化が進行しているが、特に少子化現象はその傾向を加速している。少子化現象の進行は、日本社会全体として、高齢社会化をもたらすだけでなく、中長期的には全体の人口減少、特に生産年齢人口の減少をひきおこす。日本の将来を考えた場合に、生産年齢人口の減少がもたらす弊害は経済活力の減退など様々な面で生じることが予想されている。そのため、少子化現象を少しでもくい止めることが、日本全体の政策上重要な課題となっている。

少子化現象自体は、様々な要因によって進んでいることが予想されるが、本論では、特に住宅事情に関連した要因が、少子化現象とどのように関係しているのかを考察したい。ただ、このような観点から入手できる統計データは極めて限られており、本論でその詳細な実証分析を行うまでには至っていない。むしろ、ここでは今後の研究に資する既存研究の整理、研究の枠組みや作業仮説の提示を行うことによって、今後のこの面での研究の活性化の一助となることを願っている。

少子化の原因としては、(1)生涯未婚率の増加、(2)晩婚化に付随する晩産化現象、(3)結婚後、第1子の誕生の遅れ(子供を作らない)による晩産化現象、(4)第1子後の第2子以降の出産の遅れ(もしくは諦め)現象などがある。少子化と居住コストや住宅水準との関係を分析するには、(1)および(2)は結婚による新たな世帯形成に伴う住宅取得行為への影響、(3)は子供を持つことによる住宅設備水準の向上や住宅改善への阻害効果、(4)では世帯規模拡大による住宅規模拡大要求に対する阻害効果を計量化する必要がある。

分析手法としては、主として2つの方法が考えられる。一つは意識アンケートなどによって、(広義の)居住コストがそれぞれの選択行為に対してどの程度意識されているかを直接に調べるものである。もう一つは、結果として現れる選択行為と(広義の)居住コストとの間にどのような関係が見られるかを、大規模な統計調査データなどにより分析する手法である。

前者の方法としては、中絶の理由に関する調査、国民生活基礎調査などが活用できると

* 1 東京大学大学院工学系研究科都市工学専攻

* 2 東北大学大学院工学系研究科都市・建築学専攻

* 3 慶応義塾大学総合政策学部

* 4 株式会社三和総合研究所

思われる。ただし、これらの意識調査においては、居住コストと結婚ないし世帯拡大に関連する調査項目はわずかであり、極めて限られた情報しか得られない。そのため、このデータから信頼性の高い実証分析を期待することは難しい。

後者の方法としては、国勢調査、住宅統計調査、住宅需要実態調査、世帯動向調査、出生動向基本調査などの詳細データを活用できる。これらは、世帯や住宅に関して詳細なデータが得られるという点で優れているが、データの入手可能性の点でやや心配がある。また、これらのデータからは、所得や費用、さらに資産といった経済的データが十分に得られないため、住宅取得費用としての住宅価格や居住費用としての家賃データに関しては、別途データの入手を考えておく必要がある。

少子化現象と住宅事情との関連に関して検証されるべき仮説・課題例を示す。

- 1) 第2子以降の出産を考えるとときに特に居住コストが高くなり、少子化の要因となるのではないか？
- 2) 理想的な子供数と実際に選択された（結果として生じた）子供数の違いに経済的要因があるという意識調査があるが、それが教育費や子育てによる機会費用に上回る居住コストの要因があるのか？
- 3) 親と同居する独身者の居住水準が近年は高く、結婚によって居住水準が下がるため、結婚の動機が弱くなっているのではないか？
- 4) 上記と関連して、以前は結婚前の住宅水準が貧弱で家を出ることを余儀なくされる傾向があったのではないか？
- 5) 女性の30代独身者（単身世帯）は特に住宅にかかる費用が高く、結果として居住水準も高い。これが、結婚への動機を弱めているのではないか。
- 6) 同居可能率が高まりながらも核家族化が進行し、その結果親からの精神的出産圧力やそのような社会規範の継承力が弱まったのではないか？
- 7) 家族形態はその世帯の経済状況の反映であり、住宅はその結果のひとつにすぎないのではないか？（例えば、賃金が低くて共働きを余儀なくさせられる夫婦に子供が少なく、結果として狭い住宅で足りるなど。）
- 8) 世帯人数と住宅規模は相関があるが、因果関係は世帯人数→住宅規模であって、逆ではないのではないか？

これらの疑問に対して、既存研究がどの程度こたえ、今後どのように分析をすべきなのかを考察してみたい。

II 既往研究の整理

1. 先行研究における住宅と結婚・出生の関係

最近の先行研究における出生力低下あるいは未婚率の上昇と居住コストとの関係を整理する。ここでは、居住コストをひろく住宅に関する変数にとらえ、結婚・出生との関係を概観する。

出生力の説明変数に住宅変数を含めた分析では、一般に家賃が高いことが出生率を低くする要因として働いており、その影響は大都市圏を中心とした都市圏で特に強いことが示されている¹⁾。同時に、大都市圏における出生力低下への家賃の寄与度が近年増大していることも指摘されている²⁾。住宅費の影響については、近年マイクロデータを用いた分析も行われ成果を挙げている。小椋・ディクル³⁾は、高い地価は特に20代後半の女性の出生行動を抑制し、高い家賃は20代後半と30代前半の女性の出生行動を抑制する働きをもつと報告している。また、総合研究開発機構の報告⁴⁾では、住居費を出生の阻害要因と感じている人の予定子供数が平均を上回っており、子供を多く持とうと考えている女性にとって住居費の負担が非常に重いことが分かる。厚生省人口問題研究所の平成4年第10回出生動向基本調査では、予定子供数が理想子供数を下回る理由において、大都市では「家が狭いから」の割合が特に高く、住宅の広さと出生力との直接的な関係がうかがわれる⁵⁾。

これらの分析から、特に都市部において、家賃の上昇や世帯用住宅の供給不足といった近年の住宅事情が出生力に影響を及ぼしたと推察できる。こうした関係について原田・高田⁶⁾は、住宅費が上昇すれば人口は減少することを示したうえで、人口が減少すれば住宅費は低下して人口が再び増加するという興味深い考察を行っている。しかし、この関係は、地価の下落のみによって出生率を大きく上昇させるほど大きなものではなく、住宅側から出生力の上昇をコントロールすることは困難であるとする。

大谷⁷⁾は、結婚時の部屋数と3種類の出生力（予定子ども数、結婚21ヶ月目の累積子ども数、および完結出生力）との関係を分析し、結婚時の部屋数は、前二者の間には正比例的な関係があるとしながら、完結出生力との関係は希薄化していると指摘しており、他の多くの報告とは一見矛盾するような見解を提示している。この分析からは、住替えの過程と出生の過程との間になんらかの相互作用があることが示唆される。このほか住宅と出生や結婚の関係に影響するものとしては、親との同居の有無の影響が考えられるが、これについては親との同居の有無にもなう差異を除いても住宅条件が出生力の制約条件として働いていることが、廣嶋⁸⁾によって確認されている。

一方、結婚と住宅の関係に関する研究は多くはない。第10回出生動向基本調査によれば、結婚生活のための住居を結婚の障害であると答える未婚者は、男子では20%、女子では14%にのぼり、この割合は、結婚の現実性がより高いグループではより大きく、また過去5

1) 最近の研究としては次のようなものがある。

経済企画庁、「平成4年度国民生活白書」、1992年11月。

富士総合研究所、「都道府県別出生率の相違の背景」、1997年3月。

2) 前掲（注1）の経済企画庁1992参照。

3) 小椋正立・ロバート＝ディクル、「1970年以降の出生率の低下とその原因—県別、年齢階層別データからのアプローチ」、『日本経済研究』、No.22、日本経済研究センター、1992年3月、pp.46-76。

4) 総合研究開発機構、「わが国出生率の変動要因とその将来動向に関する研究—経済的アプローチの試み—」、『NIRA研究報告書』、No.940047、1994年8月。

5) 厚生省人口問題研究所、「平成4年第10回出生動向基本調査第1報告書 日本人の結婚と出産」、1993年11月。

6) 原田泰・高田聖治「人口の理論と将来推計」、高山憲之・原田泰編、『高齢化の中の金融と貯蓄』第1章、日本評論社、1993年2月、pp.1-16。

7) 大谷憲司、『現代日本出生力分析』、関西大学出版部、1993年9月。

8) 廣嶋清志、「現代日本の育児環境と出生力」、『人口問題研究』、第158号、1981年4月、pp.11-45。

年間で上昇している⁹⁾。鈴木¹⁰⁾は結婚難の地域差を分析することによって、住宅費（民間賃貸住宅家賃）は人口構造とならんで男女ともに結婚力にもっとも強い影響を与える要素であることを見いだしている。さらに鈴木は、人口構造の説明力はそれ以前よりも低下しており、結婚難について人口構造以外の社会経済的要因が無視できないものであることを示している。結婚は出生に大きく影響するので、住宅が結婚に及ぼす影響を明らかにすることは出生力の分析における有用な視点であるといえる。

結婚を意識しながら住宅と出生力との関係に言及したものに廣嶋の報告¹¹⁾がある。廣嶋は東京都下における調査データをミクロレベルで詳細に分析し、大都市の住宅事情が女性の結婚年齢という要素を通して出生率に影響していると述べている。すなわち、住宅条件と女性の結婚年齢との間に比較的強い関係がみられるのは、厳しい住宅事情のもとで一定の住宅条件を確保するために女性が就業し、そのために女性の結婚年齢が上昇することの反映であり、その結果として有配偶女性一人あたりの出生児数が少なくなると考察している。一方、小椋・ディクル¹²⁾は、住宅費（実質家賃指数）が20歳代（特に20歳代前半）の女性の結婚率にプラスに働く関係がかなり安定している、すなわち高家賃は若い女性を結婚に向かわせると報告している。これについて明快な解釈はなされていないが、先述の出生力との関係とあわせてみると興味深い結果である。

住宅と結婚や出生力との間に興味深い関係があることは明らかであるが、それらの関係をめぐる議論においては、住宅と出生力、住宅と結婚、あるいは、住宅と結婚と出生力という組み合わせにおいて、その直接的な因果関係を抽出することが課題であるといえる。

2. 大都市の住環境と家族形成

住宅条件と少子化との関係については、廣嶋清志氏（島根大学法文学部教授）に多くの業績がある¹³⁾。ここでは、主にヒアリングの結果をもとに、大都市の住環境と家族形成の関係に関する主な研究成果をまとめる。

(1) 戸外遊び環境の評価¹⁴⁾

幼児だけでなく、育児の重要な条件として母親など保育者にも影響を及ぼす戸外遊び環

9) 厚生省人口問題研究所、「平成4年第10回出生動向基本調査第2報告書 独身青年層の結婚観と子供観」、1994年3月。

10) 鈴木透、「結婚難の地域構造」、『人口問題研究』、第47巻第3号、1989年10月、pp.14-28。

11) 廣嶋清志、「住宅状況が女性の結婚年齢に及ぼす影響」、『日本建築学会大会学術講演梗概集（東海）』、1994年9月、pp.827-828

12) 前掲（注3）

13) 前掲（注7、注11）のほか、以下のようなものがある。

廣嶋清志、「保育環境調査」、『長期人口変動に対する地域住民の意識と環境に関する調査』、厚生省人口問題研究所、1979年8月、pp.121-210。

廣嶋清志、「東京の人口再生産」、米田佐代子編、『巨大都市東京と家族』、有信堂、1988年7月、pp.65-97。

廣嶋清志、「近年における親との同居と結婚」、『人口問題研究』、第47巻第3号、1991年10月、pp.53-70。

廣嶋清志、「大都市地域の住宅事情が出生率に及ぼす影響：東京都区市1985年、1990年の観察」、『都市住宅学』、第6号、1994年2月、pp.10-17。

広原盛明、「出生力回復のための大都市住宅政策に関する研究(2)」、『住宅総合研究財団研究年報』、No.22、住宅総合研究財団、1995年、pp.321-329（研究メンバー）。

14) 詳しくは前掲（注13）の廣嶋1979を参照されたい。

境について、その評価およびそれから生じる育児の負担と母親の出生行動との関係が分析されている。この分析は「1978年保育環境調査」（厚生省人口問題研究所）にもとづくものである。分析によると、戸外遊び環境評価の良さと子供数とは比例する傾向があり、特に核家族世帯においては、母親の就業状態に関わらずかなり強い比例関係がみられる。また、母親の就業状態・世帯の家族構成別に、戸外遊び環境評価の悪さと、出生抑制理由が「育児の体力・気力がない」にあてはまる割合との関係をみると、母親が雇用労働者で核家族の場合に最も強い比例関係がある。

(2) 東京都区市の結婚行動・出生行動の観察¹⁵⁾

1985年、1990年の国勢調査をもとに、東京都区市における結婚行動・出生行動の観察から、いくつかの興味深い事実が見出されている。第1に、郊外度（中年人口の変化率であらわす）と結婚行動との関係をみると、中年人口が流出する東京都内部では未婚者が残り、有配偶率はきわめて低い。1990年には両者の相関は強まっている。第2に、郊外度と有配偶総出生率との関係をみると、1985年には中年人口残留率の低い東京内部でむしろ高く、郊外部で低い。これは、東京都内部で比較的多く産んでも、その区に住み続けず郊外へ転出する者が多い（すなわち、郊外部には比較的産み終わりの夫婦が多い）ことを示している。しかし、1990年には逆の相関がみられ、出産してから移動するのではなく、産もうとする人ははじめから子育てによい場所に住むと解釈できる。第3に、夫婦あたり子ども数をみると、有配偶総出生率とは逆に、中年人口の流入率が高い郊外部で多く、子供数の多い夫婦がより郊外部へ出ていることを示している。1990年には郊外度との相関は強くなっている。第4に、持家割合と夫婦子ども数にはかなり強い正の相関があり、子ども数の多い者が持家を選択している、あるいは、子ども数が増えると持家を取得しなければならないという状況を示している。そして、1990年には両者の相関は若干強くなっている。

(3) 出生率及び結婚年齢に関する回帰分析¹⁶⁾

大都市地域の居住環境が出生率や結婚年齢にどの程度影響しているかを明らかにするため、「1993年子育て環境調査」（広原（京都府立大）他）をもとに、回帰分析が行われている。

出生率（妻の予定児数）の回帰分析の結果、有意な説明変数は、説明力の強い順に、妻の結婚年齢、妻の就業歴（継続就業か否か）、現住宅の広さ（畳数）、夫の家事参加（洗濯）である。つまり、妻の結婚年齢が高いほど、妻が就業している場合、現住宅の畳数が少ないほど、夫の家事参加の程度が少ないほど、予定児数（出生率）が少ない。ここで、住宅事情は結婚年齢を通さず直接的にも出生率に影響を与えており、住宅の広さが子供の数に関係することは否定できない。

また、妻の結婚年齢が出生率に対してもっとも大きな影響を与えていることから、妻・夫の結婚年齢について分析が行われている。その結果、まず、妻の結婚年齢については、有意な説明変数は、説明力の強い順に、妻の出生地（首都圏か否か）、結婚時の住宅の広さ

15) 詳しくは前掲（注13）の廣嶋1988、1994年2月を参照されたい。

16) 詳しくは前掲（注13）の廣嶋1994を参照されたい。

(一人あたり畳数)、妻の就業歴、妻の学歴（就学年数）であり、つまり、出生地が首都圏外で、結婚時の住宅が広く、就業を継続し、高学歴であるほど、妻の結婚年齢は高い。一方、夫の結婚年齢については、有意な説明変数は、説明力の強い順に、結婚時の住宅の広さ、週あたり勤務日数が7日、結婚時給与住宅、結婚時持家非一戸建て、妻の出生地であり、すなわち、結婚時の住宅が広く、長時間労働で、給与住宅以外、分譲マンションに居住し、妻が首都圏外出生者ほど、夫の結婚年齢は高い。ここでは、結婚時の住宅の広さは、妻と夫に共通する変数であり、住宅の広さを確保するという基本的な条件が、男女とも結婚を遅らせる要因となっていることがうかがえる。

Ⅲ 家族形態と住宅状況

1. 国勢調査からみた家族形態と住宅の状況

(1) データの概要

「平成七年 国勢調査報告 13東京都」より、20～44歳を対象に家族構成と住宅との関係について考察する。分析は、夫婦の子供の有無を中心に、結婚と係わりが強いと考えられる単独世帯も視野にいれて行う。以降、「子供なし夫婦世帯」とは、夫婦のみ、夫婦と両親、夫婦と片親、夫婦と他の親族、夫婦と親と他の親族のいずれかからなる世帯を示すものとし、「子供あり夫婦世帯」とは、夫婦と子供、男親と子供、女親と子供、夫婦と子供と両親、夫婦と子供と片親、夫婦と子供と他の親族、夫婦と子供と親と他の親族のいずれかからなる世帯を示すものとする。また、簡便のため、公団・公社の借家を「公団借家」と表わす。

(2) 特別区部の家族構成と住宅の動向

1) 年齢と家族構成

東京都特別区部について、全体的な家族構成の動向をみるために、年齢別家族構成を表わしたものが表1である。20～24歳では、単独世帯が88.7%を占め、25～29歳においても68.1%と大半が単独世帯である。30～34歳において、単独世帯と子供あり夫婦世帯がほぼ拮抗し、35歳以上では子供あり夫婦が過半数以上を占めるようになっている。「DINK

表1 東京都特別区部の年齢別家族構成

年齢	(%)						総数
	単独世帯	子供なし夫婦	うち親同居	子供あり夫婦	うち親同居	その他の世帯	
20～24	88.7	2.6	0.8	2.7	1.4	6.0	100.0
25～29	68.1	13.8	0.9	13.1	1.9	5.1	100.0
30～34	46.5	17.6	1.5	33.3	3.0	2.6	100.0
35～39	33.9	12.8	3.1	51.6	5.0	1.7	100.0
40～44	29.3	9.5	5.4	59.4	7.7	1.8	100.0
計	52.6	11.5	0.3	32.4	1.7	3.4	100.0

子供なし夫婦うち親同居 = 各年齢・子供なし夫婦かつ親同居世帯数 / 各年齢・子供なし夫婦世帯数

子供あり夫婦うち親同居 = 各年齢・子供あり夫婦かつ親同居世帯数 / 各年齢・子供あり夫婦世帯数

S」として話題になった子供なし夫婦世帯は、もっともシェアの高い30～34歳において17.6%であり、年齢階級計では、11.5%と1割強である。子供なし夫婦と子供あり夫婦について、親との同居比率をみると、全ての年齢階級において、子供あり夫婦の方が同居比率が高い。

2) 年齢別、家族構成と住宅の種類

表2は、年齢別、家族構成別に住宅の種類をみたものである。まず、単独世帯について

表2 東京都特別区部の年齢別家族構成別住宅の種類

年齢	住宅の種類	(%)						総数
		単独世帯	子供なし夫婦	うち親同居	子供あり夫婦	うち親同居	その他の世帯	
20～24		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	1.5	5.4	38.3	8.1	33.7	7.5	2.1
	公営借家	0.1	1.2	10.6	4.1	3.3	0.9	0.3
	公団借家	0.3	1.7	2.1	1.8	3.3	1.0	0.4
	民営借家	87.3	81.1	44.7	75.4	54.3	88.5	86.9
	給与住宅	8.4	9.2	4.3	7.4	3.3	1.4	8.0
	間借り	2.4	1.5	0.0	3.2	2.2	0.8	2.3
25～29		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	2.6	9.8	47.1	14.4	49.9	10.5	5.5
	公営借家	0.2	1.0	3.5	4.5	6.7	0.9	0.9
	公団借家	0.7	2.7	4.4	3.0	5.6	2.4	1.4
	民営借家	85.2	69.7	40.1	62.5	34.0	83.8	80.0
	給与住宅	9.2	15.3	4.4	12.7	2.9	1.7	10.1
	間借り	2.0	1.4	0.6	2.8	1.0	0.7	2.0
30～34		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	5.1	16.7	60.3	24.4	70.1	15.2	13.9
	公営借家	0.4	0.8	3.8	4.3	5.4	1.8	1.8
	公団借家	1.5	2.9	3.6	3.4	2.6	3.7	2.5
	民営借家	85.6	63.6	28.9	48.4	18.1	77.0	69.1
	給与住宅	5.7	14.4	3.1	16.5	3.3	1.6	10.7
	間借り	1.7	1.6	0.3	2.9	0.5	0.7	2.1
35～39		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	9.2	26.3	68.3	36.5	79.7	24.1	25.7
	公営借家	0.6	1.1	2.4	4.5	3.5	3.8	2.7
	公団借家	2.5	3.8	4.5	4.1	2.2	5.0	3.5
	民営借家	81.6	57.0	21.4	38.0	11.9	64.6	55.7
	給与住宅	4.3	10.2	3.4	14.3	2.4	1.8	10.2
	間借り	1.7	1.6	0.0	2.7	0.2	0.6	2.2
40～44		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	13.2	34.3	73.1	47.4	85.5	34.2	35.9
	公営借家	1.1	1.8	3.8	5.7	3.3	4.8	3.9
	公団借家	3.4	5.2	3.8	4.9	1.7	5.7	4.5
	民営借家	76.0	50.7	16.4	29.2	7.2	52.4	45.3
	給与住宅	4.7	6.6	2.8	10.7	2.1	2.2	8.4
	間借り	1.7	1.3	0.0	2.1	0.1	0.6	1.9
計		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	4.8	19.5	66.1	35.6	80.6	14.2	16.8
	公営借家	0.4	1.1	3.5	4.9	3.7	1.7	2.0
	公団借家	1.3	3.4	4.0	4.1	2.1	2.8	2.5
	民営借家	84.4	62.3	23.1	39.6	11.0	78.9	67.1
	給与住宅	7.2	12.2	3.2	13.2	2.4	1.7	9.5
	間借り	2.0	1.5	0.1	2.5	0.2	0.7	2.1

は、全ての年齢を通じて民間借家の比率は70%以上となっているが、年齢が高くなるにつれて持家比率が増え、40～44歳で13.2%となっている。子供なし夫婦では、民間借家比率が高く、全ての年齢を通じて民間借家比率が50%以上となっている。しかし、親との同居を取り出してみると、20～24歳においては民間借家比率が高いものの25歳以上では持家比率がもっとも高くなっている。子供あり夫婦では、20～24歳では、民間借家比率が75.4%と高いものの、年齢があがるにつれ、持家比率が上昇し、40～44歳では持家比率が47.4%ともっとも高くなり逆転現象がおきる。親との同居を取り出してみると、20～24歳では民間借家が54.3%ともっとも高いものの、25～29歳で持家比率が49.9%ともっとも高くなり、さらに年齢があがるにつれ持家比率は上昇し、40～45歳においては85.5%が持家となる。

(3) 東京都市町村部の家族構成と住宅の動向

1) 年齢と家族構成

東京都市町村部について、全体的な家族構成の動向をみるために、年齢別家族構成を示したものが表3である。20～24歳では、単独世帯が88.8%を占めているが、25～29歳では57.3%、30～34歳では33.8%と年齢があがるにつれ急速に減少し、40～44歳では17.8%を占めるにとどまっている。一方、20～24歳では、3.6%を占めるにすぎない子供あり夫婦世帯が、年齢があがるにつれ急速に増加し、30～34歳では45.0%ともっとも高いシェアを占めるようになり、40～45歳では、72.9%を占める。子供なし夫婦世帯は30～34歳で19.5%ともっとも高くなるが、全年齢階級の平均で12.1%と1割強である。また、子供なし夫婦と子供あり夫婦について、親との同居比率をみると、全ての年齢階級において、子供あり夫婦の方が同居比率が高い。

2) 年齢別、家族構成と住宅の種類

表4は、年齢別、家族構成別に住宅の種類をみたものである。まず、単独世帯については、民間借家比率が高く、全ての年齢階級で70%以上となっているが、年齢が高くなるにつれて持家比率が増え、40～44歳では持家比率14.4%となっている。子供なし夫婦では、20～24歳で民間借家比率が78.1%と非常に高いが、年齢が高くなるにつれて減少し、40～45歳では、民間借家比率40.5%に対して持家比率が41.2%と拮抗している。親との同居を取り出してみると、20～24歳では民間借家が48.5%と高いシェアを占めているものの、25～

表3 東京都市町村部の年齢別家族構成

年齢	(%)						総数
	単独世帯	子供なし夫婦	うち親同居	子供あり夫婦	うち親同居	その他の世帯	
20～24	88.8	2.9	1.0	3.6	1.4	4.8	100.0
25～29	57.3	18.6	0.9	20.2	1.8	3.8	100.0
30～34	33.8	19.5	1.7	45.0	3.0	1.7	100.0
35～39	22.4	11.9	3.5	64.6	5.6	1.1	100.0
40～44	17.8	8.0	6.7	72.9	8.0	1.3	100.0
計	43.5	12.1	0.3	41.9	2.3	2.5	100.0

子供なし夫婦うち親同居 = 各年齢・子供なし夫婦かつ親同居世帯数 / 各年齢・子供なし夫婦世帯数

子供あり夫婦うち親同居 = 各年齢・子供あり夫婦かつ親同居世帯数 / 各年齢・子供あり夫婦世帯数

表4 東京都市町村部の年齢別家族構成別住宅の種類

(%)

年齢	住宅の種類	単独世帯	子供なし 夫婦	うち 親同居	子供あり 夫婦	うち 親同居	その他 の世帯	総数
20～24		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	0.7	4.1	39.4	6.4	26.3	7.0	1.3
	公営借家	0.2	2.3	3.0	7.7	10.5	0.8	0.5
	公団借家	0.4	6.3	9.1	5.7	5.3	3.3	0.9
	民営借家	90.9	78.1	48.5	71.2	56.1	87.2	89.7
	給与住宅 間借り	6.1	8.1	0.0	6.1	1.8	1.1	5.9
25～29		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	2.0	8.2	53.1	12.3	55.2	11.7	5.6
	公営借家	0.4	1.9	6.2	8.0	6.2	1.5	2.2
	公団借家	1.8	6.1	5.1	6.6	4.6	10.2	3.9
	民営借家	81.6	67.0	32.8	59.6	30.9	74.5	74.1
	給与住宅 間借り	12.6	15.7	2.8	11.3	2.4	1.7	12.5
30～34		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	4.9	16.7	61.7	24.4	74.5	18.4	16.2
	公営借家	0.7	1.5	4.8	6.7	4.6	2.9	3.6
	公団借家	3.0	6.2	4.6	7.0	3.6	12.5	5.6
	民営借家	83.3	59.0	26.0	44.7	14.7	64.2	60.9
	給与住宅 間借り	6.8	15.5	2.9	15.1	2.5	1.6	12.1
35～39		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	9.9	29.2	71.6	40.0	82.6	27.1	31.8
	公営借家	1.0	1.7	4.3	6.3	3.6	6.0	4.6
	公団借家	4.3	6.3	4.8	7.4	2.4	11.3	6.6
	民営借家	78.9	50.9	17.3	32.0	9.1	53.7	45.0
	給与住宅 間借り	4.6	10.7	1.9	12.4	2.2	1.6	10.3
40～44		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	14.4	41.2	80.1	53.6	87.4	42.1	45.5
	公営借家	1.6	2.6	3.4	6.2	3.2	7.3	5.1
	公団借家	6.1	8.6	3.5	8.2	2.1	9.3	7.9
	民営借家	71.6	40.5	11.1	22.5	6.2	39.4	32.9
	給与住宅 間借り	4.8	5.9	1.9	8.2	1.1	1.6	7.3
計		100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
	持ち家	3.8	19.5	70.1	38.5	83.1	15.4	20.5
	公営借家	0.5	1.9	4.2	6.5	3.6	2.4	3.2
	公団借家	2.0	6.5	4.4	7.5	2.5	7.9	5.0
	民営借家	84.5	58.1	19.1	34.5	9.1	72.3	60.0
	給与住宅 間借り	7.6	12.9	2.2	11.2	1.6	1.4	9.6

29歳以上では持家比率のシェアがもっとも高くなっている。子供あり夫婦では、20～24歳では、民営借家比率が71.2%と高いものの、年齢があがるにつれ、持家比率が上昇し、35～39歳以上では持家比率がもっとも高くなっている。親との同居を取り出してみると、20～24歳では民営借家が56.1%ともっとも高いものの、25歳以上では、持家比率がもっとも高くなっている。

(4) 東京都特別区部と市町村部の家族構成と住宅動向の比較

各年齢階級の世帯数を分母とし、家族構成と住宅の種類別の世帯比率を計算し、特別区部から市町村部の差をとったものが表5である。まず、年齢階級計をみると、特別区部で

表5 年齢別家族構成別住宅の種類（東京都区部－東京都市町村部） (%)

年齢	住宅の種類	単独世帯	子供なし 夫婦	うち 親同居	子供あり 夫婦	うち 親同居	その他 の世帯	総数
20～24		-0.1	-0.3	-0.2	-0.8	0.0	1.2	0.0
	持ち家	0.6	0.0	-0.1	0.0	0.1	0.1	0.8
	公営借家	0.0	0.0	0.1	-0.2	-0.1	0.0	-0.2
	公団借家	-0.1	-0.1	-0.1	-0.2	0.0	-0.1	-0.5
	民営借家	-3.3	-0.2	-0.1	-0.5	0.0	1.1	-2.8
	給与住宅 間借り	2.0 0.7	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	2.0 0.7
25～29		10.8	-4.8	0.0	-7.2	0.1	1.2	0.0
	持ち家	0.6	-0.2	0.0	-0.6	-0.1	0.1	-0.1
	公営借家	-0.1	-0.2	0.0	-1.0	0.0	0.0	-1.3
	公団借家	-0.5	-0.8	0.0	-1.0	0.0	-0.3	-2.5
	民営借家	11.3	-2.8	0.1	-3.9	0.1	1.4	5.9
	給与住宅 間借り	-1.0 0.5	-0.8 0.0	0.0 0.0	-0.6 -0.1	0.0 0.0	0.0 0.0	-2.4 0.4
30～34		12.7	-2.0	-0.2	-11.7	0.0	0.9	0.0
	持ち家	0.7	-0.3	-0.1	-2.8	-0.2	0.1	-2.4
	公営借家	-0.1	-0.2	0.0	-1.6	0.0	0.0	-1.8
	公団借家	-0.3	-0.7	0.0	-2.0	0.0	-0.1	-3.1
	民営借家	11.6	-0.4	0.0	-4.0	0.1	0.9	8.2
	給与住宅 間借り	0.3 0.4	-0.5 0.1	0.0 0.0	-1.3 0.0	0.0 0.0	0.0 0.0	-1.4 0.5
35～39		11.5	0.9	-0.3	-13.0	-0.6	0.6	0.0
	持ち家	0.9	-0.1	-0.4	-7.0	-0.6	0.1	-6.1
	公営借家	0.0	-0.1	-0.1	-1.8	0.0	0.0	-1.9
	公団借家	-0.1	-0.3	0.0	-2.7	0.0	0.0	-3.1
	民営借家	10.0	1.2	0.1	-1.0	0.1	0.5	10.7
	給与住宅 間借り	0.4 0.3	0.0 0.1	0.0 0.0	-0.7 0.2	0.0 0.0	0.0 0.0	-0.2 0.5
40～44		11.5	1.5	-1.3	-13.5	-0.3	0.5	0.0
	持ち家	1.3	0.0	-1.4	-10.9	-0.4	0.1	-9.6
	公営借家	0.0	0.0	0.0	-1.2	0.0	0.0	-1.2
	公団借家	-0.1	-0.2	0.0	-3.1	0.0	0.0	-3.4
	民営借家	9.5	1.6	0.1	0.9	0.1	0.4	12.4
	給与住宅 間借り	0.5 0.2	0.1 0.0	0.0 0.0	0.4 0.3	0.1 0.0	0.0 0.0	1.1 0.6
計		9.1	-0.6	-0.1	-9.4	-0.2	0.9	0.0
	持ち家	0.8	-0.1	-0.2	-4.6	-0.3	0.1	-3.7
	公営借家	0.0	-0.1	0.0	-1.1	0.0	0.0	-1.3
	公団借家	-0.2	-0.4	0.0	-1.8	0.0	-0.1	-2.5
	民営借家	7.7	0.1	0.1	-1.6	0.1	0.9	7.1
	給与住宅 間借り	0.5 0.4	-0.2 0.0	0.0 0.0	-0.4 0.1	0.0 0.0	0.0 0.0	-0.1 0.5

子供なし夫婦うち親同居＝各年齢・子供なし夫婦かつ親同居世帯数／各年齢・子供なし夫婦世帯数
 子供あり夫婦うち親同居＝各年齢・子供あり夫婦かつ親同居世帯数／各年齢・子供あり夫婦世帯数

単独世帯比率が高く、子供あり夫婦世帯比率が低く、特に、民営借家の単独世帯比率が高く、持家の子供あり夫婦世帯比率が低い。年齢階級別にみると、35～39歳、40～44歳において、特別区部の民営借家比率が高く、その中でも特に単独世帯の民営借家比率が高くなっている。その他、市町村部と比べて40～44歳の子供あり夫婦世帯の持家比率が低いことが特徴的である。

(5) 住宅の種類と子供の有無との関係

ここまででみてきたように、年齢、住宅の種類、家族構成、地域の間には関連性があるように見える。そこで、特に子供を持つ、持たないに着目し、子供を持つ確率が年齢にのみ依存していると仮定した推計によって考察を行う。

1) 推計の手順

東京都の年齢別世帯数ならびに子供あり夫婦世帯数から、表6に示す年齢別子供あり比率を得る。各年齢別、住宅の種類別の世帯総数に、各年齢別の子供あり比率を乗じて子供あり夫婦世帯数を推計する。推計は東京都特別区部、市町村部それぞれについて行った。

2) 特別区部の推計結果

特別区部における推計結果を表7に示す。特別区部においては、持家、公営借家、公団借家、間借りにおいては、全ての年齢階級で誤差率がマイナスと、実際よりも低く予測する傾向にあり、これらの住宅の種類では、東京都の年齢階級別よりも子供あり世帯比率が高い。反対に、民営借家においては、全ての年齢階級で誤差率がプラスと、実際よりも高く予測する傾向にあり、民営借家では、東京都の年齢階級別よりも子供あり世帯比率が低いといえる。

また、持家と間借りでは、誤差率のピークは30～34歳であるが、公営借家と公団借家は25～29歳に、給与住宅は35～39歳に誤差率のピークがある。

3) 市町村部の推計結果

市町村部における推計結果を表8に示す。市町村部について、持家、公営借家、公団借家、間借りにおいては、特別区部と同様に、全ての年齢階級で誤差率がマイナスと、実際よりも低く予測する傾向にあり、これらの住宅の種類では、東京都の年齢階級別よりも子供あり世帯比率が高い。また、民営借家においては、25～29歳を除く年齢階級で誤差率がプラスと、実際よりも高く予測する傾向にあり、民営借家では、東京都の年齢階級別よりも子供あり世帯比率が低いといえる。誤差率のピークをみると、持家、間借、民営借家、給与住宅において、特別区と同じ年齢階級にピークがみられ、住宅の種類によって子供あり世帯比率が特に高くなる年代に差があると考えられる。

さらに、市町村部の誤差率と特別区部の誤差率を比較してみると、全ての年齢階級、住宅の種類において、市町村部の誤差率の方がマイナスに大きくなっており、市町村部の方が子供あり世帯比率が高いことがわかる。

4) 結果の考察

これらの結果から、子供あり世帯比率は、年齢階級だけでなく、住宅の種類や地域によっても差がみられることがわかった。住宅の種類では、民営借家において子供あり世帯比率

表6 東京都の年齢別子供あり比率

年齢	夫婦 (子供あり)	総数	子供あり 比率(%)
20～24	10,808	358,168	3.0
25～29	60,549	402,454	15.0
30～34	153,061	415,869	36.8
35～39	204,374	368,136	55.5
40～44	260,427	409,181	63.6

表7 東京都特別区部の推計結果

年齢	住宅の種類	単独世帯 a	子供あり 比率(%) b	予測値 a×b	実際値	誤差	誤差率 (%)
20～24	計	241,010			6,611		
	持ち家	5,075	3.0	153	535	-382	-7.5
	公営借家	765	3.0	23	273	-250	-32.7
	公団借家	955	3.0	29	122	-93	-9.8
	民営借家	209,387	3.0	6,318	4,982	1,336	0.6
	給与住宅	19,243	3.0	581	489	92	0.5
	間借り	5,585	3.0	169	210	-41	-0.7
25～29	計	290,944			37,969		
	持ち家	16,118	15.0	2,425	5,483	-3,058	-19.0
	公営借家	2,731	15.0	411	1,720	-1,309	-47.9
	公団借家	4,000	15.0	602	1,130	-528	-13.2
	民営借家	232,895	15.0	35,039	23,739	11,300	4.9
	給与住宅	29,413	15.0	4,425	4,830	-405	-1.4
	間借り	5,787	15.0	871	1,067	-196	-3.4
30～34	計	292,543			97,546		
	持ち家	40,551	36.8	14,925	23,844	-8,919	-22.0
	公営借家	5,284	36.8	1,945	4,220	-2,275	-43.1
	公団借家	7,173	36.8	2,640	3,342	-702	-9.8
	民営借家	202,183	36.8	74,414	47,229	27,185	13.4
	給与住宅	31,315	36.8	11,526	16,096	-4,570	-14.6
	間借り	6,037	36.8	2,222	2,815	-593	-9.8
35～39	計	256,480			132,261		
	持ち家	65,978	55.5	36,628	48,240	-11,612	-17.6
	公営借家	6,955	55.5	3,861	5,895	-2,034	-29.2
	公団借家	9,069	55.5	5,035	5,403	-368	-4.1
	民営借家	142,787	55.5	79,269	50,244	29,025	20.3
	給与住宅	26,092	55.5	14,485	18,901	-4,416	-16.9
	間借り	5,599	55.5	3,108	3,578	-470	-8.4
40～44	計	281,566			167,377		
	持ち家	101,088	63.6	64,338	79,340	-15,002	-14.8
	公営借家	11,121	63.6	7,078	9,491	-2,413	-21.7
	公団借家	12,718	63.6	8,094	8,222	-128	-1.0
	民営借家	127,672	63.6	81,258	48,823	32,435	25.4
	給与住宅	23,679	63.6	15,071	17,975	-2,904	-12.3
	間借り	5,288	63.6	3,366	3,526	-160	-3.0

誤差 = 予測 - 実測

誤差率 = 誤差 / 年齢計

表8 東京都市町村部の推計結果

年齢	住宅の種類	単独世帯 a	子供あり 比率(%) b	予測値 a×b	実際値	誤差	誤差率 (%)	誤差率差 (%)
20～24	計	117,158			4,197			
	持ち家	1,574	3.0	47	268	-221	-14.0	-6.5
	公営借家	624	3.0	19	322	-303	-48.6	-15.9
	公団借家	1,074	3.0	32	240	-208	-19.3	-9.6
	民営借家	105,048	3.0	3,170	2,987	183	0.2	-0.5
	給与住宅	6,954	3.0	210	255	-45	-0.6	-1.1
	間借り	1,884	3.0	57	125	-68	-3.6	-2.9
25～29	計	111,510			22,580			0.0
	持ち家	6,278	15.0	945	2,769	-1,824	-29.1	-10.1
	公営借家	2,499	15.0	376	1,801	-1,425	-57.0	-9.1
	公団借家	4,332	15.0	652	1,497	-845	-19.5	-6.3
	民営借家	82,678	15.0	12,439	13,463	-1,024	-1.2	-6.1
	給与住宅	13,961	15.0	2,100	2,549	-449	-3.2	-1.8
	間借り	1,762	15.0	265	501	-236	-13.4	-10.0
30～34	計	123,326			55,515			0.0
	持ち家	20,026	36.8	7,371	13,549	-6,178	-30.9	-8.9
	公営借家	4,407	36.8	1,622	3,699	-2,077	-47.1	-4.1
	公団借家	6,876	36.8	2,531	3,873	-1,342	-19.5	-9.7
	民営借家	75,065	36.8	27,628	24,834	2,794	3.7	-9.7
	給与住宅	14,975	36.8	5,512	8,404	-2,892	-19.3	-4.7
	間借り	1,977	36.8	728	1,156	-428	-21.7	-11.8
35～39	計	111,656			72,113			0.0
	持ち家	35,511	55.5	19,714	28,838	-9,124	-25.7	-8.1
	公営借家	5,110	55.5	2,837	4,555	-1,718	-33.6	-4.4
	公団借家	7,383	55.5	4,099	5,338	-1,239	-16.8	-12.7
	民営借家	50,207	55.5	27,873	23,043	4,830	9.6	-10.7
	給与住宅	11,546	55.5	6,410	8,962	-2,552	-22.1	-5.2
	間借り	1,899	55.5	1,054	1,377	-323	-17.0	-8.6
40～44	計	127,615			93,050			0.0
	持ち家	58,025	63.6	36,931	49,861	-12,930	-22.3	-7.4
	公営借家	6,514	63.6	4,146	5,772	-1,626	-25.0	-3.3
	公団借家	10,083	63.6	6,417	7,673	-1,256	-12.5	-11.4
	民営借家	41,997	63.6	26,729	20,946	5,783	13.8	-11.6
	給与住宅	9,304	63.6	5,922	7,587	-1,665	-17.9	-5.6
	間借り	1,692	63.6	1,077	1,211	-134	-7.9	-4.9

誤差 = 予測 - 実測

誤差率 = 誤差 / 年齢計

誤差率差 = 市町村部誤差率 - 特別区部誤差率

が低くなる傾向にあるほか、住宅の種類によって子供あり世帯比率が特に高くなる年齢に差があることがわかった。地域については、特別区部よりも市町村部の方が子供あり世帯比率が高い傾向にある。

本分析だけでは、これらの違いが住宅のどのような属性に基づくものかが明らかではないため、今後、住宅の種類によって、居住面積や居室数、交通利便性、取得コストなどに差がみられるのか、また、その差が子供の有無にどのような影響をもたらしているのかについて詳細な分析をする必要がある。また、地域による差についても、住宅の種類の分布

の差か、同一の住宅の種類においても地域によって居住面積や居住室数のような「質」に差があるのか、供給状況や賃料の差が要因となっているのかなどについて、より詳細な分析を行う必要がある。

2. 住宅統計調査からみた家族形態と住宅の状況

(1) データの概要

ここでは、住宅統計調査を用いて行った分析の結果について報告する。使用したデータは住宅・都市整備公団による昭和63年の住宅統計調査の特別集計結果を再整理したもので、首都圏のおおむね70km圏の地域について、世帯主（正確には世帯の主な働き手）の年齢階級別、家族型別に居住状況を示す各種指標との間のクロス表の分析を行っている。本章で分析の対象としたのは、このうち世帯主年齢が20代～39歳までの世帯で、家族型は「単身」「夫婦のみ」「夫婦+6歳未満」「夫婦+長子6～17歳・子供1人」「夫婦+長子6～17歳・子供2人」「夫婦+長子6～17歳・子供3人」の世帯である。1時点のみのクロスセクションのデータであるので時系列的な分析は不可能であるが、同一の世帯主年齢階層のなかでの「未婚世帯」と「既婚世帯」、「子供のいる世帯」と「子供のいない世帯」、「子供数が1人の世帯」と「子供数が2人以上の世帯」の居住状況を比較することで、結婚・出産行動と居住状況との関連性に関する基礎的な知見を得ることを目的としている。

(2) 分析の結果

1) 20歳代の世帯

20歳代の世帯では63%が単身、12%が夫婦のみ、13%が夫婦と子供からなる世帯であり夫婦と子供からなる世帯のほとんどは夫婦と6歳未満の世帯である。居住状況関連の指標のうち、家族型によって明確な差があるのは「居住地域の距離帯」「最寄りの交通機関までの距離」「通勤時間」という立地関連指標、「住宅型」「家賃」という住宅経済関連指標、「前住宅」「前住地」という住居移動関連指標である。

立地関連指標のうち「居住地域の距離帯」「最寄りの交通機関までの距離」は、未婚（単身世帯）が最も都心に近く、利便性も良い地域に居住し、結婚（夫婦のみ世帯）、出産（夫婦と子供からなる世帯）につれてしだいに郊外部の、駅からも遠距離の地域に居住することになることを示しているが、平均通勤時間は、単身→夫婦と子供→夫婦のみ世帯の順で夫婦と子供からなる世帯の平均通勤時間は夫婦のみ世帯よりも少なくなっている。これから、20歳代で出産するという通常のライフコースからするとやや早めの出産行動をとる世帯は、比較的郊外部で地場的な産業に従事する世帯の割合が多いのではないかと推察される。一方、住宅経済関連指標のうち「住宅型」をみると、単身→夫婦のみ→夫婦と子供の世帯の順で持家率は上昇しており、特に一戸建持家の割合の差異がめだっている。また、平均家賃は通勤時間の場合と同様、単身→夫婦と子供→夫婦のみ世帯の順となっている。これから、「家賃の高さが出産行動に影響している」という推論も可能であるが、他の指標も考慮して考えると20歳代の世帯の場合は、住宅経済的な要因が出産行動に直接的な影響を与えているというよりは地域的・従業構造的要因の規定力の方が強いのではないかと

と推察される。移動関連指標では、世帯の独立にともなう移動と考えられる親族の家からの移動の割合が単身→夫婦のみ→夫婦と子供の順で少なくなるのは当然としても、自市区町村内での移動の割合は単身→夫婦のみ→夫婦と子供の順で増加しており、「より良い居住状況を求めての郊外部への移動→出産」という行動パターンはこの年代では支配的ではないようである。

2) 30～34歳の世帯

家族型は、26%が単身、14%が夫婦のみ、32%が夫婦と6歳未満、2%が夫婦と長子6～17歳・1人、10%が夫婦と長子6～17歳・2人、4%が夫婦と長子6～17歳・3人以上であり、子供を持つ世帯の多くは幼児を抱える世帯である。長子が6～17歳の世帯はすでに20歳代に出産を経験した世帯であるはずなので、6歳未満の幼児のいる世帯がこの年代で出産行動を行った世帯であると考えられる。以下では、単身、夫婦のみ、夫婦と6歳未満の世帯をそれぞれ未婚、結婚、出産を選択した世帯と考えて、居住状況を示す指標の差異を見ていくことにする。まず立地関連指標であるが「居住地域の距離帯」「最寄りの交通機関までの距離」は3つの世帯で明瞭な差が見られ、20歳代の世帯と同様、単身→夫婦のみ→夫婦と6歳未満の順で郊外化と局所的な遠隔化が進行している。しかし「通勤時間」については、単身と夫婦のみ、夫婦と6歳未満の間には差が見られるものの夫婦のみと夫婦と6歳未満の間にはあまり差が見られない。居住地域の距離帯が異なっているにも関わらず、通勤時間には差が見られないということは、20歳代の世帯の場合と同様、30代前半の世帯でも郊外部で地場的な産業に従事している世帯の方が出産行動をとりやすい傾向があることを示唆している。また、住宅経済的な指標に関しては「住宅型」「住宅規模」では単身→夫婦のみ→夫婦と6歳未満の順で持家率・住宅規模の上昇が見られる。平均家賃は夫婦のみ世帯が最も高く、単身世帯と夫婦と6歳未満の世帯は同程度である。夫婦と6歳未満の世帯の家賃の低さはこれらの世帯における給与住宅の割合の高さや居住地域の差異に影響されたものであろう。「原因」→「結果」的な推論を行うにはデータが充分ではないが、現象面での結果としては、出産を選択した世帯の居住状況は夫婦のみ世帯と比べると立地以外の指標に関してはより良好な状態にあることは確かであると言える。移動関連の指標では、親族の家との割合は夫婦のみ→単身→夫婦と6歳未満の順で低下しており、この年代での単身世帯の移転は世帯の独立を契機とするものよりも、単身となった後の自発的移転の方が主流である。また、前住地が自区町村内の割合は、単身→夫婦と6歳未満→夫婦のみの順で低下しており、居住地選択の自由度が最も大きいと思われる単身世帯の方が移転範囲は逆に狭くなっている。反面、夫婦のみ世帯の高さは結婚を契機とした移転の場合には比較的広い範囲から居住地域を選択する傾向があることを示していると言える。

以上より、30代前半の世帯の出産行動に関しては、居住状況との関連が深いことが示されたと言える。問題はこの関連性が「原因→結果」という形で把握できるかどうかでありこの点が今後の分析の課題となろう。

3) 35～39歳の世帯

家族型は、16%が単身、9%が夫婦のみ、16%が夫婦と6歳未満、6%が夫婦と長子6

～17歳・1人, 27%が夫婦と長子6～17歳・2人, 9%が夫婦と長子6～17歳・3人以上である。夫婦と6歳未満の世帯はこの年代ではじめて出産を選択した世帯であり, 大半は結婚時期が30代後半の世帯であると思われるが, 以前に結婚していてこの年代になって初めて出産を選択した世帯である可能性もある。この点を明確にするためには, 家族型の変化状況を把握するデータが必要であり, これも今後の分析の課題である。一方, 長子が6～17歳の世帯は30代前半までに出産を経験した世帯であり, 一般的には子供数の違いは第1子のみで出産をやめた世帯, 標準的な世帯, 第3子以降も出産を継続した世帯と考えることができよう。

各世帯型について居住状況をあらわす指標を見ていくと, 立地関連指標の「居住地域の距離帯」「最寄りの交通機関までの距離」では, 「単身」「夫婦のみ」「夫婦と6歳未満, 夫婦と長子6～17歳・1人」「夫婦と長子6～17歳・2人以上」の4つに大別され, この順で居住地域の郊外化と局所的な遠隔化の進行が見られる。また「通勤時間」からは「単身」「夫婦のみ, 夫婦と6歳未満, 夫婦と長子6～17歳・1人」「夫婦と長子6～17歳・2人以上」の3つに大別され, 通勤時間が長い世帯の割合はこの順で長くなる。あえて「原因→結果」的な解釈を行うと「通勤時間が短いことを要求されるような世帯では, 出産行動は制約を受ける」という仮説も成り立つ可能性もある。一方, 住宅経済的な指標について見ると「住宅型」からは世帯型は通勤時間の場合と同様, 「単身」「夫婦のみ, 夫婦と6歳未満, 夫婦と長子6～17歳・1人」「夫婦と長子6～17歳・2人以上」の3つに大別され, 持家率はこの順で上昇するが, 持家の中でも共同建持家(いわゆるマンション)の割合は, 「夫婦のみ, 夫婦と6歳未満, 夫婦と長子6～17歳・1人」で最も多くなっている。「住宅規模」の面からの分類では「単身」「夫婦のみ」「夫婦と6歳未満, 夫婦と長子6～17歳・1人」「夫婦と長子6～17歳・2人以上」の4つとなり, この順で住宅規模は上昇する。30代前半の世帯と同様, 結果的には「2人以上の子供の出産を選択した世帯の立地以外の要因の居住状況は, 0もしくは1人のみの出産を選択した世帯よりも良好である。」ことは明白であると言えよう。移転関連指標では「前住宅」からは世帯型は「単身」「夫婦のみ, 夫婦と6歳未満」「夫婦と長子6～17歳・1人」「夫婦と長子6～17歳・2人以上」の4つに区分され, 親族の家, 民営借家の割合はこの順で低下していく。これから見ると「夫婦のみ」「夫婦と6歳未満」の世帯には, この年代で初めて結婚した世帯もかなり含まれているようである。「前住地」からは世帯型は「単身」「夫婦のみ」「夫婦と6歳未満」「夫婦と長子6～17歳・1人」「夫婦と長子6～17歳・2人以上」の5つに区分され, 自市区町村内の割合は「夫婦と6歳未満」が最も小さくこの両側にいくにしたがって高くなるという逆釣鐘型を示している。このことから, 30代後半の幼児を抱える世帯にはこの年代で結婚した世帯が多いのではないかとと思われる。

いずれにせよ, 出産に関しては第1子のみで出産行動を停止するか第2子以降も出産するかという選択と居住状況はかなり強い関連性を有していることは明らかである。しかし, 第2子で停止するか第3子以降も継続するかという選択には, 居住状況の差異はあまり影響していないようである。

(3) 今後の課題

以上の準備的な分析の結果からも明らかなように、同一の世帯主年齢の世帯であっても、結婚・出産行動の結果としての家族型と居住状況との間にはかなりの関連性が認められる。今後の分析では、この関連性をできるだけ「原因→結果」的な構造として明らかにすることが課題であり、このためには、家族型の変化（結婚・出産状況）のデータを居住状況の指標と関連させながら分析していくことが必要である。また、ライフスタイルの変化の影響を把握するためには数時点のデータを用いた時系列的な分析も必要であろう。

IV おわりに

本稿では、少子化現象と住宅事情との関連をさぐるための基礎研究として、既存文献の整理、国勢調査および住宅統計調査を用いた予備的分析結果を報告した。少子化現象そのものは各個人のライフコースの選択の結果であり、それはその人の各ライフステージにおける選択結果の積み上げの結果である。住宅に関連して、重要なライフステージの節目を考えてみると、(1)結婚（ないし実質的配偶関係）への転機、(2)第1子出産の決断、(3)第2子出産の決断、(4)第3子以降の出産の決断などがある。しかし、現在整備されている大量データの中で住宅事情も分析可能なデータは、クロスセクションデータであり、個人や世帯を時系列的に追ったものではない。そのため、世帯の状態とその住宅の関係を分析するという、やや間接的な接近法をとらざるをえない。

既存文献においては、上記の節目において住居費負担や住宅の広さなどが何らかの影響を与えている可能性が示唆されている。ただ、住宅が他の要因の代理指標になっている可能性もあり、因果関係を抽出することはこれからの課題となっている。

平成7年の国勢調査報告の東京都分をもとにした分析においては、子供あり夫婦について親との同居比率が高いこと、単独世帯、子供なし夫婦では民営借家率が高く、子供あり夫婦で持家率が高いことなど、子供の有無と家族構成もしくは住宅の状況との関連性を示唆する結果が得られた。特に民営借家では年令が上がるほど、他の住宅に比べて子供を持つ世帯の比率が非常に低くなっている。また昭和63年の住宅統計調査をもとにした分析では、20歳代の世帯では住宅経済的な要因よりも、地域的・従業構造的な要因の方が、出産行動に影響している可能性が示唆された。しかし、30歳代の世帯では、出産行動に関して居住状況との関連が深い可能性が示されている。

今後、複数年次の大量データを用いることによって、これらの分析から得られた因果関係的な仮説を検証していくことが今後の課題である。

家族政策及び労働政策が出生率及び人口に及ぼす影響に関する研究 その1

少子化対策は年金負担を軽減するか

麻 生 良 文*

I はじめに

この論文の目的は四つある。第一に、少子化・高齢化に関して通常議論されている問題を経済学的な観点から整理し、少子化・高齢化の問題とは、基本的には公的年金制度（および医療保険制度）が賦課方式で運営されているために生じる問題であることを指摘する。第二に、少子化対策の効果を議論する場合には、効果の大きさとその効果が表れるまでのタイム・ラグが重要となることを指摘する。そして、過去50年間の出生数減少の影響が21世紀前半に表れるため、出生率の回復策がある程度の効果をあげるのは21世紀半ばになることを明らかにする。第三に、賦課方式の年金制度が存在しなければ、少子化・高齢化自体は望ましい効果をもつことを明らかにする。第四に、賦課方式の年金制度のもとでは、出生数の回復は年金制度の「負担」をほとんど軽減しないことを明らかにする。したがって、少子化対策によって21世紀後半に人口構成の高齢化が食い止められたとしても、公的年金のもたらす「負担」は軽減されない。なお、シミュレーション分析によれば、賦課方式の年金制度廃止に伴う「二重の負担」は小さかった。以下では、2.において、高齢化・少子化に関して通常指摘される問題点を整理する。そして、3.では出生率の回復がその後の人口構成に与える影響を簡単なシミュレーション分析を通じて示す。4.では、ライフサイクル一般均衡モデルによるシミュレーション分析を行うことで、この論文の三番目、および四番目の論点を議論する。

II 少子化・高齢化の問題点

通常行われている議論によれば、人口の減少に伴うメリットとしては過密の解消があげられる。一方、デメリットの主なものは、1) 過疎化の進行、2) 労働力人口の減少、3) 労働力の高齢化（若年労働者の減少は新技術への対応能力を弱め、労働生産性にマイナスの影響を与える）、4) 貯蓄・投資の減少、5) 年金・医療負担の増加、6) 医療や介護サービスの人材の確保、などである。

まず、1) は、少子化の進展により、過疎化が深刻になる地域が増加するという指摘である。行政サービスには規模の経済が存在するため、過疎地域の市町村では住民に対する基

* 日本大学経済学部助教授

本的なサービスの供給が困難になるかもしれない。しかし、そもそも過疎化の進行は人々の移動が基本的な原因であり、出生率の回復で解決すべき問題ではない。市町村の合併や、過疎対策によって解決すべき問題である。こうした対策が効果を発揮すれば、少子化は過密の解消という望ましい効果を持つと考えるべきである。2) は、労働力人口の減少が経済成長の制約になるという議論である。まず注意すべきは、個々人の厚生を決めるのはGDPではなく、一人当たりの所得である。将来、労働力人口の減少に伴いGDPが減少するかもしれないが、その場合でも、一人当たり所得が増加すれば問題は生じない¹⁾。さらに言えば、高齢化社会における労働力人口の減少は成長の制約ではなく、本論文ではメリットとして分析される。労働力人口の減少は、資本に比べ労働を相対的に希少にする。これは賃金率を高め、労働者一人あたりの生涯所得を増加させる効果を持つからである。3) の指摘は、その懸念はあるものの、影響の大きさについては何とも言えない。そして、これを根拠に出生率の上昇を目的とする具体的な政策の設計は困難であろう。4) については、高齢化社会において貯蓄や投資の減少はあるものの、過去に蓄積した資本の存在によって国民の生活は豊かになる可能性を指摘したい。この点は後で行われるシミュレーション分析によって示そう。もっとも、新規投資に新しい技術が体化する可能性を考慮するとこの主張は多少弱められる。

しかし、5) の問題は重要である。賦課方式を前提にすると、高齢化の進展は、租税・保険料負担を上昇させる。税（保険料）率の上昇によって資源配分上の損失が増加する。また、賦課方式であるために資本蓄積が阻害される（この資本蓄積阻害効果の大きさについては、後のシミュレーション分析において報告する）。なお、少子化が問題になるのは年金や医療制度が賦課方式で運営されているからである。積立方式であれば、人口の変動がある世代の負担と給付の関係を変化させたりすることはない。また、資本蓄積を阻害したり、資源配分を攪乱したりすることもない。

最後の6) の問題も重要である。高齢化が進むと、医療サービスの需要は供給に比較して相対的に増加するだろう。例えば、65歳以上人口と20歳から64歳人口の比率は現在0.42であるが、2030年頃には0.71と70%程度増加する（中位推計の場合）。したがって、医療・介護サービスに関しては、潜在的供給者一人当たりの需要が2030年までに70%増加するだろう。こうしたサービスに対する需要の価格弾力性は小さいと考えられるから、医療・介護サービス1単位あたりの価格がどう変化するかは供給の価格弾力性に依存する。供給の短期弾力性は長期弾力性よりも小さいから、短期的にはこうしたサービス1単位あたりの価格が上昇することが予想される。単なる所得移転である年金とはこの点が異なる。なお、医療・介護サービスに関しては、供給者の地域的偏在（需要1単位あたり供給量の地域間格差）の問題が将来深刻になる可能性がある。この場合、全てを価格メカニズムのみに任せると、所得分配上深刻な問題が発生するかもしれない。

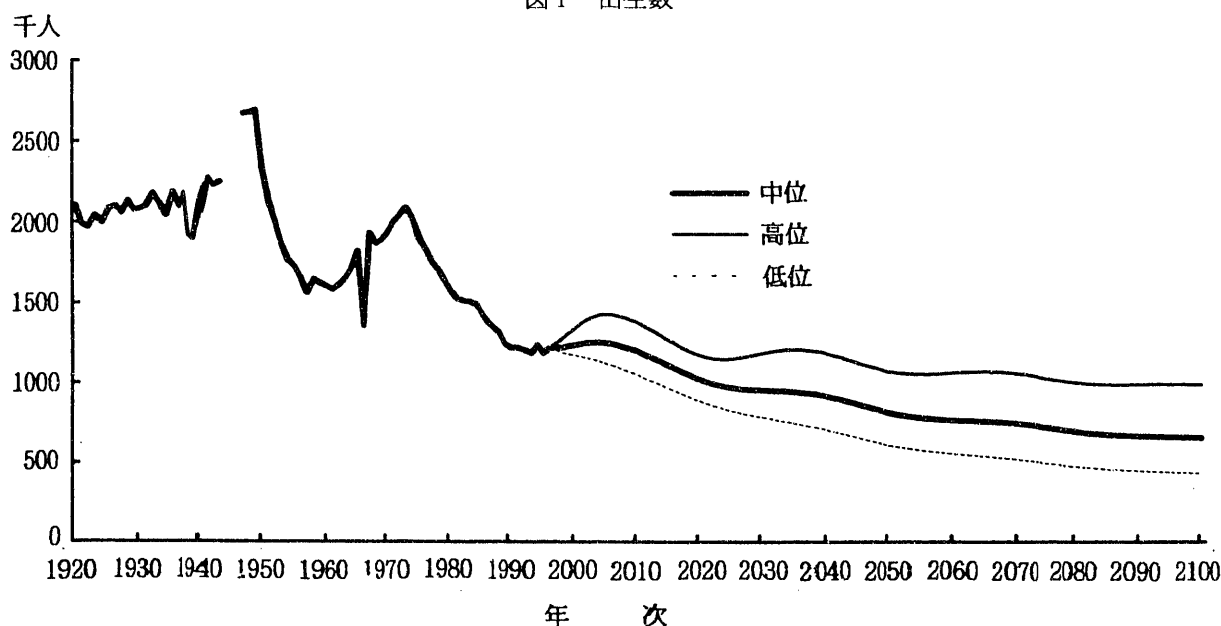
1) 公共財供給の一人当たり費用は人口の増加に伴い減少するので、公共財の存在を考慮すると、一人当たり所得ではなくGDPが重要な場合もある。例えば、総人口が減少することによって、国民一人当たりの国防費負担が増えるかもしれない。

以上の議論からわかるように、高齢化・少子化社会における問題点で重要なものは、第一に賦課方式の年金・医療制度の存在、第二に、医療、介護サービスの人材確保の問題である。既に述べたように、後者の問題は前者の問題とやや異なる側面を有しているが（供給の価格弾力性の問題）、これを捨象して単純化して考えると、これらの問題で重要なのは将来時点における人口構成である。しかし、すぐ後で論じるが、この問題の解決に出生数の回復は有効ではない。第一に、出生率の上昇が人口の年齢構成に顕著な影響を与えるには時間がかかるからであり、第二に、過去50年間の出生数の影響が少なくとも21世紀前半の人口構成をかなりの程度まで決定しているからである。しかし、このことは、少子化対策全般を否定するものではない。近年の出生率の急激な低下が何らかの政策的、制度的な歪みによって生じたものであるならば、その歪みをなくすような政策がとられるべきであろう。この観点からは、保育サービス市場の整備は、それ自体に意味があるだろう。しかし、少子化対策の目的が賦課方式の年金制度の維持や介護サービスの人材の確保であれば、それは有効ではない。

Ⅲ 少子化対策の効果

この節では、出生率の回復が人口構成にどのような影響を与えるのかを簡単にみておこう。まず、図1は1920年以降の出生数（男女計）の推移をグラフにしたものである。1995年までは実績値、1996年以降は国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」（平成9年1月推計）の将来推計値を用いた。将来推計については、高位推計、中位推計、低位推計の三つが示されている（2050年以降の推計値は参考推計）。第一に注目すべきは、第二次大戦後から1995年までの過去50年間ににおける出生数の減少である。1947年におよそ270万人だった出生数は、1970年頃に一時的な反転はあるものの、1995年には120万人と半

図1 出生数



分以下の数字まで落ち込んでいる。第二に注目すべきは、将来の出生数の推移である。将来の出生数は今後の出生率がどう推移するか依存するから不確定要素が高いが、今回の推計では、高位推計であっても緩やかに人口が減少していくと予測されている。ちなみに1995年における合計特殊出生率は1.42である。高位推計ではこれが直ちに反転し2020年あたりから2050年まではほぼ1.85で推移すると仮定されている。中位推計では出生率は2000年頃の1.38で底を打ち、その後反転して2020年すぎから2050年まではほぼ1.61で推移すると仮定されている。低位推計では2005年に1.28で最低になり、2020年すぎあたりから1.38前後で推移すると仮定されている。なお、2050年以降の推計値は参考推計であり、2050年の出生率の水準から2150年までの100年間で2.07の水準（人口増加率が0になる）まで漸増すると仮定されている。

表1をみてみよう。出生率に関する仮定の違いは、総人口に占める65歳以上人口の割合を次第に変化させていくが、目立った違いが認められるのは2040年を過ぎた頃からである。例えば、65歳以上人口比率は2030年においても高位推計で26.8%、中位推計で28%、低位推計で29%と高位と低位推計で2.2%ポイントしか違わない。高位推計と低位推計の違いは2040年に3.9%ポイント、2050年に6%ポイントとなつて、この時点でようやくある程度の違いが生じてくる（賦課方式の年金制度において重要なのは、高齢者と現役世代の比率だから、65歳以上人口の比率はややミスリーディングな数字である）。したがって、公的年金の負担の増加という観点からは、出生率の回復が効果を持つようになるまでには21世紀の半ばまで待たなければならない。

さて、賦課方式の年金の収益率は基本的には出生数の推移に依存する。出生数の増加率が一定であり、一人当たり賃金成長率が一定であるような定常状態の経済を考えよう。出生数の増加率を n 、一人当たり賃金成長率を g とし、どの世代でも年齢別の死亡確率が一定であるとすると、賦課方式の年金の収益率は $n+g$ で与えられる。一方、利子率を r とすると積立方式の年金の収益率は r で与えられる。したがって、賦課方式が積立方式よりも有利であるためには $n+g>r$ が成り立つ必要がある。

現実の n は非常に低い。1947年から1995年までの出生数の成長率が一定であるとしてその成長率を求めてたところ、年率で-1.14%であった²⁾。同様の方法で、1996年から2050年生までの出生数の成長率を求めると、低位推計で

表1 65歳以上人口の比率 (%)

年次	低位	中位	高位
1995	14.6	14.6	14.6
2000	17.3	17.2	17.2
2005	19.7	19.6	19.4
2010	22.3	22.0	21.7
2015	25.6	25.2	24.7
2020	27.5	26.9	26.1
2025	28.2	27.4	26.5
2030	29.0	28.0	26.8
2035	30.4	29.0	27.4
2040	32.8	31.0	28.9
2045	34.3	32.0	29.4
2050	35.2	32.3	29.2
2055	35.3	31.9	28.4
2060	34.9	31.0	27.1
2065	34.5	30.3	26.2
2070	34.3	30.0	26.0
2075	34.1	29.9	26.2
2080	34.0	30.0	26.4
2085	33.8	29.8	26.3
2090	33.4	29.5	25.9
2095	32.9	29.1	25.7
2100	32.4	28.8	25.6

資料：国立社会保障・人口問題研究所
「日本の将来人口推計」平成9年1月推計

2) ある期間中の出生数の成長率は次の式を推定することで求めた。

$$\ln(\text{BIRTH}) = \alpha + \beta \text{YEAR}$$

ただし、BIRTHは出生数、YEARは年次を表す。

-1.31%, 中位推計で-0.84%, 高位推計で-0.41%である。1947年から2050年のおよそ100年間では、低位推計で-1.26%, 中位推計で-0.94%, 高位推計で-0.63%である。つまり、毎年の g が利子率より1%ポイント程度高くなければ、賦課方式の年金の収益率は積立方式のそれを下回る。長期にわたってそのような賃金成長率が維持できるとは考えられないから、賦課方式の年金は低収益率という問題を抱えることになる。そして、そもそもそのような低収益しか実現できない公的年金制度が政治的に維持できるかどうかも問題になるだろう。

例えば、 $n = -1\%$, $g = 0\%$, $r = 5\%$ だとすると、積立方式と賦課方式の年金の収益率の差は年率で6%にもなる。保険料を払ってから給付を受け取るまで平均して30年間あるとしよう。 $(1.06)^{30} = 5.74$ だから、賦課方式と同じ保険料を払ったとすると積立方式のもとでの給付は賦課方式のもとでの給付の5.7倍にもなる。収益率の格差が1%, 2%, 3%, 4%, 5%の場合に同様の計算を行ってみると、それぞれ、1.34, 1.81, 2.43, 3.24, 4.32倍の給付が積立方式のもとで実現する。これが賦課方式の年金制度の「負担」である。しかし、これが「負担」の全てではない。賦課方式の年金制度は資本蓄積を阻害することで経済全体の産出量を低下させ、賃金率を低下させる。これを考慮すると、賦課方式の年金制度のもたらす「負担」はさらに大きくなる。この点はIVで明らかにする。

さて、社会保障・人口問題研究所の将来推計人口だけでは、ある時点での出生率の回復がその後の人口構成にどのような影響を与えるのか必ずしも明確でない。そこで、5年間で1期間とし、男女の区別も存在しないような単純なモデルを用いて、将来人口のシミュレーションを行ってみた。モデルの概要は次の通りである。まず、時点 t において a 歳の人口を $N(a, t)$ としよう。各個人は $a = 5, 6, 7, 8$ 歳（現実の20歳から39歳に相当）に一定の確率で子供を産む。この確率を $f(a)$ で表そう。単純化のため、 $f(a)$ は全てのコホートで等しいものと仮定する。ただし、 $f(5) + f(6) + f(7) + f(8) = 1$ が成り立つ。また、 s 年生まれのコホートが生涯にわたって生む子供の数はコホートによって異なり、これを $c(s)$ で表すことにする（このモデルでは男女の違いがないので、例えば $c(s) = 0.8$ は1.6の出生率にほぼ等しい）。すると、時点 t の出生数は次の式で与えられる。

$$N(1, t) = \sum_{a=5}^8 N(a, t) f(a) c(t-a+1) \quad (1)$$

さらに、各コホートの人口は誕生時点から一定の死亡確率で減少していくものとする。 a 歳時点の生存確率 $p(a)$ は全てのコホートで同一だと仮定すると、 $N(a, t)$ は次の式で与えられる。

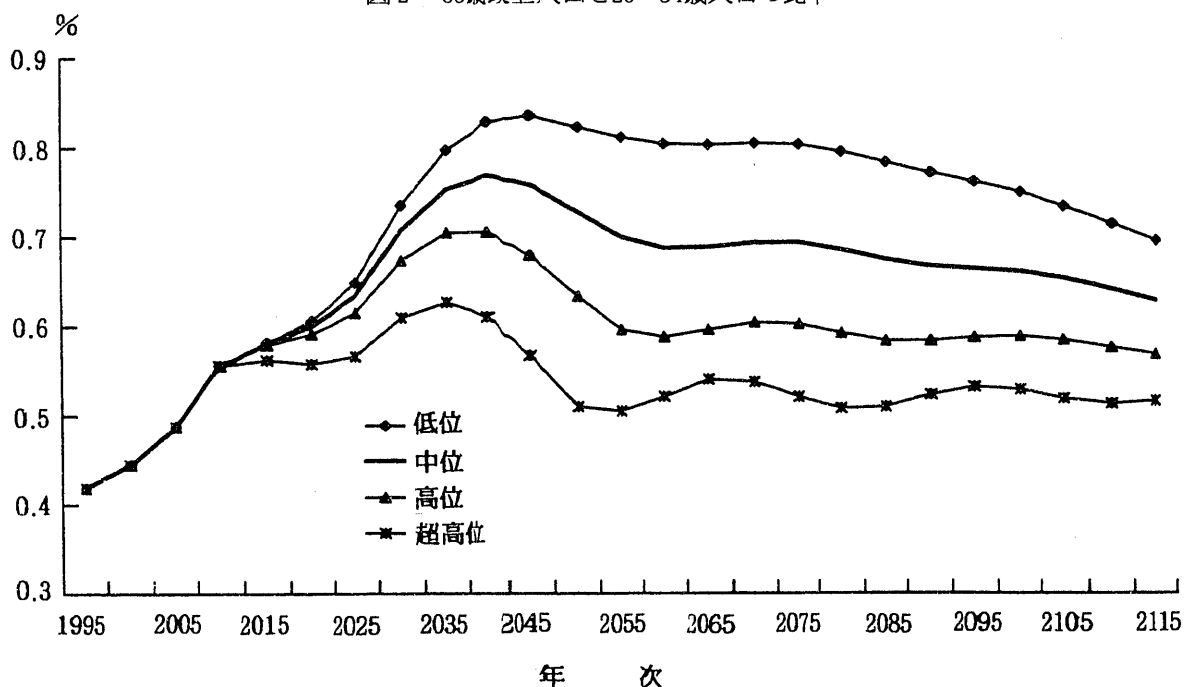
$$N(a, t+a-1) = p(a) N(1, t) \quad (2)$$

$p(a)$ は1995年の生命表（男性）から、また、 $f(a)$ は「日本の将来推計人口」の2010年時点の年齢別出生率をもとに、 $f(5) = 0.124$, $f(6) = 0.308$, $f(7) = 0.334$, $f(8) =$

0.234と設定した。

以上の前提で、出生率の回復の時期や回復後の出生率に関して異なる想定でシミュレーションを行った。その結果、ある程度現実的だと思われる設定では、低位推計から高位推計の予測とそれほど異なるものではなかった。そこで、出生率の回復に関して高位推計よりも楽観的なケース（以下では「超高位」推計と呼ぶ）の結果だけを報告する。超高位推計は1960年、65年生まれのコホートについて $c(s) = 0.8$ 、1970年生まれ以降の世代では $c(s) = 1.0$ に上昇をするようなケースである³⁾。シミュレーションでは1995年から出生数を計算した。したがって、1960年から1970年生まれの世代については、1990年までに生んだ数については計算していない。なお、年金の保険負担との関連では、65歳以上高齢者と20歳から64歳までの人口の比率が重要になる。そこで、この比率を求めてグラフに表してみた。それが図2である。低位推計、中位推計、高位推計のもとでのこの比率は、それぞれの出生数の推計値をもとに生存確率をかけることで独自に計算した値である（生存確率は1995年時点の値を用いている）。グラフからわかるように、どの推計であっても2040年頃まではこの比率が高まっていく。超高位推計のもとでも、2030年から2040年には、この比率は0.6を超える。0.6という値は他の推計の2020年から2025年頃の値と同じ水準である。したがって、超高位推計のようにかなり急激に出生率が回復したとしても、21世紀前半の高齢者比率を大幅に引き下げるものではないことがわかる。もちろん、2040年過ぎには、

図2 65歳以上人口と20-64歳人口の比率



3) 日本の合計特殊出生率は1973年以降一貫して低下を続けている。1970年頃に2を超えていたのが、1980年には1.8前後になり、さらに1995年までに1.42に落ち込んでいる。近年の出生率低下は、晩婚化による一時的なものであるとして、1960年、65年生まれの $c(s)$ は0.8とした（コホート別の出生率で言えばほぼ1.6に相当）。

高齢者の比率はかなり違ってくる。したがって、このグラフから下される常識的な判断は、出生率の回復策は21世紀前半には有効ではないが、21世紀半ば過ぎに有効であるかもしれないというものである。しかし、この議論の後半は正しくないのである。それは次のシミュレーション分析で明らかにされる。

IV シミュレーション分析

この節では出生数の変化がマクロ経済に与える影響についてシミュレーション分析の結果を報告する。結論から言うと、出生数の変化がマクロ経済に与える影響は年金制度に依存する。賦課方式の年金制度が存在しない場合（あるいは完全積立方式の年金制度が存在する場合でも同じ）、出生数の減少はむしろ好ましい影響をもたらす。これは労働力人口の減少と高齢者の蓄積した資産の増加を反映して資本労働比率が高まるためである。しかし、賦課方式の年金制度があると、高齢化の望ましい効果は生じない。また、出生率が回復したからといって将来世代の「負担」が減少するわけではない。賦課方式の年金制度が最初から存在しない場合、将来世代の生涯可処分所得は30%程度も高くなることが示される。賦課方式の年金制度のもとでの生涯所得が低下するのは、一つは資本蓄積の阻害が産出量を低下させるからであり、もう一つは賦課方式の年金制度の収益率がきわめて低いためである（シミュレーションにおいては人口成長率はマイナスで、技術進歩率を0%と想定した）。なお、2025年、2055年に賦課方式の年金制度を廃止する案を検討したところ、いわゆる「二重の負担」はあまり重くなく、将来世代の生涯可処分所得の増加による利益の方がはるかに大きいことも明らかになった。

1. モデルの概略

A) 消費・貯蓄、生産の決定

シミュレーション・モデルは麻生⁴⁾のモデルを、移行期間の人口について何通りかのシナリオを想定することで、拡張したものである。以下では、モデルの特徴を簡単に述べるだけにとどめる。まず、家計はライフサイクルモデルにしたがって消費・貯蓄の決定を行う。労働供給と引退年齢は固定されており、1歳から R 歳まで1単位の労働を供給し、 $R+1$ 歳から引退生活に入り D 歳まで生存する。効用関数は次の式で与えられる。

$$U = \sum_{a=1}^D (1+\rho)^{-a+1} \ln C(a)$$

ここで、 ρ は時間選好率、 $C(a)$ は a 歳時の消費を表す。このモデルの1期間は5年に相当する。 $\rho = 0.15$, $R = 9$, $D = 12$ とした（労働開始年齢を20歳とすると、65歳まで労働

4) 麻生良文、「公的年金・税制・人口高齢化と資本蓄積」、高山憲之、チャールズ・ホリオカ、太田清編『高齢化社会の貯蓄と遺産・相続』、日本評論社、1996年

働をし、80歳まで生存すると仮定したこと(に等しい)。

このモデルは生産を考慮した一般均衡モデルになっている。生産は資本と労働を生産要素とするコブダグラス型生産関数にしたがって行われる。生産物市場、生産要素市場は競争的であり、賃金率、利子率は限界生産力に等しくなるように決定される。資本分配率は25%であるとした。技術進歩率は0%とした⁵⁾。政府部門は、公的年金による所得移転を行う部門だけが存在する。公的年金は賦課方式で運営される。すなわち、各時点で給付総額と保険料収入は等しくなっている。各時点の一人当たり給付はその時点のグロスの賃金の一定割合だとする。年金保険料は賃金に対する課税で徴収され、保険料率は給付総額と収入総額が等しくなるように内生的に決定される。

なお、各家計は、将来の賃金率、利子率、年金給付を予想して消費計画をたてる。貯蓄は投資に回され、資本ストックの一部に付け加わるから、現在の消費・貯蓄計画は、来期以降の資本ストックを変化させ、来期以降の賃金率、利子率を変化させる。この点も家計は正しく予想しているとしてモデルは組み立てられている。なお、このモデルでは、各時点に異なる世代が同時に共存している世代重複モデルになっている。

B) 人口の想定

シミュレーションを行うにあたり、初期の定常状態と最終的な定常状態を仮定する必要がある。そして、初期の定常状態から出発して、現実の人口と将来推計人口を与え、その後最終的な定常状態に移行するものとした。なお、将来推計については、低位推計、中位推計、高位推計に加え、独自に行った超高位推計を用いた。ただし、ライフサイクルシミュレーションモデルではD歳以前に死亡することはなく、0歳から19歳までの期間はモデルで取り扱われていないという違いがある。

シミュレーションの開始時期(移行期)は現実の1960年に相当するように設定した。この時期に労働を開始する世代は1940年生まれの世代である。初期の定常状態の人口成長率は1期間5%、最終的な定常状態のそれは0%と仮定した。1期間は5年間に相当するので、5%の成長率は年率でほぼ1%に相当する。1960年から2095年まで人口のデータを外生的に与えた、2095年から160年後に定常状態に到達すると仮定した。なお、各世代の人口は各世代の出生数(5年間の累積出生数)の男女計を用いた。このモデルでは、労働供給は固定されているので、女性の労働参加率の上昇というような影響の効果は分析できない。

C) 公的年金制度

公的年金制度については、1) 全く存在しないケース、2) 賦課方式の年金制度が導入されたケース、3) 2025年または2055年に賦課方式の年金制度を解散するケースの三通りについてシミュレーションを行った。1) と2) については人口の想定は、低位、中位、高位、超高位(独自推計)の4通り、3) については中位推計の場合のみシミュレーションを行った。なお、A) で述べたとおり、公的年金制度は完全な賦課方式で運営されていると想定した。各時点の給付はその時点の労働者の賃金(このシミュレーションモデルではある時

5) 技術進歩率の想定は、賦課方式の年金の収益率を決める上で重要である。

点の労働者の賃金率は全ての労働者で等しいと仮定している)の一定割合(replacement ratio)であるとした。replacement ratioは0.4とした。また、賦課方式の年金制度が存在するケースでは、初期の定常状態においては年金制度は存在せず、1990年に年金制度が導入されたとした。実際に日本の年金制度が拡充したのは1970年代後半である。しかし、年金受給者が本格的に給付を受け取るようになるまでには多少の時間がかかることや、モデルの技術的な問題⁶⁾のためにこのようなやや非現実的な設定をした。

2. シミュレーションの結果

それでは、シミュレーションの結果をみていこう。まず、貯蓄率の推移が表2にまとめられている。表には年金制度の有無、人口推計の違い等によって10通りのケースの結果が報告されている。まず、年金制度が存在しない場合、高齢化の進展に伴って貯蓄率は今後低下していく。2030年頃に一時的な反転はあるものの、全てのケースで2050年まで貯蓄率の低下が続く。ただし、2040年過ぎから貯蓄率に大きな違いが生じる。そして、超高位推計や高位推計では貯蓄率はやがて回復していく(貯蓄率の推移は、各時点の高齢者の比率を反映している)。賦課方式の年金制度が存在する場合には、移行期間の最初から貯蓄率がやや低い。また、賦課方式の年金制度が廃止される場合には貯蓄率は高くなる。

資本労働比率の推移についてまとめたのが、表3および図3である。グラフの結果はきわめて興味深い。賦課方式の年金制度が存在すると、そうでない場合よりもかなり資本労働比率が低下する。中位推計の場合についてみると2030年においては、年金制度の存在しない場合の方が30%ほど資本労働比率が高くなっている。なお、年金制度が存在しない場合と比較すると、資本労働比率は低位推計で最も高く、高位推計や超高位推計(グラフではHHF)で低くなっている。労働者一人当たりの産出量を決めるのは、この資本労働比率だから低位推計の場合に労働者一人当たり産出量が最も高くなる。この結果は、表4、図4にまとめられている。このことは、賦課方式の年金制度が存在しない場合、高齢化の進展は労働者一人当たりの資本を増加させ、その結果、労働者一人当たりの産出量を増加させるという望ましい効果を持つことを表している。つまり、賦課方式の年金制度がない限り、高齢化自体に問題はない。なお、賦課方式の年金制度が存在すると、人口の想定が異なっても資本労働比率の値はほとんど変わらない。また、賦課方式の年金制度を2025年に廃止するケース(PR25)、2055年に廃止するケース(PR55)についてみてみると、廃止後に資本労働比率が急速に増加することもわかる。

表4および図4には労働者一人当たりの産出量の推移が示されている。中位推計の場合、年金制度が存在しないことによって、労働者一人当たりの産出量は2030年以降、おおむね6%から7%も高くなっている。他の人口推計の場合もほぼこれと似た格差が生じている。

6) このモデルでは、家計は完全予見のもとに行動していると仮定しているため、将来時点で年金制度の導入が予告されると、その影響が予告された時点での消費・貯蓄計画に影響がでてしまう。このため、1980年から本格的な賦課方式の年金制度が導入されたと設定すると、その影響は1960年からでてしまう。この問題を避けるために、上のような設定にした。

表2 貯蓄率

(%)

年次	LF	MF	HF	HHF	LP	MP	HP	HHP	PR25	PR55
1960	4.18	4.15	4.18	4.18	3.19	3.19	3.19	3.19	3.13	3.19
1965	4.93	4.93	4.93	4.93	2.91	2.91	2.91	2.91	2.92	2.91
1970	6.04	6.04	6.04	6.04	3.99	3.99	3.99	3.99	4.07	3.99
1975	5.97	5.97	5.97	5.97	3.69	3.69	3.69	3.69	3.90	3.69
1980	5.02	5.02	5.02	5.02	2.48	2.48	2.48	2.48	2.94	2.48
1985	4.41	4.41	4.41	4.41	1.76	1.76	1.76	1.76	2.45	1.76
1990	4.23	4.23	4.23	4.23	1.77	1.77	1.76	1.76	2.65	1.77
1995	3.22	3.22	3.22	3.22	0.80	0.78	0.77	0.76	1.88	0.78
2000	1.92	1.92	1.92	1.92	-0.40	-0.42	-0.45	-0.48	0.94	-0.37
2005	0.29	0.29	0.29	0.29	-1.81	-1.85	-1.90	-1.95	-0.18	-1.69
2010	-1.98	-1.98	-1.98	-1.98	-4.01	-4.09	-4.18	-4.26	-2.01	-3.72
2015	-5.27	-5.22	-5.14	-5.43	-7.20	-7.24	-7.26	-7.87	-4.71	-6.64
2020	-5.90	-5.63	-5.21	-4.93	-7.33	-7.10	-6.67	-6.45	-4.42	-6.30
2025	-5.77	-5.19	-4.39	-3.44	-6.62	-6.00	-5.08	-3.96	-3.30	-4.99
2030	-5.33	-4.43	-3.28	-1.67	-5.35	-4.36	-3.09	-1.14	-1.78	-3.11
2035	-9.84	-8.44	-6.78	-4.51	-9.80	-8.30	-6.54	-3.95	-5.44	-6.60
2040	-12.53	-10.57	-8.36	-5.68	-12.15	-10.12	-7.87	-5.04	-7.64	-8.07
2045	-13.20	-10.62	-7.77	-4.96	-12.23	-9.64	-6.81	-4.14	-7.94	-7.36
2050	-9.97	-6.90	-3.58	-0.79	-8.15	-5.18	-1.98	-0.41	-4.89	-2.95
2055	-7.97	-4.36	-0.65	-2.46	-5.81	-2.42	-1.04	-3.72	-2.96	-0.19
2060	-7.05	-3.01	-0.81	-5.35	-4.82	-1.14	-2.27	-6.51	-2.19	-1.16
2065	-7.42	-3.53	-0.26	-3.71	-5.37	-2.00	-0.70	-4.29	-3.20	-0.39
2070	-8.59	-5.23	-2.65	-0.25	-6.82	-4.14	-2.26	-0.16	-5.33	-1.85
2075	-9.04	-6.31	-4.16	-3.96	-7.34	-5.45	-4.02	-4.72	-6.75	-3.51
2080	-8.72	-6.05	-3.49	-3.46	-6.92	-5.09	-3.17	-3.95	-6.61	-3.86
2085	-7.88	-4.92	-1.92	-0.90	-5.93	-3.77	-1.33	-0.88	-5.25	-3.39
2090	-7.12	-3.98	-1.03	-2.02	-5.15	-2.78	-0.40	-2.44	-4.15	-3.09
2095	-6.80	-3.84	-1.46	-2.95	-5.01	-2.82	-1.06	-3.31	-3.89	-3.58
2100	-6.81	-4.31	-2.43	-1.68	-5.25	-3.53	-2.28	-1.74	-4.30	-4.55
2105	-6.68	-4.64	-2.91	-0.92	-5.25	-3.97	-2.81	-1.26	-4.59	-5.20
2110	-6.05	-4.28	-2.35	-2.52	-4.59	-3.52	-2.06	-2.94	-4.22	-4.90
2115	-5.10	-3.39	-1.41	-2.07	-3.58	-2.47	-0.91	-2.19	-3.34	-3.72

注	ケース	人口推計	年金制度
	LF	低位	なし
	MF	中位	なし
	HF	高位	なし
	HHF	超高位(独自)	なし
	LP	低位	賦課方式 1990年から
	MP	中位	賦課方式
	HP	高位	賦課方式
	HHP	超高位(独自)	賦課方式
	PR25	中位	2025年に賦課方式廃止
	PR55	中位	2055年に賦課方式廃止

これが賦課方式のもたらす「負担」のひとつである。この負担は、賦課方式の年金制度が貯蓄を阻害し、資本労働比率を低下させることで生じたものである。なお、年金を廃止した場合、労働者一人当たり産出量は年金制度が存在しなかった場合の水準に急速に上昇していくこともわかる。

各世代の生涯可処分所得（不確実性が存在しないので生涯消費に等しい）についてまとめたのが、表5と図5である。生涯可処分所得とは、各期の労働所得から保険料負担を引いて、さらに引退後の年金給付を合計した値である。表と図の年次は各世代の労働開始時

表 3 資本労働比率

年次	LF	MF	HF	HHF	LP	MP	HP	HHP	PR25	PR55
1960	1.2136	1.2136	1.2136	1.2136	1.2136	1.2136	1.2136	1.2136	1.2136	1.2136
1965	1.1922	1.1922	1.1922	1.1922	1.1823	1.1823	1.1823	1.1823	1.1818	1.1823
1970	1.1698	1.1698	1.1698	1.1698	1.1405	1.1405	1.1405	1.1405	1.1401	1.1405
1975	1.1984	1.1984	1.1984	1.1984	1.1490	1.1490	1.1490	1.1490	1.1494	1.1490
1980	1.2330	1.2330	1.2330	1.2330	1.1609	1.1609	1.1609	1.1609	1.1635	1.1609
1985	1.2519	1.2519	1.2519	1.2519	1.1554	1.1554	1.1554	1.1554	1.1625	1.1554
1990	1.2512	1.2512	1.2512	1.2512	1.1309	1.1308	1.1308	1.1308	1.1446	1.1308
1995	1.2821	1.2821	1.2821	1.2821	1.1369	1.1368	1.1367	1.1367	1.1595	1.1368
2000	1.3223	1.3223	1.3223	1.3223	1.1502	1.1500	1.1498	1.1496	1.1843	1.1500
2005	1.3715	1.3715	1.3715	1.3715	1.1705	1.1701	1.1695	1.1690	1.2195	1.1706
2010	1.4303	1.4303	1.4303	1.4303	1.1983	1.1974	1.1962	1.1952	1.2669	1.1996
2015	1.4916	1.4894	1.4857	1.4990	1.2244	1.2209	1.2156	1.2247	1.3170	1.2272
2020	1.4854	1.4736	1.4555	1.4426	1.1904	1.1782	1.1605	1.1448	1.3036	1.1912
2025	1.4792	1.4546	1.4211	1.3808	1.1601	1.1379	1.1091	1.0721	1.2946	1.1597
2030	1.5032	1.4652	1.4194	1.3536	1.1590	1.1281	1.0925	1.0396	1.3204	1.1615
2035	1.5844	1.5310	1.4724	1.3906	1.2107	1.1707	1.1289	1.0703	1.4066	1.2206
2040	1.5921	1.5273	1.4602	1.3797	1.1966	1.1523	1.1090	1.0593	1.4318	1.2234
2045	1.5594	1.4855	1.4111	1.3446	1.1492	1.1038	1.0603	1.0285	1.4206	1.1997
2050	1.5015	1.4216	1.3422	1.2887	1.0874	1.0441	1.0030	0.9848	1.3859	1.1664
2055	1.4697	1.3848	1.3050	1.2488	1.0609	1.0201	0.9843	0.9646	1.3710	1.1683
2060	1.4692	1.3827	1.3084	1.2259	1.0652	1.0295	1.0025	0.9631	1.3843	1.2057
2065	1.4875	1.4105	1.3517	1.2857	1.0863	1.0636	1.0523	1.0304	1.4215	1.2724
2070	1.5058	1.4413	1.3935	1.3521	1.1050	1.0959	1.0943	1.0953	1.4565	1.3409
2075	1.5064	1.4495	1.4005	1.3890	1.1054	1.1033	1.0993	1.1247	1.4641	1.3835
2080	1.4930	1.4340	1.3757	1.3590	1.0937	1.0883	1.0740	1.0865	1.4440	1.3978
2085	1.4741	1.4111	1.3494	1.3102	1.0797	1.0691	1.0507	1.0371	1.4149	1.3987
2090	1.4606	1.3986	1.3440	1.2740	1.0731	1.0620	1.0492	1.0073	1.3988	1.4032
2095	1.4551	1.4006	1.3585	1.2757	1.0745	1.0683	1.0652	1.0160	1.3990	1.4153
2100	1.4517	1.4072	1.3715	1.3084	1.0764	1.0768	1.0770	1.0504	1.4051	1.4254
2105	1.4428	1.4056	1.3692	1.3480	1.0718	1.0755	1.0726	1.0850	1.4036	1.4216
2110	1.4256	1.3919	1.3530	1.3584	1.0600	1.0632	1.0559	1.0884	1.3904	1.4018
2115	1.4072	1.3742	1.3375	1.3362	1.0490	1.0495	1.0427	1.0625	1.3733	1.3773

図 3 資本労働比率

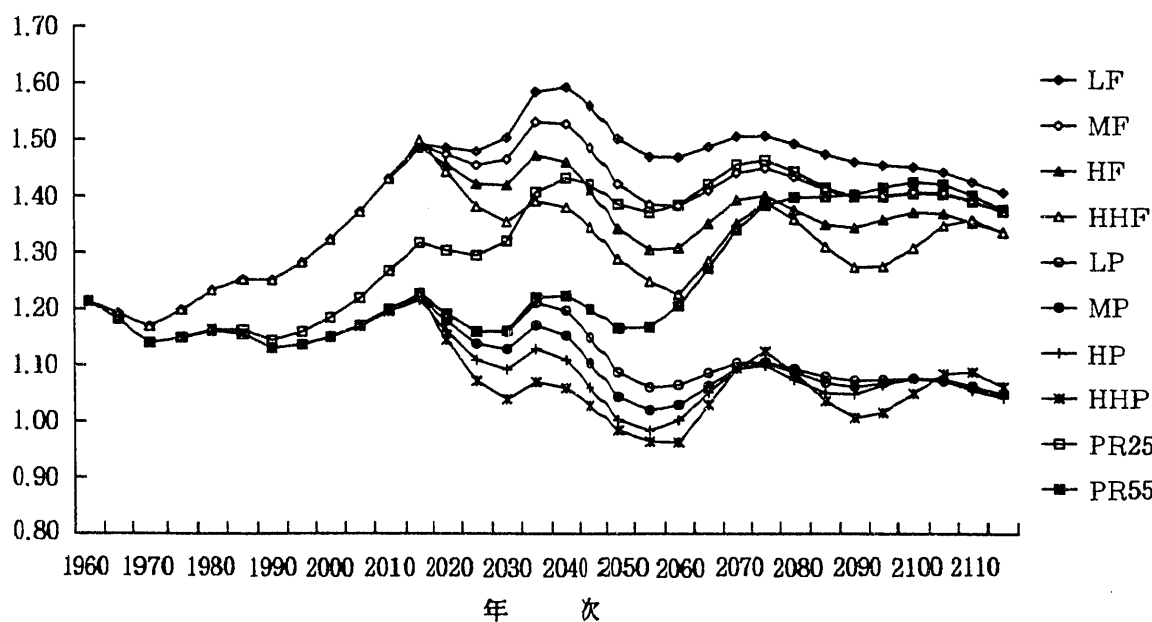


表4 労働者一人当たり産出量

年次	LF	MF	HF	HHF	LP	MP	HP	HHP	PR25	PR55
1960	1.0496	1.0496	1.0496	1.0496	1.0496	1.0496	1.0496	1.0496	1.0496	1.0496
1965	1.0449	1.0449	1.0449	1.0449	1.0428	1.0428	1.0428	1.0428	1.0426	1.0428
1970	1.0400	1.0400	1.0400	1.0400	1.0334	1.0334	1.0334	1.0334	1.0333	1.0334
1975	1.0463	1.0463	1.0463	1.0463	1.0353	1.0353	1.0353	1.0353	1.0354	1.0353
1980	1.0537	1.0537	1.0537	1.0537	1.0380	1.0380	1.0380	1.0380	1.0386	1.038
1985	1.0578	1.0578	1.0578	1.0578	1.0368	1.0368	1.0368	1.0368	1.0384	1.0368
1990	1.0576	1.0576	1.0576	1.0576	1.0312	1.0312	1.0312	1.0312	1.0343	1.0312
1995	1.0641	1.0641	1.0641	1.0641	1.0326	1.0326	1.0326	1.0325	1.0377	1.0326
2000	1.0723	1.0723	1.0723	1.0723	1.0356	1.0356	1.0355	1.0355	1.0432	1.0356
2005	1.0822	1.0822	1.0822	1.0822	1.0401	1.0400	1.0399	1.0398	1.0509	1.0402
2010	1.0936	1.0936	1.0936	1.0936	1.0463	1.0461	1.0458	1.0456	1.0609	1.0466
2015	1.1051	1.1047	1.1040	1.1065	1.0519	1.0512	1.0500	1.0520	1.0713	1.0525
2020	1.1040	1.1018	1.0984	1.0959	1.0445	1.0418	1.0379	1.0344	1.0685	1.0447
2025	1.1028	1.0982	1.0918	1.0840	1.0378	1.0328	1.0262	1.0176	1.0667	1.0377
2030	1.1073	1.1002	1.0915	1.0786	1.0376	1.0306	1.0224	1.0097	1.0720	1.0381
2035	1.1219	1.1124	1.1015	1.0859	1.0489	1.0402	1.0308	1.0171	1.0890	1.0511
2040	1.1233	1.1117	1.0993	1.0838	1.0459	1.0361	1.0262	1.0145	1.0939	1.0517
2045	1.1175	1.1040	1.0899	1.0768	1.0354	1.0250	1.0148	1.0070	1.0917	1.0466
2050	1.1070	1.0919	1.0764	1.0655	1.0212	1.0108	1.0008	0.9962	1.0850	1.0392
2055	1.1010	1.0848	1.0688	1.0571	1.0149	1.0050	0.9960	0.9910	1.0821	1.0397
2060	1.1010	1.0844	1.0695	1.0522	1.0159	1.0073	1.0006	0.9906	1.0847	1.0479
2065	1.1044	1.0898	1.0782	1.0648	1.0209	1.0155	1.0128	1.0075	1.0919	1.0621
2070	1.1077	1.0957	1.0865	1.0783	1.0253	1.0232	1.0228	1.0230	1.0986	1.0761
2075	1.1079	1.0972	1.0879	1.0856	1.0254	1.0249	1.0240	1.0298	1.1000	1.0845
2080	1.1054	1.0943	1.0830	1.0797	1.0226	1.0214	1.0180	1.0210	1.0962	1.0873
2085	1.1019	1.0899	1.0778	1.0699	1.0194	1.0168	1.0124	1.0091	1.0906	1.0875
2090	1.0993	1.0875	1.0767	1.0624	1.0178	1.0151	1.0121	1.0018	1.0875	1.0884
2095	1.0983	1.0879	1.0796	1.0628	1.0181	1.0167	1.0159	1.0040	1.0876	1.0907
2100	1.0977	1.0892	1.0822	1.0695	1.0186	1.0187	1.0187	1.0124	1.0887	1.0927
2105	1.0960	1.0888	1.0817	1.0775	1.0175	1.0184	1.0177	1.0206	1.0885	1.0919
2110	1.0927	1.0862	1.0785	1.0796	1.0147	1.0154	1.0137	1.0214	1.0859	1.0881
2115	1.0892	1.0827	1.0754	1.0752	1.0120	1.0121	1.0105	1.0153	1.0825	1.0833

図4 労働者一人当たり産出量

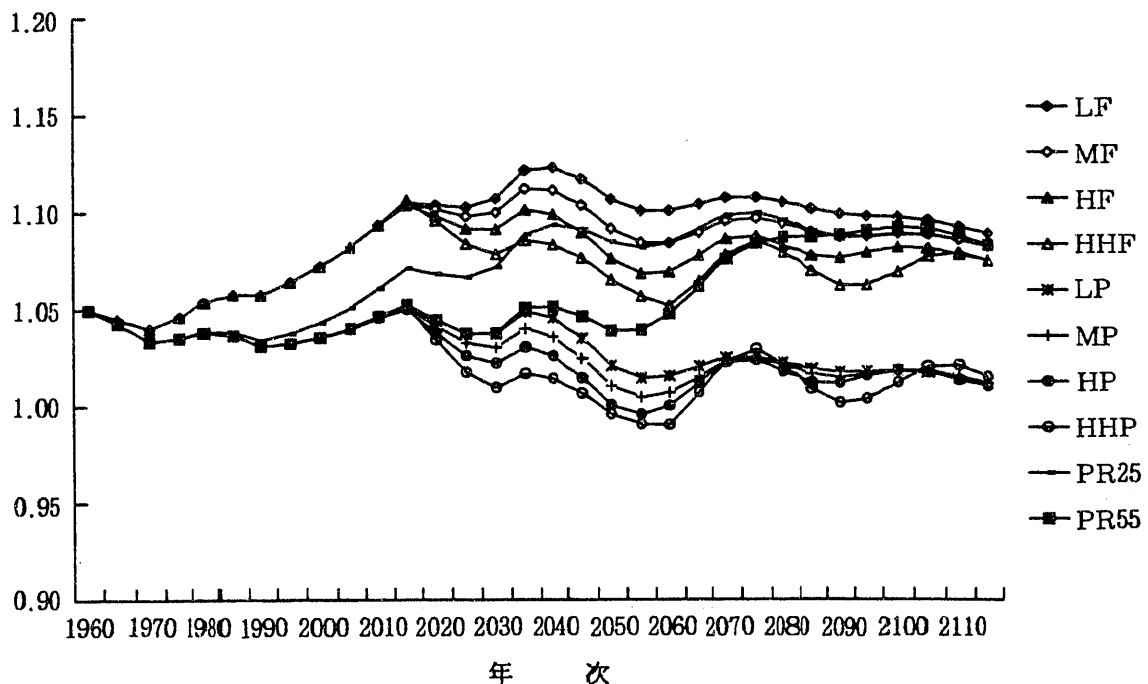
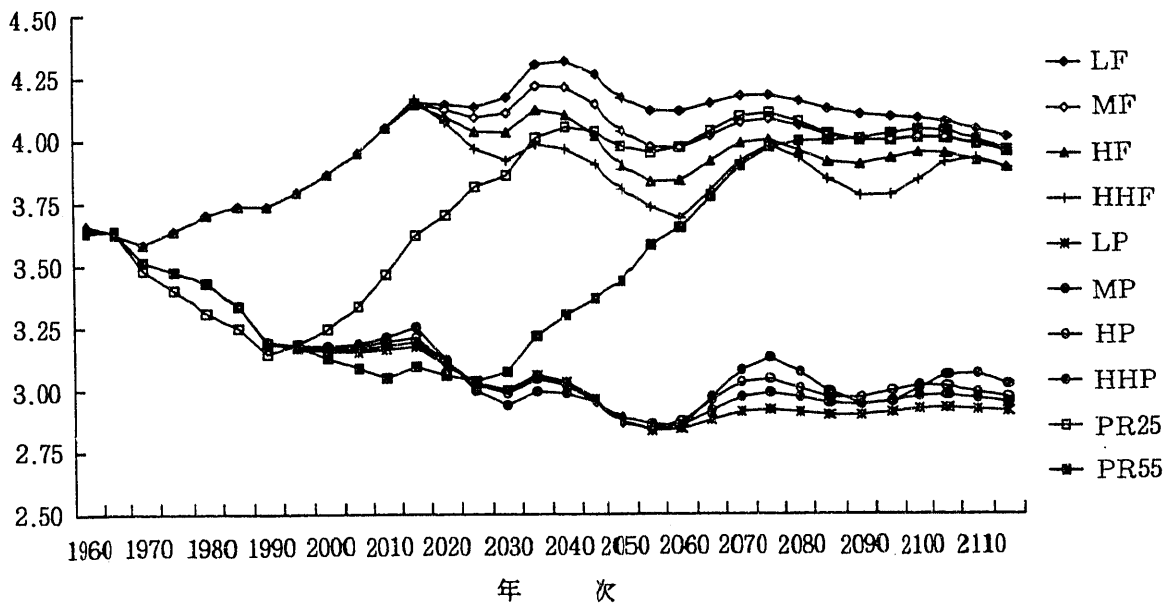


表5 生涯可処分所得

年次	LF	MF	HF	HHF	LP	MP	HP	HHP	PR25	PR55
1960	3.663	3.663	3.663	3.663	3.633	3.632	3.632	3.632	3.643	3.632
1965	3.627	3.627	3.627	3.627	3.640	3.640	3.640	3.640	3.639	3.640
1970	3.585	3.585	3.585	3.585	3.514	3.514	3.514	3.514	3.481	3.514
1975	3.639	3.639	3.639	3.639	3.476	3.476	3.476	3.476	3.403	3.476
1980	3.703	3.703	3.703	3.703	3.431	3.431	3.431	3.431	3.309	3.431
1985	3.738	3.738	3.738	3.738	3.336	3.337	3.338	3.339	3.249	3.337
1990	3.737	3.737	3.737	3.737	3.188	3.190	3.192	3.194	3.146	3.190
1995	3.793	3.793	3.793	3.793	3.169	3.173	3.177	3.181	3.184	3.173
2000	3.865	3.865	3.865	3.865	3.158	3.164	3.171	3.178	3.247	3.130
2005	3.952	3.952	3.952	3.952	3.154	3.164	3.175	3.187	3.338	3.089
2010	4.052	4.052	4.052	4.052	3.164	3.179	3.196	3.213	3.466	3.500
2015	4.154	4.052	4.145	4.167	3.176	3.194	3.212	3.254	3.623	3.096
2020	4.144	4.151	4.095	4.073	3.099	3.110	3.155	3.122	3.703	3.060
2025	4.134	4.125	4.037	3.968	3.027	3.030	3.022	2.998	3.816	3.037
2030	4.174	4.093	4.034	3.920	3.002	3.000	2.987	2.940	3.862	3.075
2035	4.304	4.111	4.123	3.985	3.062	3.057	3.044	2.995	4.012	3.219
2040	4.317	4.219	4.103	3.966	3.033	3.029	3.018	2.987	4.055	3.302
2045	4.265	4.213	4.020	3.905	2.964	2.961	2.951	2.950	4.036	3.368
2050	4.171	4.145	3.901	3.805	2.875	2.875	2.867	2.890	3.977	3.437
2055	4.118	4.038	3.835	3.733	2.836	2.842	2.842	2.863	3.951	3.582
2060	4.118	3.945	3.841	3.690	2.814	2.860	2.876	2.858	3.974	3.653
2065	4.148	3.971	3.917	3.800	2.879	2.917	2.960	2.972	4.037	3.776
2070	4.178	4.019	3.990	3.918	2.912	2.971	3.031	3.079	4.096	3.898
2075	4.179	4.071	4.002	3.982	2.920	2.988	3.043	3.129	4.109	3.972
2080	4.157	4.085	3.959	3.930	2.911	2.971	3.005	3.072	4.075	3.997
2085	4.126	4.059	3.913	3.844	2.899	2.946	2.970	2.993	4.026	3.999
2090	4.103	4.020	3.904	3.779	2.898	2.940	2.969	2.941	3.999	4.006
2095	4.094	3.998	3.929	3.782	2.910	2.955	2.996	2.952	3.999	4.027
2100	4.088	4.002	3.952	3.841	2.924	2.974	3.018	3.005	4.009	4.044
2105	4.073	4.013	3.948	3.911	2.928	2.978	3.013	3.059	4.007	4.037
2110	4.044	4.010	3.919	3.929	2.921	2.966	2.989	3.065	3.984	4.004
2115	4.013	3.987	3.892	3.890	2.915	2.951	2.971	3.023	3.955	3.962

年次は労働開始年齢（20歳）の時点を表す
1960年は1960年に20歳の世代を表す

図5 生涯可処分所得



点（20歳時点）が何年であるかを表している。1990年と書かれた世代（1990年世代と呼ぼう）は1990年から労働を開始した世代であり、生まれ年と言えば1970年になる。生涯可処分所得で重要なことは、賦課方式の年金制度の有無が決定的に重要であるということである。中位推計に限って比較すると、賦課方式の年金がある場合に比べ、無い場合には生涯可処分所得は30%以上も高い（2020年世代以降について）。また、賦課方式を維持したまままでいると、2060年世代の頃まで生涯可処分所得は緩やかだが低下を続ける。一方、賦課方式の年金制度が存在しなければ、資本労働比率の高まりを反映して1970年世代以降の生涯可処分所得は増加していく。さらに、賦課方式の年金制度を廃止する場合、廃止時期に労働を開始した世代の生涯可処分所得は最初から年金制度が存在しない場合に実現したであろう生涯可処分所得とほぼ同一水準になっていることもわかる。なお、2025年に年金制度を廃止すると、1980年世代は保険料を35年間負担するが（シミュレーションでは年金制度の導入は1990年からである）、給付は受け取れない。したがって、常識的には、この世代の負担は非常に重くなると考えられる。また、1970年世代も65歳から10年間は給付を受け取れるが、75歳からの5年間は給付を打ち切られる（このモデルでは80歳で死亡する）ので、給付は生涯でおおよそ3分の1も削減される。1990年世代も1990年から2015年までの25年間負担をするが給付が打ち切られる。常識的には、これらの世代の負担が最も重いものであると予想される。そして、2020年世代までは、途中まで保険料を負担しながら給付はもらえないので、その時点の高齢者の給付と自分の老後のためにいわゆる「二重の負担」を強いられる。しかし、生涯可処分所得からみると、資本蓄積が促進される効果が強いので、1995年世代あたりからは、むしろ「二重の負担」をしても得になる。もちろん、このシミュレーション結果がどの程度現実的かはさらに慎重な検討が必要である。しかし、「二重の負担」は考えられているほど深刻ではない可能性をこのシミュレーションは示している。なお、年金の廃止が2055年までに先延ばしされれば、賦課方式の負担を強いる時期が長く続き、その意味で望ましくないこともわかる。

表6と図6は生涯の純税率がまとめられている。ここで生涯純税率とは、年金の純移転（給付－保険料負担）をグロスの生涯所得で割ったものである。2020年世代以降の生涯純税率は、低位推計の場合に15%から16%、中位推計の場合で13%から14%、高位推計の場合には11%程度とかなり高い。この原因は、給付がきわめて低いからである。表7の給付と生涯所得の比率をみるとどのケースでも3%から4%でしかない。一方、表8の保険料負担と生涯所得の比率は、低位推計の場合18%から19%（2020年世代以降）、中位推計でも16%から17%、高位推計でも16%弱で推移する。給付が低い原因は、この論文の中で既に述べたが、賦課方式の年金収益率が低いからである。積立方式であれば、負担と給付は現在価値で一致するはずだが、賦課方式の年金の収益率は、定常状態において人口成長率と賃金率の成長率の和に等しい。このモデルでは、技術進歩率は0%とおいたから資本蓄積の効果を無視すれば、賃金成長率は0%と考えて良い。また、人口成長率はおおよそ-1%であった。利子率が年率換算で4%程度だと、積立方式の年金との収益率の差は年率で5%になる。保険料の拠出から受給までの期間が30年間で、賃金の20%を拠出したとすると、

給付と生涯所得の比率は
 $0.2 / (1.05)^{30} = 4.6\%$ とな
 り、表の結果とほぼ等し
 い数字が算出される。

V まとめ

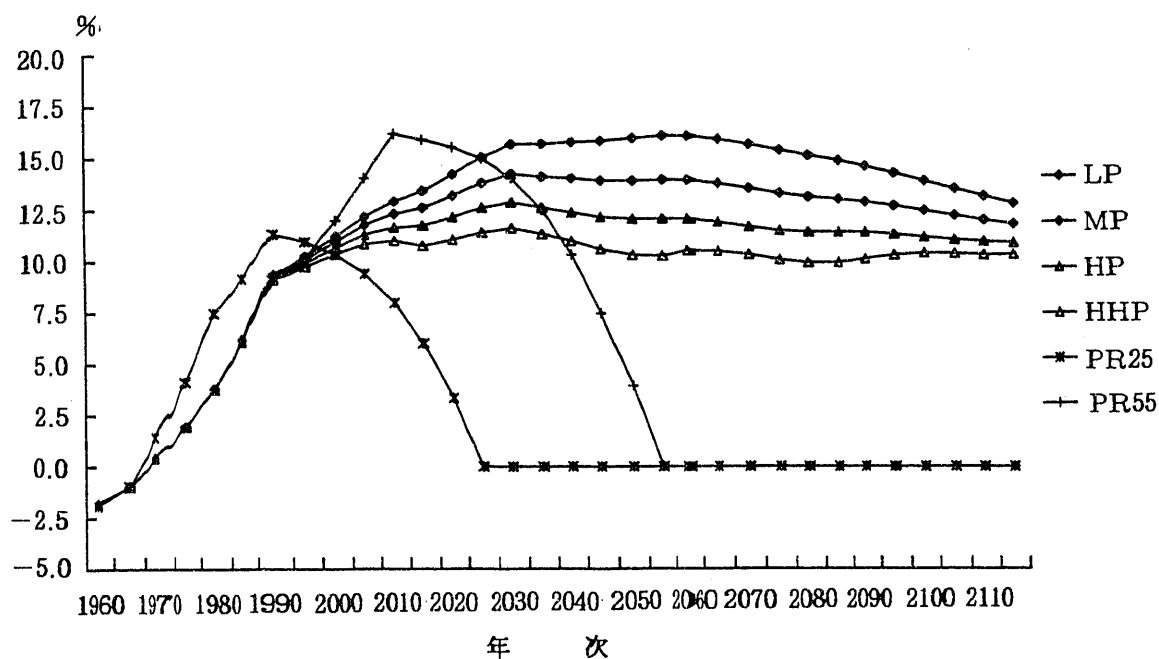
以上の結果から、少子
 化・高齢化の問題とは基
 本的には公的年金制度が
 賦課方式で運営されてい
 ることから生じる問題で
 あることが明らかになっ
 た。また、この問題の解
 決のために少子化対策は
 現実的な策でないことも
 示された。問題の解決の
 ためには、むしろ賦課方
 式の年金制度を廃止した
 方がよい（完全積立方式
 への移行と言っても同じ
 である）という可能性も
 示された。もちろん、こ

表 6 生涯純税率

年次	LP	MP	HP	HHP	PR25	PR55
1960	-1.80	-1.79	-1.79	-1.79	-1.90	-1.80
1965	-0.96	-0.96	-0.96	-0.96	-0.92	-0.96
1970	0.44	0.44	0.44	0.43	1.43	0.44
1975	1.97	1.96	1.96	1.97	4.16	1.97
1980	3.82	3.81	3.79	3.80	7.51	3.82
1985	6.23	6.20	6.15	6.12	9.19	6.21
1990	9.40	9.33	9.23	9.15	11.36	9.36
1995	10.29	10.14	9.96	9.79	11.00	10.20
2000	11.26	11.00	10.70	10.40	10.38	12.03
2005	12.21	11.80	11.33	10.87	9.43	14.07
2010	12.95	12.35	11.69	11.05	8.02	16.20
2015	13.46	12.65	11.77	10.80	6.04	15.92
2020	14.24	13.22	12.18	11.08	3.36	15.55
2025	15.07	13.83	12.63	11.43	0.00	14.99
2030	15.70	14.26	12.90	11.64	0.00	14.06
2035	15.71	14.13	12.63	11.34	0.00	12.50
2040	15.79	14.04	12.40	11.01	0.00	10.34
2045	15.85	13.94	12.18	10.61	0.00	7.49
2050	15.98	13.93	12.09	10.33	0.00	3.95
2055	16.09	13.97	12.09	10.29	0.00	0.00
2060	16.08	13.95	12.09	10.54	0.00	0.00
2065	15.92	13.80	11.93	10.51	0.00	0.00
2070	15.67	13.55	11.69	10.35	0.00	0.00
2075	15.40	13.31	11.51	10.09	0.00	0.00
2080	15.14	13.14	11.44	9.95	0.00	0.00
2085	14.89	13.02	11.44	9.95	0.00	0.00
2090	14.61	12.89	11.43	10.12	0.00	0.00
2095	14.28	12.71	11.33	10.32	0.00	0.00
2100	13.91	12.48	11.19	10.43	0.00	0.00
2105	13.54	12.24	11.07	10.40	0.00	0.00
2110	13.54	12.03	10.99	10.34	0.00	0.00
2115	13.19	11.83	10.92	10.36	0.00	0.00

年次はそれぞれの世代の労働開始年齢（20歳）の時点を表す
 1960年は1960年に20歳の世代を表す

図 6 生涯純税率



のシミュレーションがどの程度現実的かは、パラメータの設定（特に技術進歩率）等に依存する。今後は、この点について慎重な検討が必要だろう。なお、現代社会は、1世帯当たりの家族人数の減少によって、過去に行われていた家族による私的扶養の仕組みに頼ることが不可能な社会に移行したという議論が一部にある。この現状認識に基づいて、現代社会においては社会的扶養の仕組み（賦課方式によるファイナンスのことだと思われる）が必要不可欠だと議論されることがある。そして、その仕組みを維持

表7 給付／生涯所得

(%)

年次	LP	MP	HP	HHF	PR25	PR55
1960	3.54	3.54	3.53	3.54	3.66	3.54
1965	3.60	3.60	3.60	3.60	3.59	3.60
1970	3.47	3.47	3.47	3.47	2.54	3.47
1975	3.49	3.49	3.49	3.49	1.41	3.49
1980	3.53	3.53	3.53	3.53	0.00	3.53
1985	3.51	3.51	3.51	3.51	0.00	3.51
1990	3.43	3.43	3.43	3.43	0.00	3.43
1995	3.45	3.45	3.45	3.45	0.00	3.45
2000	3.49	3.49	3.49	3.50	0.00	2.55
2005	3.55	3.56	3.56	3.56	0.00	1.43
2010	3.64	3.65	3.65	3.65	0.00	0.00
2015	3.73	3.73	3.72	3.76	0.00	0.00
2020	3.63	3.60	3.55	3.51	0.00	0.00
2025	3.53	3.47	3.38	3.27	0.00	0.00
2030	3.53	3.44	3.33	3.16	0.00	0.00
2035	3.71	3.58	3.45	3.26	0.00	0.00
2040	3.67	3.53	3.39	3.23	0.00	0.00
2045	3.52	3.37	3.23	3.12	0.00	0.00
2050	3.31	3.17	3.03	2.97	0.00	0.00
2055	3.21	3.08	2.96	2.89	0.00	0.00
2060	3.23	3.11	3.02	2.88	0.00	0.00
2065	3.30	3.22	3.19	3.11	0.00	0.00
2070	3.37	3.34	3.33	3.34	0.00	0.00
2075	3.37	3.36	3.35	3.44	0.00	0.00
2080	3.33	3.31	3.27	3.31	0.00	0.00
2085	3.29	3.25	3.19	3.15	0.00	0.00
2090	3.26	3.23	3.18	3.04	0.00	0.00
2095	3.27	3.25	3.24	3.07	0.00	0.00
2100	3.28	3.28	3.28	3.18	0.00	0.00
2105	3.26	3.28	3.27	3.30	0.00	0.00
2110	3.22	3.23	3.21	3.32	0.00	0.00
2115	3.19	3.19	3.16	3.23	0.00	0.00

するために出生数を増加させる必要があると議論される場合がある。しかし、この論文で論じたように、この議論の現状認識が正しかったとしても出生数の引き上げは有効な解決策にはならないのである。なお、私見では、この議論の現状認識は誤っている。この議論では、なぜ私的扶養の仕組みが機能しなくなった（ように見える）のかという原因の追求が欠けている。個々人が十分豊かになったため（あるいは保険や金融商品の多様化のため）、家族による私的扶養の仕組みに頼る必要がなくなったのならば、それは望ましいことであり、私的扶養の仕組みが壊れたわけではない。公的年金・医療保険制度などが家族の機能を代替したのならば、社会的扶養が私的扶養よりも優れていることを論証する必要がある。なお、私的扶養の機能が不完全であったり、民間保険が逆選択の発生によってうまく機能しない場合には保険への強制加入が事態を改善するが、その場合でも、賦課方式が積立方式よりも優れていることを論証しなければ、この議論の結論は引き出せない。

さて、最後に残された課題について述べておこう。まず、第一に、シミュレーションでは賦課方式の年金の廃止が望ましそうだという結論がでたが、技術進歩率の想定によってはこの結果は異なる可能性がある。この点について、いくつかのシミュレーションを行う必要がある。第二に、この論文では出生率の回復がかなり高いとしても、賦課方式の年金制度の負担は軽減されないことを明らかにしたが、出生率の回復が非現実的に高い場合に

については調べていない。

表8 負担／生涯所得（グロス）

(%)

どのくらい出生率が高ければ年金の負担が軽減できるのかを調べることも必要であろう。なお、この問題は $n+g$ と r の大小関係、すなわち資源配分の動学的効率性の問題とも関わっている。第三に、もう少し長期的な課題として、女性の労働、子育て等の時間配分をモデルに組み込み、出生率を内生化する方向の拡張も考えられる。また、家族による私的扶養の機能と出生率の関係、出生率と父親、母親の賃金の関係をモデルに組み込むことも重要であろう。ただし、出生率が外生的なモ

年次	LP	MP	HP	HHF	PR25	PR55
1960	1.74	1.74	1.74	1.74	1.76	1.74
1965	2.63	2.63	2.63	2.63	2.67	2.63
1970	3.90	3.90	3.90	3.90	3.97	3.90
1975	5.46	5.46	5.45	5.46	5.57	5.46
1980	7.35	7.34	7.32	7.33	7.51	7.35
1985	9.74	9.71	9.66	9.64	9.19	9.72
1990	12.83	12.76	12.66	12.58	11.36	12.79
1995	13.74	13.59	13.41	13.24	11.00	13.64
2000	14.75	14.49	14.19	13.89	10.38	14.58
2005	15.76	15.35	14.89	14.43	9.43	45.50
2010	16.59	16.00	15.34	14.70	8.02	16.20
2015	17.19	16.38	15.49	14.55	6.04	15.92
2020	17.87	16.82	15.73	14.58	3.36	15.55
2025	18.60	17.30	16.02	14.70	0.00	14.99
2030	19.22	17.70	16.23	14.79	0.00	14.06
2035	19.41	17.71	16.09	14.61	0.00	12.50
2040	19.16	17.57	15.79	14.24	0.00	10.34
2045	19.36	17.31	15.41	13.74	0.00	7.49
2050	19.29	17.10	15.11	13.30	0.00	3.94
2055	19.31	17.05	15.05	13.18	0.00	0.00
2060	19.31	17.06	15.11	13.42	0.00	0.00
2065	19.22	17.03	15.12	13.63	0.00	0.00
2070	19.03	16.89	15.02	13.68	0.00	0.00
2075	18.77	16.68	14.86	13.53	0.00	0.00
2080	18.47	16.45	14.70	13.26	0.00	0.00
2085	18.17	16.26	14.63	13.10	0.00	0.00
2090	17.87	16.11	14.61	13.16	0.00	0.00
2095	17.55	15.96	14.56	13.39	0.00	0.00
2100	17.19	15.76	14.47	13.61	0.00	0.00
2105	16.81	15.52	14.34	13.70	0.00	0.00
2110	16.41	15.27	14.20	13.66	0.00	0.00
2115	16.03	15.02	14.09	13.59	0.00	0.00

デルでも、政策的なインプリケーションに関してはかなりの洞察を与えてくれる。公的年金と家族の私的扶養の機能の代替はどの程度出生率に影響を与えるのか、女性の賃金率は出生率とどのような関係にあるのかを推定し、今回のモデルと連携させて政策効果のシミュレーションを行うことも重要であろう。

家族政策及び労働政策が出生率及び人口に及ぼす影響に関する研究 その1

日米英における育児休業・出産休業制度と女性就業

樋口美雄*¹・阿部正浩*²・Jane Waldfogel*³

I はじめに

この稿の目的は、日本、アメリカ、イギリスにおける統計データを使って、育児休業プログラムや出産休業プログラムが出産後の女性の継続就業行動や賃金に与える影響を検討することにある。

日本、アメリカ、イギリスは、いずれも、平均値で見ると、他の先進国に比べ男女間賃金格差の大きな国として分類される。表1に示されるように、男子の時間あたり賃金を

表1 各国の男女間賃金格差 (男子=100, 時間あたり賃金)

国名	年	男女間賃金格差	労働者の範囲
スウェーデン	1993	90	全雇用者
オーストラリア	1989	88	フルタイム, 非管理職雇用者
ノルウェー	1994	87	製造業・全雇用者
デンマーク	1991	83	製造業・建設業・全雇用者
フランス	1993	81	製造業・サービス業・全雇用者
ニュージーランド	1994	81	フルタイム雇用者
フィンランド	1993	78	製造業・全雇用者
西ドイツ	1994	74	サービス業を除く全雇用者
ベルギー	1993	75	製造業・サービス業・全雇用者
アメリカ	1995	75	フルタイム雇用者
イギリス	1994	71	フルタイム生産労働者
カナダ	1993	71	全雇用者
スイス	1993	67	全雇用者
日本	1993	56	全雇用者
	1993	61	フルタイム雇用者

(資料) イギリス: Employment Department Historical Abstract, Gazettes

アメリカ: US Department of Labor

日本: きまって支給される現金給与および年間給与より求めた時間あたり賃金, 労働省『賃金構造基本調査』

その他: ILO, Yearbook of Labour Statistics

(出所) Jane Waldfogel, "Understanding the 'Family Gap' for Women with Children," the Journal of Economic Perspectives, Vol.12, No.1, 1998.

* 1 慶応義塾大学

* 2 一橋大学

* 3 コロンビア大学

100とした場合、北欧諸国やオーストラリア・フランスでは女子賃金が80以上の値を取っており、格差が2割以内と小さいのに比べ、アメリカでは75、イギリスでは71と格差が大きくなっている。ましてや日本に至っては、パートタイム労働者も含めると女子の相対賃金は56、一般労働者に限定しても61と、掲載国中もっとも大きな賃金格差を示す¹⁾。

こうした平均値で見た大きな男女間賃金格差の背景には、男女の就業している職種の違いや学歴、企業規模といった違いも存在するが、同時に女性の結婚や出産、育児による就業の中断が少なからず影響を及ぼしていると考えられる。わが国では、従来から、一度結婚退職したり、出産退職したりして、子供が大きくなってから再就職しようと思っても、良好な雇用機会を見つけることは難しいと言われてきた。とくに年功的な賃金体系のもとでは、継続就業者と再就職者の雇用条件に大きな格差が発生し、男女間の賃金格差を拡大する一因となっている一方、最近では、仕事の中断による大きな損失を嫌って結婚や出産をためらう女性も多いと言われる。

これに比べ、労働市場が流動的であり賃金体系は年功的にはなっていないアメリカやイギリスでは、仕事が中断されても以前と同じような仕事に再就職でき、就業中断による女性のハンディキャップはそう大きくないと思われがちである。しかし、Gronau, Connelly, Leibowitz and Klermanらは²⁾、こうした予想に反して、アメリカでも女性の出産にともなう就業中断がキャリア形成において大きなハンディキャップとなつてのしかかり、これが先に見た男女間の大きな賃金格差を生む一因になっていると指摘している。事実、第2節以降で使う資料によると、男子の平均時間あたり賃金を100とすると、子供のいない女子の賃金は日本が72.5%であるのに対し、アメリカは95.3%、イギリスは83.2%と米英では格差が小さいが、子供を持つ女子になると日本で62.4%、アメリカ77.0%、イギリス63.6%と、米英でも賃金格差が急速に拡大する。

従来、アメリカではどのように子供を育て、教育をするかの責任はすべて個々の家庭にあるとする考え方が強く、出産や育児に対し行政が介入することを避ける傾向が強かった。このため後で詳しく見るように、出産や育児、介護にともなう休業プログラムを用意する

1) 女子のフルタイム労働者の時間あたり賃金を100とし、パートタイム労働者の時間あたり賃金を取ることによりいくつかの国の賃金格差を比較してみると、データは若干古くなるが、オランダ(1972)では119.0、オーストラリア(1979)は103.4、ベルギー(1972)は99.7、フランス(1972)は92.8、西ドイツ(1972)は95.2、イギリス(1981)は91.9、ルクセンブルク(1972)は80.5とフルタイム労働者とパートタイム労働者の賃金格差は小さい。こうした国々で賃金格差が小さいのは、仕事の内容が同じであればパートタイム労働者であってもフルタイム労働者と等しい時間当たり賃金を支払わなければならないという均等条件が課せられている国が多いためである(OECD, Employment Outlook, 1983, 1985)。他方、わが国では女子一般労働者とパートタイム労働者の時間当たり賃金(所定内)を比較してみると、一般労働者100に対し賞与を含めると59.0、賞与を除いても73.0と他の国に比べ大きな賃金格差が存在する(1985年『賃金構造基本調査』)。したがってパートタイム労働者も含めた全雇用者について男女間賃金格差を取ると、女子にパートタイム労働者が多い分だけ、一般労働者に限定した場合に比べ、男女間格差はますます拡大する。

2) Gronau, R., "The Effect of Children on the Housewife's Value of Time," *Journal of Political Economy*, 81, 1973, pp.168-199. Connelly, R., "The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation," *Review of Economics and Statistics*, 74, 83-90, 1992. Leibowitz, A. and J. Klerman., "Explaining Changes in Married Women's Employment Over Time." *Demography*, 32, 1995.

かどうかは労使の自由な選択に任せるといった姿勢が貫かれ、法律によってこの導入を企業に義務づけ、誰もがそれを利用できるようにするといった措置は最近まで採られてこなかった。ところが90年代に入り、これを企業に義務づける連邦法が制定されるようになった。またイギリスにおいても従来は、出産休暇を企業に義務づける法律の適用が特定の条件を満たす人に限定されてきたが、90年代に入り対象者を拡大するよう法改正がなされた。そしてわが国においても育児と継続就業の両立を可能にしようとの主旨から、育児休業法が制定されるようになった。

はたしてこうした制度の拡充は、女性就業にどのような影響を与えるのだろうか。そして賃金にはどのような効果があると期待できるのだろうか。これらの法制上の変更が実施されてからの期間も短く、運用面も含め、それらが実質的に根づくまでには時間もかかる。また統計上もこの効果を検討するのに十分なものは、まだ利用できない。そこでこの小論では、横断面データを基に、日米英における女性の出産前後の就業状態の変化や出産休業、育児休業によってカバーされている人とカバーされていない人の出産前後の就業行動における変化の違い、復職した人の賃金変化の違いを検討することによって、上述した問題を考える際のファクト・ファインディングを整理してみたい。

II 子供の有無別・末子の年齢別女性就業率の日米英比較

配偶状態や子供の有無・末子の年齢によって、女性の就業率にはどのような違いがあるのだろうか。そしてそれは日米英でどのように異なっているのだろうか。教育水準別にこれらの問題を検討してみたい。

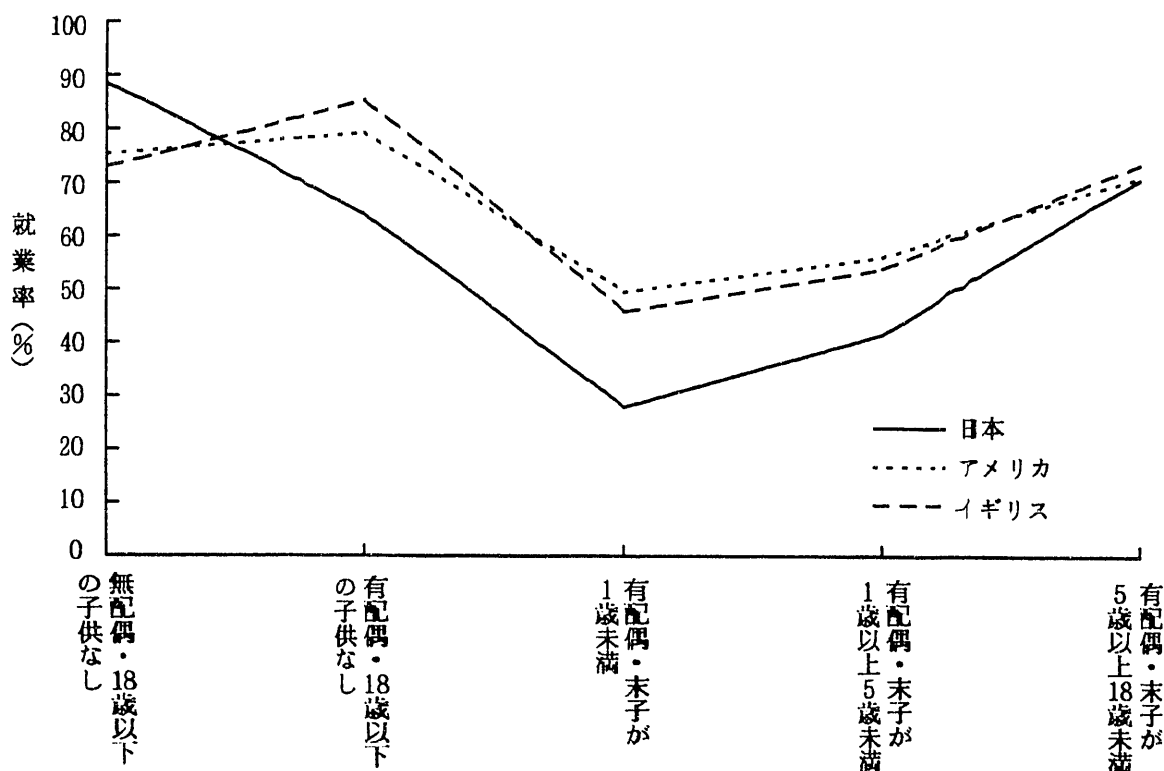
それぞれの国について調査対象者や質問内容がなるべく類似した統計を特別集計することによって、日米英の比較を試みる。安定した結果を得るには大量のサンプルを必要とすること、配偶状態や子供の有無、年齢、学歴や就業状態についての情報を必要とすることから、ここでは日本については1992年『就業構造基本調査』の18歳から45歳女子（就学中の者を除く）、アメリカについては1993～95年 Current Population Survey の19歳から45歳女子、イギリスについては1993～95年 Labour Force Survey の18歳から45歳女子の調査結果を用い、比較を行った。

図1が配偶状態、子供の有無、末子の年齢別に日米英の女性就業率を比較したものである³⁾。無配偶者（未婚者、離死別者）における就業率は米英に比べて、わが国の方が高い⁴⁾。しかし結婚し配偶者を持つとわが国では女子就業率が大きく低下しているのに比べ、アメ

3) 『就業構造基本調査』がふだんの就業状態 (usual status) について調べているのに対し、米英の二つの調査は過去1週間の就業状態 (actual status) を質問しているため、厳密には就業率の定義は同じではない。なお、actual status について調査している現在のわが国の『労働力調査』では、休業者の定義として有給であることが条件として課されているため、無給で育児休業をとっている人は休業者には含まれず、非労働力として分類されることになる。米英でも労働力率の定義についてはこうした統計上の問題があるため、ここでは休業者を除いた実際に就業している人を分子とし、該当人口に占める就業率を比較のために用いた。

4) 学歴別の就業率を比較するために在学者を除いたサンプルに占める就業率を用いている。

図1 日米英の配偶関係別・子供の有無別・末子の年齢別女性の就業率(%)
(18歳から45歳女性)



(資料) 日本は1992年『就業構造基本調査』
 アメリカは1992-95.3 Current Population Survey.
 イギリスは1993-95 British Labor Force Survey
 図2～4においても同様

リカやイギリスでは低下を示さない。子供のいない有配偶者に限定して見ても、わが国の就業率はアメリカ、イギリスを下回るようになる。わが国でも結婚しても仕事を継続する女性が最近増えてきたが、それでもアメリカ、イギリスに比べるとその数はまだ少ない。

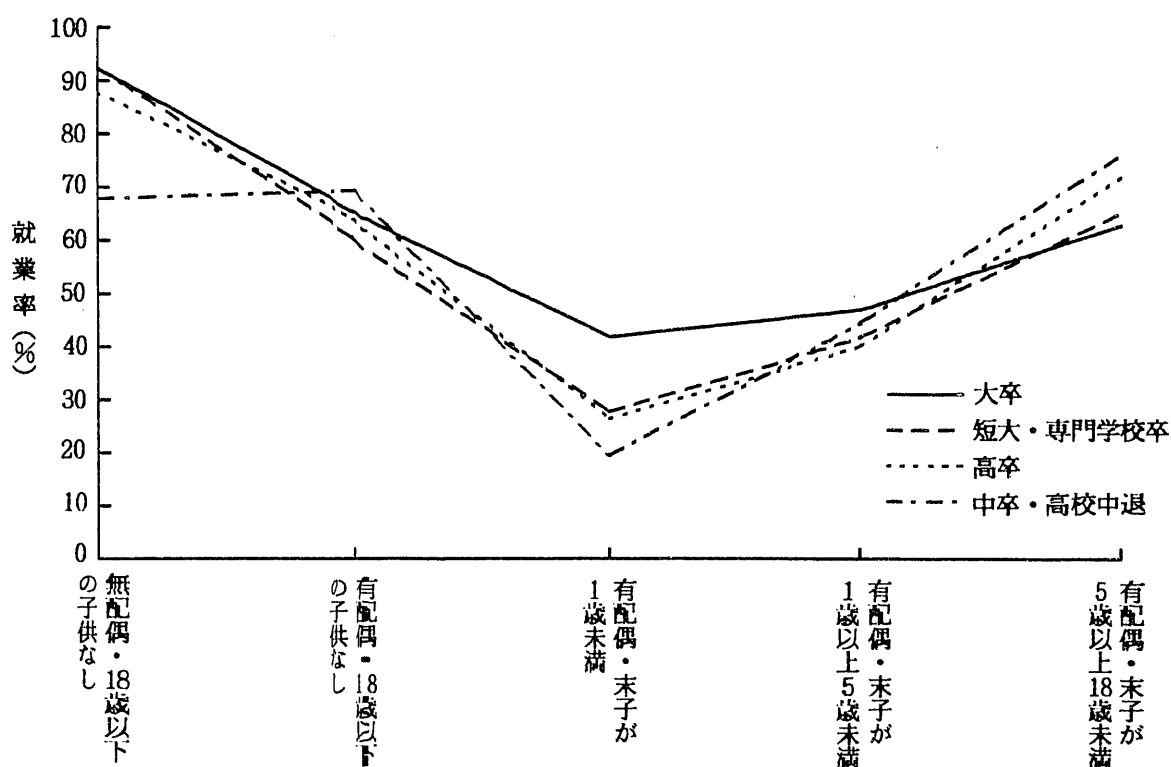
他方、子供を出産した後の影響はどうか。米英でも子供を出産した後の就業率の落ち込みは大きく、3カ国いずれの国においても同じように就業率は低下している。そこでは子供のいない状態における日本と米英の就業率の差は、そのまま1歳未満の子供を持つ母親の就業率の差として維持される。しかし子供が大きくなるにしたがって、どこの国でも就業率は上昇するが、その上昇幅はわが国において一番大きい。子供が5～18歳になると、日本は米英に追いつくようになる。それだけわが国では米英に比べ、結婚や出産によって一時期就業を辞め、一定期間が経ってから再就職する女性が多く、結婚や出産による就業中断の影響が大きい。ただ米英でも出産・育児による女性の就業中断への影響は小さいわけではないと言えよう⁵⁾。

5) 女子の年齢別労働力率カーブを見ると、アメリカでは近年いわゆる‘M字型’が消え、窪みが見えなくなっているが、これは子供を持つ女性の就業率が上昇しているのと同時に休業中の女性を労働力に含めるのかどうかや出産年齢の散らばりの大きさなどが影響していると思われる。

これを教育水準別に見たらどうか。図2～図4は日米英における学歴別の就業率の変化を示している⁶⁾。日本についての図2を見ると、アメリカの図3やイギリスの図4に比べ、学歴別の就業率の線が一定の範囲内に集中し、中には交差しているものもある。それだけわが国における学歴間の就業率の差は小さいと言える。それでも配偶状態や子供の年齢別に見ていくと、大卒と短大卒以下には若干の差が見られる。結婚することにより大卒の就業率も短大・専門学校卒、高卒の就業率と同様低下するが、子供を出産した後の就業率の落ち込みは短大・専門学校卒や高卒に比べ小さい。それだけ継続就業する者が大卒には相対的に多いと予想される。しかしその一方、子供が大きくなってからパートタイム等を中心に再就職する人は短大以下の人の方が多く、子供が5歳以上になると就業率は逆転し、大卒の就業率は中卒、高卒、短大専門学校卒よりもわずかではあるが低くなる傾向がある⁷⁾。

これに比べ、図3、図4のアメリカやイギリスにおける各学歴別の就業率の線は、ほぼ平行のまま推移している。とくにアメリカではこうした傾向が強い。学歴間の就業率の差

図2 日本の配偶関係別・子供の有無別・末子の年齢別・学歴別女性の就業率(%)
(18歳から45歳女性)



6) ここではアメリカ、イギリスの教育水準について、high school卒業未満の人を中卒、high school卒業者を高卒、community college等の4年制以下のsome collegeの卒業生を短大・専門学校卒、4年制のcollege卒業者を大卒として扱った。

7) 樋口美雄『日本経済と就業行動』東洋経済新報社、1991年

図3 アメリカの配偶関係別・子供の有無別・末子の年齢別・学歴別女性の就業率 (%) (18歳から45歳女性)

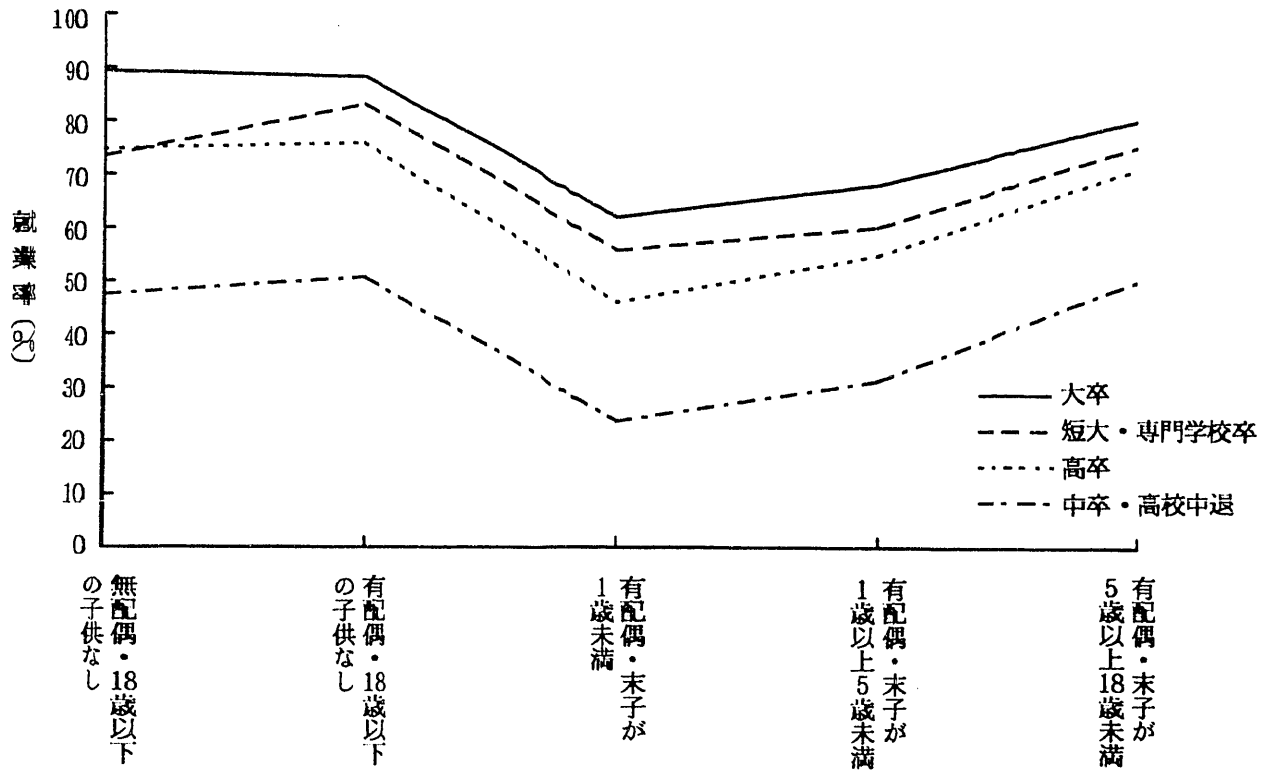
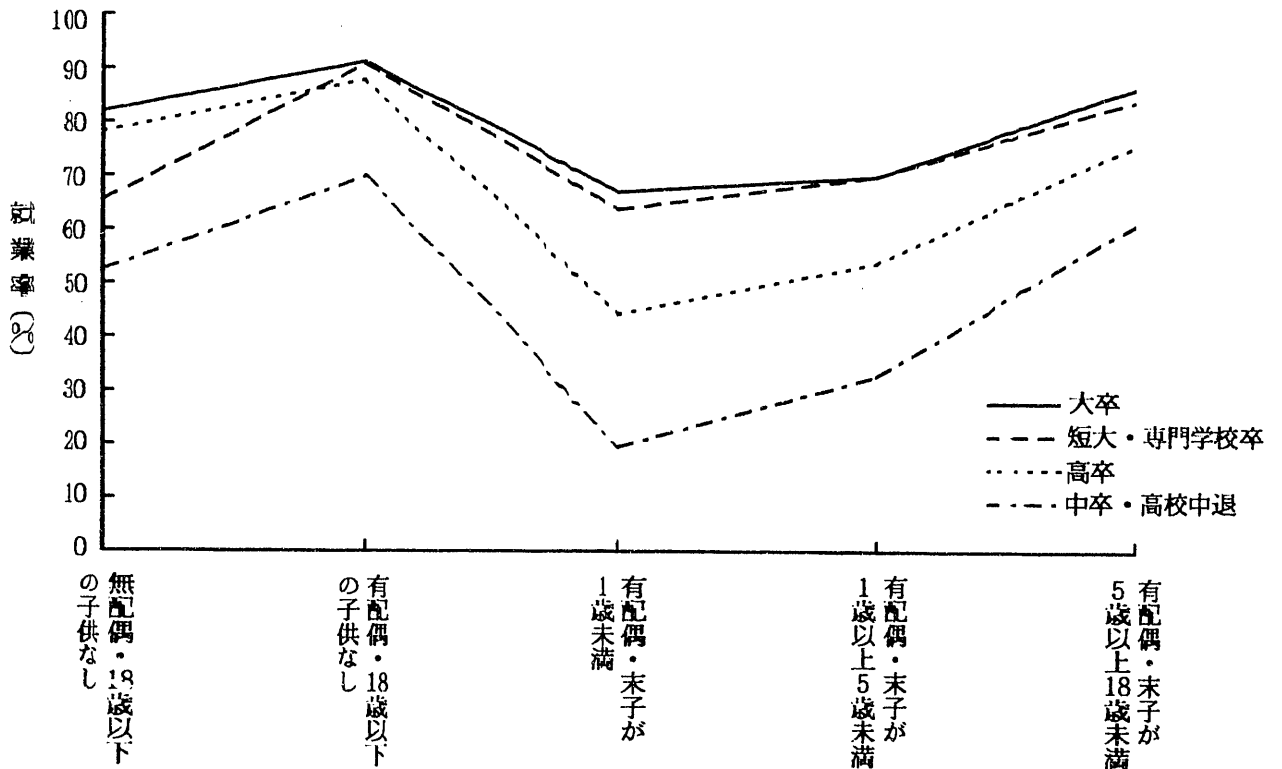


図4 イギリスの配偶関係別・子供の有無別・末子の年齢別・学歴別女性の就業率 (%) (18歳から45歳女性)

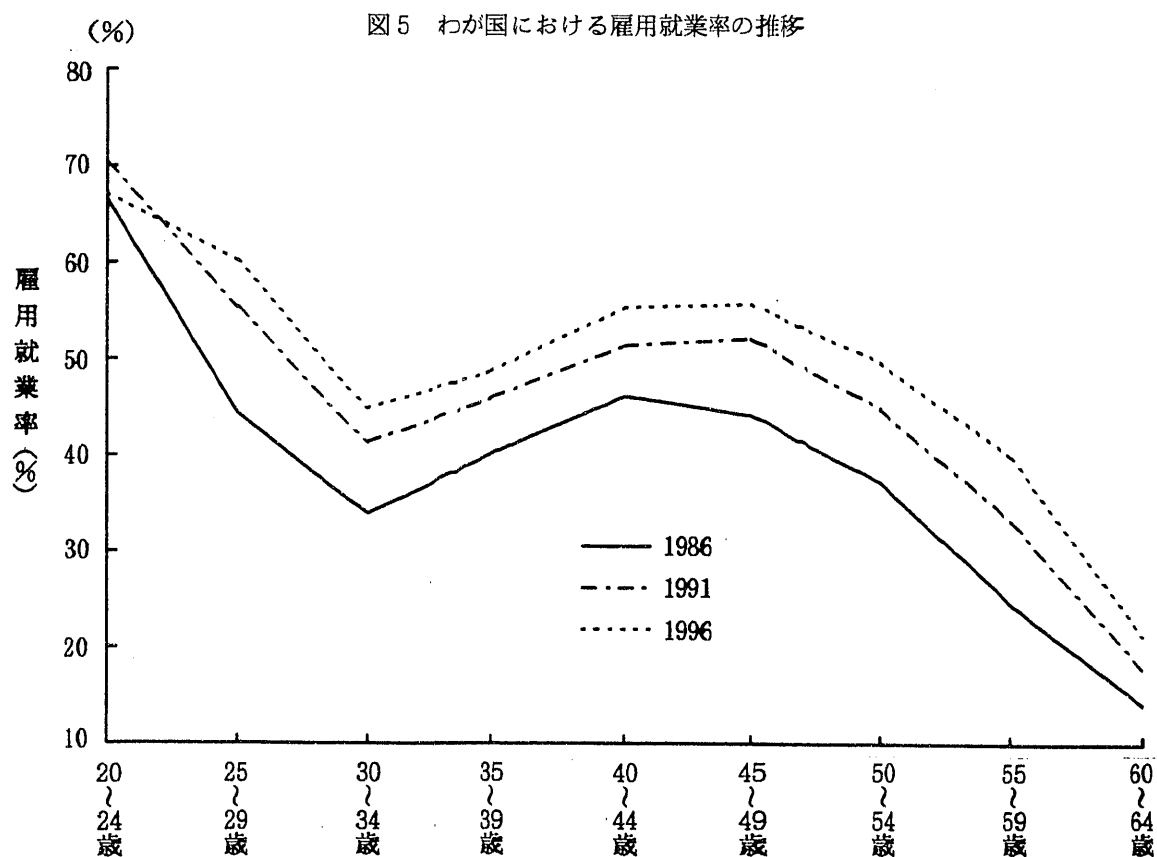


はライフステージのどの局面においても大きい。そして、結婚や出産による就業中断への影響、さらには子供の成長にともなう就業再開への影響は、学歴による差異がなく、類似している。

Ⅲ わが国における女性雇用就業率の変化

英米に比べ、こうした違いのあるわが国の女子就業率ではあるが、時系列的にはどのような変化が起こっているのだろうか。就業者を企業に勤める雇用者に限定し、まず年齢別の雇用就業率（雇用就業者数／該当年齢人口）の変化を見ていきたい。図5はこの10年間の動きを示したものである。86年から91年の動きを見ると、平成景気下における労働需要の急拡大も手伝って、この間、雇用就業率はほとんどの年齢層で大きく上昇した。その後、需要の停滞による影響もあって、伸びは鈍化した。それでもわずかながら雇用就業率は上昇を続けている。

こうした変化を未婚者と有配偶者に分け、年齢階層別に雇用就業率上昇の背景を探ってみると、20代後半における上昇は有配偶女性の雇用者の増加に加え、主に晩婚化、非婚化による未婚者の増加に負っているところが大きい⁸⁾。そして30歳以降の雇用就業率の上昇



(資料)『労働力調査』

8) 樋口美雄「高齢化社会におけるM字型の行方」『季刊家計経済研究』第16号、家計経済研究所、1992年

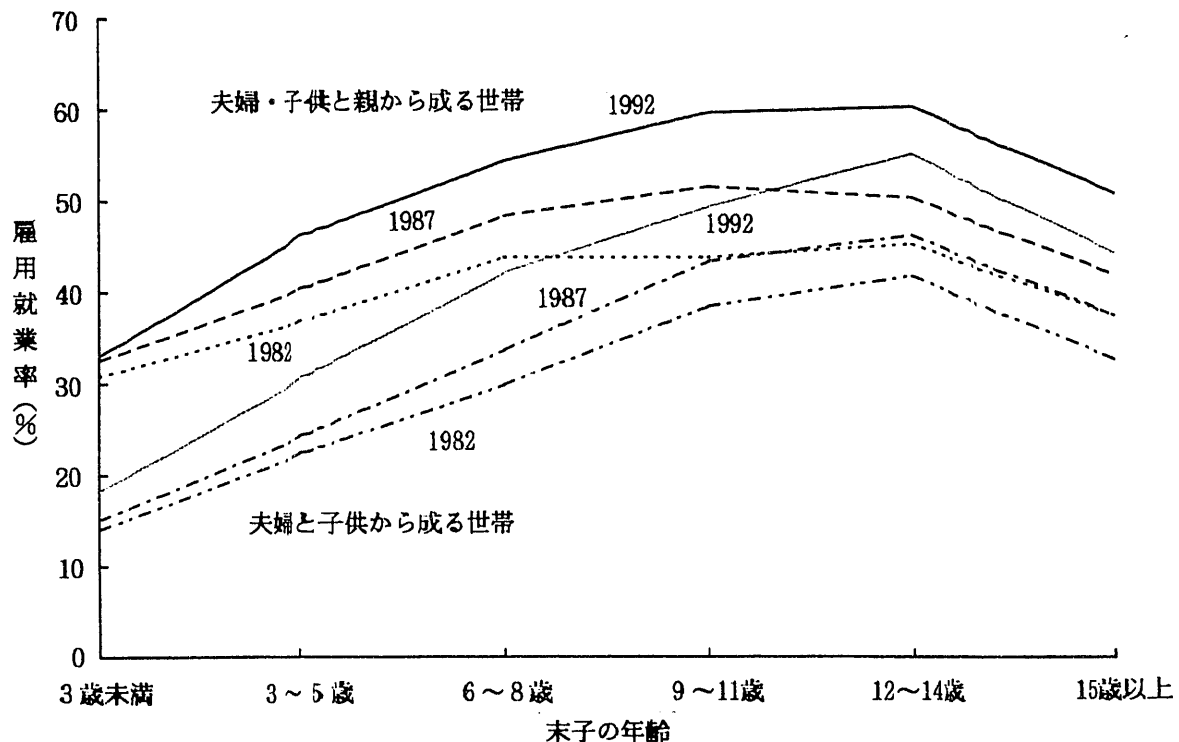
は、主に有配偶女性の雇用者の増加に負っている。

有配偶女性の雇用就業率の上昇は、主に次の四つの要因によって起こりうる。第1は子供を持たずに企業に勤める女性が増加したこと、第2は出産しても仕事を続ける女性が増加したこと、第3は出産により仕事を一時的に辞めても、短期間のうちに復職する女性が増加したこと、第4はこれらの構成比が変化し、もともと就業率の高いグループのウェイトが高まったことである。

いま第1に挙げた子供を持たない有配偶女性の雇用就業率の上昇について、資料は若干古いが、世帯分類の細かく取れる1982年と92年の『就業構造基本調査』を比較することにより検討すると、子供のいない夫婦のみの世帯における妻の雇用就業率は2.9%ポイント(27.6%から30.5%へ上昇)、また子供のいない夫婦および親から成る世帯における妻の雇用就業率は5.6%ポイント(38.6%から44.2%へ上昇)上昇しているが、後で見る年長の子供のいる世帯に比べ、上昇率は小さい。

それでは子供を出産しても、仕事を辞めない女性が増えているのだろうか⁹⁾。そこで末子の年齢別に雇用就業率の変化を見てみよう。図6がそれである。世帯類型別に見ると、いずれの年においても、親の同居している複合世帯の方が同居していない核世帯に比べ、

図6 わが国における世帯類型別・末子の年齢別妻の雇用就業率(%)



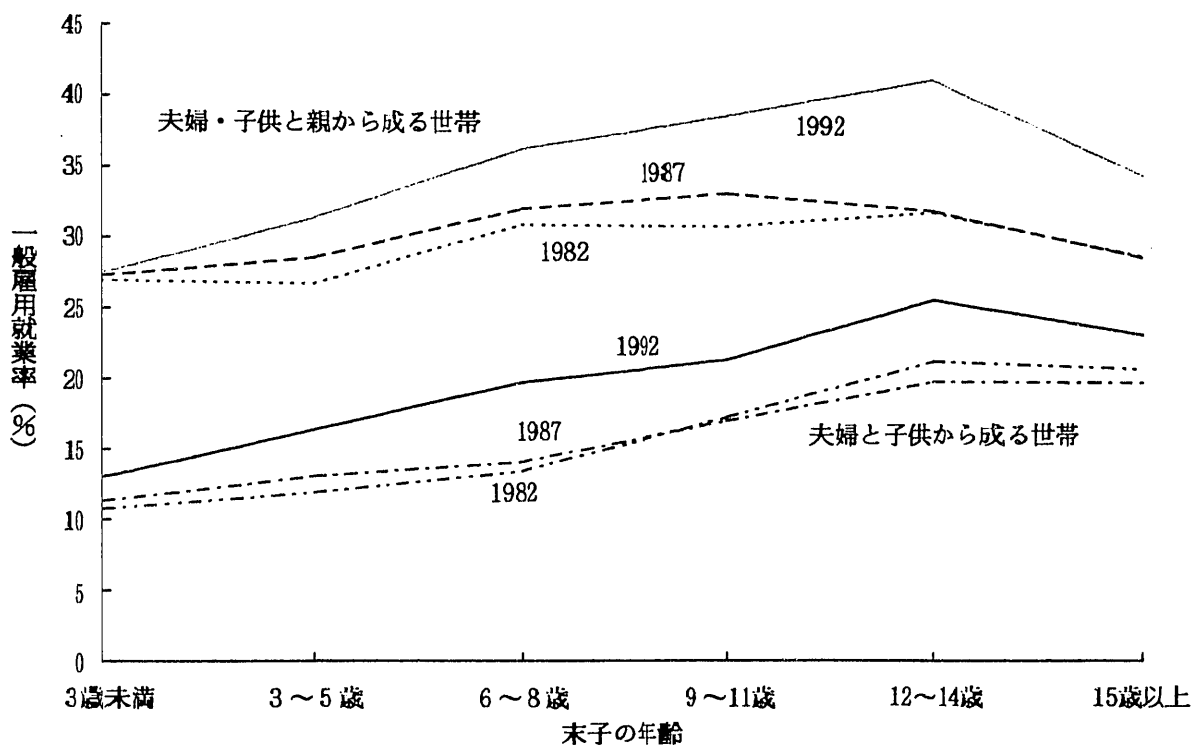
(資料)『就業構造基本調査』

9) ここではサンプル・サイズの大きい『就業構造基本調査』に基づいて検討したが、毎年2月に実施している『労働力調査特別調査』に基づき1997年までの10年間の動きを見ても、子供のいない有配偶女性の雇用就業率が子供の大きくなった有配偶女性の雇用就業率に比べ、上昇率が小さいという結論に変わりはない。樋口(上掲注7)は上述した要因についてそれぞれの就業率引き上げに対する寄与率を計算している。

妻の雇用就業率は明らかに高い。この差は、パートタイム就業者を除いた図7の一般雇用者としての就業率において、一層明らかである。それだけフルタイムとして働けるかは、同居する母親からの育児支援を得られるかどうか大きく左右されると言えよう。図8のパートタイム就業率について見るとこうした傾向はなく、むしろ核世帯の方が高い。

次に末子の年齢別に雇用就業率の推移を見ると、3歳未満の子供を持つ妻の就業率は年長の子供を持つ妻に比べ、それほど大きく上昇しているとは言えない¹⁰⁾。このことは、子供を出産しても仕事を続ける女性は増えているが、しかしその数はそれほど急増しているわけではないことを示す。むしろ子供が大きくなってから再就職する女性の方が大きく増加している。育児を理由に離職した女性が、近年、短期間のうちに労働市場へ戻ってくる傾向が強まっていることは、中村・上田¹¹⁾の『就業構造基本調査』の特別集計の結果を加工した図9からも明らかである。これを雇用形態別に見ると、フルタイムとしての復職者も増えているが、とくにパートタイムとしての復職者が急増していると言える。

図7 世帯類型別・末子の年齢別妻の一般雇用就業率(%)

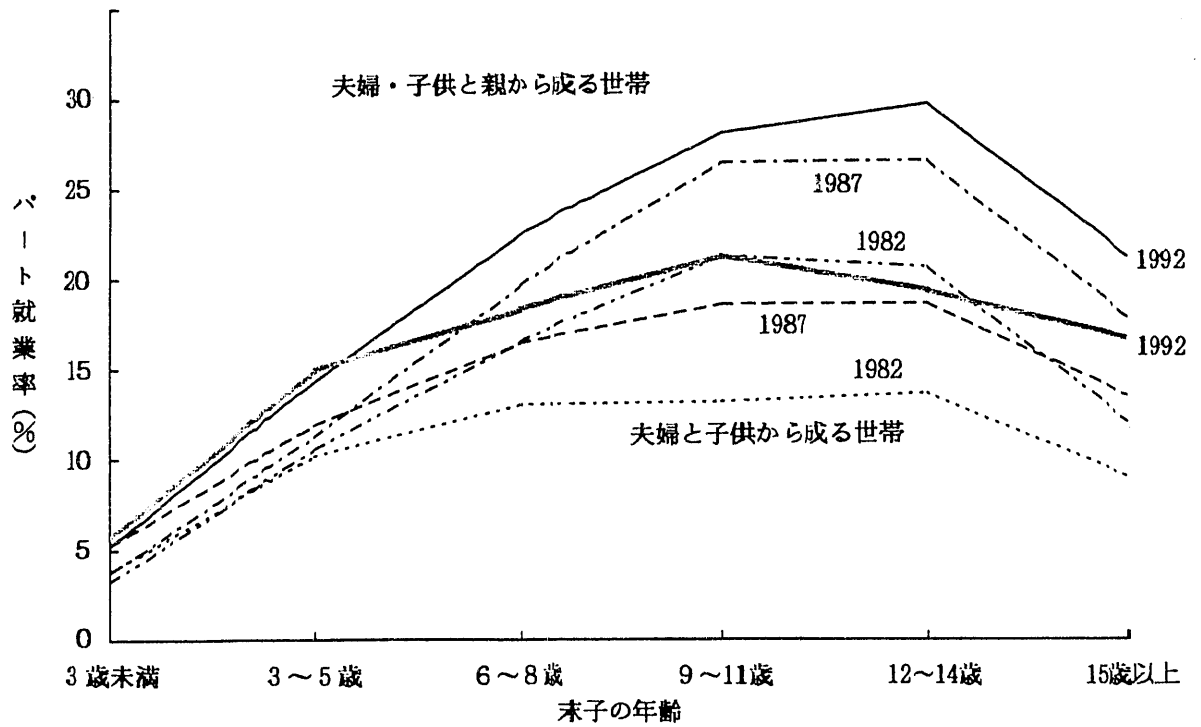


〔資料〕『就業構造基本調査』

10) 『労働力調査特別調査』による最近の動きでも、こうした傾向は確認できる。

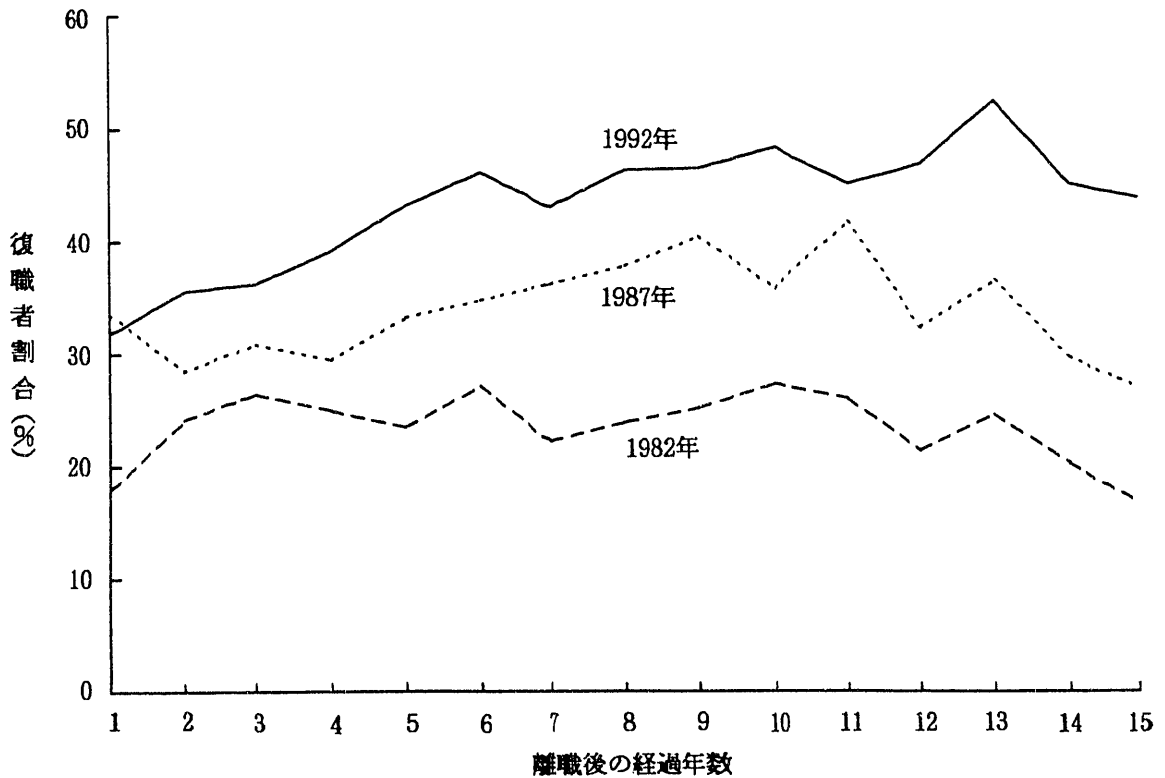
11) 中村二郎・上田貴子「既婚女子の育児離職期間の分析」『女性労働の雇用と賃金に関する調査研究』労働問題リサーチセンター、1997年3月

図8 世帯類型別・末子の年齢別妻のパート就業率 (%)



(資料)『就業構造基本調査』

図9 育児を理由に離職した既婚女性の離職後の経過年数別復職者割合



(資料出所)『就業構造基本調査』(中村・上田(1997)表2-2を加工し作成)

IV 出産・育児休業制度と就業継続・賃金変化への影響

1. 3カ国における法制度

企業の育児支援は、女性の就業継続にどの程度の影響を与えているのだろうか。まず日米英におけるこの面における法制化の歴史について見ておくことにしたい。

企業の育児支援に対する法制化の取組は、3カ国間で大きく異なる。わが国では産前・産後休暇について、1947年以来、労働基準法第65条により、産前の6週間、産後の8週間（産後6週間を経過した女子が請求した場合において、医師が支障ないと認めた業務に就かせることは差し支えない）の休暇を企業に義務づけてきた。これに加えて、91年に「育児休業等に関する法律」が制定され、翌年から施行されることになった。この法律では、就業と育児の両立を支援するとの観点から、企業は男女に問わず従業員の申し出により、子供が1歳になるまでは育児休業を取れるようにすること、さらに小学校就学前の子供を持つ従業員に対しては勤務時間の短縮等、子供の養育を容易にする措置を講ずることが義務づけられた。従来、育児休業制度の導入は常時30人以下の従業員を雇う小企業に対して猶予されてきたが、95年4月1日よりこうした企業に対しても同法が適用されるようになった。休業中は無給であってもよいとされているが、95年4月1日からは雇用保険法の一部改正により、休業前の給与の25%が育児休業基本給付金として雇用保険から支給されるようになった¹²⁾。また休業中の社会保険料についても、申請により被保険者の本人負担分が同日より免除されることになった。

他方、アメリカでは従来、出産休業（産前産後休暇）に関しても連邦法による法規制は取られてこなかった。そこではFederal Pregnancy Discrimination Actに基づき、雇用主が自主的に判断したプログラムにより出産休業が認められる場合もあったが、これによりカバーされた女性は40～60%にとどまっていた。そしてやっと93年になりFamily and Medical Leave Actが制定され、はじめて連邦法により、公的部門および従業員50人以上の民間企業は、最低限、12週間の無給出産休業を従業員に与えることが義務づけられるようになった。

イギリスにおいても78年のNational Maternity Leave Legislationにより、企業は出産休業を認めることを義務づけられてきたが、それが適用されるための労働者の条件として2年間フルタイムとして就業していること、あるいは5年間パートタイムとして就業していることが必要とされてきたために、実際にこの制度によってカバーされてきたのは女性労働者のほぼ半分に過ぎなかった。そしてその内容は、一部の期間手当て支給をとまう26週間（14週の産前産後休暇を除く）の休業を取得することができるというもので

12) 平成8年度『女子雇用管理基本調査』（労働省）によると、育児休業期間中（子が1歳未満）に金銭支給がある事業所は、育児休業制度の規定がある事業所（民営事業所）のうち20.7%であり、会社のみが支給している事業所が13.3%、会社・共済会等が共に支給している事業所が3.3%、共済会等のみが支給している事業所が4.1%であった。

あった。それが93年より、EU基準に合わせる必要性から、女性全員に適用の対象範囲が拡大されるように改定された。

このようにアメリカ、イギリスにおける出産休業に対する法律上の取組は北欧や他の先進国に比べ遅れていると言えよう。こうした背景には、米英では育児・教育は個々の家庭が自分たちの考えに基づき行うべきものであり、行政は介入するべきではないとの考えが強いことが影響している。また同時に、企業の合理性を無視し法律により出産や育児のための休業プログラムを企業に義務づけたとしても、それを採算の合わないコストの高いものであると企業が判断すれば、採用の段階でそうしたプログラムを利用しそうな女性が不利に取り扱われる危険性があるとの経済的判断も働いてきたと思われる。すなわちここでは女性の就業支援という観点から、企業の主体的な判断を無視して法律により出産休業制度を強制しても、むしろ他の所で歪み生まれ、結果的には女性の就業者にとってもプラスにはならないという考えが働いてきたと言えよう。それが最近になって、法的介入のないまま、労使の自主的な判断に任せても、そこには限界があるとの認識が強まってきた。法制化が実現したのにもこうした考えの変化が反映しているものと考えることができよう。

2. 継続就業率への影響

それではそうした状況において、わが国における育児休業プログラム、そして米英における出産休業プログラムは女性の継続就業にどのような影響をもたらしているのだろうか。こうした質問に答えるためには、各回答者の制度の利用可能性に関する調査事項を含み、なおかつ出産した女性の産前・産後の就業状況の変化を追跡調査したパネル・データが必要である。第2節で用いた日米英の統計資料は大量観察が可能であるというメリットを持っていたが、反面、個々人の休業プログラムの利用可能性についての質問を含んでおらず、また同一個人を追ったパネル・データともなっていない。このためサンプル・サイズは小さいが、日本については家計経済研究所の『消費生活に関するパネル調査』（1993年に24～34歳の女性1,500人）、アメリカについては the National Longitudinal of Youth（1991年に26～34歳の女性4,771人）、イギリスについては the National Child Development Study（1991年に33歳以下の女性3,799人）を資料として用いることにする。これらの調査においては、就業者（日米英ともにパートタイマーを含む雇用者）にあらかじめ出産休業制度や育児休業制度を取る資格があるかどうかを直接尋ねるという形をとっており、実際に勤めている企業がそうしたプログラムを用意しているかどうかといった形式上の問題とともに、企業がこれらの制度についてどの程度広報活動を行い、従業員がその存在を認知しているか、あるいは本人がその利用可能性や取りやすさについてどう判断しているかといった面も、回答内容に影響を与えている可能性がある。

表2は、3カ国について、出産の前後の年に実施した調査において就業状態がどう変化したかを、育児休業制度、あるいは出産休業制度によりカバーされている女性とカバーされていない女性について、それぞれまとめたものである。末子（調査時点で回答者がもっとも最近産んだ子供）を出産した前年に就業していた人の割合は、日本が38.5%（雇用就

表2 日米英における育児休業制度・出産休業制度の有無別の
出産した女性の継続就業率

	(%)
日本	
0. 末子を出産した前年の調査で就業していた人の割合	38.5
1. 末子を出産した前年の調査で雇用就業していた人の割合	32.6
2. 末子を出産した前年の調査で雇用就業していた人のうち、育児休業制度のある企業で勤めていた人の割合	46.0
3. 2の人のうち、出産の翌年の調査で元の企業に復職していた人の割合	79.2
4. 末子を出産した前年の調査で雇用就業していた人のうち、育児休業制度のない企業で働いていた人の割合	47.1
5. 4の人のうち、出産の翌年に元の企業に復職していた人の割合	35.6
アメリカ	
1. 末子を出産した半年前に雇用就業していた人の割合	63.4
2. 末子を出産した半年前に雇用就業していた人のうち、出産休業制度でカバーされている人の割合	65.0
3. 2の人のうち、出産後1年以内に元の企業に復職した人の割合	64.3
4. 末子を出産の前年の調査で雇用就業していた人のうち、出産休業制度でカバーされずに働いていた人の割合	35.0
5. 4の人のうち、出産後1年以内に元の企業に復職した人の割合	42.6
イギリス	
1. 末子を出産した半年前に雇用就業していた人の割合	53.3
2. 末子を出産した半年前に雇用就業していた人のうち、法定出産休業制度でカバーされている人の割合	52.6
3. 2の人のうち、出産後1年以内に元の企業に復職した人の割合	60.1
4. 末子を出産の前年の調査で雇用就業していた人のうち、法定出産休業制度でカバーされずに働いていた人の割合	47.4
5. 4の人のうち、出産後1年以内に元の企業に復職した人の割合	43.2

(注) 回答が不詳である者が存在するため、制度のある企業で働いていた人の割合と制度のない企業で働いていた人の割合を足しても100%にはならない。

業率32.6%)、アメリカが63.4%、イギリスが53.3%と、アメリカ、イギリスに比べ日本は低い¹³⁾。しかし出産前の調査で雇用就業していた人のうち、出産した翌年の調査で同一の企業で働いている人の割合(継続就業率)は、アメリカ56.7%、イギリス52.1%であるのに比べ、日本も54.9%と、それほど大差はない¹⁴⁾。

- 13) 日本では統計上、過去1年間に出産した人について、前の年の調査で就業していたと回答した人の割合を、前年に就業していた人の割合として求めた。したがって過去1年間の早い時点で出産し、しかも妊娠してすぐに企業を辞めてしまった人は前の年の調査では無業と答えている可能性があり、このような人が多ければ日本における出産前の女性の雇用就業率は低く出る可能性がある。しかしアメリカやイギリスについても、出産する半年前の時点における就業状態によって出産前に就業していたかどうかを判定しており、妊娠後すぐに企業を辞めた人は無業として定義されている。このため、こうした定義の差による日米英の違いは小さいものと判断される。むしろ末子のお産前において日本の就業率が低いのは、すでに子供を持っている女性の就業率が低かったり、結婚後、就業を辞めた女性が多いことによるものと思われる。
- 14) 平成8年度『女子雇用管理基本調査』によると、出産した女性労働者(民営事業所)のうち、育児休業を取得した人の割合は44.5%であり、従業員500人以上規模の事業所では64.5%と高い。またこれを産業別に見ると、運輸・通信業が76.7%、電気・ガス・熱供給・水道業75.4%、不動産業73.5%、金融・保険業70.8%と育児休業を取得した人の割合が高い。育児休業を取得し、復職予定であった人のうち、実際に復職した人は87.3%、復職しなかった人は12.7%であった。1年後に同一の企業で就業している継続就業者には、この他に労働時間を短縮するなどして休業を取らずに就業を続けていた人も含まれる。

いま米英について、出産休業プログラムの利用資格の有無別に産後から1年以内に元の企業へ復職した人の割合（継続就業率）を比較すると、資格を有する人の方がアメリカでは21.7%ポイント（64.3%—42.6%）、イギリスでは16.9%ポイント（60.1%—43.2%）高い。他方、日本について育児休業制度の有無別にその差を見てみると、43.6%ポイント（79.2%—35.6%）と大きな差の存在することがわかる。

上の数字は全体のサンプルを制度の有無により二つに分け、単純に同一企業における継続就業率の差を見たものであり、他の要因の影響を取り除いていない。そこで、教育水準や企業規模等、他の要因が同じであっても、休業制度の有無によって、産出した母親の継続就業率に差があるかどうかを確かめるために、先のデータを用いてプロビット分析を行った。そして推定されたパラメータから各変数の限界効果（各変数が該当する人と該当しない人の継続就業率の差、学歴については中卒との差、年齢は1歳上がることによる差）を求めた結果が表3に掲載されている。

日米英とも大卒者の産後の継続就業率は高い傾向にあるが、日本では有意な結果になっていない。またすでに子供があり、今回の産後がはじめてではない人の継続就業率は、長子を出産した人に比べて落ち込みが小さい。第2子以降の産後の場合、上の子の世話もしなければならぬなど機会費用も含めた就業コストは長子の場合に比べて高まる。だが、長子産後後も勤めていた人はそれだけ就業に対する選好が強く、このことにより、結果的に見て、長子の産時での継続就業率低下よりも、第2子以降の産後ともなう継続就業率低下の方が小さなものになっていると考えられる。

そして注目される休業制度の効果であるが、年齢や学歴など他の要因をコントロールしても、アメリカにおける産後休業制度の利用可能性は、これがない場合に比べ産後の母親の継続就業率を23.2%ポイント高め、イギリスの産後休業制度は16.4%ポイント高めている。他方、わが国では、制度の内容が大きく異なり単純な比較はできないが、育児休業制度の利用可能な状況にある人の継続就業率は、ない人に比べ35.5%ポイントも高いという結果になっている。

表3 日米英における女性の産後の継続就業率に与える各要因の限界効果（プロビット分析の推定結果より）

	日本	アメリカ	イギリス
年齢	0.0282 (0.0158)	-0.0164* (0.0043)	0.032* (0.0047)
高卒	0.1121 (0.2392)	0.0585 (0.0385)	-0.0567 (0.0466)
短大・専門学校卒	0.1041 (0.2420)	0.075 (0.0418)	0.0973* (0.0494)
大卒	0.1318 (0.2603)	0.2001* (0.4730)	0.1649* (0.0599)
第2子以降の産後	0.2251* (0.0968)	0.1756* (0.0282)	0.0685* (0.0317)
育児(産後)休業制度	0.3545* (0.1024)	0.2318* (0.0289)	0.1636* (0.0310)
疑似決定係数	0.2231	0.0639	0.0873

(注) 教育水準については中卒者を基準とし、その人との差を示す。計測式には、このほかに定数項と企業規模ダミー変数（1000人以上、100～999人、99人以下が基準）が独立変数として加えられている。括弧内の数字は標準偏差を示す。また*印は1%水準で統計的に有意であることを示す。表4、表5も同じ。

育児休業制度の効果が大きく表れているのは、こうした制度がない場合、事実上、わが国では出産後の継続就業は不可能に近い状況にあることを示している。他方、育児休業制度のある企業における継続就業率が高いのには、次のような二つの効果が影響していると考えられる。一つは、元来この制度が目指したように、これにより育児と女性就業の両立が容易になったことである。もう一つは育児休業制度がもともと就職前から、出産して就業を続けたいと考えていた人を引き付ける効果を持っており、そこで働いている人の考え方の違いが影響していることである。こうした両者の効果が合わさって、利用可能な人とそうでない人の大きな差を生み出しているものと言えよう。

そこで就業に対する異個人間の考え方の違い（異質性）をなるべく取り除くために、企業に対する定着性向を示す出産時におけるその人の勤続年数を独立変数に加え、プロビット分析を行った。結果は表4に示されている。表3に比べ育児（出産）休業制度の効果は、いずれの国でも小さくなっているが、日本とアメリカでは依然として有意な結果になっており、これらの制度の存在が継続就業率を高めるのに役立っていると評価できよう。

表4 日米英における女性の出産後の継続就業率に与える各要因の限界効果（出産時における勤続年数を独立変数として加えたときのプロビット分析の推定結果による）

	日本	アメリカ	イギリス
年齢	0.0104 (0.0165)	-0.0383* (0.0049)	0.0244 (0.0048)
高卒	0.2093 (0.2841)	0.0209 (0.0398)	-0.0771 (0.0472)
短大・専門学校卒	0.2364 (0.2871)	0.0420 (0.0432)	0.1018* (0.0494)
大卒	0.3447 (0.3089)	0.1890* (0.0451)	0.2092* (0.0552)
第2子以降の出産	0.2207* (0.0969)	0.1778* (0.0292)	0.0687* (0.0322)
育児(出産)休業制度	0.2211* (0.1061)	0.1431* (0.0306)	-0.0659 (0.0429)
出産時の勤続年数	0.0504* (0.0139)	0.0770* (0.0076)	0.0454* (0.0059)
疑似決定係数	0.2961	0.1508	0.1221

3. 出産後の賃金への影響

育児休業制度や出産休業制度が用意され、女性の継続就業が可能になることにより、賃金面にはどのような影響が生まれるのだろうか。前述の調査に基づき、実際に子供を出産し就業した人のその後の賃金データを使って、この点を明らかにしてみたい。

表5は時間あたり賃金率

表5 日米英における出産後の女性の賃金率関数推定結果

	日本	アメリカ	イギリス
年齢	0.0422* (0.0132)	0.0203* (0.0057)	0.0302* (0.0077)
子供の数	-0.0369 (0.0440)	-0.0315* (0.0144)	-0.0507* (0.0155)
育児(出産)休業制度	0.2582* (0.0781)	0.1525* (0.0249)	0.1288* (0.0247)
決定係数(自由度調整済み)	0.1957	0.1859	0.2992

(注) アメリカ、イギリスについては、このほかに教育水準ダミーが独立変数として加えられている。

の対数値を従属変数とした賃金率関数の推定結果である。休業制度の効果に着目してみると、アメリカでは出産休業を取れる資格を持っていた人の出産1年後の賃金率は、持っていなかった人に比べ15.3%ほど高い¹⁵⁾。イギリスでも、同様に出産休業の資格のある人の出産後の賃金は、これを持たずに再就職した人の賃金より12.9%ほど高い。労働市場が流動的であるアメリカやイギリス¹⁶⁾においても、一度企業を辞めることは女性にとってキャリア形成上、大きなハンディキャップになっていると言えよう。出産休業制度により同一企業での継続就業が容易になることは、アメリカやイギリスのような労働市場でも女性のキャリア形成を大きく前進させると言える。

他方、わが国についてはどうか。表3で見たように、育児休業制度の利用可能な人と、そうでない人の同一企業における継続就業率には大きな差があった。また、出産した年の1年後のパネル・データにおいて、雇用就業している人の現在の企業における平均勤続年数は、育児休業制度が利用可能な企業では7.26年、利用可能でない企業では3.82年であり、これが利用可能であった企業では相対的に長期継続就業者が多いことがわかる。出産1年後の賃金率関数を計った表5の結果を見ると、育児休業制度によりカバーされていた人の賃金率は、そうでない人に比べ25.8%ほど高いという結果になっている。アメリカ、イギリスにおける効果が出産休業制度の効果であり、日本のそれが育児休業制度の効果であるから、単純に両者を比較することはできない。しかし、わが国でもこうした休業制度の利用可能性が女性の継続就業の可能性を高め、賃金面においてもプラスの効果を持っていることは事実のようである。

V むすびに代えて

わが国における女性就業の時系列的な動きを見ると、第3節で述べたように、出産後も仕事を継続している人の割合は、出産前に一度就業を辞め、再び子供が大きくなってから就職する人の割合に比べ、それほど大きく上昇しているわけではない。しかし、第4節の横断面データの分析結果を見ると、育児休業制度の普及は継続就業者を増加させる可能性を示唆していた。横断面分析から見いだされた効果が時系列的にも現実のものとなり、出産後の女性の継続就業率を大きく引き上げるためには、単に形式的に育児休業制度が導入されるだけでは効果がなく、実際にどれだけ利用しやすい制度を用意できるかといった運営面での改善が必要となる。

もし、育児休業制度が企業にとって余りにもコストのかかる、そして何らメリットのな

15) ここでは賃金のデータを得るため、すでに労働市場に復帰したサンプルに限定して賃金率関数を推定しているが、これらのサンプルは理論的に企業からの提示賃金が就業を希望するための留保賃金を上回っている人のはずであり、復職していない人も含めた全サンプルへの提示賃金に比べ上方バイアスを持っている可能性がある。この問題を解決するためには、動学的ヘックマン・モデルを用いる必要があるが、いまのところ長期間にわたって同一個人を追ったパネル・データがないため、ここではそれにより推計することを断念した。

16) OECD, Employment Outlook, 1993.

い制度であるならば、法律によりその導入が義務づけられたとしても、それは形式的な導入に終わってしまう危険性が強く、実際に制度を利用できる人がいないといったことになりかねない。またたとえ利用する人が増えたにしても、それが企業にとって高い費用のかかる制度であれば、それを利用しそうな女性の採用を手控えるといった問題も起こりかねない。そうすると、米英で従来から議論されてきたように、法律により保護しようと思って導入された制度が、逆にその人たちを排除してしまうという結果にもなりかねない。

こうした問題を解決するためには、どうしても育児休業制度の利用が企業にとってもコストの安い、そしてメリットのある制度にしていく必要がある¹⁷⁾。このためには、もちろん企業も労働時間を短縮したり、時間帯に自由度を持たせるなど、労働者の自己選択が可能となる働き方を認めていく必要がある¹⁸⁾。同時に、家族による家事分担によるサポートや行政による育児支援体制の改善も必要になろう。たとえば保育行政の面においても乳幼児保育や延長保育の拡充など育児と就業の両立をバックアップしていく体制を整えていく必要がある。さらには所得保障の面においても、すでに休業中の社会保険料の免除措置や雇用保険による賃金の25%の給付も行われているが、今後さらに制度の拡充も含めて検討されて然るべきであろう。そして休業制度運用面において、すでに休業中の労働者の代替要員確保のための派遣労働者利用が認められているが、今後、職場復帰に向けての情報提供や能力開発のための本人への支援なども重要な課題となってくる。

もし結婚したり子供を持ちたくない人が増えているのであれば、少子化により年金制度や労働力の減少といった社会問題が起こっても、制度の変更によって対応すべきであり、出生率の向上をねらった政策を行政はとるべきではないかもしれない。だが、各種のアンケート調査を見ると、結婚をし、子供を持ち、なおかつ仕事を続けたいという女性の数が近年急増しているのも事実である。そうした希望があるにもかかわらず、現実には種々の阻害要因から子供を産めない人が増えたり、就業継続が難しくなっているとすれば、希望を実現化する阻害要因を行政が取り除く施策を講じるのは、当然のことである。

今回の分析では、データ上の制約から、出産した翌年の調査における就業状態についてだけ検討を行った。はたしてその後の就業継続性やキャリア・アップには、育児休業制度や出産休業制度はどのような効果を持っているのかを分析してこなかった。また賃金についても、転職者も含め実際に働いている人のデータだけを用いて分析を行っているため、上方へのサンプル・セレクション・バイアスが発生している可能性が強い。今後、無業者をサンプルに含め、さらに復職後、数年経ってからのデータを含め効果分析を行っていく必要がある。

わが国で就業中断コストが高いのは、長期雇用が重視され、年功賃金といった報酬の後払い方式が取られているためであり、短期決済型の報酬体系に変わり、労働市場が流動化すれば、能力に応じていつでも再就職できるから、就業中断のハンディキャップは薄れる

17) 樋口美雄「育児休業制度の実証分析」, 社会保障研究所編『現代家族と社会保障』東大出版会, 1994年

18) 樋口美雄・阿部正浩「労働時間制度と従業員の定着率」『経済研究』43巻3号, 一橋大学経済研究所, 1992年

はずだとの見方がある。確かに、良好な中途採用の雇用機会が増えれば、それだけ就業中断のハンディキャップは薄れることは間違いない。また短期決済型の報酬体系になれば、長期継続就業者の少ない女性にとっては、不利な扱いをされる場面も減ると予想される。

だが日本と違って、こうした特徴を持ち合わせていないアメリカやイギリスにおいても、今回の分析結果を見ると、就業中断のハンディキャップは大きい。このことは単に賃金体系が変更され、労働市場が流動化すれば、問題は解決するとは言えないことを示す。たとえば短期決済型の賃金体系になり、労働市場が流動化しても、仕事の間断によって能力自身が低下してしまったのでは問題は解決しない。こうした社会においても、個々人がキャリアを形成していくためには就業の継続性は依然として重要であり、これをサポートする企業プログラムは仕事と育児を両立させていく上で不可欠であることを示唆している。

今後、労働力人口の減少が予想される中、個々人の持つ能力と意欲を発揮できる社会基盤を整備し、各自の価値観を実現できる社会を築いていくためには、労使にとって共に有益であり、かつ従業員の利用しやすい育児休業制度をいかに作り上げていくかが重大な課題となる。

研究ノート

安定人口における姉妹数

鈴木 透

1. 問題

本稿では、単性女子の安定人口における姉妹数の期待値に関し、ふたつの問題を扱う。ひとつは、通常知られている姉妹数の期待値が、特殊な抽出方法を前提としていることを指摘する。娘数の確率分布から姉妹数の確率分布を作る場合、母親を抽出してその娘集団についての姉妹数を論じていることになる。これに対し、娘を直接抽出した場合、姉妹数の期待値がどう変わるかを示す。

もうひとつの問題は、姉妹数が確定していない若い女子について、姉妹数の実現値を推定することである。姉妹数は本人出生時点で確定しているが、生まれたばかりの乳児にとって妹数はゼロである。加齢とともに妹が増え、母親が再生産年齢を超えた時点で姉妹数が確定することになる。この過程を横断的に集約し、人口全体に関する妹数の期待値を求める。

2. 抽出方法による確定姉妹数の違い

単性女子の安定人口について、再生産年齢の下限と上限を (α, β) と置く。 $\beta - \alpha$ 歳以上の女子について、その母親は全て再生産を終了している。ここではそのような女子を対象に、姉妹数の確定値を考える。本稿では姉妹の出生数のみ考察の対象とし、生存しているか否かは考慮しない。

任意の女子が最終的に娘を i 人産む確率を B_i 、最大娘数を I 、最終的な娘数の期待値（純再生産率）を N とする。

$$N = \sum_{i=1}^I i \cdot B_i \quad (2-1)$$

娘から見て、母親が i 人の娘を産んだことは、自分に $i-1$ 人の姉妹がいることを意味する。母親ひとりに娘 N 人が対応するから、任意の娘が $i-1$ 人の姉妹を持つ確率は $i \cdot B_i / N$ で表される。従って姉妹数の期待値 S は、娘数の分散を σ_N^2 として、

$$\begin{aligned}
S &= \sum_{i=1}^I (i-1) \frac{i \cdot B_i}{N} \\
&= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^I i^2 B_i - \frac{1}{N} \sum_{i=1}^I i \cdot B_i \\
&= \frac{1}{N} (\sigma_N^2 + N^2) - 1 \\
&= \frac{\sigma_N^2}{N} + N - 1
\end{aligned} \tag{2-2}$$

この結果はよく知られているが¹⁾、再生産を終えた母親を特定した上でその娘全員についての姉妹数を考えている点に注意する必要がある。つまりある女子を抽出した場合、その姉妹全員も標本に含めなければならない。このような抽出法を、ここでは「家族抽出」と呼ぶことにする。これに対し、姉妹数が確定している女子を無作為に選び、その姉妹については関知しない抽出法を「個人抽出」と呼ぶ。

年齢と同時に既往出生娘数（パリティ）を考慮した安定人口モデルを考える。瞬間年齢 x で既往出生娘数 i である女子の生存率（出生時 = 1）を $l_{x,i}$ 、その女子が新たに第 $i+1$ 娘を産む確率を $m_{x,i}$ とする。任意の女子が産む第 i 娘の期待値は、

$$N_i = \int_a^\beta l_{x,i-1} m_{x,i-1} dx \tag{2-3}$$

これを i について合計すると、全出生順位の娘数の期待値 N が得られる。従って、母親を特定する家族抽出において、第 i 娘が占める割合は、

$$O_i = \frac{N_i}{N} \tag{2-4}$$

純再生産率のキュミュラント展開²⁾より、

$$\log O_i = \log N_i - r\mu + \frac{r^2}{2!} \sigma^2 - \frac{r^3}{3!} \kappa^3 + \dots \tag{2-5}$$

ただし r は内的自然増加率、 μ は全娘の出産年齢の平均、 σ^2 は分散、 κ^3 は3次モーメント、 \log は自然対数である。次に、 $\beta - a$ 歳以上の特定のコーホートからの個人抽出にお

1) たとえば以下を参照。Goodman, Leo A., Nathan Keyfitz and Thomas W. Pullum, "Addendum to family formation and the frequency of various kinship relationships", *Theoretical Population Biology*, No. 8, 1975, p. 378; Keyfitz, Nathan, *Applied Mathematical Demography, Second Edition*, New York, Springer-Verlag, 1985, p. 287; 廣嶋清志, 「戦後日本における親と子の同居率の形式人口学的分析モデル」, 『人口問題研究』, 第167号, 1983年, 26頁。

2) Keyfitz (1985, 前掲注1, p. 119).

ける出生順位別分布は³⁾,

$$O'_i = \int_{\alpha}^{\beta} e^{-rx} l_{x,i-1} m_{x,i-1} dx \quad (2-6)$$

この両辺を N_i で割って対数をとると, $l_{x,i-1} m_{x,i-1} / N_i$ が第 i 娘の出生年齢の密度関数であることから,

$$\log O'_i = \log N_i - r\mu_i + \frac{r^2}{2!} \sigma_i^2 - \frac{r^3}{3!} \kappa_i^3 + \dots \quad (2-7)$$

ただし μ_i は第 i 娘の出産年齢の平均, σ_i^2 は分散, κ_i^3 は 3 次モメントである. (2-5) および (2-7) より,

$$\log \frac{O'_i}{O_i} = -r(\mu_i - \mu) + \frac{r^2}{2!} (\sigma_i^2 - \sigma^2) - \frac{r^3}{3!} (\kappa_i^3 - \kappa^3) + \dots \quad (2-8)$$

ここで $r > 0$ の増加人口について考えると, 長女 ($i=1$) の平均出産年齢は全体より若い ($\mu_1 < \mu$) と考えられ, これは (2-8) 式のログオッズ比を高める方向に働く. ヒトの場合 2% 以上の増加率が長期間続くことは稀と考えられるので, (2-8) 式の第 2 項以降の効果は小さい. 従って増加人口の場合, 個人抽出における長女の割合 O'_i は, 家族抽出における O_i より大きくなることが予想される. 増加率が高い場合は, 次女についても同じことが言えるかも知れない. 逆に三女, 四女といった出生順位が高い娘の割合は, 家族抽出に比べ小さくなるだろう.

このように個人抽出では長女への偏りが生じるが, それは長女が相対的に若い母コーホートから生まれており, 増加人口では若い母コーホートは相対的に規模が大きいことによる. しかし母コーホートの規模に影響されるのは出生順位分布であり, 出生順位 i が与えられたときの姉妹数 j は, 家族抽出と個人抽出の間で等しく, 従って条件付き平均 $E(j|i)$ も等しいと考えられる. この結果, 個人抽出における姉妹数の期待値 S' は, 家族抽出における S とは一般に異なる.

$$S = \sum_{i=1}^I O_i E(j|i) \neq \sum_{i=1}^I O'_i E(j|i) = S' \quad (2-9)$$

三女・四女といった出生順位が高い娘は, 少なくとも姉妹が二人または三人以上いるため, 条件付き平均 $E(j|i)$ は長女・次女に比べ大きい. つまり出生順位が遅いほど, 条件付き平均は大きい. 増加人口では長女をはじめ出生順位の早い娘への偏りが生じるから, $S' < S$ となるだろう.

もうひとつ興味深い点は, 個人抽出で姉の数と妹の数が異なることである. 家族抽出で

3) 鈴木透, 「安定人口と姉妹数の謎」, 『人口問題研究』, 第49巻第1号, 1993年, 9頁.

は、姉が妹をひとり数えたとき、必ずその妹は姉をひとり数えるという対称性があるため、姉の数と妹の数は常に等しい。ところが増加人口の個人抽出では、家族抽出に比べ長女への偏りがあるため、妹の数の方が姉の数より多いことになる⁴⁾。

ここではごく簡単な数値例を挙げておく。全女子が25歳で長女を産み、半数が30歳で次女を産み、それ以降の出生はなく、また30歳まで死亡はないものとする。この場合、長女の半数が一人娘、残る半数は妹が1人いるので $E(j|1) = 0.5$ 、次女は全員姉が1人いるので $E(j|2) = 1$ である。再生産に関する指標と姉妹数は表1のようになる。内的自然増加率 r は、平均と分散を係数とする二次方程式から求めた。個人抽出の出生順位分布は、いったん $O'_i = N_i \exp(-r\mu_i)$ を計算し、誤差 $= 1 - (O'_1 + O'_2)$ を比例配分した。

この表によると、予想どおり個人抽出では長女が多く、次女が少なくなっている。このため、個人抽出における姉妹数の期待値 S' は家族抽出より1.25%減少している。また、個人抽出では妹の数の方が姉の数より多くなっている。

表1 数値例

再生産の指標	家族抽出	個人抽出
出生女兒数分布 $B_0 = 0$ $B_1 = 0.5$ $B_2 = 0.5$	出生順位分布 $O_1 = 0.6667$ $O_2 = 0.3333$	出生順位分布 $O'_1 = 0.6834$ $O'_2 = 0.3166$
出生女兒数の期待値 $N = 1.5$ $N_1 = 1.0$ $N_2 = 0.5$	姉妹数の期待値 $S = 0.6667$ 姉 = 0.3333 妹 = 0.3333	姉妹数の期待値 $S' = 0.6583$ 姉 = 0.3166 妹 = 0.3417
出生年齢の平均 $\mu = 26.6667$ $\mu_1 = 25.0$ $\mu_2 = 30.0$	抽出法による違い $(S' - S) / S = -0.0125$	
出生年齢の分散 $\sigma^2 = 5.5556$ $\sigma_1^2 = 0$ $\sigma_2^2 = 0$		
内的自然増加率 $r = 0.0152$		

3. 確定前の妹数

次に、 $\beta - \alpha$ 歳で妹数が確定していない女子の妹数の実現率について考える。

図1のレキシス図で、現在 y 歳のコーホートについて、既に生まれた妹は(1)の領域、これから生まれる妹は(2)の領域に分布する。従って妹数の実現率を、(2)における出生数が(1)と(2)の出生数の和に占める割合で推定する。

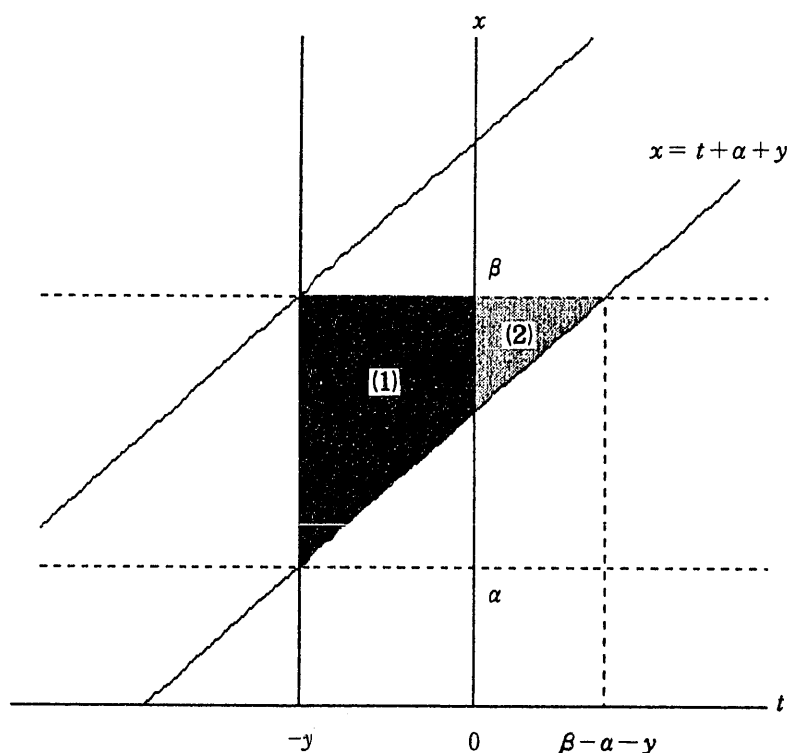
以下では繁雑な式が続くので、純再生産関数を簡単に ϕ_x で表す。

$$\phi_x = \sum_{i=1}^l l_{x,i-1} m_{x,i-1} \tag{3-1}$$

安定人口の仮定から、 t 年の出生数は $B_t = B_0 e^{rt}$ となる。(1)における出生数は、 B_0 で基準化して、

4) 詳しい議論は鈴木 (1993, 前掲注 3) を参照。

図1 既に生まれた妹とこれから生まれる妹



$$\begin{aligned}
 & \int_{-y}^0 \int_{t+\alpha+y}^{\beta} \frac{B_t}{B_0} e^{-rx} \phi_x dx dt \\
 &= \int_{\alpha}^{\alpha+y} \int_{-y}^{x-\alpha-y} e^{rt} \cdot e^{-rx} \phi_x dx + \int_{\alpha+y}^{\beta} \int_{-y}^0 e^{rt} \cdot e^{-rx} \phi_x dx \\
 &= \frac{1}{r} \left(e^{-r(\alpha+y)} \int_{\alpha}^{\alpha+y} \phi_x dx + \int_{\alpha+y}^{\beta} e^{-rx} \phi_x dx - e^{-ry} \right) \quad (3-2)
 \end{aligned}$$

(2)における出生数は,

$$\begin{aligned}
 & \int_0^{\beta-\alpha-y} \int_{t+\alpha+y}^{\beta} \frac{B_t}{B_0} e^{-rx} \phi_x dx dt = \int_{\alpha+y}^{\beta} \int_0^{x-\alpha-y} e^{rt} \cdot e^{-rx} \phi_x dx \\
 &= \frac{1}{r} \left(e^{-r(\alpha+y)} \int_{\alpha+y}^{\beta} \phi_x dx - \int_{\alpha+y}^{\beta} e^{-rx} \phi_x dx \right) \quad (3-3)
 \end{aligned}$$

(1)と(2)の合計は,

$$\begin{aligned}
 & \int_{-y}^{\beta-\alpha-y} \int_{t+\alpha+y}^{\beta} \frac{B_t}{B_0} e^{-rx} \phi_x dx dt = \int_{\alpha}^{\beta} \int_{-y}^{x-\alpha-y} e^{rt} \cdot e^{-rx} \phi_x dx \\
 &= \frac{e^{-ry}}{r} (Ne^{-r\alpha} - 1) \quad (3-4)
 \end{aligned}$$

y 歳における妹数の実現率 M_y は, (3-2) を (3-4) で割った値なので,

$$M_y = \frac{e^{-r\alpha} \int_{\alpha}^{\alpha+y} \phi_x dx + e^{ry} \int_{\alpha+y}^{\beta} e^{-rx} \phi_x dx - 1}{Ne^{-r\alpha} - 1} \quad (3-5)$$

また, $\beta - \alpha$ 歳の中で y 歳が占める割合を c_y とする. ここでは $\beta - \alpha$ 歳までの死亡が無視でき, その年齢までの年齢構造はもっぱら人口増加率によって規定されていると仮定する.

$$c_y = \frac{e^{-ry}}{\int_0^{\beta-\alpha} e^{-rx} dx} = \frac{r \cdot e^{-ry}}{1 - e^{-r(\beta-\alpha)}} \quad (3-6)$$

$\beta - \alpha$ 歳全体での妹数の実現率は, $c_y M_y$ を $(0, \beta - \alpha)$ に関して積分した値である. その前に, 次の変数を定義しておく.

$$\Phi_z = \int_{\alpha}^z \phi_x dx \quad (3-7)$$

$$\Theta_z = \int_{\alpha}^z e^{-rx} \phi_x dx \quad (3-8)$$

部分積分法から, 次の定理が成り立つ.

$$\int_{\alpha}^{\beta} z \cdot e^{-rz} \phi_z dz = [z \cdot \Theta_z]_{\alpha}^{\beta} - \int_{\alpha}^{\beta} \Theta_z dz = \beta - \int_{\alpha}^{\beta} \Theta_z dz$$

従って, 安定人口の平均世代間隔を T として,

$$\int_{\alpha}^{\beta} \Theta_z dz = \beta - T \quad (3-9)$$

また,

$$\int_{\alpha}^{\beta} e^{-rz} \Phi_z dz = \left[-\frac{e^{-rz}}{r} \Phi_z \right]_{\alpha}^{\beta} - \int_{\alpha}^{\beta} \left(-\frac{e^{-rz}}{r} \right) \phi_z dz = \frac{1 - Ne^{-r\beta}}{r} \quad (3-10)$$

ここで $c_y M_y$ を Φ_z , Θ_z で表すと,

$$c_y M_y = \frac{r \cdot e^{-r(\alpha+y)} \Phi_{\alpha+y} + r(1 - \Theta_{\alpha+y}) - r \cdot e^{-r(\beta-\alpha)}}{(1 - e^{-r(\beta-\alpha)})(Ne^{-r\alpha} - 1)} \quad (3-11)$$

これを $(0, \beta - \alpha)$ について積分すると, (3-9) および (3-10) より,

$$\int_0^{\beta-\alpha} c_y M_y dy = \frac{(1 - Ne^{-r\beta}) + r \{(\beta - \alpha) - (\beta - T)\} - (1 - e^{-r(\beta-\alpha)})}{(1 - e^{-r(\beta-\alpha)})(Ne^{-r\alpha} - 1)}$$

$$= \frac{r(T - \alpha) - e^{-r\beta}(N - e^{r\alpha})}{(e^{-r\alpha} - e^{-r\beta})(N - e^{r\alpha})}$$

ここには純再生産率 N が含まれているが、 $N = e^{rT}$ を用いて妹の実現率 P を r と T だけの関数として表すことにする。

$$P = \int_0^{\beta-\alpha} c_y M_y dy = \frac{r(T - \alpha) - e^{-r\beta}(e^{rT} - e^{r\alpha})}{(e^{-r\alpha} - e^{-r\beta})(e^{rT} - e^{r\alpha})} \quad (3-12)$$

図2は、 $\alpha = 15$ 、 $\beta = 50$ 、 $0 < r \leq 0.02$ 、 $25 \leq T \leq 30$ について P の値を示したものである。増加率が大きいほど、また世代間隔が長いほど、妹の実現率は小さいことが分かる。

P は $\beta - \alpha$ 歳未満の各コーホートの妹実現率の加重平均だから、視点は娘のコーホートにあり、暗黙のうちに個人抽出を前提としている。従って P は、個人抽出における妹数の確定値にかけられるべきである。確定した姉数の期待値を S'_{old} 、妹数の期待値を S'_{young} とすると、

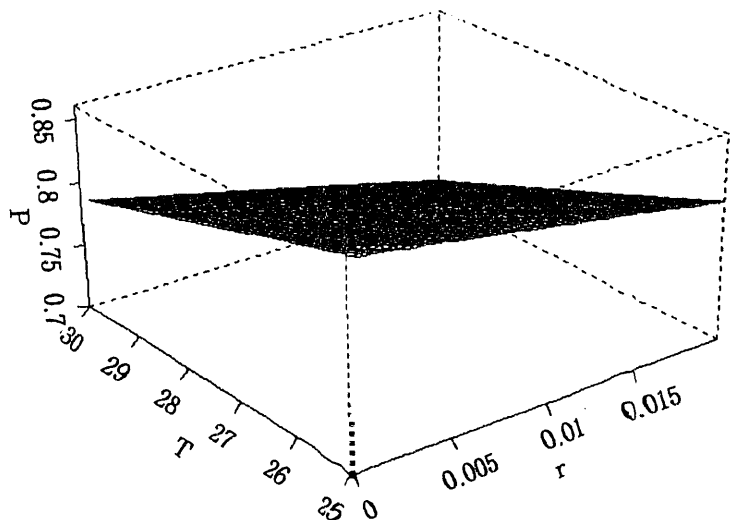
$$S'_{young} = S' - S'_{old} = S' - \sum_{i=1}^I (i-1)O'_i = S' - \sum_{i=1}^I i \cdot O'_i + 1 \quad (3-13)$$

これを用いて、 $\beta - \alpha$ 歳未満における姉妹数の期待値は $S'_{old} + P \cdot S'_{young}$ となる。

4. 結語

本稿では従来暗黙のうちに前提とされていた家族抽出の場合と比べ、個人抽出の場合に姉妹数の期待値がどう変わるかを示した。いわば分子単位で抽出する家族抽出では、都合が悪い点があいくつもある。たとえば Goldman⁵⁾ は、姉の数と妹の数の比から安定人口増加率を間接的に推定する方法を示した。これは、姉と妹の数が常に一致する家族抽出では不可能で、そ

図2 35歳未満女子の妹の実現率



5) Goldman, Noreen, "Estimating the intrinsic rate of increase of a population from the average numbers of younger and older sisters", *Demography*, Vol. 15, No. 4, 1978, pp.499-507. なお、鈴木 (1993, 前掲注3) も参照。

の理論的根拠は個人抽出に求めなければならない。

あるいは安定人口を離れて、たとえば出生力低下に伴いきょうだい数がどう変化するかを分析したいとする。しかし家族抽出ではきょうだい全員を含めなければならず、対象者が広い範囲のコーホートに分散してしまうことになる。この場合、比較可能なのは親コーホートについてのみで、個々のコーホートのきょうだい数を直接比較することが出来ない。

さらに本稿で示した妹の実現率も、個人抽出を前提として議論を展開している。家族抽出では問題があり、個人抽出を前提としなければならないという事態は、予想外に多いかも知れない。

本稿では単性の安定人口のみ扱い、両性への拡張は考えなかった。Pullum⁶⁾は家族抽出を前提とする分岐過程に依拠した親族数の理論において、二項分布を用いて両性への拡張を行った。しかし個人抽出の場合、両性への拡張は簡単には行かない。たとえば娘から見たきょうだい数を求めようとしても、その母親は少なくともひとり娘を産んでいるという条件が加わるため、母親から見た息子数と娘数は二項分布しないからである。この問題については、慎重な分析が必要だろう。

6) Pullum, Thomas W., "The eventual frequencies of kin in a stable population", *Demography*, Vol. 19, No. 4, 1982, pp.549-565. なお、平均より高次のモメントについては、Suzuki, Toru, "A kinship model based on branching process", 『人口問題研究』, 第49巻, 第2号, 17-29頁を参照。

 書 評 ・ 紹 介

Andrei Rogers 著

Multiregional Demography: Principles, Methods and Extensions

Chichester, UK: John Wiley & Sons, 1995, xi + 236 pp.

本書は形式人口学としての多地域人口学の中心的教科書である。序文によると、著者の Rogers は過去30年間に多地域人口学の本を5冊書いた。うち4冊はすでに絶版となり、残る1冊も教科書ではないうえに時代遅れとなったため、この分野の教科書はなくなってしまった。そこであらためて本書をまとめたと言う。

その核を成すのは多地域生命表 (Multiregional Life Table) であり、そこから多地域人口推計 (Multiregional Projection) へと展開される。

前者は、通常の生命表の拡張である。つまり、普通の生命表では対象とする集団を構成する人間は死によってその集団から「いなくなる」だけだが、それが他地域へ移動する事によっても元の地域からいなくなる、あるいは他の地域へ移動してそこで死ぬ、などと拡張されたのである。他の地域も最初の例では1つだけの2地域生命表だが、これがさらなる多地域へと一般化される。

この拡張を数理的に体系化し、出生をも含めたうえで多地域人口推計に適用している。

多地域生命表理論の一面を示す例として、 $l(x)$ がどのように記述されるかを示そう。 $l(x)$ の多地域バージョンは ${}_{ix}l_{jk}(y)$ と表現される。これは、「以前は地域 i に x 歳で住んでいて、今現在は地域 j に y 歳で住んでいる人 ${}_{ix}l_j(y)$ のうちで、将来は地域 k に $y+5$ 歳で生存している人数の期待値」である。ここには過去、現在、未来の3つの地域情報とそれぞれの場所にいたときの年齢情報が含まれていて、しかも一部は暗黙のうちに省略されている。ほぼ同様にして、 $d(x)$ 、 $p(x)$ 、 $q(x)$ 、 $L(x)$ 、 $T(x)$ 、 $e(x)$ などとも拡張される。

このように多地域化という拡張は発想としては比較的単純で分かりやすいが、実際に目にする数式にはその宿命として1つの変数に多数の接尾辞やらがくっついていたりあるいはそれらが適宜省略されていたりして、かなりじっくり見つめないで混乱してしまう。

さて、評者としては本書の数式の表記システムの複雑さもさることながら、次の2点が気になった。まず第1は、実用的なデータが入手できるかという問題である。

本書では特に断らない限り年齢は5歳ごとにまとめられて扱われている。これは各歳では移動確率のデータが得られにくい事を反映しているのであろうが、5歳ごとにしたら良いかということ、大変残念ながらそうでもない。特に日本において都道府県別に人口移動を考えようとするなら、これは無理である。

なぜなら、例えば1994年の場合、佐賀県→秋田県、徳島県→秋田県への移動数は、男女全年齢の合計でいずれも1人である。これは極端であるが、県と県との組み合わせで他にも数十人しかいない場合も多い。仮に率は得られたとしても時系列として将来予測を考えた場合、統計的なばらつきが大きすぎて使い物にならない。

第2は、移動率を生命表に組み込み移動確率としているがために、暗黙のうちに分母が移動元の人口に固定されてしまっている点である。

多地域生命表と同じ仕組みの多相生命表とか死因別の生命表などなど他にもいろいろあるが、いずれも確率は元の集団の $l(x)$ で割るのが自然かつ最適であった。しかし、地域移動に関してはたしてそれで良いのだろうか。

というのも、地理学の分野などでは移動数はプッシュ要因とプル要因両方の影響を受けるというのが通常の認識である。移動率を考える場合、移動数を移動先の人口数で割った率もあるだろうし、両方で割った方が良い場合もあると思うのである。 (大場 保)

Cherlyn Skromme Granrose and Eileen E. Kaplan

*Work-Family Role Choices for Women in Their 20s and 30s:
From College Plans to Life Experiences*

Westport, Connecticut: Praeger 1996, xiii + 201 pp.

近年、日本においては専門職の女性を中心に、出産・子育て期の就業継続意向が強まっている。また、女性の雇用労働力化の進展は出生率低下の一要因であるといわれている。しかし、子育て期の女性の就業継続率にほとんど変化がないことも事実である。一体、女性のライフコース選択はどのような要因の影響を受けるのだろうか。また、仕事と家庭の両立には何が必要なのだろうか。

本書はアメリカ東部の2つの大学に1980-82年に在籍した約210名の女性を対象にした、出産後3年以内に仕事に復帰するか家庭にとどまるかというライフコース選択の意向に関するパネル調査の結果に基づき、選択に影響を与える要因と仕事と家庭の両立を可能にするための課題について論じたものである。論述は理論的というより記述的だが、定量的調査、パネル調査を行っている点で興味深い。

本書の構成は以下の通りである。第一章「女性の発達の曖昧さの源泉—状況要因—」ではアメリカにおける1970年代以降の女性の労働に関するセンサスデータと研究課題が示される。第二章「高学歴女性」では調査と分析方法の概要が示され、第三章から第六章で4つのライフコースタイプの特徴が記述される。第七章「一貫性・変化・比較」ではライフコースタイプ間、コーホート間での比較が行われる。第八章「未来への提言と展望」では政策的提言がなされる。

女性のライフコース選択は、在学時(1980-82年;以下時点1)とフォローアップ時(1990年;以下時点2)での仕事と家庭に関する意向から、Careerists(時点1/2での意向:仕事/仕事,全サンプルに占める割合:34.45%;以下同様)、Homemakers(家庭/家庭,22.49%)、Breadwinners(家庭/仕事,31.58%)、Nesters(仕事/家庭,7.18%)の4タイプに分類される。

著者らはライフコース選択に影響を与える要因として、学生時代のキャリア準備、状況効果、時代効果を指摘する。例えば意向を変更した群(BreadwinnersとNesters)としない群(CareeristsとHomemakers)では、キャリア準備の詳細さや職場、家庭の状況が異なるという。また、ライフコース規範の拘束力が弱まっていることから、それ以前の世代の女性と違い、本研究が対象とした世代の女性のライフコースに対する満足感、個人が自分の選択に納得できるかどうかによるという。

しかし、自らの選択に対する納得という個人の責任を指摘しながらも、著者らは個人の選択が状況の影響を受けるという視点を強調する。あるライフコース段階での個人の選択(出産後に仕事に復帰するかしないか)は、それ以前のライフコース段階において個人を取り巻いていた状況(例えば職場でやりがいのある仕事を与えられていたか、配偶者がキャリア形成に協力的だったかなど)の影響を受けるといっているのである。そして企業に対する政策的提言として、初期キャリア段階の女性にやりがいのある仕事を与えるキャリア管理こそが、女性の定着率を高めるという。仕事のおもしろさを感じていなければ、両立支援制度が充実していたとしても、女性は出産後、仕事に復帰しないという著者らの指摘は注目に値する。

最後に本書の分析に対する批判を述べる。本研究のサンプルの約半数は時点1での意向と異なり、出産を延期している。しかし、その原因の検討は行われていない。働く女性が出産に至らない原因を明らかにすることが、出生率低下の要因を理解する上で重要な課題であることを考えると、「Work-Family Role Choices」とタイトルに冠しながら、この点が分析されていないのは残念である。

(仙田幸子)

研究活動報告

国際人口移動政策に関するミニコンファレンス

1997年9月30日(火)の9時30分～12時30分に厚生省別館(霞が関)5階の統計情報部第2会議室(2)(3)にて当研究所主催の「国際人口移動政策に関するミニコンファレンス」(Mini-Conference on Immigration Policy)が開催された。講演者は井口泰・関西学院大学経済学部教授とデービッド・A・コールマン(David A. Coleman)オックスフォード大学応用社会学科リーダー(Reader, Dept of Applied Social Studies and Social Research, Oxford University)の2人で、司会を小島宏が務め、会議はすべて英語で行われた。井口教授が「変動期の東アジア経済と日本の視点から見た国際人口移動」(“Changing East-Asian Economies and International Migration from the Aspect of Japan”)と題された講演を行った後、コールマン博士が日本との比較を交えながら「イギリスの移入政策：巧妙に偽装された失敗」(“UK Immigration Policy: a well-disguised failure?”)と題された講演を行った。それに続き、活発な質疑応答が行われた。当研究所以外から30名近くの研究者、行政官、大学院生等が参加し、盛況であった。外国人参加者も目に付き、たまたま来日中の著名な社会学者のピーター・バーガー(Peter L. Berger)ボストン大学教授(Professor, Boston University)まで参加されたのは特記に値すると思われる。

なお、コールマン博士の報告論文は1998年半ばのイギリス移入法改正を待って改訂され、『人口問題研究』に翻訳が掲載される予定である。(小島 宏記)

第75回～77回人口問題審議会総会

第75回人口問題審議会総会は、中央合同庁舎5号館共用第9会議室において、平成9年10月21日(火)15時00分より17時00分まで開催された。金沢市において9月27日、「少子化を考える石川県民会議」が、札幌市において10月2日、「少子化を考える道民会議」が、広島市において10月13日、「少子化を考える県民会議」がそれぞれ開催され、岩淵勝好、宮武剛委員よりその概要が報告された。次いで、「少子化に関する基本的考え方について(起草委員案)」の説明があり、それについての討議が行われた。

第76回人口問題審議会総会は、中央合同庁舎5号館共用第9会議室において、平成9年10月27日(月)15時00分より17時00分まで開催された。前回に引き続き、「少子化に関する基本的考え方について(起草委員案)」についての討議が行われた。

第77回人口問題審議会総会は、中央合同庁舎5号館厚生省特別第1会議室において、平成9年12月16日(火)15時00分より17時00分まで開催された。「少子社会を考える国民会議」及び国立社会保障人口問題研究所主催の「厚生政策セミナー」について、阿藤誠委員より報告があった。次いで、キャサリン・キアナン(Kathleen E. Kiernan)ロンドン経済大学講師及びジャン・クロード・シェネ(Jean-Claude Chesnais)フランス国立人口研究所部長からイギリスとフランスの出生率と家族政策に関する報告があった。(金子武治記)

少子社会を考える国民会議

平成9年11月4日、イイノホールにおいて、厚生省の主催による「少子社会を考える国民会議」が開かれた。この会議は、厚生省が本年1月の国立社会保障・人口問題研究所の日本の将来推計人口（平成9年1月）発表をうけて開始した、少子化に関する一連の世論喚起活動の締めくくりにあたるものであった。厚生省の人口問題審議会は、本年1月から少子化に関して精力的に議論を重ね、10月末には『少子化に関する基本的な考え方について－人口減少社会、未来への責任と選択』と題する報告書を発表した。その間、全国の8つの自治体（仙台市、大阪府、香川県、愛知県、宗像市、石川県、北海道、広島県）において「少子化に関する市民会議」が開催された。この国民会議では、この審議会報告書の内容が基調講演の中で紹介され、これらの市民会議からの提言についても報告があった。国民会議のプログラムは以下の通りであった。

開会挨拶	山口剛彦（厚生事務次官）
基調講演「少子社会の現状と課題」	阿藤 誠（本研究所副所長）
市民会議からの報告	岩渕勝好（産経新聞社論説委員）
討論会	座長 宮澤健一（人口問題審議会会長）
	パネリスト 阿藤 誠
	残間里江子（プロデューサー、エッセイスト）
	千葉一男（経団連・地域組織活性化特別委員会委員長）
	野口敞也（日本労働組合総連合会副事務局長）
	福島瑞穂（弁護士）
	帆足英一（東京都立母子保健院 副院長）
閉会挨拶	原田義昭（厚生政務次官）

※なお、この国民会議の全容については、厚生省『少子社会を考える国民会議』報告書（厚生省児童家庭局育成環境課育成環境係）を参照のこと。（阿藤 誠記）

日本人口学会関東・東北地域部会第2回研究報告会

日本人口学会関東・東北地域部会の1997年度第2回目の研究報告会は1997年11月1日、東北学院大学（宮城県仙台市）にて開催された。報告は以下の5つ。

近年における人口移動の動向 —バブル期以降を中心として—

西岡八郎・中川聡史・小島克久・清水昌人（以上、国立社会保障・人口問題研究所）・
大江守之（慶應義塾大学）・若林敬子（東京農工大学）・井上 孝（青山学院大学）

都道府県別生命表の時系列的観察

大塚友美（日本大学）

イギリスにおけるバブル崩壊前後の国内人口移動パターン変化

磯田 弦（東北大学）

近世地方都市の人口

高橋美由紀（国際日本文化研究センター）

飛騨高山の有配偶者の出生率について

佐々木陽一郎（千葉大学）

第1報告は本研究所が1996年7月に実施した第4回人口移動調査の調査結果の概要、第2報告は都道府県別生命表を、従来の研究成果をふまえて時系列的視点から再検討したものである。第3報告はイギリスにおける近年の人口移動を健康保健登録の変更に関するデータをもとに分析した。第4報告は二本松藩の宿場町である郡山町の人口流入について、流入者の属性、流出相手地域の分析をおこなった。第5報告は飛騨高山の式之町の18世紀後半から幕末までの有配偶率、有配偶出生率を論じた。学会シーズンの最中に開催された小規模の研究報告会であったが、予想以上に多い参加者によって熱心な討論がおこなわれた。会の企画・運営に尽力された東北学院大学の南條善治先生、城西大学の石南國先生に感謝する次第である。（中川聡史記）

環境科学会1997年会

社団法人環境科学会1997年会は、1997年10月15日（水）～17日（金）、北九州国際会議場において開催され、一般講演とシンポジウムで活発な議論が行われた。

一般講演のうち、「環境情報と政策」のセッションでは、環境科学の基本的な情報である人口に対する言及が随所にみられたが、次の2講演では人口密度、人口属性がそれぞれキーワードとされていた（○印は発表者）。

「人口密度との関係にもとづく近年のアジア諸国の土地利用変化の類型化」 ○一ノ瀬俊明・大坪国順（国環研）・古屋 昇（東理科大）・萩原 朗（パシフィックコンサルタンツ）

「地域に対する汚染物質の影響評価」 勝田 悟（第一勧銀総研）・○吉田早苗（社会調査研）

一ノ瀬氏は、アジア諸国のそれぞれについて、人口密度の高い行政単位ほど農地率も高いのが普通であることを示し、都市化が農地を食いつぶすという現象の一般性を否定した。吉田氏は、地域的な汚染の評価について、有害物質の排出データと人口および年齢等その属性に関するデータとを組み合わせる必要性を強調した。

シンポジウム「環境科学における研究対象の全体と要素の取り扱い：総合的学問としての環境への取り組み」では、鈴木廣氏（久留米大）が、女性の地位向上が進むにつれて出生力は低下から向上に転ずるという人口研究者の見解にもかかわらず、スウェーデンで近年出生力が低下したことを指摘し、先進国における低出生力の原因解明を環境の見地から多くの研究者が取り組むべき重要課題として提起した。

シンポジウム「食糧生産と環境」では、但野利秋氏（北大）が、持続的農業による食糧増産の可能性を紹介しつつも、世界全体で100億人を突破していくような人口爆発への対応は困難であることを示唆した。また、西尾道德氏（農業環境技術研）は、わが国における人口と食糧生産とのアンバランスを指摘し、食糧の輸入可能性が閉ざされるといった事態に備えての生産戦略を示した。

（今井博之記）

第62回日本民族衛生学会総会

日本民族衛生学会の1997年度大会（会長：鈴木庄亮 群馬大学医学部公衆衛生学教授）は11月6～7日、前橋市の前橋テルサで開催された。初日は下記の特別講演、会長講演、シンポジウムが行われた。

特別講演Ⅰ マラリアの疫学と対策の現状：今後のために何をすべきか

鈴木 守（群馬大学寄生虫学教授）

Ⅱ 子どもの発育学：どう役立たせるか

東郷正美（神戸大学発達科学部教授）

会長講演 人間の健全な環境：インドネシアの事例から

鈴木庄亮（群馬大学公衆衛生学教授）

シンポジウム「民族のアイデンティティと国際化」

座長：丸井英二（国立国際医療センター地域保健医療研究部長）

演者：門司和彦（長崎大学公衆衛生学助教授）

ソムアツ・ウォンコムトオン（東京大学国際地域保健学教授）

ユン・スル・リー（テキサス大学教授）

2日目は71題の一般講演があったが、そのうち人口に関連する発表を以下列挙する。

- ・世界の妊産婦死亡率の関係：長崎市被爆者の死亡構造解析 本田純久（長崎大学医学部）
- ・月別気温と死亡率の地域差に関する研究 土屋有利子（杏林大学保健学部）
- ・インドネシアの出生力の地域差に関する研究 草薨英昭（杏林大学保健学部）
- ・HDP：新たな地球環境問題への取りくみ 本田 靖（国立環境研究所）
- ・中国における人口転換と二酸化炭素排出量の予測 林 謙治（国立公衆衛生院）
- ・富山県の疾病・死亡構造の変遷(1) 中井 泉（北里大学看護学部）
- ・医療需要の動向(12) 内藤雅子（北里大学看護学部）
- ・近年の日本における30～40歳代女子出生率の動向について

佐藤龍三郎（国立社会保障・人口問題研究所）

（佐藤龍三郎記）

第70回日本社会学会大会

第70回日本社会学会大会は、千葉大学において11月8～9日の両日開催された。「家族」「都市」「環境」「福祉」「性・ジェンダー」「民族・エスニシティ」など広く人口問題に関連する興味深いテーマ・セッションが開催された。大会第1日目の午前には人口部会が行われ、以下のような報告があった。

1. 近世農民社会における世帯構成のサイクル 岡田あおい（帝京大学）
2. 徳川農民の「結婚適齢期」：二本松藩領農村の結婚生命表分析 黒須里美（国際日本文化研究センター）
3. 近世東北農村における高齢者の同居形態
—年齢及び配偶関係の影響— 中里英樹（日本学術振興会）
4. 「親になること」の印象の規定要因 小島 宏（国立社会保障・人口問題研究所）
5. 移動歴からみたわが国の国内人口移動 西岡八郎（国立社会保障・人口問題研究所）

司会：正岡寛司（早稲田大学）

前半の3報告は歴史人口学の分野からのものであるが、この分野における共通の課題として、1)

データや方法論の問題改善, 2) 従来の日本の「イエ」研究との接点の明確化, 3) 近世から近代(明治)への接続, 等が指摘された。また第4報告に対しては、「親になる」という概念の多義性が議論になった。第5報告に対してはこのような全国規模の調査への今後の期待や要望が述べられ、活発な討論が行われた。(岩澤美帆記)

1997年度人文地理学会大会

1997年度の人文地理学会は1997年11月15～17日、大阪市立大学(大阪府大阪市)にて開催された。人口研究に関連して以下の5報告があった。

地方都市における同心円地帯別人口分布の将来予測

—宇都宮市を対象としたマルコフ連鎖モデルの適用事例—

山口直人(宇都宮市役所)・大友 篤(日本女子大学)

わが国における近年の人口移動の動向 —全国移動調査結果より—

中川聡史・西岡八郎・小島克久・清水昌人(以上、国立社会保障・人口問題研究所)・

大江守之(慶應義塾大学)・若林敬子(東京農工大学)・井上 孝(青山学院大学)

戦前ハワイ・マウイ島の日本人 —居住地と出身地・職業構成—

飯田耕二郎(大阪商業大学)

人口増加離島における県外出身者の分析 —沖縄県座間味島を事例として—

宮内久光(琉球大学)

ビコール地方ココナツ村落の人々と生存戦略

田中定仁(聖学院高等学校)

第1報告はGISとマルコフ連鎖モデルによる小地域の将来人口推計, 第2報告は本研究所が1996年7月に実施した第4回人口移動調査の調査結果の概要である。第3報告では戦前の日本からハワイの農村部への移民の出身地, 職業が整理された。第4報告は, 観光産業の発達の中, 地元出身者のUターンのみならず県外出身者の流入によって近年人口の増加している沖縄県座間味島への流入人口について, 人口移動のプロセスを個人レベルで分析した。第5報告は, フィリピンにおける農村から都市, あるいは他の農村への人口移動を, 停滞するココナツ農村の人々の生存戦略と位置づけ, 彼らの意志決定のメカニズムを考察した。(中川聡史記)

第23回国際人口学会大会

国際人口学会(International Union for the Scientific Study of Population)は, 4年毎に大会(General Population Conference)を開催する。その第23回大会が1997年10月11～17日に北京で開催された。今回の参加者は1,152名にのぼり, うち半数に近い555名が中国人参加者だった。日本からは24名が参加し, うち10名(阿藤誠, 岩澤美帆, 小島宏, 小山泰代, 佐々井司, 佐藤龍三郎, 鈴木透, 仙田幸子, 高橋重郷, 渡邊吉利)が当研究所からの参加者だった。

今回大会では, 23のフォーマル・セッションと43のインフォーマル・セッションが開かれたが, そのタイトルは以下の通りである(I.35はキャンセルされた)。やはり多いのは出生力研究で, 先進国に

おける超低出生率 (F.15, I.42), 途上国での最近の出生率低下 (F.05, F.18, F.23, I.16, I.18), リプロダクティブ・ヘルスのモニタリング (I.28, I.36, I.43) に関する部会を含む。また, AIDS (F.08, F.10, I.08, I.30) やマラリア (I.09) に関する部会をはじめとする疫学・公衆衛生関連の部会, および労働力を中心とする経済人口学の部会 (F.21, I.10, I.11, I.29, I.40) なども目立った。

- F.01 International migration: its impact on the country of origin
- F.02 Economic integration, labour markets and international migration
- F.03 Demographic regimes in the past in comparative perspective
- F.04 Population ageing and the welfare challenge
- F.05 The demographic transition: similarities and diversities
- F.06 Trends in mortality, morbidity and disability: implications for an ageing population
- F.07 Reproductive health - policy development and programme implications
- F.08 Exposure and vulnerability to HIV infection
- F.09 Mortality reversals and their causes in the former USSR and Eastern Europe
- F.10 The global AIDS epidemic and its demographic consequences: a comparative analysis
- F.11 Family dynamics and health
- F.12 The social impact of family planning
- F.13 Religion, culture and sexuality
- F.14 Fatherhood: recent changes and policy strategies
- F.15 A fresh look at the new forms of reproductive and family behaviour, findings from the European Fertility and Family Survey
- F.16 Recent changes in nuptiality patterns
- F.17 Gender preference for children and its consequences
- F.18 Fertility transition in developing countries
- F.19 Family structure changes and their consequences in Africa
- F.20 Methods and applications in state and local demography
- F.21 Women's empowerment, poverty alleviation and community development in China: demographic implications
- F.22 Mortality trends in China
- F.23 Family size norms in China
- I.01 Asian-American migration flows 1850-1997
- I.02 South-South migration: family strategies and state policies
- I.03 Patterns of urbanization: prospects and challenges
- I.04 Demographic and political crises and upheavals in the 20th century
- I.05 Population, environment and sustainability
- I.06 A new look at the relationships between child mortality and fertility
- I.07 Infertility, sub-fertility and the health consequences
- I.08 Exposure and vulnerability to HIV infection
- I.09 Malaria past and present: changing epidemiology and demographic consequences
- I.10 Labour market implications of prolonged life expectancy
- I.11 Demographic adaptations to economic change in eastern Europe
- I.12 Poverty and its consequences for health and mortality in industrialized countries

- I.13 Gender inequalities and sexual behavior
- I.14 Forecasting kinship and household composition
- I.15 Family transformations: a children's perspective
- I.16 The mass media and fertility decline
- I.17 Adolescents in developing countries: education, socialisation and health
- I.18 The relationship between fertility and the nature of development in Arab countries
- I.19 Poverty and family planning in Africa: policies and programme implications
- I.20 Methods and applications in business demography
- I.21 Issues in biological demography and genetics
- I.22 Remote sensing, geographical information systems for data collection and analysis
- I.23 Advances in methods for the analysis of demographic data
- I.24 Longitudinal studies in demography
- I.25 Demographic data needs for the 21st Century
- I.26 Teaching demography: new approaches and methods
- I.27 Applications of demographic analysis in policy making, family planning management and market economy in China
- I.28 The mandate of reproductive health: priorities and effectiveness
- I.29 Intergenerational transfers and population ageing
- I.30 Problems in the evaluation of AIDS intervention programmes
- I.31 Teaching gender and population
- I.32 Economic, social and demographic consequences of South-North migration
- I.33 Anthropological demography and new perspectives on sexuality/gender
- I.34 Priorities in population studies: donor perspectives
- I.36 Improving reproductive health
- I.37 Demographic consequences of structural adjustment programmes in Caribbean
- I.38 Comparative migration surveys in developing countries: methodological and substantive issues
- I.39 International migration policies: the issues of political and cultural integration
- I.40 Human capital accumulation and the persistence of poverty
- I.41 Measuring adult morbidity (including reproductive morbidity) in developing countries
- I.42 Fertility: how low can it go ?
- I.43 Fertility, family planning and reproductive health in the process of Chinese socio-economic reform
- I.44 Variability in biological and ecological factors affecting reproduction: evidence and demographic consequences

当研究所からは、小島宏が出生力の生物学的・環境的要因に関する部会（I.44）に、“Environmental determinants of demographic and health behaviours in Asian Countries”と題する論文を提出、報告した。また筆者は、世帯・親族の将来推計に関する部会（I.14）に、“Forecasting household composition via multi-state methods, with an example from Japan”と題する論文を提出、報告した。

大会ではこれらの専門部会以外に、会員総会、中国人口学に関するシンポジウム、有力な会員によ

る講演等が行なわれた。初日の開会式に続いて会長の John Caldwell が “The global fertility transition, the need for unifying theory” と題する講演を行なったが、さすがに出生力研究の第一人者らしい力のこもったもので、出生力転換における知的・イデオロギー的要因の重要性を指摘した。

これと対をなすのが最終日に行われた、James Vaupel による “Demographic analysis of ageing and longevity” と題する講演である。そこでは80歳以上の死亡率パターンに関する最新データから、ハエや自動車の死亡率に至る多彩な研究成果を紹介しつつ、死亡・寿命研究における成果と課題が明確に提示され、非常に印象的だった。
(鈴木 透記)

ドイツ・日本研究所主催「高齢化と社会政策：日独比較」 に関するシンポジウム

ドイツ・日本研究所 (Deutsches Institut für Japanstudien) 主催で同研究所の Ralph LÜTZELER 博士と Christian OBERLÄNDER 博士が組織者の「高齢化と社会政策：日独比較」(Aging and Social Policy: A German-Japanese Comparison) に関するシンポジウムが1997年10月27日(月)にドイツのボン大学で開催された。Kurt FLEISCHHAUER (Universität Bonn), Irmela HIJIYA-KIRSCHNEREIT (DIJ), Anne SEYFFERTH (Friedrich-Ebert-Stiftung) の各氏の開会挨拶に続く、午前の第1セッション「高齢化過程の人口学：ニーズ志向的な社会政策への含意」(Demography of the Aging Process: Implications for a Need-oriented Social Policy) では LÜTZELER 博士による基調報告に続き、筆者が「日本における高齢化と社会政策的含意」(Aging and Implications for Social Policy in Japan) と題された論文を報告し、Karin VEITH 博士 (Bunddesforschungsanstalt für Landeskunde und Raumordnung) が「ドイツにおける高齢化と社会政策的含意」(Aging and Implications for Social Policy in Germany) と題された論文を報告した後、ドイツ連邦人口研究所長の Charlotte HÖHN 博士が討論を行った。

午後の第2セッション「社会政策とニーズ志向的な介護」では OBERLÄNDER 博士による基調報告に続き、栃本一三郎上智大学文学部助教授が「日本における介護政策」(Long-term Care Policy in Japan) と題された論文を報告し、Gerhard NAEGELE (Institut für Gerontologie) が「ドイツにおける介護政策」(Long-term Care Policy in Germany) と題された論文を報告した後、Thomas KLIE (Evangelische Fachhochschule Freiburg) が討論を行った。最後に、木村利人早稲田大学人間科学部教授が「介護政策の倫理的諸問題」(Ethical Problems of Long-term Care Policy) と題する報告を行った後に、全体討論が行われた。日独両国における高齢化とその対策に関する類似点と相違点が浮き彫りにされ、興味深かった。
(小島 宏記)

1997年ケトレー講座

「人口学における理論、パラダイム、説明アプローチ」

ベルギーのルーバン・ラ・ヌーブにあるルーバン・カトリック大学 (Université Catholique de Louvain) 人口研究所は1974年から毎年秋にベルギーが生んだ著名な統計学者・人口学者ケトレー (Adolphe Quetelet) の名を冠した国際シンポジウム、ケトレー講座 (Chaire Quetelet) を開催してきたが、1997年は Dominique TABUTIN 教授を組織委員長として11月26日(水)～28日(金)の3

日間にわたって「人口学における理論、パラダイム、説明アプローチ」(Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie) というテーマのもとに開催された。初日には開会式に続き、第1セッション「一般的、認識論的視点」(5報告)が開かれ、第2日目には第2セッション「国内移動」(4報告)、第3セッション「出生力」(8報告)が開かれ、第3日目には第4セッション「死亡力」(5報告)、第5セッション「家族と世帯」(6報告)に続き、閉会式が行われた。

2～3の報告は英語で行われたが、報告の大部分はフランス語で行われ、討論の大部分もフランス語によるものであった。参加者総数は約150人でルーバン・カトリック大学の関係者が半数近くを占めたと思われるが、ベルギーだけでなくフランス、イタリア、カナダ(特にケベック州)等の人口学者や社会学者も多数参加した。また、アフリカを中心とする途上国からの参加者も多数いたが、大部分は同大学大学院の卒業生か在校生であった。アジアからの参加者は筆者のみであった。1998年のケトレー講座はJosianne DUCHENE 博士と Françoise BARTIAUX 博士を組織者として「世帯と家族」をテーマのもとに11月25～27日に開催される予定である。(小島 宏記)

ハジェテペ大学人口研究所創立30周年記念人口会議

トルコのアンカラ市のハジェテペ大学(Hacettepe Üniversitesi) 会議場で同大学の人口研究所(Nüfus Etütleri Enstitüsü, Hacettepe Institute of Population Studies) 創立30周年を記念し、同研究所長のSunday ÜNER 教授を組織委員長として1997年12月2日(火)～5日(金)にかけて第3回全国人口学会議(III. Ulusal Nüfusbilim Konferansı)が開催された。同会議には人口学者を中心とする関連分野の研究者、行政官が内外から多数参加した。この会議は第3回とは言うものの、第1回が1968年、第2回が1975年に開催されているので、22年ぶりのものであった。

毎日午前中の2つの時間帯と午後の3つの時間帯のそれぞれで同時に2～3セッションが開催され、かなり密度が濃く、人口学のほとんどすべての分野にわたる約40のセッションがあった。大部分のセッションはトルコ人によりトルコ語で行われたが、一部に英語のセッションもあり、外国人とトルコ人が報告した。それらのうちで「1996年トルコ国際人口移動調査の方法」(Methodology of the 1996 International Migration Survey)と題されたセッションは、NIDI(オランダ学際人口研究所)がEUの資金で実施している国際移動者の送り出し国におけるサンプル調査に関するもので、NIDI担当者のJeanette Schoorl 博士も参加し、興味深かった。また、「人口分野における国際援助機関」(International Donor Organizations in the Field of Population)と題されたセッションではUNICEFのアンカラ事務所代表である日本人が報告したが、トルコで家族計画のIEC分野の援助活動をしているJICA(国際協力事業団)の派遣専門家も多数参加していた。さらに、開催時期がEUが新加盟国の候補者選びの結果を発表する直前に当たっていたため、EUと関連する英語のセッションも開かれ、トルコ人のEU加盟への期待がひしひしと伝わってきたが、トルコが人口学的、経済的にEU諸国と異質であることを示す研究が多かった。(小島 宏記)

日間にわたって「人口学における理論、パラダイム、説明アプローチ」(Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie) というテーマのもとに開催された。初日には開会式に続き、第1セッション「一般的、認識論的視点」(5報告)が開かれ、第2日目には第2セッション「国内移動」(4報告)、第3セッション「出生力」(8報告)が開かれ、第3日目には第4セッション「死亡力」(5報告)、第5セッション「家族と世帯」(6報告)に続き、閉会式が行われた。

2～3の報告は英語で行われたが、報告の大部分はフランス語で行われ、討論の大部分もフランス語によるものであった。参加者総数は約150人でルーバン・カトリック大学の関係者が半数近くを占めたと思われるが、ベルギーだけでなくフランス、イタリア、カナダ(特にケベック州)等の人口学者や社会学者も多数参加した。また、アフリカを中心とする途上国からの参加者も多数いたが、大部分は同大学大学院の卒業生か在校生であった。アジアからの参加者は筆者のみであった。1998年のケトレー講座はJosianne DUCHENE 博士と Françoise BARTIAUX 博士を組織者として「世帯と家族」をテーマのもとに11月25～27日に開催される予定である。(小島 宏記)

ハジェテペ大学人口研究所創立30周年記念人口会議

トルコのアンカラ市のハジェテペ大学(Hacettepe Üniversitesi) 会議場で同大学の人口研究所(Nüfus Etütleri Enstitüsü, Hacettepe Institute of Population Studies) 創立30周年を記念し、同研究所長のSunday ÜNER 教授を組織委員長として1997年12月2日(火)～5日(金)にかけて第3回全国人口学会議(III. Ulusal Nüfusbilim Konferansı)が開催された。同会議には人口学者を中心とする関連分野の研究者、行政官が内外から多数参加した。この会議は第3回とは言うものの、第1回が1968年、第2回が1975年に開催されているので、22年ぶりのものであった。

毎日午前の2つの時間帯と午後の3つの時間帯のそれぞれで同時に2～3セッションが開催され、かなり密度が濃く、人口学のほとんどすべての分野にわたる約40のセッションがあった。大部分のセッションはトルコ人によりトルコ語で行われたが、一部に英語のセッションもあり、外国人とトルコ人が報告した。それらのうちで「1996年トルコ国際人口移動調査の方法」(Methodology of the 1996 International Migration Survey)と題されたセッションは、NIDI(オランダ学際人口研究所)がEUの資金で実施している国際移動者の送り出し国におけるサンプル調査に関するもので、NIDI担当者のJeanette Schoorl 博士も参加し、興味深かった。また、「人口分野における国際援助機関」(International Donor Organizations in the Field of Population)と題されたセッションではUNICEFのアンカラ事務所代表である日本人が報告したが、トルコで家族計画のIEC分野の援助活動をしているJICA(国際協力事業団)の派遣専門家も多数参加していた。さらに、開催時期がEUが新加盟国の候補者選びの結果を発表する直前に当たっていたため、EUと関連する英語のセッションも開かれ、トルコ人のEU加盟への期待がひしひしと伝わってきたが、トルコが人口学的、経済的にEU諸国と異質であることを示す研究が多かった。(小島 宏記)