

も伴うと考えられる。こうした固定費用の存在は、結婚相手としての「望ましさ (attractiveness)」のなかに、出会った時点での所得水準だけでなく、過去または将来の経済力も含まれることを示唆している。

出生についても同様に、子どもから得られる効用と子どもの費用（子育て費用）との比較によって子どもを持つかどうか、また、何人持つかが決定されると考えられる。子どもの直接的な養育費としては、前述した平成 17 年版『国民生活白書』では一人当たり 1,300 万円と見積もられている。ただし、日本において子育て費用の最も大きい部分を占めるのは直接的な養育費ではなく、母親が子育てのために一時的に就業放棄することによる機会費用であることは多くの研究者が指摘するところである。子育て費用を所与とすれば、一般的に子どもは正常財と考えられるので、子どもに対する需要は所得が高いほど大きい。ただし、子育て費用は出産時にのみかかるものではなく、長期にわたってかかるものであるため、恒常所得の水準、または将来所得の見通しに左右されると考えられる。

## 2.2 失業・非正規就業の意味

失業や非正規就業が結婚・出生行動に影響するルートは、大別して 3 つある。

第 1 に、直接的・即時的な影響がある。失業状態にある、あるいは非正規就業についている場合、正規就業している場合と比較して所得水準が低い。したがって失業状態や非正規就業は、本人の結婚相手としての望ましさを低め、結婚を困難にする要因となる<sup>1</sup>。また、低所得であれば子どもに対する需要も低いため、子ども数も少なくなると考えられる。

第 2 に、失業や非正規就業は一時点での低所得をもたらすだけでなく、所得に対して長期にわたって影響をもつことがこれまでの研究でも指摘されている。そしてそのことが結婚および出生にマイナスの影響を与えると考えられる。

たとえば、失業には履歴効果 (hysteresis) があり、いったん失業率が上昇すると長期的にも均衡失業率の上昇をもたらしがちなことはマクロ経済学の分野で従来から指摘されている。その理由のひとつには、失業するとそれまで蓄積した企業特殊的人的資本が減耗したり、あるいは次の仕事を見つける上で有効でなくなったりするために失業状態が長期化しやすいことが挙げられる。アメリカの研究では、失業者が新しい仕事に就く場合、その賃金は従前賃金よりも 15~40% 低く (Topel 1990)、レイオフ経験者は失業から 5 年経過しても、職を保持した者より賃金水準が 25% 低いと報告されている (Jacobson, Lalonde and Sullivan 1993)。さらに、失業期間が長期になるにつれて就職可能性 (employability) が低下することも指摘されている (Machin and Manning 1999; van den Berg and van Ours 1996)<sup>2</sup>。すなわち、「人的資本の減耗、失業者のモチベーションの低さ、そして採用時には失業期間が長いことがその労働者の質についてのシグナルと解釈されることが皆あわさって長期失業者のパフォーマンスの悪さを説明する」(Cahuc and Zylberberg 2004) のである。

これに加えて、失業経験者は一度も失業を経験したことのない労働者よりも、将来的に失職するリスクが高くなるという実証研究がある (Stevens 1997)。つまり、初めての失業経験は、遺失所得そして賃金の面で最も甚大な影響をもたらしていることになる。

つぎに、非正規就業が将来的に低所得につながるメカニズムについて考察してみる。労

<sup>1</sup> ただし一方で、低所得であることは結婚・出生の機会費用が低いことも意味するので、これらにプラスの影響をもつ可能性もある。

<sup>2</sup> van den Berg and van Ours (1996) は、就職できた者は失業者のプールから脱落していくというサンプル・セレクション・バイアスを調整した上でも上記の結果が確認されるとしている。

働者の生産性は、学校教育などで身につける一般的人的資本のみによるのではなく、企業内訓練によっても大きく影響される。企業内訓練には費用が伴うが、企業も労働者も、その費用を回収できると確信できなければ訓練投資を行わないであろう。たとえば企業が全ての訓練費用を負担するような場合、労働者が次期も勤め続けてより高い限界生産性を発揮してくれることが保障されなければ、企業にとって訓練投資を行うインセンティブはない。逆に労働者が全ての訓練費用を負担する場合、解雇されることなく、訓練による限界生産性の上昇を高賃金という形で次期に回収できる保障がなければ、労働者にとっても訓練投資を受けるインセンティブは生じない。そこで長期的な雇用契約を結び、訓練中の賃金よりも高い半面、限界生産性よりは低い水準の賃金を次期に得るようにして、訓練費用を企業と労働者の両方で負担することが有効となる。しかし、非正規就業者の雇用契約は短いものが多く、訓練費用を回収できる見通しがたたないため、企業内訓練を行うインセンティブが企業側にも労働者側にも生じない。このため、非正規就業者は企業内訓練を受ける機会が正規就業者よりも少なく、人的資本が低水準になると考えられる。

平成16年「雇用管理調査」(厚生労働省)によると、調査対象企業のうち30%以上がフリーター経験のある労働者を正社員として採用する際に「マイナスに評価する」と回答している。マイナスに評価すると回答した企業の7割は「根気がなくいつ辞めるかわからない」と回答しており、正社員として採用して訓練投資を行ってもその費用を回収できるかどうか不安があるために、賃金等の処遇面で低い評価をしていると見られる。

### 2.3 労働市場における「世代効果」

失業や非正規就業が結婚・出生行動に影響するルートの第3は、労働市場における「世代効果」の存在である。一般に、景気の悪いときに学校を卒業した世代は、景気の回復に伴って転職する傾向が強いという、「世代効果」という現象が見られる。この現象は、不況期には良好な就業機会が少ないため、低い賃金に甘んじていた労働者が、景気の回復に伴って受諾賃金を上昇させ、転職のための職探しを活発化させることから生じるものと理解される(大橋・中村 p.230)。

日本において「世代効果」を実証した研究例としては、太田(1999)がある。太田(1999)は、on the job search モデルに基づき、景気循環が転職行動に与える影響を時系列データで分析している。その結果、転職率は現在の労働市場需給だけでなく、過去の需給状況にも影響されていることを明らかにしている。また、労働市場の需給が緩和した(失業率が高い)時期に就職した労働者は、仕事とのマッチングが悪いため、転職しやすい傾向にあることも示されている。

厚生労働省「平成17年上半期雇用動向調査」によると、20代の転職入職者のうち、4割程度は前の勤め先と比較して賃金が増加したと回答しており<sup>3</sup>、その意味では若年層では転職が所得上昇に結びつく可能性が中高年よりも高い。その半面、同調査によると、転職しても賃金が変わらない者が3割、賃金が低下した者も3割存在する。この他に、転職に成功せず、失業したり非労働力化したりする者もいる。

太田(2005)は、過去の失業率が高いほど、その時期に就職した世代の失業確率が上昇すると同時に、失業プールからの就業確率は低下することを明らかにしている。学卒時の失業率が高いほど就職後も失業する確率が高いということは、不況期に不本意な就職をすることについて、「失業の世代効果」が存在することを示唆している。

<sup>3</sup> 残りは「変わらない」が3割、「低下した」が3割である。

黒澤・玄田(2001)は、学卒直前の就職活動期における失業率の上昇が、正社員として就業する機会を制限するだけでなく、正社員となった場合にもその後転職する確率を高めていると指摘している。「七・五・三」転職という言葉に代表されるような近年の新卒者の高い転職率の背景には、学卒時における仕事とのミスマッチが大きいことが影響していると考えられる。

転職したり離職したりする場合、それまでに企業内訓練で蓄積した人的資本が有効性を失うことが多い。また、不本意な就職をしている場合、熟練形成が円滑に進まない可能性も高い。このため、不況期に社会に出た世代の生涯賃金は低水準にとどまり、結婚・出産行動にも影響が出ると考えられる<sup>4</sup>。

次節以降では、これらの枠組みに沿って国内外の先行研究サーベイを行う。

### 3. 先進諸国との共通点

失業と経済不安の増加、そしてそれと軌を一にして進む少子化という現象は、日本だけでなく 1980～90 年代の欧州諸国においても数多く観察される。最も顕著な例は 1989 年のベルリンの壁崩壊から 1990 年の東西ドイツ統一、1991 年のソ連邦崩壊へと続く東欧革命であろう。1987 年には 2.19 と人口置換レベルを超えていたロシアの出生率（合計特殊出生率）は、1989 年から低下しはじめ、1998 年には 1.24 となっている。同じく旧東独の出生率も、1990 年の 1.5 であったものが、1998 年には 1.06 まで低下している<sup>5</sup>。

これらの国々ほど劇的な変化に見舞われなかったにしても、日本と非常に共通点が多い国として、スペインがある。第 1 に、出生率の低下が急速で、現在では日本と同様に超低出生国グループに含まれている（1999 年の出生率は 1.20）。第 2 に、労働市場の規制緩和に伴って非正規就業が増加したことに加え、正規労働者と非正規労働者の格差が大きい。第 3 に、若年失業率が高止まりする中で若者が親と同居し続ける傾向が強い。

スペインでは、1977 年に合法化された労働組合が雇用安定と解雇時の高い退職金を追求しており、1980 年に成立した労働者憲章（Workers' Statute）は、期間の定めのない雇用契約を原則とすることと、期間雇用は一時的な性格なものに限定することを定めていた。それが 1984 年の法改正で、必ずしも一時的な内容の仕事でなくても最短 6 カ月から最長 3 年の期間雇用を可能とする「雇用促進契約（employment promotion contracts）」が新設された。この改正によって、スペインの就業形態は大きく変化することとなった。1987 年時点では全ての雇用契約のうち、期間雇用は 15%を占めるに過ぎなかったが、1991 年には 33%に達し、以降もほぼその水準で推移している（De la Rica and Iza, 2005）。

改正時に既に雇用されている労働者については雇用保障を維持しなくてはならないため、期間雇用は主に新規採用を中心とする若年層において普及した。こうした事情を鑑み、1994～97 年にかけての一連の制度改革では、期間雇用についての規制をほぼ撤廃する一方で、期間の定めのない雇用についても、解雇費用や解雇手続きが簡素化された。

スペインの 25～39 歳男性のうち、期間の定めのない雇用者（正規従業員）の割合は、1980 年代の 55%から 1990 年代には 40%未満へと低下している（Ahn and Mira, 2001）。De la Rica (2003)によると、期間の定めのない契約をしている雇用者と期間雇用者との間

<sup>4</sup> なお、米国の研究では、学卒後の時間の経過とともに世代効果は消失すると指摘されている（Welch, 1979）。

<sup>5</sup> 旧ソ連諸国における失業増大と出生率低下の実証分析としては Kohler and Kohler (2002)がある。ただし、ここでは失業と出生の間に正の相関関係が見いだされるなど、理論仮説と逆の結果となっている。

には、1995年時点で男性については11%、女性については9%の賃金格差が存在する。また、スペインでは合計16週間の産前産後休業、そして産休中に80%の賃金保障を行うことが法律で定められており、雇用形態に関わらず取得できることとなっている。しかし、出産1年前に就業していた女性の3分の1は、産後9カ月時点で失業しているという研究もある (Gutiérrez-Domènech, 2002)。

De la Rica and Iza (2005) は、European Household Panel (1994~2001年)のうち、スペインについてのパネルデータを使用し、duration modelで結婚・出生行動に及ぼす失業や非正規就業の影響を分析している。その結果、男性の場合、期間の定めのない雇用者と比較して、期間雇用者や無業者の結婚は遅れる傾向にあること、また、女性については従業上の地位の違いによる結婚年齢の差は有意には見られないことを明らかにしている。出生に関しては、女性本人が期間雇用者や無業者であることは第1子出産年齢を引き上げる効果をもっており、とくに若い年齢での出産に抑制的に働いている。その半面、パートナーである男性が期間雇用者であったり無業であったりすることの第1子出生年齢に及ぼす影響は有意ではない。

Ahn and Mira (2001)は、スペインの社会人口調査(1991年)のデータを使用し、調査時点で26~40歳のスペイン男性の結婚・出生行動をハザード・モデルで分析している。それによると、1年前に期間雇用者であった男性の結婚確率は、期間の定めのない雇用者(フルタイム雇用者)である男性よりも20%低く、1年前に無業であった男性の結婚確率は同じく58%低い(高卒レベルの場合)。ただし結婚している男性に限ると、無業や非正規就業の影響はあまり有意ではなくなる。興味深いのは、学校を卒業してから最初の職に就くまでの期間の影響である。学卒時に7カ月以上仕事が見つからなかった男性は、そうでない男性よりも結婚する確率が25%低いという結果になっている。

一方、超低出生率と若年失業率の高さが問題となっているイタリアでは、労働市場の状況が日本と異なり、パートタイムでの雇用機会が限られていることが特徴的である。正規雇用者の賃金水準は高く、雇用保障も厚いため、企業は新規採用に消極的である。さらに、社会保険料の事業主負担は労働時間に関わらず雇用者数に比例して決まるシステムになっている。このため、パートタイム雇用者はフルタイム雇用者よりも企業にとって割高な存在で、これもパートタイムでの雇用機会を狭める要因となっている。こうしたなか、いったん退職すると労働市場に再参入するのは困難であるため、女性はフルタイムでの就業を続けるか、出産して仕事を辞めるかの二者択一を迫られている (Del Boca and Pasqua, 2005)。

Del Boca(2002)のイタリアについての研究では、居住する州でパートタイム就労機会が多いことは、出生確率を引き上げる効果を持っている。これはイタリア中央銀行の家計所得資産パネル調査 (Bank of Italy's Survey of Income and Wealth (1991-1995)) を使用したもので、対象は21~45歳の既婚女性である。なお、調査対象者となる既婚女性のうち、パートタイムで雇用されているのは9%に過ぎない。このイタリアの研究例は、非正規就業についていることが結婚や出生に常にマイナスに働くというわけではなく、労働市場の柔軟性や正規・非正規就業者間の労働条件格差によって影響の仕方も変わることを示している。

同様に、フランスの有配偶(法律婚でない場合を含む)を対象とした Meron and Widmer (2002)によると、女性本人の失業経験は、第1子出生タイミングを遅らせる効果を持つことが示されている。また、その効果は低学歴女性の場合に特に顕著となる。

失業と結婚・出生の関係をドイツについて実証分析を行ったものとしては、Kreyenfeld (2005) が、オランダについて研究したものとしては Kalmijn and Luijkx(2005)がある。

Kreyenfeld(2005)は、ドイツのパネル調査 (German Socio-Economic Panel: SOEP) のうち、1984～2004 年のパネルを使用して、第1子出生の決定要因を経済不安との関連から分析している。取り上げている変数は、女性の従業上の地位 (学生・フルタイム雇用・パートタイム雇用・無業・失業)、賃金、出生コーホート、学歴、配偶者の有無、配偶者の従業上の地位 (女性と同) などである。これらの要因を考慮したにも関わらず、イベント・ヒストリー分析の結果では、第1子出生タイミングは年齢やコーホート、配偶者の有無に左右されるだけで、本人・配偶者のいずれについても、失業や非正規就業との関連は有意とはなっていない。

Kalmijn and Luijkx(2005)は、1930～1970 年生まれのオランダ男性について、従業上の地位が結婚したり同棲したりする確率を引き上げるかどうか検証している。同棲と結婚それぞれを分けてイベント・ヒストリー分析を行った結果では、継続して失業状態にあつたり、失職したりした場合には、同棲確率・結婚確率ともに引き下げるが、とくに結婚確率の引き下げに大きな影響を及ぼしていることを明らかにしている。

米国における Oppenheimer, Kalmijn and Lim (1997)の分析では、就業状況と結婚との関係を取り上げている。使用するデータは National Longitudinal Survey の一部をなしているパネル調査で、1957年から1964年に生まれた男性 (白人・黒人とも) 約3万人を含んでいる。この研究で特徴的なのは、仕事の種類として「一時しのぎの仕事 (stopgap jobs)」というカテゴリーを設けていることである。具体的には、ファースト・フード店員、ウェイター、販売員、未熟練の労務作業員など、離職が頻繁で、本格的なキャリア形成パスに乗らない仕事を指しており、日本のフリーターに該当するものと考えられる。分析では、そのときどきの就業状態が1年以内の結婚確率に及ぼす影響を計測し、フルタイム雇用を比較して、無業者や一時しのぎの仕事に就いている者は、結婚確率が大幅に低い。

#### 4. 日本における研究

近年の日本では、世代効果についての研究は進みつつある半面、失業や非正規就業が実際に結婚や出生にどのような影響を及ぼしているかについては、永瀬 (2002)、Raymo (2003)、酒井・樋口(2005)など少数があるのみである。

永瀬(2002)は、国立社会保障・人口問題研究所の「第10回出生動向基本調査」の個票を使用し、結婚タイミングと非正規就業の関係を分析している。サバイバル分析によると、男性、女性にかかわらず、非正規就業者の場合に結婚は遅れ、正規就業者の場合に早まることが示されている。

Raymo (2003)は、国立社会保障・人口問題研究所の「第10回出生動向基本調査」の個票を使用し、女性の学歴が結婚タイミングに及ぼす影響を分析することを目的にしている。結婚タイミングの決定要因の中には、学歴だけでなく従業上の地位も含まれており、ここからパートタイム雇用や無業であることが結婚に及ぼす影響を把握できる。ホワイトカラー職種を基準とすると、専門管理職の場合には結婚が遅れることが示されているが、それよりもはるかに大きい効果をパートタイム雇用であることや無業であることが持っている。なお、ここでは無業者がひとくくりにされており、失業状態にあるのか、非労働力化しているのかは不明である。

非正規化と結婚・出生の関係を最も陽表的に分析したのは、酒井・樋口(2005)である。使用したデータは第1回「慶應家計パネル調査」の個票で、分析対象は調査時点で53歳未満の男女である。1回のパネル調査であるが、過去の履歴を回答者に尋ねているため、そこからパネル的にデータを復元している。学卒後に未婚で無業もしくは臨時雇用となる経験の有無を「フリーター経験」と名付け、それが将来の就業状態や所得、結婚、出生に及ぼす影響をサバイバル分析で把握している。主な結果をまとめると、第1に、いったんフリーター状態に入ると、そこから抜け出す確率が近年になるほど低くなっている。第2に、フリーター経験者のその後の年収は、有意に低い。第3に、フリーター経験者は、結婚時期が遅く、とくに男性でフリーター経験者と正規雇用経験者との差が大幅となっている。第4に、フリーター経験者は第1子出産時期も遅い。ただし、結婚時期をコントロールすれば、フリーター経験者とそうでない者との出産時期の差は有意ではないので、この差は主に結婚時期の違いによってもたらされていることがわかる。

## 5. 課題と今後の研究の方向性

若年失業率の上昇や不安定就労の増加は1980年代以降の先進諸国に共通する現象であり、結婚・出生行動との関連についても共通した関心が持たれている。

国内外での実証分析では、個々人の履歴における失業経験や非正規就業経験を説明変数として含める方法と、特定時点（例えば学卒時）の労働力需給指標（失業率や有効求人倍率など）を説明変数に含める方法が広く行われている。後者は世代効果を把握する上で有効と考えられるが、使用するデータが数年分のパネルに限定される場合などは、世代効果が適切に把握可能かどうかという問題が生じる。

さらに、予期せざる解雇による失業などのような特殊なケースを除き、個々人は嗜好に合わせて働き方や結婚・出生行動を調整している可能性は高い。個々人の選択の内生性をコントロールし、失業による所得ショックの影響を識別することも今後の研究の大きな課題である。

分析手法の面でも、これまでの先行研究では、失業経験や非正規就業経験を外生的なものとして扱い、結婚や出産にいたるまでの期間を分析するものがほとんどであった。そうした中で、米国についてのAhituv and Lerman (2005)の研究は、dynamic selection control model (Hotz *et al.*, 2002)を使用して(1)配偶状態（独身、有配偶、離別、再婚）と、(2)仕事の安定性、(3)賃金の3者の同時決定関係を分析している。使用したデータは、National Longitudinal Surveyの1979年から1994年までのパネルである。推定結果では、安定した仕事についている場合、結婚しやすく、また、既婚者については結婚の持続性が高くなることを明らかにしている。こうした手法面での改善も試みられるべきであろう。

## 参考文献

Ahituv, A. and Lerman, R. (2005) "Job turnover, wage rates, and marital stability: How are they related?" IZA Discussion Paper No.1470, The Institute for the Study of Labor (IZA).

Ahn, N. and P. Mira (2001) "Job bust, baby bust? Evidence from Spain," *Journal of Population Economics*, 14, pp.505-521.

Andersson, G. (2000) "The impact of labour-force participation on childbearing behavior: Pro-cyclical fertility in Sweden during the 1980s and the 1990s", *European Journal of Population* 16: pp.293-333.

Becker, G. (1974) "A theory of marriage: Part2," *Journal of Political Economy*, 82(2), Part 2, pp.S22-S26.

Bergstrom, T. and R. F. Schoeni (1996) "Income prospects and age-at-marriage," *Journal of Population Economics*, 9, pp.115-130.

Cahuc, P., and Zylberberg, A. (2004) *Labor Economics*, The MIT Press.

De la Rica, S. and Amaia Iza (2005) "Career planning in Spain: Do fixed-term contracts delay marriage and parenthood?", *Review of the Economics of the Household*, 3, pp: 49-73.

Del Boca (2002) "The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy," *Journal of Population Economics*, 15(3), pp.549-573.

Del Boca, D. and Pasqua, S. (2005) "Labor supply and fertility in Europe and the US," in Boeri, T. , Del Boca, D. and Pissarides, C. (eds.), *Women at Work: An Economic Perspective*, Oxford: Oxford University Press, pp.125-153.

Genda, Y. and M. Kurosawa (2001) "Transition from School to Work in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.15, No.4, pp465-488.

Gutiérrez-Domènech, M. (2002) "Employment penalty after motherhood in Spain," mimeo.

Jacobson, L., Lalonde, R., and Sullivan, D. (1993), "Earnings losses of displaced workers," *American Economic Review*, 83, pp.685-709.

Kalmijn and Luijkx(2005) "Has the reciprocal relationship between employment and marriage changed for men? An analysis of the life histories of men born in the Netherlands between 1930 and 1970." *Population Studies*, 59(2), pp.211-231.

Kohler, H.P./ Kohler, I. (2002): Fertility decline in Russia in the early and mid 1990s: The role of economic uncertainty and labor market crisis. *European Journal of*

*Population* 18: 233-262.

Kreyenfeld, M. (2005) "Economic uncertainty and fertility postponement: Evidence from German panel data," MPIDR Working Paper WP2005-34, Max Plank Institute for Demographic Research.

Machin, S., and Manning, A. (1999), "The causes and consequences of long-term unemployment in Europe," in Ashenfelter, O., and Card, D. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3C, chap. 47, Amsterdam: North-Holland.

Meron, M. and Widmer, I. (2002) "Unemployment leads women to postpone the birth of their first child," *Population (English edition)*, 57(2), pp.301-330.

Oppenheimer, V. K. , M. Kalmijn and N. Lim (1997) "Men's career development and marriage timing during a period of rising inequality," *Demography*, 34(3), pp.311-330.

Ranjan, P. (1999): Fertility behavior under income uncertainty. *European Journal of Population* 15: 25-43.

Raymo, J. (2003) "Educational Attainment and the Transition to First Marriage among Japanese Women" *Demography*, 40(1), pp. 83-103.

Stevens, A. H. (1997) "The persistence effects of job displacement: The importance of multiple job losses," *Journal of Labor Economics*, 15, pp. 165-188.

Topel, R. (1990), "Specific capital and unemployment: Measuring the costs and consequences of job loss," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 33, pp.181-214.

Welch, F. (1979) "Effects of cohort size on earnings: The baby boom babies' financial bust," *Journal of Political Economy*, 87(5), pp.s65-97.

van den Berg, G., and van Ours, J. (1996), "Unemployment dynamics and duration dependence," *Journal of Labor Economics*, 14, pp. 100-125.

太田聰一(1999)「景気循環と転職行動：1965～94」中村二郎・中村恵編『日本経済の構造調整と労働市場』日本評論社、pp.13-42

太田聰一(2005)「失業率の持続性と労働力のフロー構造：擬似パネルデータによるアプローチ」第3回現代経済政策研究会議(2005年3月26日～27日、関西社会経済研究所)報告論文



大竹文雄・猪木武徳(1997)「労働市場における世代効果」浅子和美・吉野直行・福田慎一編『現代マクロ経済分析——転換期の日本経済』東京大学出版会、pp.297-320.

大橋勇雄・中村二郎(2004)『労働市場の経済学：働き方の未来を考えるために』有斐閣

黒澤昌子・玄田有史(2001)「学校から職場へ—「七・五・三」転職の背景」『日本労働研究雑誌』No.490,pp.4-18.

酒井正・樋口美雄(2005)「フリーターのその後：就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』No.535, pp.29-41.

永瀬伸子(2002)「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』58(2),pp.22-35.

### 3. 有配偶者における出生力および無子割合変化の分析

別府 志海

#### 1. 有配偶出生率と無配偶出生率

近年、少子化が一段と進んでおり、2004年の合計出生率は1.29と史上最低を更新している。現在の日本の出生率は、その水準自体が低いことに加え、その水準が年々低下傾向にあり、人口減少や人口高齢化といった人口変動を急速にもたらす大きな要因となっている。本稿では有配偶者および無配偶者の出生行動について、配偶関係を考慮した第1子出生率を用いて、配偶関係の相違により出生率がどう異なるかを分析する。

日本の出生状況の特色の一つとして、「嫡出でない子」の少なさがある。人口動態統計によれば、近年では全出生に占める嫡出出生割合はやや低下傾向にあるものの、それでも2004年段階で98%に達しており、依然として出生は有配偶者が行うものとなっている<sup>1</sup>。しかしながら「嫡出でない子」の出生割合を年齢別にみると年齢によりその様子は大きく異なり、一部年齢ではむしろ嫡出でない子の割合が非常に高くなっている。ただし、こうした年齢では出生数自体が少なく、全体に与える影響は小さい。

国勢調査における女子の年齢別有配偶率の推移を示したものが図1である。なお、分析期間であるが、以下において扱う出生順位別出生率のデータが人口動態統計から得られる1965年以降を対象としている。さて、1965年以降の年齢別女子有配偶率をみると、1980年以降に20歳代後半における有配偶率の低下が顕著に進んでおり、特に2000年では30歳代においても大きく低下しているのが特徴である。また、1990年以前では有配偶率低下が20歳代のみであり、30歳代では大きな低下が無いことから、1990年頃までは結婚の延期による晩婚化であったが、2000年では30歳代でも有配偶率が大きく低下していることから、晩婚化だけでなく未婚化も進行していることが強く示唆される。

これまで初婚は20歳代中頃から後半が主であり、30歳代の初婚は多くない。2004年の人口動態統計によれば、年内に届け出た女子の初婚総数に占める30歳以上初婚数の割合は27.5%と全体の約4分の1に留まっている。したがって、現在のように嫡出生が支配的である状態が大きく変化しない場合、今後30歳代における初婚数が増えなければ、30歳代の有配偶率は低下する一方となるために、出生率が大きく低下する可能性は小さくない。なお、1965年や1970年では40歳代の有配偶率が低下しているが、これは当時の死亡率が特に男子で相対的に高いため、女子が有配偶状態から死別状態へ移るために生じたものである。

有配偶者と、それ以外である無配偶者における出生行動の様子を示すと、図2および図3に示した様になる。これらの図から、有配偶者だけでなく無配偶者も1965年と2000年とでは子の産み方が大きく変化していることが指摘できる。まず有配偶者の産み方の変化は、10歳代において最も顕著に表れており、近年になるにつれ出生率が突出して高くな

<sup>1</sup> 有配偶状態にあるのはあくまで出産時点であり、妊娠時点でない。したがって妊娠後から出産前にかけて婚姻届を提出した夫婦の出生も嫡出に含まれる点は注意を要す。

っている。また 20 歳代後半から 30 歳代にかけての出生率も若干ながら上昇傾向にある。これは、以前は 20 歳代で第 1 子を産み終えていたために 30 歳代の第 1 子出生率が低くなっていたが、近年では晩婚化の進展によって結婚が延期されたことにとともに、第 1 子の出生も延期されているためである。

一方、「嫡出でない子」の全出生数に対する割合は増加傾向であり、2004 年には 1.99% となっている。しかし無配偶者に対する出生率でみると（図 3）、むしろ低下傾向にある。これは分母となる無配偶人口が、近年の晩婚化・未婚化の進展により急増していることが背景にある。

## 2. 既婚女子人口におけるコーホート別・パリティー拡大率の推移

前節において、日本人女子の出生行動を有配偶と無配偶に分け、両者の出生行動の相違について分析を行った。しかしこれらの分析は期間データに基づいたものであるため、必ずしも各世代が経験している事象と一致しない。

本節ではコーホートで観察した場合に、有配偶出生率がどのように推移しているかを分析する。なお、ここでは出生率指標として、前節と異なり、パリティー拡大率（Parity Progression Ratio）を用いている。パリティー拡大率とは、例えば 1 人目の子を産める人は今までに 1 人も産んだことのない女性である、というように、率を算出する際分母人口に既往出生児数の概念を取り入れた指標である。なお、前述のように日本では配偶関係が出生行動に対し大きく影響を及ぼしていることから、このパリティー拡大率も有配偶者に限定した指標が望ましい。

一般に、パリティー拡大率は他の出生率指標と同様、配偶関係構造を考慮しない指標である。しかしながら前節でも述べたとおり、日本では配偶関係により出生行動が大きく異なっており、分析対象を有配偶者に限定することは有効である。そこで本論文では筆者が以前考案した方法により有配偶者のパリティー拡大率を応用し、既婚者を対象として分析を行っている（別府 2003a）。ここでは未婚者からの出生は無いものと仮定し、初婚の発生を既婚・無子状態の出発点とみなして分析を行っている。既婚者のパリティー拡大率（パリティー  $i-1$  から  $i$  への拡大率：EM-PPR,  $i$ ）の計算式は以下に示したとおりである。ここで  $x$  は年齢、 $B_i$  は嫡出第  $i$  子出生数、 $P^F$  は女子人口、 $P^{F-EM}$  は既婚女子人口を示す。

$$EM-PPR(1, x) = \frac{\left( \frac{B_x^1}{P_x^F} \right)}{\left( 1 - \sum_{15}^x \frac{B_x^1}{P_x^F} \right)} \times \frac{1}{\left( \frac{P_x^{F-EM}}{P_x^F} \right)} \dots\dots\dots [1]$$

$$EM-PPR(2, x) = \frac{\left( \frac{B_x^2}{P_x^F} \right)}{\left( \sum_{15}^x \frac{B_x^1}{P_x^F} - \sum_{15}^x \frac{B_x^2}{P_x^F} \right)} \dots\dots\dots [2]$$

これらの式に基づき算出された、コーホート別の既婚パリティ拡大率を、無子から第1子出生についてを図4に、第1子から第2子出生についてを図5に示した。図4をみると、30歳以上においては相違が少ないのに対し、30歳未満では様相が大きく異なっている。10歳代では新しいコーホートになるにつれ、無子の既婚者が第1子を産む率が上昇しているのに対し、20歳代になると逆に新しいコーホートのパリティ拡大率が以前のコーホートに比べ大きく低下している様子が分かる。とりわけ20歳代後半において著しい低下が見られる。この年齢層では既婚者割合が1950年出生コーホートで89%、1960年出生コーホートで83%だが、1970年出生コーホートでは71%と大きく低下している。したがってこの20歳代後半における出生率低下と既婚者割合の低下が近年の出生率低下に大きく影響を与えていることが分かる。

一方、図5の第1子を産んだ人が第2子を産む率の推移をみると、やはり20歳代後半において低下している様子が分かる。ただしその変化は1950年から1965年までは大きく現れているものの、1965年以降ではほとんど変化が見られなくなっている。

以上の分析結果から、近年では夫婦が第1子を産まなくなっていることに加え、第1子を持っている夫婦の中でも第2子を産まなくなっていることが示された。したがって、夫婦の中でも子ども数を減らす、もしくは子どもを1人も持たない傾向が認められる。

### 3. 全配偶関係女子と既婚女子におけるコーホート別無子割合の推移

前節までは出生率、つまり子供を産んだ女性について分析を行い、特に近年では第1子の出生率が大きく低下していることが示された。このことを言い換えれば、子どもを持たない女性が増えていることの現れとも解釈できる。こうした子どもを1人も持たない既婚女子の増加が少子化を一層後押ししている可能性がある。

女子人口における無子割合について、コーホート別に推計したものが図6である。いずれのコーホートにおいても、長期的には新しいコーホートほど無子割合が高くなる傾向がみられる。特に20歳代以上ではコーホートにより水準が大きく異なる。25歳時点における無子割合をみると、1950年出生コーホートでは44%と半数以下であったが、1955年出生コーホートでは54%、1965年出生コーホートでは72%、1975年出生コーホートでは79%が無子と推計され、新しいコーホートほど出生しなくなっていることが分かる。

こうした傾向は、結婚・産み盛りの年齢である20-30歳代を経過しても解消されていない。30歳時の無子割合は1950年出生コーホートでは15%であったのが1970年出生コーホートでは47%と半数近くまで上昇している上、40歳時の無子割合も1950年出生コーホートではわずか8%であったのが1960年出生コーホートでは17%と、わずか10年で無子割合は大きく上昇している。

ただし、この図6の分析は配偶関係別割合の変化による影響を全く考慮していない。この期間は未婚化・晩婚化が大きく進んだ時期であり、図6はこうした未婚化・晩婚化の影響も受けている。特に未婚者は出生行動とほとんど関連がない。したがって、未婚化の影響を結婚行動の変化として取り除くことができれば、より直接的に出生行動を規定している有配偶者もしくは既婚者についての詳細な分析が可能となる。

そこで分析対象を既婚者に限定し、図6と同様の手法により無子割合を求めたものが図

7である。分母人口には本来であれば既婚者（有配偶者＋離別者＋死別者）ではなく有配偶者のみとすることが望ましいが、人口動態統計では離死別者および再婚者の既往出生児数が得られないため、ここでは既婚者を対象とする。なお、離別者割合および死別者割合は1970年出生コーホートの30歳時点でそれぞれ4.9%、1.1%とまだ小さく、したがって既婚者割合を近似的に有配偶者割合と見なすことが可能である。

さて、図7から20歳代前半を境に、若年齢での変化と高年齢での変化が対照的である点が指摘できる。1950年や1960年出生コーホートでは10歳代における既婚者の8割程度が子どもを持っていなかったのに対し、1970年出生コーホート以降では顕著に無子割合が低下している。この背景には特に20歳代前半以下で顕著に増えている婚前妊娠結婚、いわゆる「できちゃった婚」の増加があると考えられる。厚生労働省の『人口動態統計特殊報告』（2002）によれば、嫡出第1子に対する結婚期間が妊娠期間より短い出生数の割合は若いほど高く、同報告において分析がされている1980年以降のいずれの年次でも15-19歳の婚前妊娠割合が最も高くなっている。こうした影響もあり、図7の10歳代における無子割合の推移は特異な動きを示している。なお、20歳代以上については概ね安定しており、また10歳代での既婚者はいずれのコーホートにおいても5%未満と少数に留まっている。

そして、22-23歳を境に古いコーホートと新しいコーホートで無子割合の高低が逆転し、新しいコーホートほど無子割合が高い傾向がみられる。新しいコーホートでは出生行動が未完結であるため、将来にかけて多少流動的ではあるが、図7を見る限り、趨勢的に無子割合は高止まりする傾向が読み取れる。35歳時点での無子割合は1960年出生コーホートまでは1割未満であったが、1965年出生コーホートは14%に達しており、1970年および1975年出生コーホートはさらにこの水準を上回る可能性が高い。

以上から、とりわけ1965年出生コーホート以降において、夫婦における無子割合が顕著に増加傾向にあり、このことが夫婦の出生力を低下させる大きな要因となっていることが指摘できる。

#### 4. 無子割合変化に対する初婚率および既婚出生率変化の影響

前節では、女子人口に占める無子割合が大きく上昇している中で、既婚者における無子割合が近年上昇しているという分析結果が得られた。そこで未婚者と既婚者を分ける初婚率と、無子と有子を分ける第1子出生率という二つの要因を用い、どちらがどの程度、近年の無子割合上昇に寄与しているかを分析したものが、表1である。なお、出生コーホート別に分析を行う場合、得られる年齢別データの期間がコーホートにより異なるために、分析できる年齢幅も異なる。

全年齢でみた場合、初婚率の影響は1950-55年出生コーホートにおいてのみ5割程度に留まっているが、1955年以降出生コーホートでは全体の無子割合変化に対しいずれも7-8割を占めている。このことから、図6でみた近年の無子割合の著しい上昇は、未婚化・晩婚化といった結婚行動の変化による影響が非常に大きいことが示された。全年齢を対象に分析した場合には、前述した10歳代における特異な出生行動変化をも分析対象に含めしてしまうため、10歳代を除いた産み盛り年齢である21-30歳について分析すると、1950

—55年では若干結果が異なるものの、その他では全年齢と21—30歳と年齢区分を変更してもあまり相違は見られない。

既婚第1子出生率と初婚率の影響を年齢別にみると、出生率の変化は年齢によっては無子割合をむしろ低下させる効果を持っていたが、初婚率の変化は常に無子割合を上昇させる方向に作用しており、いずれのコーホート間においても未婚化・晩婚化が進行していたことが分かる。それぞれの要因が持つ影響の大きさをみると、いずれのコーホートにおいても15—20歳という若い年齢において出生率変化の影響が最大となっている一方で、初婚率変化による影響は21—25歳において無子割合を上昇させる影響が大きく、特に1955年出生コーホート以降で未婚化・晩婚化が出生行動に与えた影響が大きくなっている。また、1950—55年の変化を除き、出生率変動による影響は15—20歳や26—30歳といった特定の年齢層において大きくなっているのに対し、初婚率変動の影響はいずれの年齢でも大きい。

1950年出生コーホートと1970年出生コーホートの無子割合の変化を分析したところ、15—20歳では出生行動の変化を反映して他の年齢と異なった数値となるが、21歳以上では安定し、データが得られる30歳までの変化は出生率の変化が28%、初婚率の変化が72%の説明力を持つと分析された。

## 結論

日本における出生状況の特性を考慮し、嫡出子と嫡出でない子とに分けて出生率の分析を行った結果、2000年では10歳代でのみ大きく上昇していた。特に出生順位を第1子に限定した場合、10歳代だけでなく晩婚化の影響から20歳代後半から30歳代にかけて出生率が上昇している。ただし、2000年では30歳代においても有配偶率が8割程度に留まっており、近年の出生率低下は結婚・出生のタイミング変動のみでは説明できないことが指摘できる。

有配偶者の近似として既婚者の出生力をコーホートで分析した結果、既婚者においても無子割合が増加しており、かつ第1子を産んだ人が追加的に第2子を持つ率も低下している。このことは近年の夫婦出生力が無子割合の減少とともに子ども数の減少にも同時に起因していることを示している。

さらにコーホート別でみた無子割合の変化を、初婚率変化による影響と既婚者の第1子出生率変化による影響の2つに要因分解した結果、1950—55年出生コーホートでは出生率変化が5割と高いが、1955年以降の変化は圧倒的に初婚率の変化によって説明された。また1950—70年出生コーホートにおける無子割合の変化は、初婚行動の変化により全体の7割強が説明される。

以上の結果から、これまでの無子割合の増加は未婚化・晩婚化といった結婚行動の変化による影響が大きいと、それに加えて夫婦の出生力、とりわけ第1子の出生力が低下していることの影響も3割程度存在することが示された。第1子出生率の低下は必然的に第2子、第3子の出生を減らすため、出生率回復には夫婦が一人目を産める環境の整備が求められる。

## 参考文献

- Schoen, Robert. 1975. "Constructing Increment — Decrement Life Tables", *Demography*. Vol. 12, No. 2, pp.313—324.
- .1988. *Modeling Multigroup Populations*. New York: Plenum Press.
- . and Verne E. Nelson. 1974. "Marriage, Divorce, and Mortality: a Life Table Analysis", *Demography*. Vol. 11, No. 2, pp.267—290.
- Willekens, Frans. 1987. "The Marital Status Life Table", in John Bongaarts et al. (eds.), *Family Demography*. Oxford: Clarendon Press, pp.125—149.
- 池ノ上正子・高橋重郷. 1994. 「結婚の多相生命表：1975年，1980年，1985年および1990年」『人口問題研究』第50巻第2号，73—96ページ.
- 石川 晃. 1995. 「わが国における法律婚と事実婚」『人口問題研究』第50巻第4号，45—56ページ.
- 厚生労働省（編）. 2002. 『出生に関する統計（人口動態統計特殊報告）』厚生統計協会.
- 国立社会保障・人口問題研究所. 2006. 『人口統計資料集』.
- 高橋重郷. 1989. 「結婚の多相生命表：1980年，1985年」『人口問題研究』第45巻第3号，41—55ページ.
- 別府志海. 2003a. 『日本における少子化の人口統計学的研究—生命表形式による結婚・出生力の分析—』麗澤大学博士学位論文，未公開.
- . 2003b. 「結婚・離婚・再婚の人口過程」『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』（主任研究者：高橋重郷）厚生労働科学研究 平成14年度報告書，86—95ページ.
- . 2004. 「離別が出生率に与える影響の生命表形式による分析」『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』（主任研究者：高橋重郷）厚生労働科学研究 平成15年度報告書，45—56ページ.
- . 2005. 「コーホート出生率における、離別の影響の分析—生命表形式による—」『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』（主任研究者：高橋重郷）厚生労働科学研究 平成15年度報告書，108—121ページ.

図1 女子の年齢別有配偶率の推移：1965—2000年

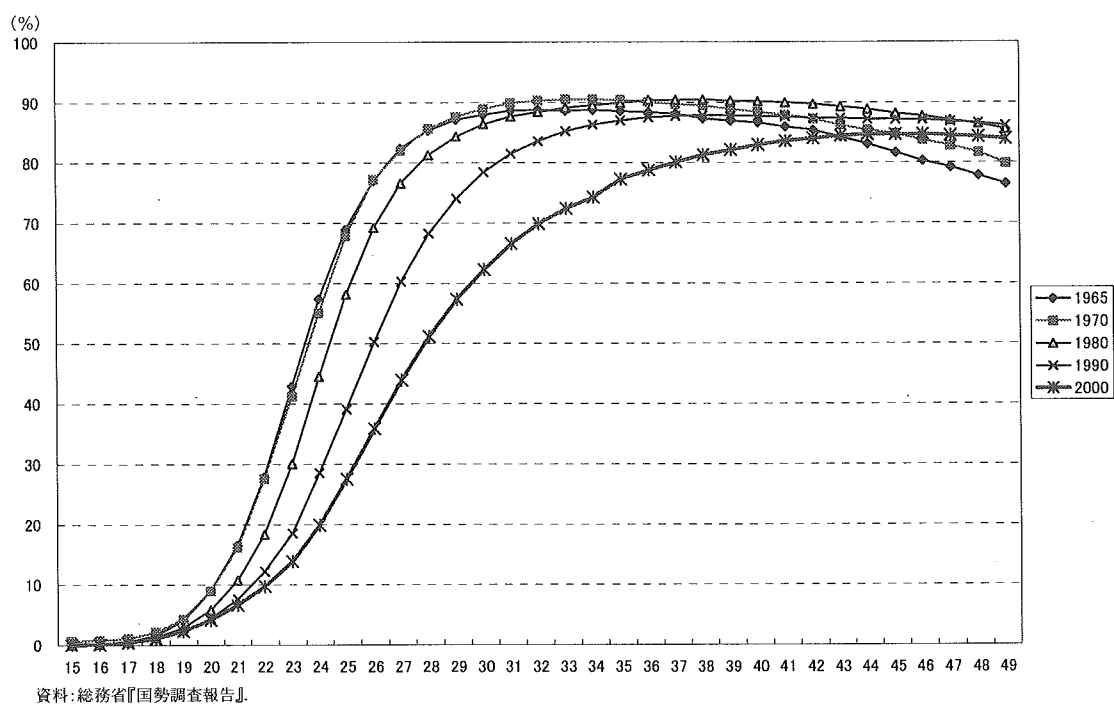


図2 年齢別・第1子嫡出出生率の推移：1965—2000年

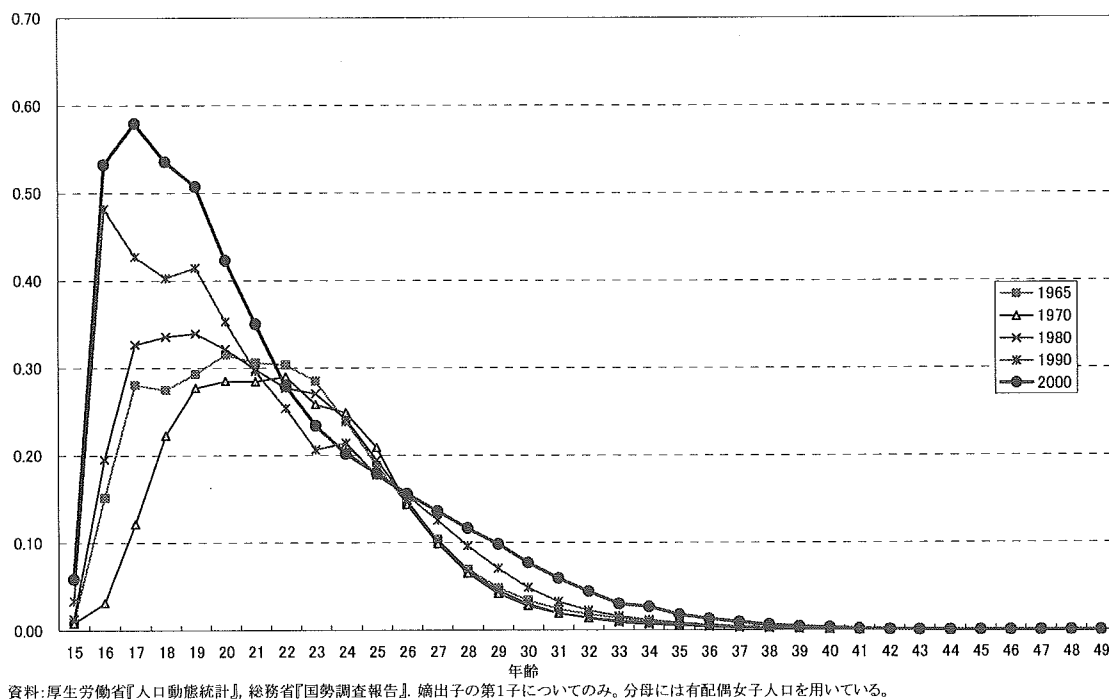
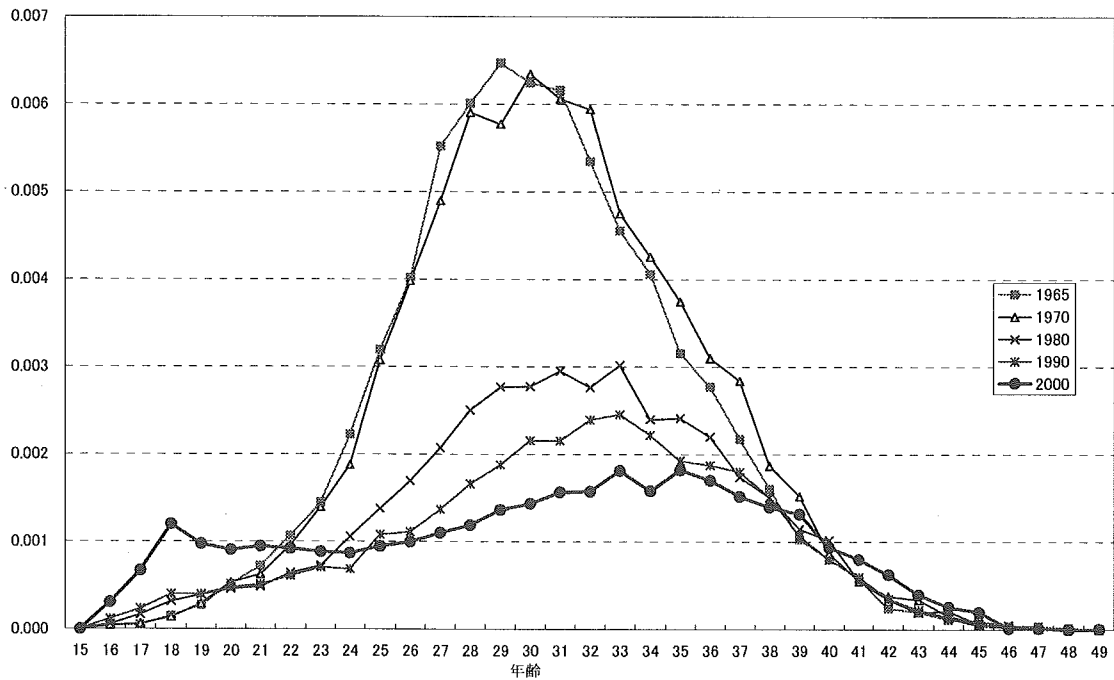


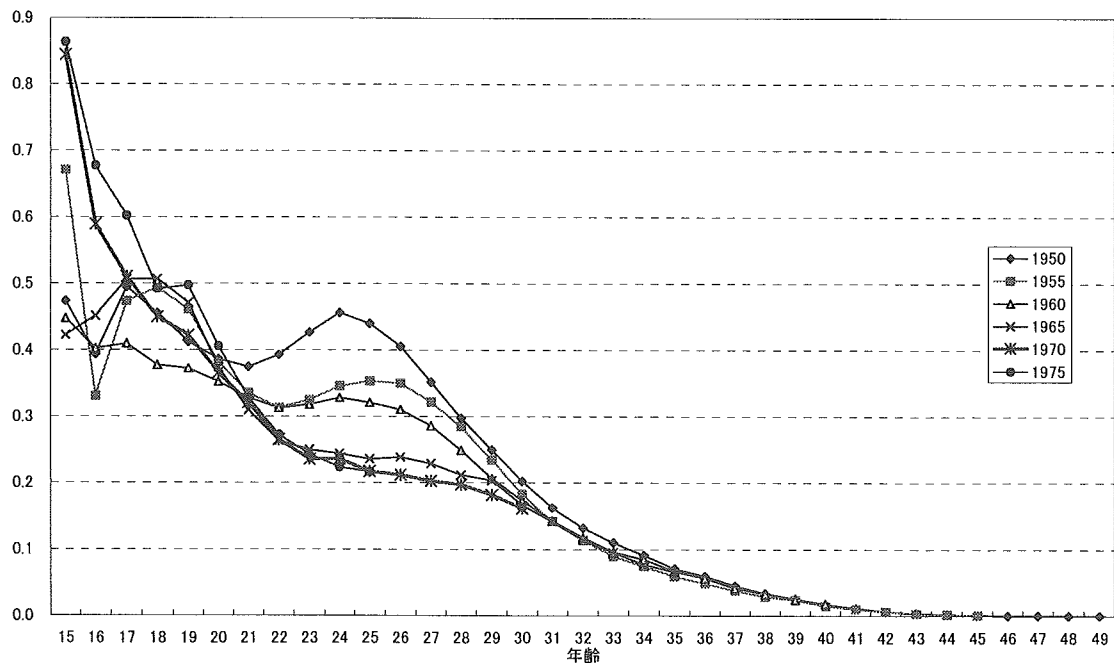


図3 年齢別第1子「嫡出でない子」の出生率の推移：1965-2000年



資料：厚生労働省『人口動態統計』、総務省『国勢調査報告』、嫡出でない子の第1子についてのみ。分母には無配偶女子人口を用いている。

図4 コーホート別・既往出生児数0の有配偶者における第1子出生率



注：コーホート別有配偶率には別府(2005)において作成した多相生命表の結果を用いた。

図5 コーホート別・既往出生児数1の有配偶者における第2子出生率

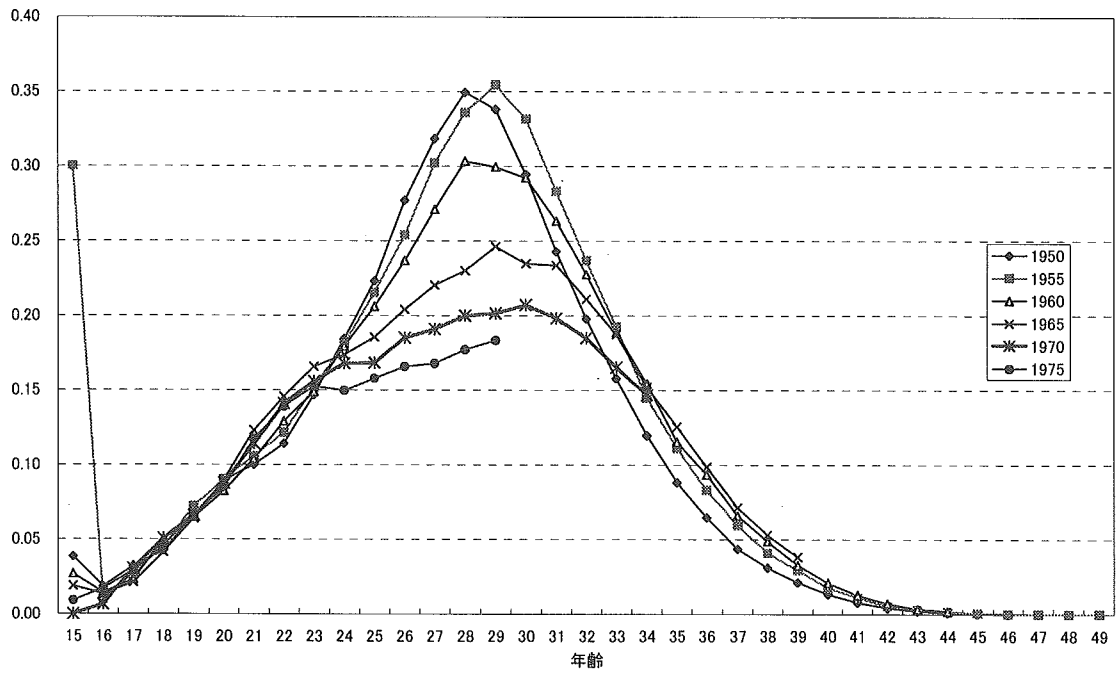


図6 年齢別女子人口のコーホート別無子割合

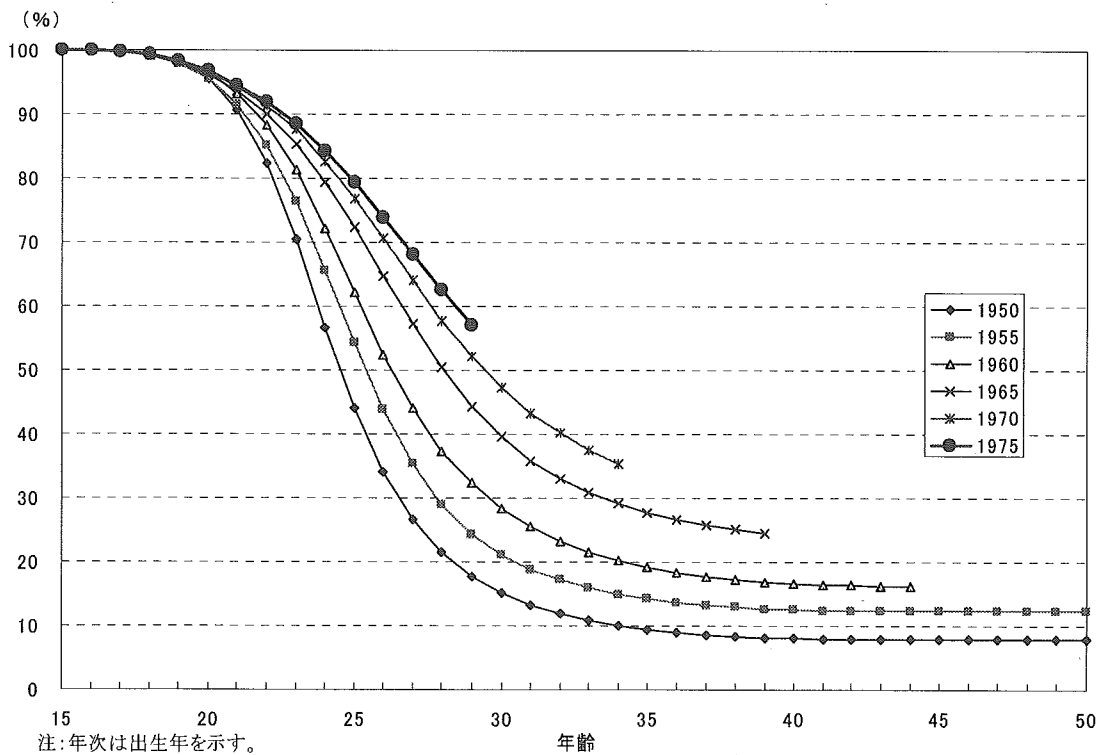
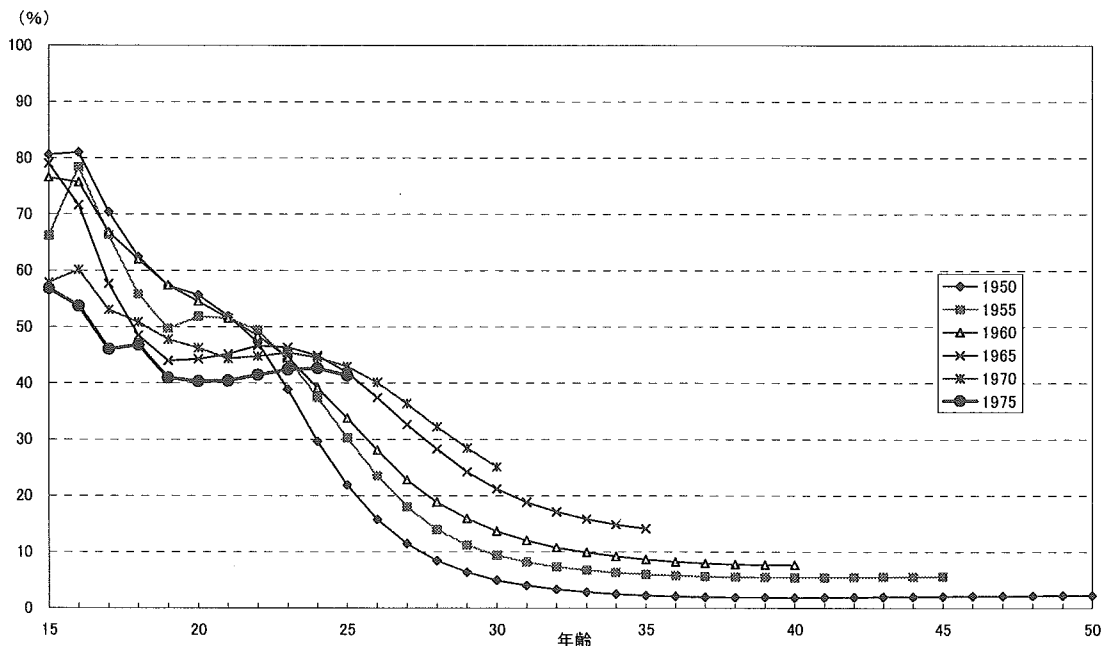


図7 年齢別既婚女子人口におけるコーホート別無子割合



注: 年次は出生年を示す。  
既婚者については、初婚者を全員既往出生児数0とし、別府(2005)において作成したコーホート別結婚の多相生命表をもとに作成。

表1 コーホート別年齢別女子無子割合の変化と出生率・初婚率変化の要因分解

年齢別無子割合の変化量							
年齢	1950-55	1955-60	1960-65	1965-70	1970-75	1950-70	1950-75
15-20	-0.1	0.3	-0.2	0.1	0.0	0.2	0.2
21-25	5.7	4.9	4.7	2.4	1.2	17.7	18.9
26-30	7.7	8.2	12.3	7.1	—	35.4	—
31-35	5.2	5.7	9.4	—	—	—	—
36-40	4.6	4.3	—	—	—	—	—
41-45	4.4	—	—	—	—	—	—
46-50	—	—	—	—	—	—	—
全体	27.5	23.4	26.2	9.7	1.2	53.2	19.0
(21-30)	13.4	13.1	17.0	9.5	—	53.1	—

既婚第1子出生率変化による影響(%)							
年齢	1950-55	1955-60	1960-65	1965-70	1970-75	1950-70	1950-75
15-20	-172.9	49.6	-127.1	31.7	-1066.8	-107.1	-177.5
21-25	46.1	4.5	29.0	1.0	-39.9	21.4	15.3
26-30	47.2	22.3	38.9	20.0	—	31.9	—
31-35	53.3	21.1	31.8	—	—	—	—
36-40	58.8	13.6	—	—	—	—	—
41-45	59.7	—	—	—	—	—	—
46-50	—	—	—	—	—	—	—
全体	51.7	17.0	34.0	15.5	-49.3	28.0	13.6
(21-30)	46.7	15.6	36.2	15.2	—	28.4	—

初婚率変化による影響(%)							
年齢	1950-55	1955-60	1960-65	1965-70	1970-75	1950-70	1950-75
15-20	72.9	50.4	27.1	68.3	1166.8	207.1	277.5
21-25	53.9	95.5	71.0	99.0	139.9	78.6	84.7
26-30	52.8	77.7	61.1	80.0	—	68.1	—
31-35	46.7	78.9	68.2	—	—	—	—
36-40	41.2	86.4	—	—	—	—	—
41-45	40.3	—	—	—	—	—	—
46-50	—	—	—	—	—	—	—
全体	48.3	83.0	66.0	84.5	149.3	72.0	86.4
(21-30)	53.3	84.4	63.8	84.8	—	71.6	—

## 4. コーホート分析の方法

和田 光平

### 1. 三効果の識別問題

結婚や出産について時系列的にデータが得られるとき、そのような人口行動の時間変化を規定する要因を、人口学的には次の3つの効果として分解できる。

- ① 年齢効果 : 加齢やライフステージの違いによる変化
- ② 期間効果 (時代効果) : 時勢の違いによる変化
- ③ コーホート効果 (世代効果) : 世代ごとの集団的意見の違いによる変化

これらの三効果を概念的に理解するために、「コーホート表」が用いられる。これは、ある数値特性 (質問項目) を、年齢と調査時点との組み合わせによって表現したものである。数値特性には比率型と数量型があり、表の型式は標準型、一般型、特殊型に分類される。標準型とは図1のように、年齢の区分幅と調査間隔が一致している形式であり、この場合、右下がりの斜め方向に同一のコーホートが出現する。一般型とはそれらが不一致の形式である。特殊型とは年齢と調査時点以外の組み合わせの形式であり、ただ1回の調査であっても同一質問項目の結果を回顧的に異時点にわたって得られれば、例えばコーホートと年齢の組み合わせの形式をとる特殊コーホート表を作成することも可能である。

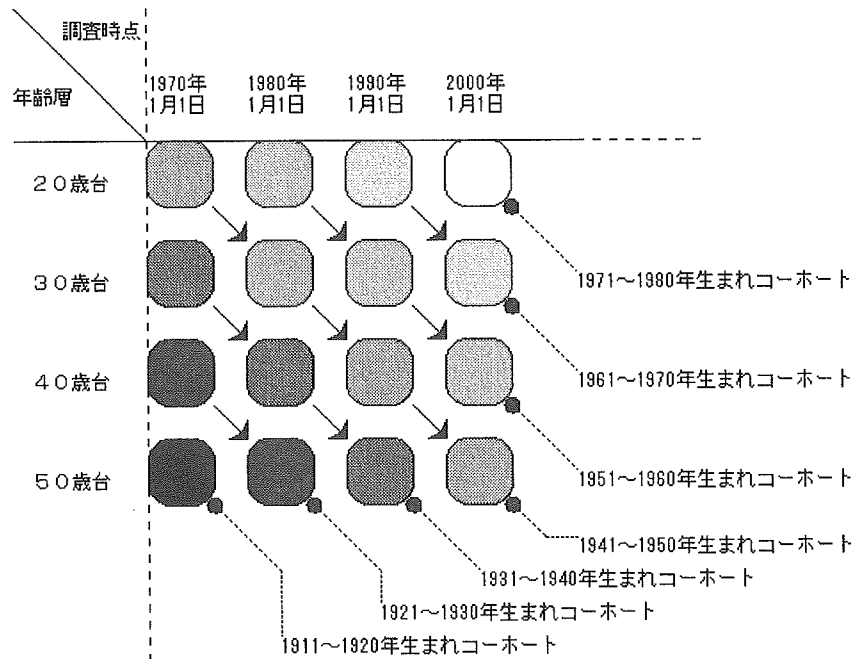


図1 コーホート表

このコーホート表に基づいて三効果を整理したい。まず図2のように仮に同一年齢層であればどの時点においても同じ数値結果が得られたとしよう。このケースの数値変化は時代の違いでもコーホートの違いでもなく、純粋に年齢の違いだけによるものであるから、これは年齢効果のみのパターンといえる。また図3のように仮に同一調査時点であればどの年齢層においても同じ数値結果が得られ