

現代日本社会における出生率の低下と規範意識の変容

江頭 大藏

一 問題状況と本稿の目的

一九九〇年六月一〇日の新聞各紙は、前年（一九八九年）の日本社会の合計特殊出生率が、「ひのえうま」により出生が抑制された一九六六年の一・五八を下回り、史上最低の一・五七を記録したことを大きく報じた。この「一・五七ショック」によって、少子高齢化の趨勢が社会に深刻な影響を及ぼすであろうことが広く一般社会にも浸透することとなる。その後の高齢化の進展とともに、ゴールドプランの策定や介護保険の導入などの対応策が講じられ、また、少子化の原因解明とそれに対する対策が検討されてきた。しかし、ときおりわずかな回復を見せることはあるものの、合計特殊出生率が低下する傾向はその後もとどまらず、二〇〇二年には一・三二の最低記録を更新し、出生率の最低記録更新は近年ほぼ恒常化している。

この少子化傾向の直接の原因は、一つは未婚化・晩婚化によって二〇歳代、三〇歳代の有配偶率が低下してきていることである。婚姻外の出生が非常に少ないわが国においては、有配偶率の低下は出生率の低下に直結し、このことが少子化の主要因であることは早くから指摘されてきた。もう一つの原因は、これは近年次第に明らかになってきたことであるが、結婚している夫婦の出生率（有配偶出生率）の減少の影響が一九九〇年代から顕在化してきたことであ

る。従来、出生率低下のメカニズムとしては、晩婚化によって有配偶率が低下していることが原因で、夫婦の出生力は安定しているとされてきた。その根拠となったのは、夫婦の「完結出生児数」が二・二人前後を維持してきたからである。しかし、この数字は結婚後一五年〜一九年を経過した夫婦の既往出生児数であるので、それよりも結婚経過年数の短い若い夫婦の出生傾向を反映させることはできない。そこで、この若い世代の出生動向をも反映させた「合計結婚出生率」等の指標を導入して分析すると、夫婦の出生力そのものが低下してきていることが明らかとなったのである（国立社会保障・人口問題研究所一九九八、小川二〇〇〇、佐々井一九九八、佐藤一九九八）。

出生率低下の背後には、未婚化・晩婚化および有配偶出生率の低下という二つの現象が直接原因として存在する。筆者はかつて、都道府県別の地域データの分析を通して、これら二現象の背後に「家族形成アノミー」という潜在変数を共通要因として想定し、それが高齢者給付などの社会保障の水準によって大きく規定されているという因果モデルの検証を試みた（江頭二〇〇二）。その概要は、次の通りである。

高齢者などの長期の生活リスクを保障する社会保障制度の適用範囲と給付水準が、出生率に対してマイナスの効果を有するというC・F・ホームの仮説は、一九六〇年代における六七カ国のデータを用いて検討された（Hohn 1975）。この考え方を一九九五年時点におけるわが国の地域データに適用すると、社会保障の給付水準の高さが出生率に対して強力なマイナスの効果を有していることが判明する。すなわち、合計特殊出生率を従属変数、厚生年金保険の一件当たり給付額を独立変数とし、従来の研究で有意な関連があるとされていた教育水準、女性の給与水準、住居コスト等を制御変数として独立変数に加えて重回帰分析を行うと、厚生年金保険の一件当たり給付額の標準化係数の値のみが相対的に大きく、また唯一統計的に有意（5%水準）となる結果となった。他の諸変数は、独立では合計特殊出生率との逆相関が大きいが、これを制御変数とすると、その効果の統計的有意性は見られなくなるのである。同様の分析

を二〇〇〇年時点のデータについて実施した結果を表1および表2に示した。表1は、従属変数である合計特殊出生率と複数の独立変数間の相関係数の行列であり、表2は独立変数の組み合わせを変えて複数の重回帰分析のモデルにデータを当てはめた結果である。表2によると、どのような独立変数の組み合わせにせよ、年金の給付水準の効果が安定して高いことが見て取れる。⁽¹⁾（後に示すように、年金の給付水準を示す数値については、前掲別稿の一九九五年のデータと本稿の二〇〇〇年のデータでは若干の変更がある）

合計特殊出生率の低さの直接要因は、前述したように未婚率の高さと有配偶出生率の低さが合成された結果である。そこで、この二要因の背後にそれらを規定する共通の潜在変数を想定し、この潜在変数が社会保障の給付水準によって決定されるとする共分散構造分析の因果モデル⁽²⁾を構成すると、観測データのモデルへの当てはまり具合（適合度）は非常に高く、またこの潜在変数への決定係数はほぼ一に近いものとなった。こ

表1 合計特殊出生率および独立変数間の相関係数

	X 1	X 2	X 3	X 4	X 5	X 6	X 7
Y	-.776**	-.425**	-.601**	-.753**	-.618**	-.589**	-.640**
X 1		.547**	.662**	.858**	.759**	.806**	.689**
X 2			.535**	.588**	.356*	.666**	.582**
X 3				.734**	.653**	.562**	.570**
X 4					.773**	.664**	.801**
X 5						.657**	.677**
X 6							.645**

* p ≤ 0.05 ** p ≤ 0.01

- Y 合計特殊出生率（2000） 資料：厚生労働省大臣官房統計情報部編『人口動態統計』
 X 1 厚生年金（老齢年金）平均月額（2000） 資料：社会保険庁編『事業年報』
 X 2 60歳以上人口に占める厚生年金受給者の割合（2000） 資料：社会保険庁編『事業年報』、総務省統計局『国勢調査報告』
 X 3 25-34歳女子人口に占める高学歴者の割合（2000） 資料：総務省統計局『国勢調査報告』
 X 4 女子労働者現金給与月額（2000） 資料：厚生労働省統計情報部編『賃金センサス 賃金構造基本統計調査』
 X 5 坪当たり民営家賃（2000） 資料：総務省統計局『小売物価統計調査年報』（県庁所在地の平均値）
 X 6 雇用者割合（2000） 資料：総務省統計局『国勢調査報告』
 X 7 1人当たり県民所得（2000） 資料：内閣府経済社会総合研究所編『県民経済計算年報』

このことは、潜在変数の仮定の有効性と、この潜在変数に対する社会保障水準の効果の大きさを裏付けるものである。

この潜在変数はどのように解釈すればよいのだろうか。未婚率の上昇と有配偶出生率の低下という二つの現象は、ある年齢までに結婚すべきであるという婚姻規範や、結婚したら子どもをもうけるべきであるという出生規範といった、家族の再生産を支えている諸規範との関連が深い。この潜在変数は、それらの規範の作用を妨げる方向に作用し

表2 合計特殊出生率を従属変数とした重回帰分析の結果

	X 1	X 2	X 3	X 4	X 5	X 6	X 7	R ² 乗
(1)								
標準化係数	-.581	.104	-.122	-.210	.104	.059	-.171	.647
t 値	-2.351	.678	-.818	-.785	.583	.295	-.998	
有意確率	.024	.502	.418	.437	.563	.769	.325	
(2)								
標準化係数		.169	-.122	-.592	.075	-.225	-.101	.597
t 値		1.068	-.776	-2.646	.399	-1.329	-.565	
有意確率		.292	.443	.012	.692	.191	.575	
(3)								
標準化係数	-.520	.089	-.101	-.346	.079			.638
t 値	-2.678	.717	-.698	-1.587	.481			
有意確率	.011	.477	.489	.120	.633			
(4)								
標準化係数		.034	-.099	-.656	-.058			.575
t 値		.260	-.639	-3.315	-.346			
有意確率		.796	.526	.002	.731			
(5)								
標準化係数	-.746	.018				.150	-.233	.631
t 値	-4.352	.139				.842	-1.690	
有意確率	.000	.890				.405	.098	
(6)								
標準化係数		.067				-.336	-.462	.465
t 値		.433				-2.037	-3.049	
有意確率		.667				.048	.004	

変数 X 1 ~ X 7 は表 1 と同様

ており、その限りで「家族形成アノミー」と性格づけることができる。社会保障水準の上昇により、家族による生活保障機能への期待が弱まり、それにもなつて家族形成を促す諸規範の社会的圧力が弱体化したと考えられる。以上が拙稿（二〇〇二）の主旨であった。

この論考については、分析の基礎となつた統計データについて万全とはいえない面があつた。まず第一に、「家族形成アノミー」を測定する観測変数は「未婚率」と「有配偶出生率」であつたが、これら数値計算の基礎となる配偶関係が明らかになるのは、国勢調査が実施される年次についてだけである。論考作成時には既に平成一二年（二〇〇〇年）の国勢調査が実施されていたが、データの正確な利用が可能な『国勢調査報告』は刊行されておらず、また、国勢調査をデータ・ソースとする以外の必要な統計数値もこの年次については未発表のものがほとんどであつた。したがつて、その前回の国勢調査年次である平成七年（一九九五年）までのデータしか分析の対象とすることができず、最新の現状分析とはいいかねる面があつた。

次に、データ面について万全とはいえなかつた第二の点は、データのケース数である。潜在変数間の因果関係を推定するために共分散構造分析の手法を用いたが、この手法は通常データのケース数として千ケース程度、少なくとも数百ケースを必要とするとされる。したがつて、都道府県を単位とする四七ケースのデータでは、データの規模が過小であつたといわざるをえない。このような地域別データの規模を大きくする方法としては、複数年次のデータを連結するという方法があるが、原資料そのものの制約のため、ケース数をそれほど増加させることができないという事情があつた。³ 今回、平成一二年（二〇〇〇年）の時点におけるデータが利用可能となつたことにより、このような資料面における不足を補つて、少ないケース数のデータにより検証せざるをえなかつた仮説を再検証し、その後の事態の展開を確認することが、本稿の目的の一つである。

さらに本稿では、家族規範(意識)の変動の問題についても検討を加えたい。それは、家族形成にかかわる次のような意識と行動の関連の問題があるからである。前述した「一・五七ショック」が「ショック」であったのは、二重の意味においてであった。もちろん一つには、合計特殊出生率が「ひのえうま」(一九六六年)の一・五八を下回って史上最底となったことがある。そしてもう一つのショックは、前年(一九八八年)の数値一・六六からの落ち込み幅が大きく、出生率の動向についての当時の楽観的な見通しが崩れ去ったことであった。一九七〇年代半ば以降の出生率低下の問題について、当時の厚生省人口問題研究所を中心とした諸研究は、結婚―出産のパターンが高年齢へとシフトしつつあることによって出生率が低下しており、シフトが完了して過渡期が過ぎ去れば出生率は回復するであろうと予測していた。そのような予測の根拠は、次のような諸点である。まず、晩婚化が進み、若い年齢層での未婚率が上昇しているが、有配偶女子の完結出生児数は二・二人前後で安定している。また、まだ子どもを産み終えていない若い夫婦についても、「予定子供数」は平均二・二人以上で、減少傾向は見られない。さらに独身者の意識調査の結果も、ほとんど大部分がいずれ結婚するという意志を持っており、また結婚する意志のある独身男女の希望子供数も平均二・三人と、有配偶者の出生意欲と一致する(厚生省人口問題研究所一九八八、同一九九〇)。すなわち、独身者の結婚への意欲は衰えておらず、また独身者も既婚者も予定(希望)子供数は二・二人を下回っていないからには、女性の高学歴化や社会進出の結果として一時的に生じた結婚タイミングの繰り延ばしが一段落すれば、出生率は元に戻るはずであった。この予測自体は、調査データからもたらされた根拠に基づく「合理的」な予測であったといえよう。

しかし、現実に生じたのは、さらなる未婚率の上昇であり、それに引き続いて有配偶出生率の低下が生じ、さらには結婚や子どもにかんする意識の変化が顕在化した。すなわち、出生率を左右する行動に家族規範意識が関連しているとしても、規範意識の変化に基づいて行動が変化するというよりは、行動の変化の後に規範意識の変化が生じたわ

けである。本稿ではこのような事態の推移を整理し、少子化をめぐる規範意識の変容のメカニズムについて検討を加える。

二 未婚率と有配偶出生率の地域分布

都道府県別の地域データを用いて、未婚率と有配偶出生率の関連を調べると、出生率の低下とともに複雑な関係が現れていることが分かる。表3は、二〇歳から三四歳までの五歳きざみの女子年齢階級ごとに、未婚率と有配偶出生率の間の相関係数を時系列的に示したものである。一九九五年までの傾向については別稿（江頭 二〇〇二）で指摘しておいたが、二〇〇〇年のデータを追加すると、その傾向が着実に進行していることが再確認される。すなわち、二〇～二四歳の年齢層では、出生率の低下が始まった一九七〇年代なかばから、未婚率と有配偶出生率の逆相関係、すなわち未婚率が高い地域ほど結婚している夫婦の出生率が低いという関係が徐々に強くなってきている。ただし、この年齢階級の一九九五年から二〇〇〇年にかけての変化はわずかで、頭打ちの状態になっているといえるかもしれない。注目すべきは二五歳以上の年齢階級の変化である。

元来、二五～二九歳、三〇～三四歳という年齢階級については、未婚率と有配偶出生率との間には正の相関関係が観察されてきた。これは、次のような理由によるものである。すなわち、図1に示すように、晩婚の地域があるとする、そこでは若い年齢層の未婚率

表3 未婚率と有配偶出生率の相関係数

年次	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
20—24歳女子	.114	.043	.008	-.125	-.342*	-.398**	-.388**	-.510**	-.515**
25—29歳女子	.671**	.783**	.657**	.587**	.354*	.091	-.160	-.286	-.324*
30—34歳女子	.390**	.597**	.581**	.594**	.652**	.720**	.623**	.403**	.275

* $p \leq 0.05$ ** $p \leq 0.01$

資料：総務省統計局『国勢調査報告』、厚生労働省大臣官房統計情報部編『人口動態統計』

1960年、1965年、1970年は沖縄県を除く

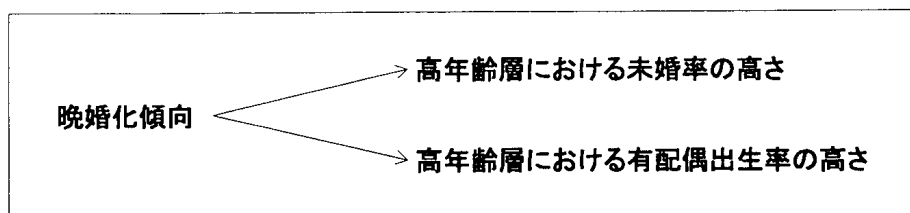


図1 未婚率と有配偶出生率の相関関係

の高さは、高年齢層における未婚率の高さに残存すると同時に、未婚者の多さは高年齢層における初婚—出産の機会を増やすことになるので、ある年齢層以上では、未婚率が高いほど有配偶出生率が高いという関係が成立する。⁽⁴⁾これに対して、二〇〜二四歳という年齢層は、さらに若い年齢層の未婚率の影響は受けないので、未婚率と有配偶出生率の逆相関関係は出生率の低下とともにストレートに現れてきた。それが、二五歳以上では、前記のような正の相関関係があるためそれに打ち消されて表面上見えなかったのだろう。しかし、近年の傾向は、逆相関がさらに強くなってきたために、それを打ち消していた正相関を相殺し、さらには逆相関が顕在化してきていることを示している。すなわち、相関係数の値がプラスの方向の数値からゼロに近づき、やがてマイナスの数値へと変化する。このような動きが、二五〜二九歳の年齢層で完了しつつあり、三〇〜三四歳の年齢層で始まっている。

このことは、出生率低下の原因である未婚率の上昇と有配偶出生率の低下が、相互に関連が深いこと、そして、出生率の低下と平行してこの両者の関連が強まりつつあることを示している。この関連とは、前述のように、両者が共通の原因から起因しているということであり、その原因とは社会保障の水準の上昇によって生じた「家族形成アノミー」であると思われる。この「家族形成アノミー」を潜在変数と想定し、それを媒介として社会保障の水準が未婚率と有配偶出生率とを規定する共分散構造分析のモデルを再検討してみよう。

まず、ここで用いているデータについて、若干の説明を加える必要がある。別稿では、社会保障の水準の指標として、厚生年金保険の受給額と六〇歳以上人口に占めるその受給者の割合を用いた。⁽⁵⁾この場合の受給額とは、老齢年金、障

害年金、遺族年金などあらゆるカテゴリーの厚生年金保険の受給総額を受給総件数で除した、一件当たりの年金額であった。本稿では、厚生年金保険の中でも特に老齢年金に限り、その平均受給月額を指標として用いた。この額は、社会保険庁『事業年報』の平成四年版から都道府県別に算出されており、退職者の所得保障の水準を直感的に把握するには便利である。また、出生率との関連も厚生年金保険全件の平均よりも強く、都道府県別の合計特殊出生率との相関係数は、年金全件の平均についてはマイナス〇・七〇六であるのに対し、老齢年金の平均受給月額についてはマイナス〇・七七六であった(両者とも1%水準で有意)⁽⁶⁾。

この、厚生年金保険の老齢年金平均受給月額を、社会保障の水準の指標として用いると、一九九五年と二〇〇〇年については社会保険庁編『事業年報』において都道府県別に算出されているのでそれをを用いたが、一九八五年と一九九〇年についてはその年次の年金額と件数から別途算出する必要が生じた。さらに、一九九〇年については次のような問題が生じた。それは、法改正にともなう事業所への適用拡大の影響によるものだろうが、一部のデータ(厚生年金保険新法適用分)について、老齢年金と通算老齢年金(被保険期間が短く給付額が少ない)とが合計された件数と年金額しか都道府県別の集計表に掲載されておらず、この数字を用いると、老齢年金のみに限定した場合よりも、年金額において若干少なく、受給者数において若干多い数字が算出される。ただし、老齢年金のみの全国平均受給月額一四一、九六三円については算出されていた。そこで、この額と一部通算老齢年金を加えて算出される全国平均月額一二五、六八六円との比率(一・一二九五〇…倍)を計算し、これを都道府県別に算出された額に適用して推計値を算出した。受給者数についても同様の推計を実施した。したがって、一九九〇年の数字は正確なものではなく、推計によって得られた近似値ということになる。

さて、社会保障の水準によって規定され、未婚率の上昇と有配偶出生率の低下の背後にあると想定される「家族形

成アノミー」という潜在変数については、その影響指標としては当然未婚率と有配偶出生率を用いることになる。ただしここでは、統計上の区分で用いられる二〇～二四歳女子という限られた年齢層の未婚率と有配偶出生率を用いる。特にこの年齢層のデータを用いなければならない理由については、これも別稿で詳細に検討した⁽⁷⁾。この年齢層の意味は、現代日本で結婚行動や出産行動を起こす最も若い年齢層ということである。というのは、潜在変数があらゆる年齢層の未婚率と有配偶出生率に影響をおよぼすと仮定することができるが、それと同時に、高い年齢層の未婚率と有配偶出生率は、それよりも若い層の未婚率からも大きく規定されるからである。本節で既に述べたように、若い年齢層で未婚率が高いと、それに続く年齢層でも高い未婚率が残存し、その一方で未婚率の高さは初婚―出産の機会を増やすので有配偶出生率は高くなる。すなわち、高い年齢層では、潜在変数からの直接効果（未婚率にはプラスに、有配偶出生率にはマイナスに働く）と若い年齢層を経由した間接効果（未婚率にも有配偶出生率にもプラスに働く）とが入り乱れ、因果関係の解釈が非常に難しくなる。二〇～二四歳の年齢層は、そのような複雑な因果関係の始まりの部分に位置するため、潜在変数の影響を単純に受けるものと想定することができる。この年齢層の未婚率と有配偶出生率に影響指標とするのは、このような理由によるものである⁽⁸⁾。

図2～図5は、一九八五年、一九九〇年、一九九五年、二〇〇〇年の四つの年次について、社会保障の給付水準が「家族形成アノミー」という潜在変数を媒介として、未婚率の上昇と有配偶出生率の低下に影響しているというモデルを構成したものである。老齢年金の給付は高齢層に対してなされるものであり、未婚率と有配偶出生率はより若い年齢層のものであるから、両者の間に直接の因果関係があるとするよりも、このように媒介する項目を想定するほうが自然であろう。各モデルは、一九八五年をのぞいて潜在変数の決定係数が一をやや上回るといふ欠点があるが、データとの適合度は自由度一にしてもかなり高い。また、潜在変数から影響指標へと伸びるパスの標準化係数の値を見

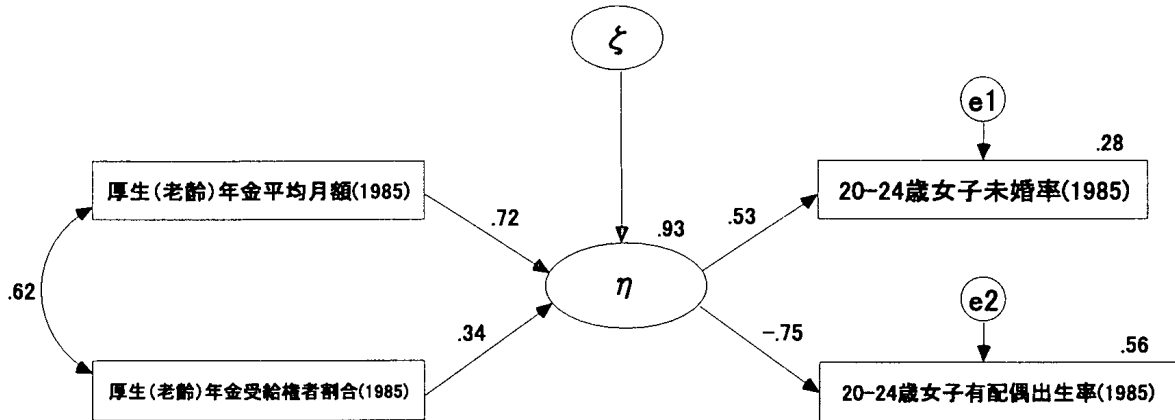


図2 社会保障の水準と未婚率・有配偶出生率（MIMIC モデル）—1985年

χ^2 乗値 = 0.158
 自由度 = 1
 確率 = 0.691
 GFI = 0.998
 AGFI = 0.983
 RMSEA = 0.000
 AIC = 18.158

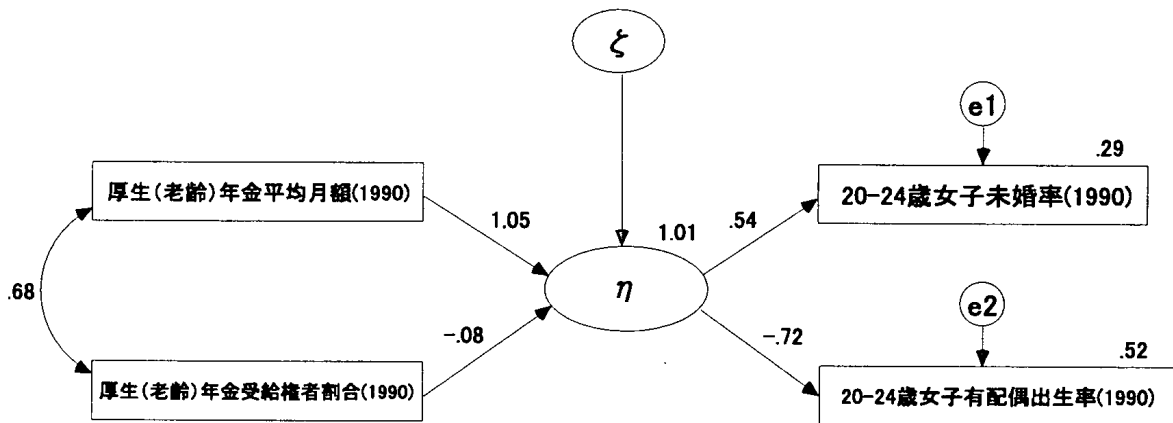


図3 社会保障の水準と未婚率・有配偶出生率（MIMIC モデル）—1990年

χ^2 乗値 = 0.030
 自由度 = 1
 確率 = 0.862
 GFI = 1.000
 AGFI = 0.997
 RMSEA = 0.000
 AIC = 18.030

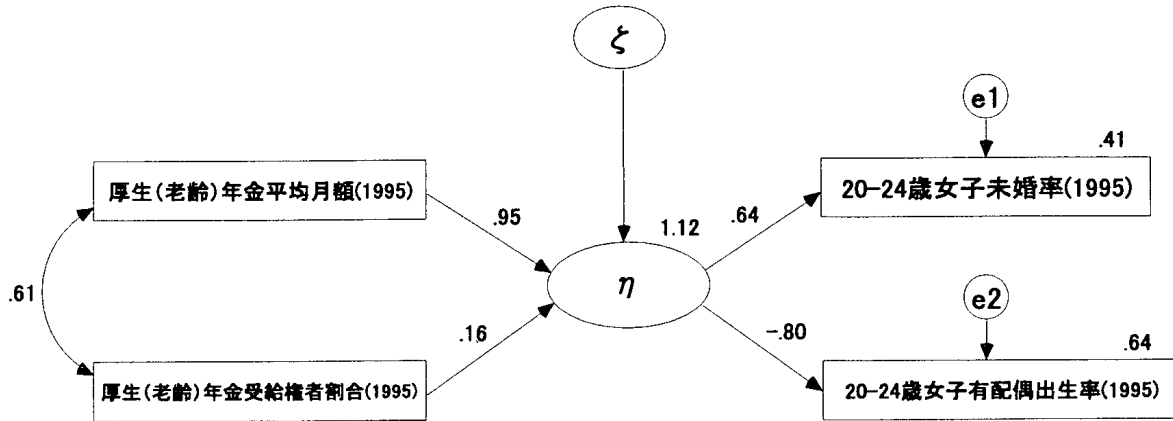


図4 社会保障の水準と未婚率・有配偶出生率 (MIMIC モデル) -1995年

χ^2 乗値 = 0.138
 自由度 = 1
 確率 = 0.711
 GFI = 0.999
 AGFI = 0.985
 RMSEA = 0.000
 AIC = 18.138

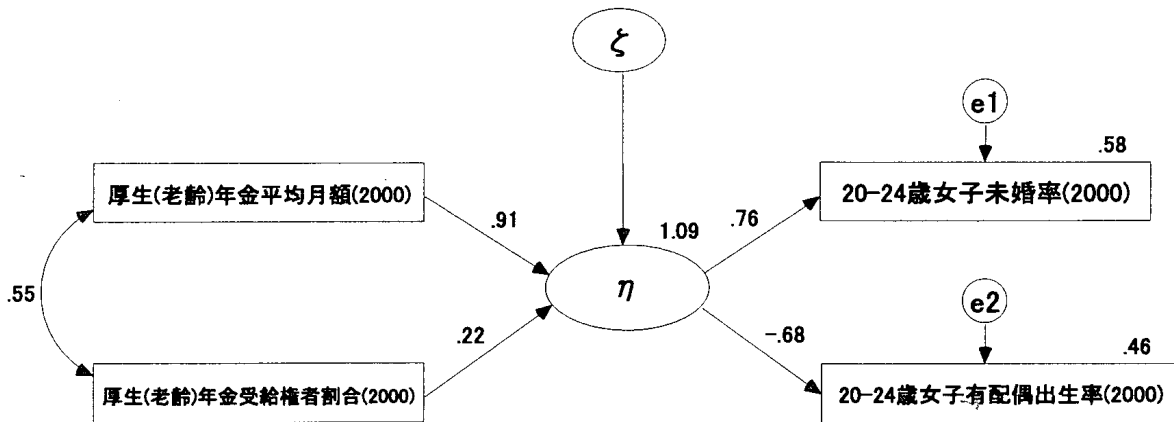


図5 社会保障の水準と未婚率・有配偶出生率 (MIMIC モデル) -2000年

χ^2 乗値 = 0.003
 自由度 = 1
 確率 = 0.956
 GFI = 1.000
 AGFI = 1.000
 RMSEA = 0.000
 AIC = 18.003

ると、潜在変数の影響力が次第に強まる傾向にあるといえよう。

これら各年次のモデルに用いたデータは、四七都道府県をケース数とするもので、共分散構造分析を適用するにはケース数が少なすぎるといふ欠陥がある。そこで、これら四つの年次のデータを連結し、四七ケースの四倍すなわち一八八ケースのデータを作りこのモデルへの適用を試みた。その結果が図6である。これによると、潜在変数から未婚率へのパスはより強くなっているが、有配偶出生率へのパスは各年次ごとのモデルよりかなり弱まっている。これには次のような理由があった。

図6によると、潜在変数は給付される老齢年金の平均月額により大きく規定されている。したがって、この平均月額と未婚率および有配偶出生率との相関の強さが、潜在変数からそれぞれへのパスの強さを規定すると考えてよい。そこで、図8と図9の散布図でこれらの相関の様子を見てみよう。図8によると、年次が進むごとに、年金額も未婚率も上昇しているので、両者の相関はより強いものになっている。これに対して、図9を見ると、年金額と有配偶出生率との関係はやや複雑である。すなわち、観察年ごとに散布図のプロットの形状を変化させるとよく分かるが、各年次ごとに見ると年金額が高い地域ほど有配偶出生率低い傾向がはっきり現れている反面、年次が進んで年金額が増加しても有配偶出生率は低下しないか、むしろ全体としてやや上昇している。このため、散布図の形状がふくらみ、相関係数の値は年ごとに算出する場合よりも値が小さくなっているわけである。

年金額と有配偶出生率について、空間的な関連と時間的な関連にこのようなズレが生じていること自体たいへん興味深いことであるが、本稿ではその意味や原因を解明するには至らなかった。ここでは、年次が進むにつれて有配偶出生率が全体的にやや上昇傾向にあることに関連すると思われる点を指摘しておこう。一九八五年から二〇〇〇年にかけて、未婚率が全体的に上昇していることは図8からも明らかであるが、まず第一に、二〇〜二四歳の有配偶女子

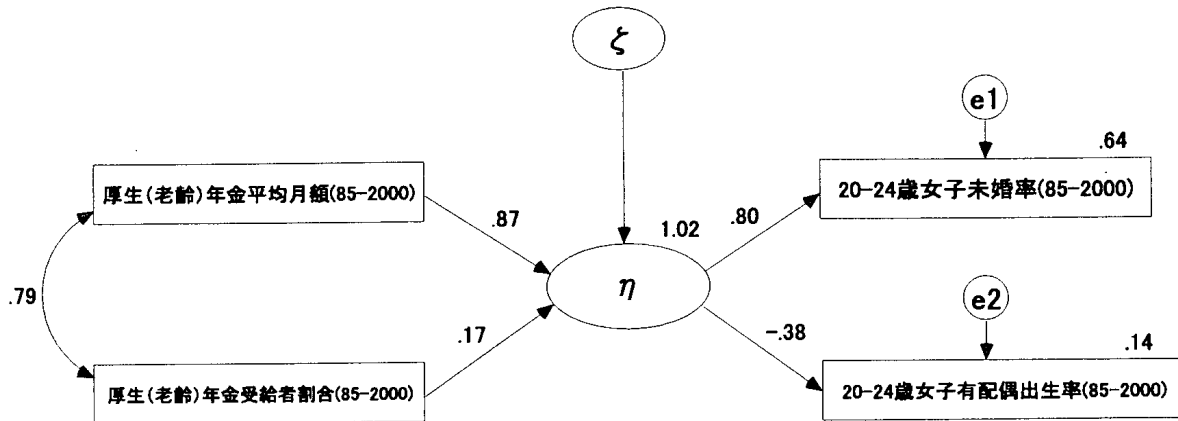


図6 社会保障の水準と未婚率・有配偶出生率 (MIMICモデル) -1985~2000年

χ^2 乗値 = 0.001
 自由度 = 1
 確率 = 0.975
 GFI = 1.000
 AGFI = 1.000
 RMSEA = 0.000
 AIC = 18.001

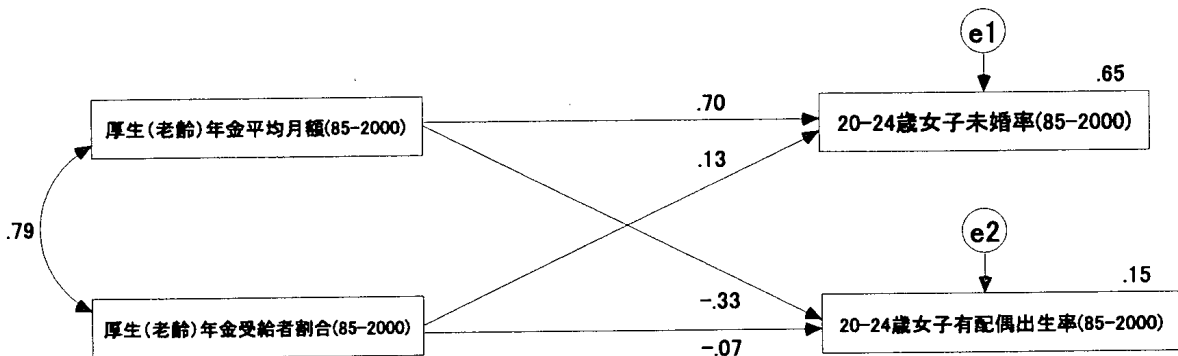


図7 社会保障の水準と未婚率・有配偶出生率 (回帰モデル) -1985~2000年

χ^2 乗値 = 0.016
 自由度 = 1
 確率 = 0.899
 GFI = 1.000
 AGFI = 1.000
 RMSEA = 0.000
 AIC = 18.016

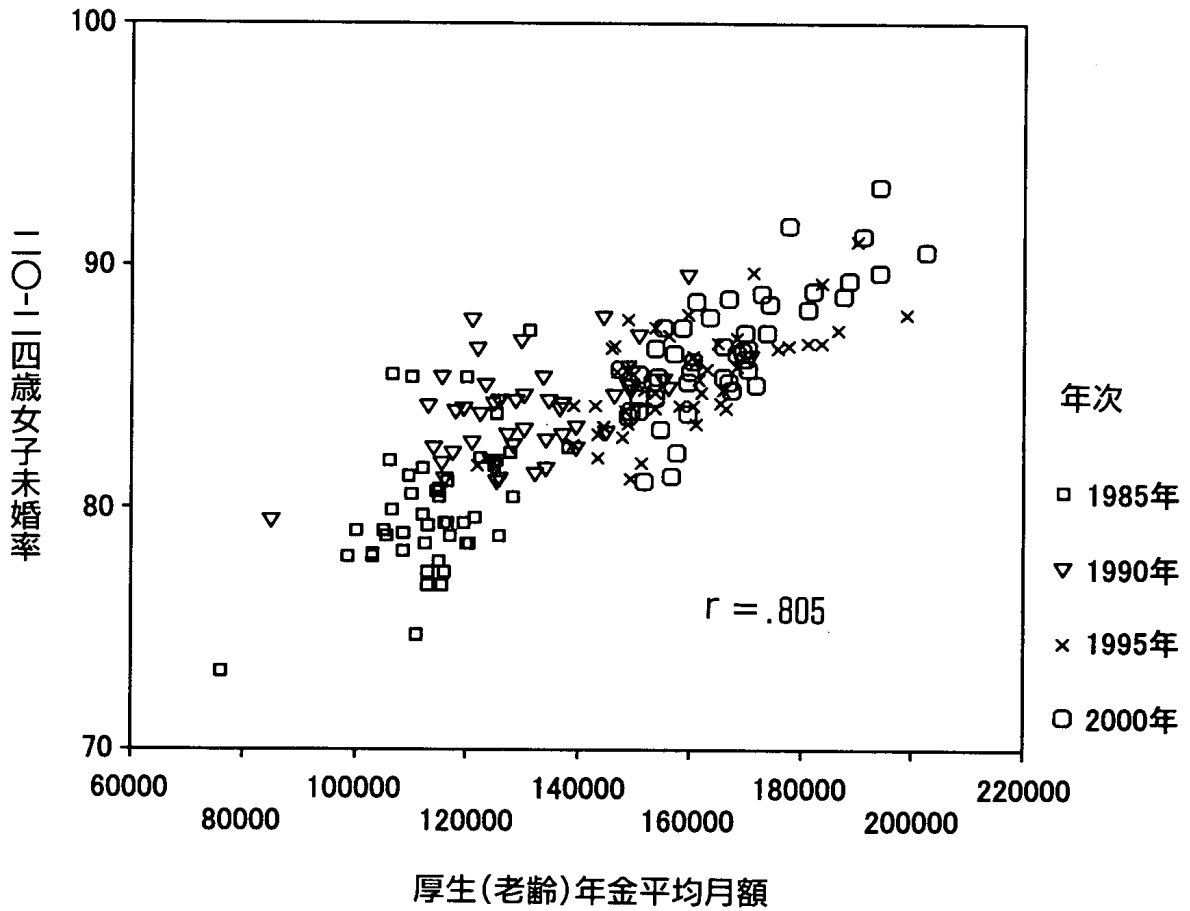


図8 厚生老齢年金平均月額と20—24歳女子未婚率—1985～2000年

がますます少なくなるにつれて、その中で妊娠が分かった後に急遽結婚して子どもを産むというパターンの者の比率が相対的に高まった結果という可能性がある。第二に、未婚化の進行が元来出産行動のポテンシャルの低い者から始まるとすると、有配偶率が低くなると逆に有配偶者の出生率が上昇するという結果となる。このことは、本稿でも既に指摘した未婚率と有配偶出生率の正相関と重複する現象であるが、両者を分離してそれぞれの効果の存在を指摘することができる（江頭一九九一、一九九八）。ただし、これらの効果があるとしても、なぜそれが空間的分布には反映せずに、時間的経緯にのみ痕跡を残すのかという問題は残ると言わざるをえない。

いずれにせよここでは次のことを特に確認しておきたい。それは、出生率低下の直接的原因である未婚率の上昇と有配偶出生率の低下を同じ原因から生じた二つの結果であるとするモデルが、観

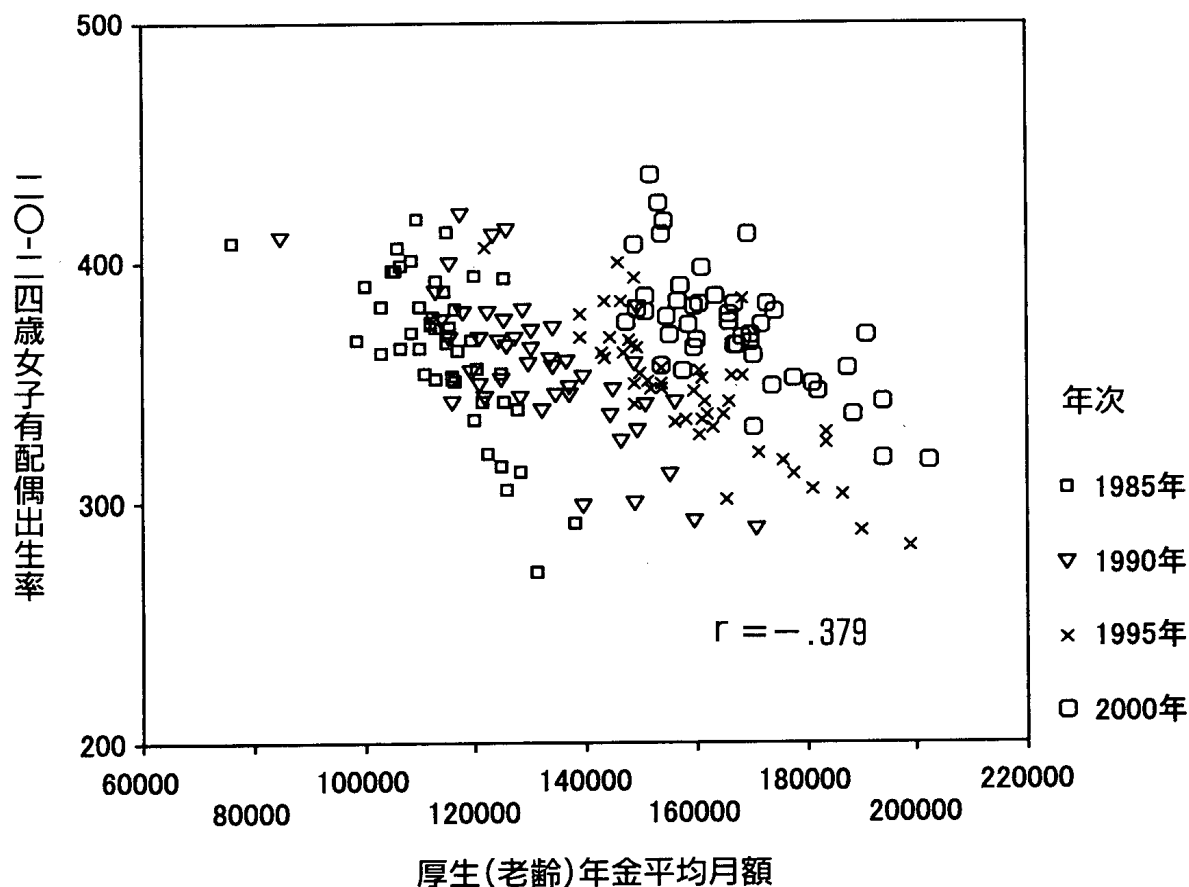


図9 厚生老齢年金平均月額と20-24歳女子有配偶出生率—1985~2000年

測されたデータとよく適合するということである。

この共通原因を社会保障水準の上昇から生じた家族の意味の変化、すなわち個々人の生活保障を究極的に支える共同体という家族の意義が弱体化している事態であるととらえると、それと対応して未婚率が上昇し、有配偶出生率が低下するという傾向が生じるのは十分理解可能であろう。というのは、結婚行動も出産行動も家族形成の要の位置にあり、家族形成の生活保障的意義が弱まれば、それらの行動を規定する規範の拘束力も弱まると考えられるからである。モデルの中にある潜在変数(7)を「家族形成アノミー」と名づけたのはこのような理由によるものである。

ここではこのような潜在変数を因果モデルの中に組み込んだが、潜在変数なしで独立変数が直接的に従属変数を規定するというモデルではどのようになるだろうか。このことを検討して、本節を終えよう。前出の図6とともに示している図7は、

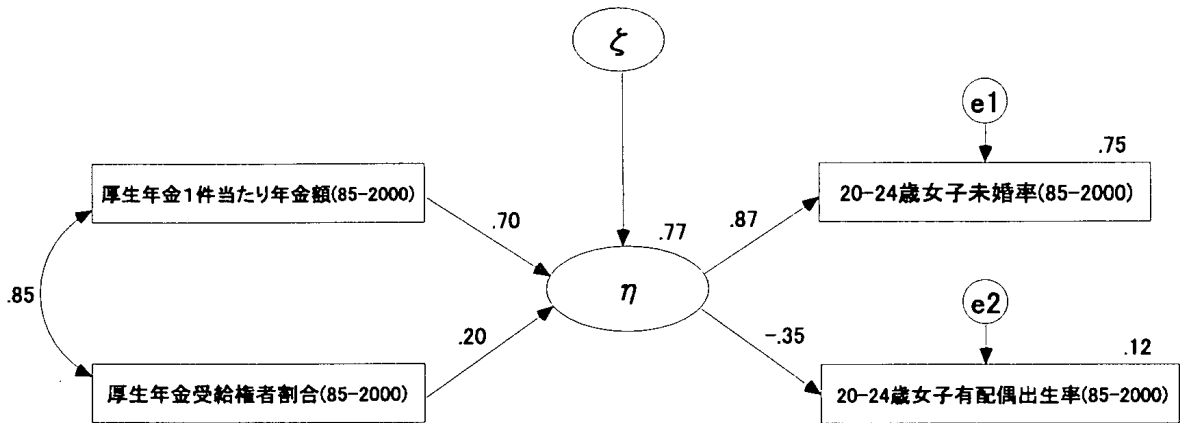


図10 社会保障の水準と未婚率・有配偶出生率（MIMIC モデル）—1985～2000年

χ^2 乗値 = 0.685
 自由度 = 1
 確率 = 0.408
 GFI = 0.998
 AGFI = 0.982
 RMSEA = 0.000
 AIC = 18.685

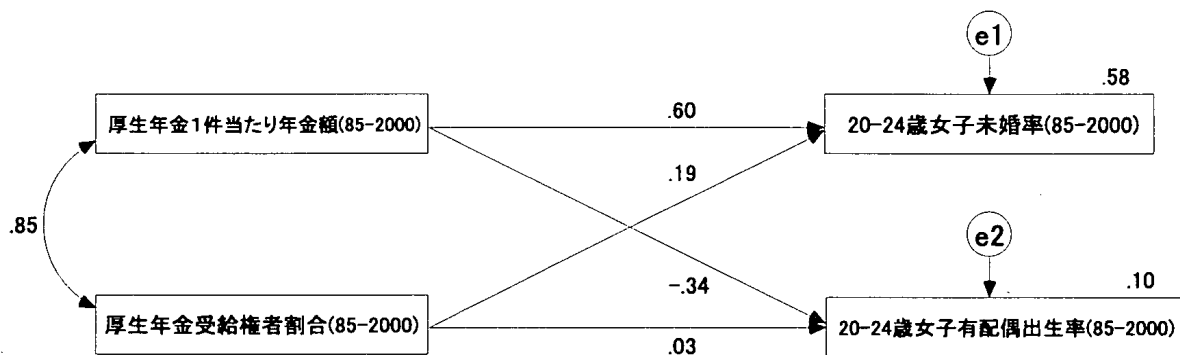


図11 社会保障の水準と未婚率・有配偶出生率（回帰モデル）—1985～2000年

χ^2 乗値 = 2.355
 自由度 = 1
 確率 = 0.125
 GFI = 0.994
 AGFI = 0.938
 RMSEA = 0.085
 AIC = 20.211

そのような潜在変数なしのモデルである。潜在変数なしのモデルの方が従属変数の決定係数もごくわずかながら上がり、各種適合度も全く問題ない。ただし、潜在変数を想定した図6のモデルの方が、適合度においてより完全に近い。図10と図11は、社会保障の水準の指標を、厚生年金保険の老齢年金平均受給月額から受給全件の平均額にかえて、同様の比較をしたものである。適合度は老齢年金のみの場合よりかなり落ちるが、潜在変数を想定する場合としない場合の差はこちらの方が大きい。すなわち、潜在変数を媒介させた方が従属変数とりわけ未婚率に対する決定係数は大きくなり、各種適合度指標も改善される。このように、社会保障の水準の指標を二種類に分けて分析を試みたが、いずれの場合も潜在変数を媒介させた方が、観測データと因果モデルの乖離度はやや小さくなる結果となった。

三 家族規範意識の変容過程

前節では、出生率の低下（未婚率の上昇と有配偶出生率の低下が合成された結果としての）と社会保障との関連を確認してきた。その際、両者を媒介する過程として、生活保障の共同体としての家族の意義が低下したために、家族形成を支えていた諸規範の拘束力が弱体化する（家族形成アノミー）という状況を想定している。このような状況は、諸個人の規範意識にどのように反映しているのだろうか。出生率の低下をめぐることは、結婚や子どもにかんする意識調査が政府系研究機関によって定期的に実施されている。本節では、それらの調査結果を参照しつつ、事態の推移を時系列的に整理してみよう。

図12は、年金・医療・福祉など社会保障給付費の総額（うち年金総額については色つきの棒グラフで再掲）の推移と、出生率の動向を重ね合わせたグラフである。一九七〇年代は日本社会の高齢化が本格的に始まった時期であるが、年

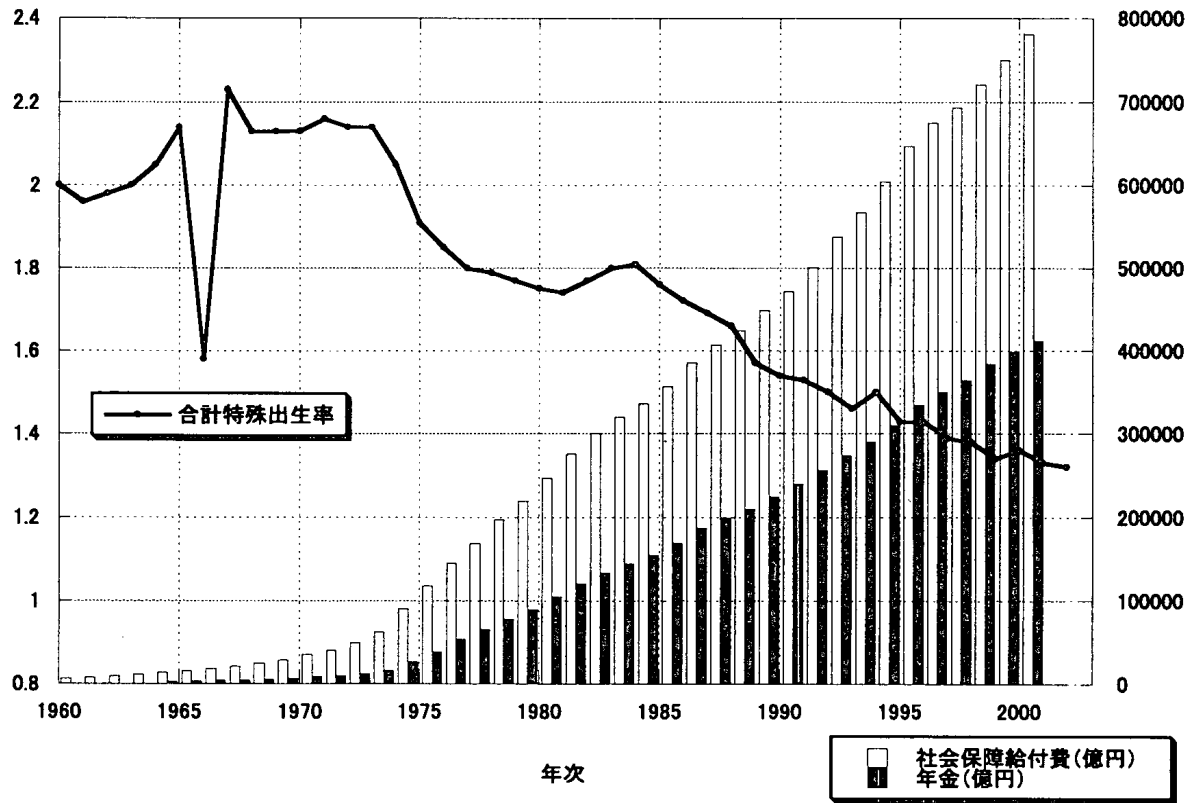


図12 社会保障給付費と出生率の推移

資料：厚生労働省大臣官房統計情報部編『人口動態統計』
国立社会保障・人口問題研究所「社会保障給付費」

金をはじめとする社会保障関係の給付額が急増するのに対応して、出生率の低下が始まっていることが見て取れる。出生率については時折わずかな回復傾向が見られる時期があるものの、全体的には社会保障給付費と出生率が反比例関係で増減しているのは一貫した傾向であるといえよう。高齢化の進展とそれにともなう社会保障関係の経費の増大は確実に予測されていたであろうが、出生率の低下については一九八〇年代なかば頃までは、比較的楽観的な見通しが支配的であった。それは、次のような分析を根拠としていた。

国立社会保障・人口問題研究所が五年ごとに実施している「出生力動向基本調査」では、人口動態統計や国勢調査では把握できない夫婦の出生動向が明らかにされている。（また、この調査は、日本における価値観と結婚・出生行動ないし出生規範を包含したほとんど唯一のものとされている。阿藤一九九七・九頁二〇〇三年八月の時点では、一九九七年に実施された

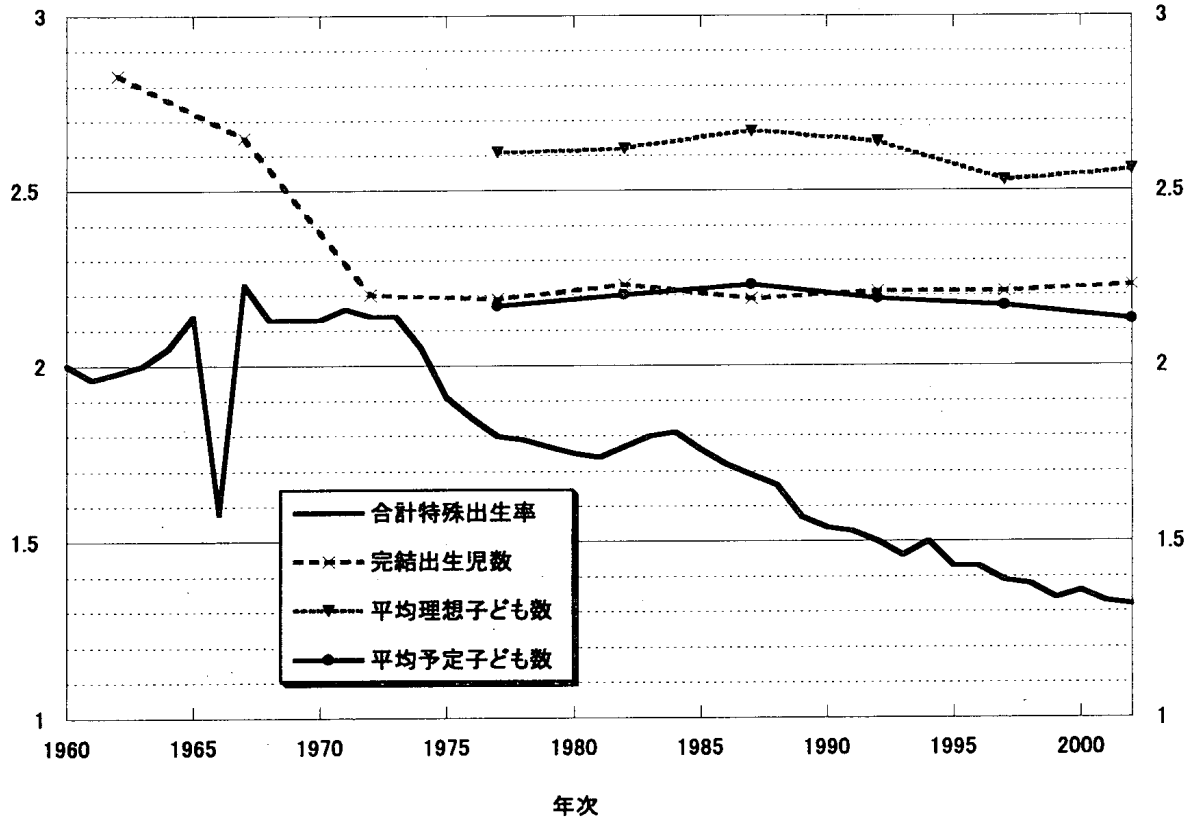


図13 完結出生児数、理想・予定子ども数
資料：国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」

第一一回調査の結果までが出版物として刊行されており、二〇〇二年六月実施の第一二回調査については結果の概要がウェブ・サイト上で公開されている（国立社会保障・人口問題研究所 <http://www.ipss.go.jp/index.html>）。この調査で、一九四〇年実施の第一回調査から毎回算出されている完結出生児数は、夫婦の出生力の推移を直接把握できるものである。この数字は、結婚後一五〜一九年経過して子どもを産み終えたと想定される夫婦の平均子ども数を示す。この完結出生児数は、未婚率の上昇によって合計特殊出生率が低下した後も、図13に示すようにおよそ二人前後の水準を維持し続けてきた。また、同調査は一九七七年実施の第七回から、まだ子どもを産み終えていない若い夫婦の傾向もとらえるために、理想子ども数（理想として何人子どもを持ちたいか）および予定子ども数（現在の子ども数とこれから産む予定の子ども数を合計したもの）を尋ねている。理想子ども数と予定子ども数との間に常に〇・四人程度の差があ

るが、予定子ども数は完結出生児数とほぼ一致し、夫婦が計画どおり平均二・二人前後の子どもをもうけていることが確認される。⁹⁾ また、同調査は一九八二年実施の第八回から独身者も対象に取り入れ、将来の結婚や出生にかんする態度を把握しているが、一九八〇年代の二回の調査では男女とも九〇%以上がいずれ結婚する意志を持っており（第八回調査（一九八二）…男子九五・九%、女子九四・二%、第九回調査（一九八七）…男子九一・八%、女子九二・九%）、希望子ども数も夫婦の予定子ども数と同等かそれをやや上回るものであった。このような調査結果から、夫婦の出生力は衰えておらず、また独身者も大部分は結婚への意志を有しているのだから、結婚—出産のタイミングが先送りの後にシフトしつつある間は出生率は低迷するが、シフトの過程が終了すれば出生率は回復するであろうと予測された。また実際、一九八〇年代前半には、結婚タイミングの遅れをキャッチアップするような出生率の回復傾向が、一時的にせよ現れたのである。

しかしその後、未婚化の傾向はさらに進み、出生率も再び低下し始めた。そして、一九八〇年代後半のこの時期からは、未婚化に加えて夫婦の出生率の低下も生じ始め、それが出生率低下に拍車をかけていたらしい。たしかに、完結出生児数は二・一人前後を維持しているが、しかしこれは結婚後一五年以上を経過した夫婦についての子ども数で、それよりも結婚経過年数の短い夫婦の出生傾向は反映されていない。そこで、夫婦全体の出生傾向を反映させる数値として、一九九二年実施の第一〇回調査および一九九七年実施の第一一回調査のデータに基づき、合計結婚出生率が算出された。この数値は「ある期間（通常一年）に観察された夫婦の結婚持続期間別出生児数を分子に、当該夫婦数を分母にして計算される結婚持続期間別出生率を合計したもので、その期間の夫婦の出生率を前提とした場合の夫婦一組から生まれる平均出生児数にあたる」（国立社会保障・人口問題研究所一九九八・二〇頁）。図13の完結出生児数のかわりにこの数値を当てはめたものが図14である。サンプリングによる誤差があるために、二回の調査データからの結果

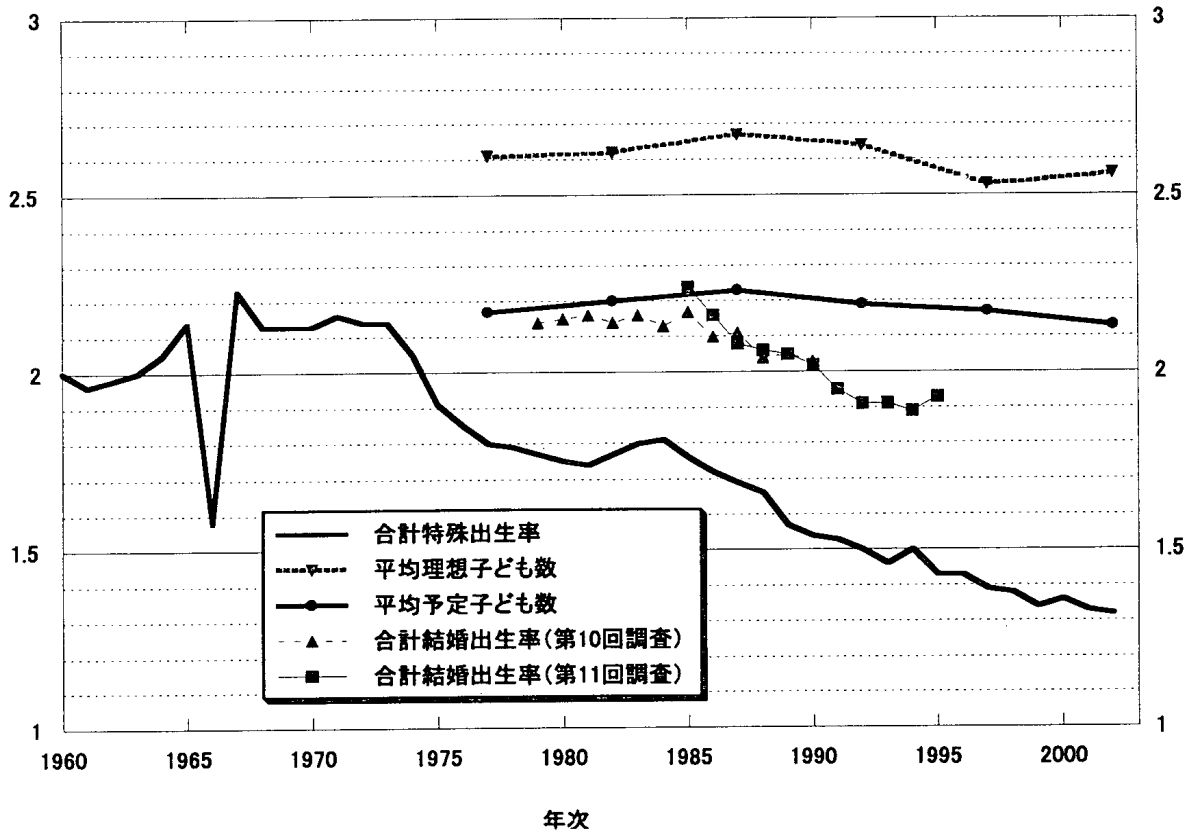


図14 予定子ども数と合計結婚出生率

資料：国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」

にはややズレがあるが、一九八〇年代なかばまでは二・一五人前後で安定していた合計結婚出生率が、その後低下し始め、一九九〇年代なかばまでに一・九人前後となり、予定子ども数と乖離し始めていることが読みとれる。一九九〇年代後半からの合計結婚出生率のデータは未公表であるが、おそらく合計特殊出生率と平行して低下しており、¹⁰⁾ 予定子ども数との乖離はより広がっていると予想される。また、それに引張られるように、予定子ども数も若干の減少傾向も認められる。

このことは何を意味しているだろうか。これは、現象としては「未だ完結出生力に達していない出生過程の途上にある夫婦の出生ペースが遅くなっていることに起因する」(前掲書・同頁)ことであるが、その後この遅れが取り戻され、完結出生児数が予定子ども数と一致するようになるのか、それとも出生ペースの遅れは取り戻されず、完結出生児数の減少が始まるのかが問題である。社会保障の水準と未婚率

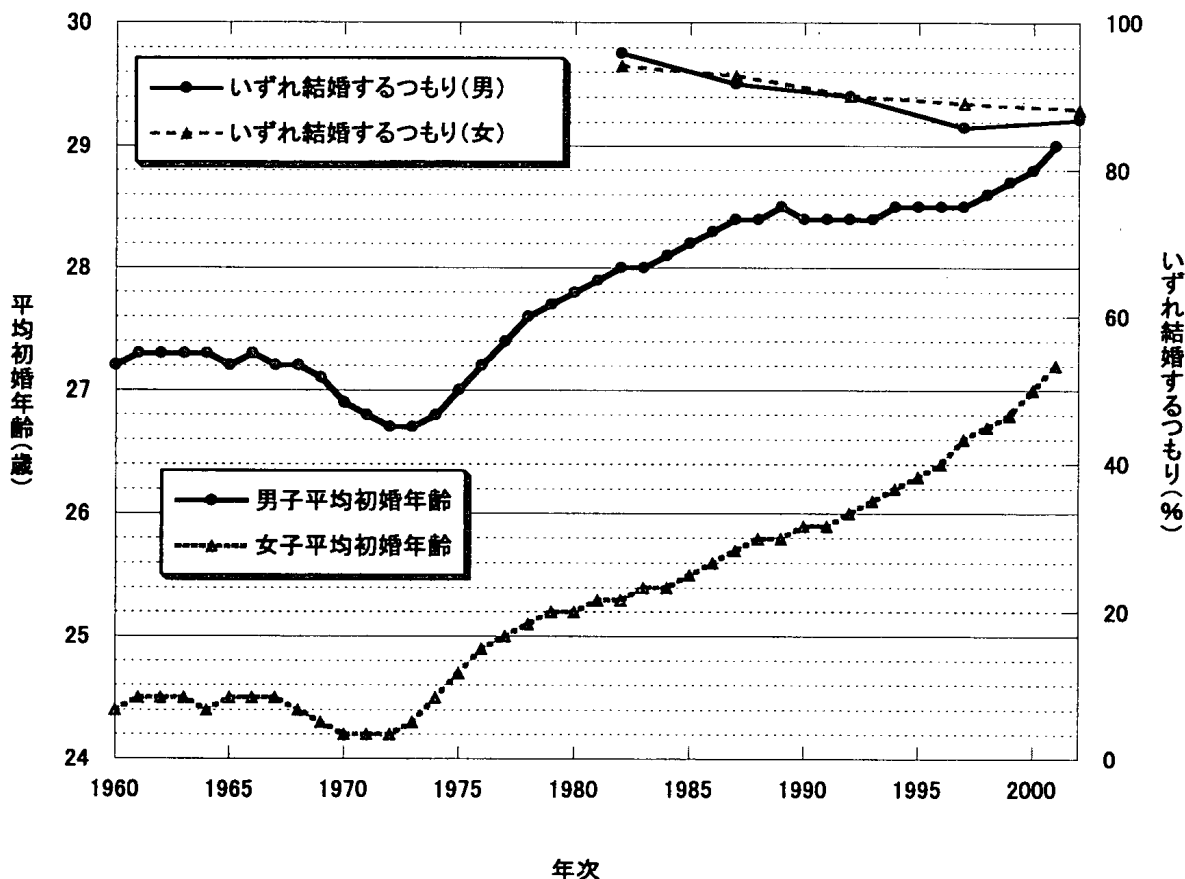


図15 平均初婚年齢と結婚への意志

資料：厚生労働省大臣官房統計情報部編『人口動態統計』
 国立社会保障・人口問題研究所「出生動向基本調査」

は比例し、有配偶出生率は反比例するという本稿の仮説を前提とすると、後者のような経過をたどる可能性が大きいと思われる。その場合、諸個人の意志としての予定子ども数の減少を待たずに、行動面において夫婦の出生力が低下し始めていることを意味する。出生意欲の変化があつて、その後行動が変化するというのが人間行動にかんする素直なものの方であろうが、現実にはそうはなっていないことになる。

図14には、夫婦の出生力の低下が進み、その後になって予定子ども数や理想子ども数が減少するという傾向の萌芽が現れていないだろうか。この予測を傍証するのは、有配偶出生率の低下に先行して出生率低下の原因となった未婚化・晩婚化現象についても、実際の行動と主観的意欲のズレのパターンがみられる点である。この場合、未婚化・晩婚化がある程度進んだ後に、結婚への意志が弱まったといえるかもしれない。

図15は、男女の平均初婚年齢の推移に、前述の「出生力動向基本調査」の独身者に対する質問で、自分の一生について考えた場合に「いずれ結婚するつもり」と回答した者の割合の推移を重ねたグラフである。結婚への意志は男女とも下降傾向にあり、一九九七年の第一一回調査では両者とも九〇%を下回った(男子八五・九%、女子八九・一%)。二〇〇二年の第一二回調査では下降傾向が一段落したかたち(男子八七・〇%、女子八八・三%)だが、一年以内の結婚意志について「まだ結婚するつもりはない」と結婚を先延ばしにする意識は継続して増加しており(国立社会保障・人口問題研究所二〇〇二b・二一四頁)、結婚意欲の全般的低下傾向は続いているといえよう。独身者に対する質問は一九八二年の第八回調査から始められたので、それ以前の数字は分からないが、この時点における結婚する意志のある者の割合は天井に近く(男子九五・九%、女子九四・二%)、その数値が一〇〇%となることはまずないだろうから、もしそれ以前に同じ質問の調査を実施していたら同程度の数字が続いていただろうと推測される。そのような仮定を前提とする、結婚への意欲が弱まり始めたのは、未婚化・晩婚化傾向がかなりの程度進行したその後からということになり、行動の変化が生じた後に意識の変化が続いたということになる。

主観的に意識された動機が必ずしも行動の真の原因とは限らないことは、自殺行動の個人的動機による説明を批判したデュルケームがすでに『自殺論』において強調していたことである(Durkheim 1897: 訳一六五―一七〇頁)。また、複数の相対する文化的パターンの変化に時間的なズレがともなう現象は、物質文化の変動に対する適応文化の遅れ(文化遅滞)を指摘したオグバーンの関心の焦点であった。とりわけ、道徳、習俗、慣習は社会集団の是認によって規範性を帯び、感情的側面からも支えられているので、変化に対する抵抗が強い(Ogburn 1923: 訳二四八―九)。本節で問題としてきた子ども数や結婚意欲についての意識データは、直接的に規範意識を測定したものではないが、対応する行動からの時間的な遅れが観察されるわけであるから、自律的な文化的パターンとしての社会規範の変化を反映し

ているものと考えていいだろう。

このように出生率低下をめぐる家族規範意識の変容は、社会学古典文献の応用問題にすぎないかもしれない。しながら、一九八〇年代の出生率に関する楽観的な予測は、社会規範に支えられた意識・意欲が変化した後、あるいはそれと同時に行動の変化が生じるという人間観を、暗黙裏に分析の前提にしていた。このことが予測失敗の主要因であったとするならば、家族形成をめぐる規範意識と行動の関係をリアルなデータによって検討することにも、いくらかの意味はありそうである。

四 おわりに

これまでの観察結果は、家族形成をめぐる社会規範の変容のメカニズムについて一定の知見を与えてくれるものといえよう。すなわち、近年の日本社会における出生率の変動については、規範意識が明確に変化する前に実践的な行動レベルでの変化が生じている。実践的な行動は、個人に内面化された価値・規範意識だけでなく、外的な拘束やその他の様々な諸条件によっても決定されるだろう。本稿の分析からは、結婚行動や出生行動との関連が深いのは、生活保障の主な担い手が家族から社会へとシフトしている状況であるという仮説が導かれた。そうであるとすれば、生活環境の変化から実践的行動の変化が生じ、その後規範意識が変化するというメカニズムが進行しつつあることになる。

また、本稿では、人々の生活保障の担い手が家族から社会へと移行するという現代産業社会の構造的特質が、家族の再生産を支えてきた規範の拘束力を弱めているのではないかという仮説を再検証した。もちろん、特定の社会規範

の衰退をすべてアノミーとしてあつかうことはできず、社会環境の変化に伴う正常な過程として位置づけられることであろう。しかし、出生率の極端な落ち込みを帰結するような家族規範の衰退は、社会そのものの再生産を危機に陥れる事態であり、対応は非常に難しいであろうが、克服すべき課題ととらえなければならぬ。とはいえもちろん、社会保障の水準の上昇が少子化の原因であるとしても、福祉化の社会趨勢を逆転させることはできないし、そうするべきでもない。その一方で、少子化がさらに進めば、世代間の人口バランスが崩れ、福祉社会を支えられなくなる。どうすればよいのだろうか。社会のありさまが変わり、生活保障の担い手が家族から社会（国家）に移ったとしても、世代間のサービスの交換が社会生活の基本であることに変わりはない。これからの社会は、その基本を支える、従来家族規範に代わるしくみを、新たに形成するという難問を抱えている。

(注)

(1) 表2の(1)(3)(5)は、いくつの変数の組み合わせで、所得保障の規模と水準が持つ効果を検討したものである。どの重回帰分析モデルにおいても「厚生年金の老齢年金平均月額」(X1)の係数が際だって大きく、また唯一統計的に有意(5%水準)である。これにたいして「六〇歳以上人口に占める厚生年金受給権者の割合」(X2)は、いずれも係数はゼロに近く、出生率に対する効果はほとんど見られない。表2の(2)(4)(6)は、(1)(3)(5)から「厚生年金の老齢年金平均月額」(X1)だけを取り除いて、その影響を示したものである。この変数を取り除くと、他の制御変数の係数の値が上昇するものがあることが見て取れる。これらの中では「女子労働者現金給与額」(X4)の上昇幅がもっとも大きく、また(X1)が独立変数に入っている場合でも比較的效果が大きい。これらのことから、現在のわが国における出生率の地域分布は、社会保障の給付水準との関連が相当に強いこと、また、従来出生率の低下をもたらしてきたとされる諸要因も、社会保障の給付水準や女性の機会費用（両者は相互に結びつきが深いものであるが）を制御変数とする、その効果の大部分がこれらの制御変数に由来していたものであることが理解されるのである。

(2) 具体的には二六五頁以下の図2～図5を参照のこと。

- (3) 都道府県別の地域データについて、合計特殊出生率の変動や、未婚率と有配偶出生率の背後に想定された潜在変数(家族形成アノミー)を説明する独立変数として著しく有効であったのは、厚生年金保険の給付水準であった。ただし、厚生年金保険の給付件数や給付額が社会保険庁編『事業年報』において都道府県別に継続して算出されるようになったのは、昭和五六年(一九八一年)版からである。したがって、分析のキー項目となった厚生年金保険の給付水準、未婚率、有配偶出生率の三項目がそろった年次は、一九八五年、一九九〇年、一九九五年の三つの年次であり、四七の都道府県についてこれらを合計しても一四一ケースであった。今回、二〇〇〇年のデータを加えると、一八八ケースとなり、必ずしも十分とはいえないかもしれないが、数百ケースという基準には近づけたと考えている。
- (4) この現象についての詳細な分析は、廣嶋、三田(一九九五)・四一七頁参照。
- (5) その理由については江頭(二〇〇二)・八二―三頁を参照。厚生年金保険と共済年金は国民年金に比べて支給額が大きいこと、そして共済年金は地域別の統計が利用できないことが、厚生年金保険を指標として用いる主な理由である。平成二二年度末における年金総額に占める割合は、厚生年金保険五三・四九%、国民年金二九・三三%にたいして、共済組合は一七・〇%となっている。
- (6) 厚生年金の受給全件の平均と老齢年金の平均受給月額間の相関係数は〇・九五七で、元来非常に相関が強いものどうしである。
- (7) 江頭(二〇〇二)・九一―六頁参照。
- (8) それでもやはり、出生率の分析において二〇〜二四歳の年齢階級のみを指標とすることにについては、疑念が残るかもしれない。というのも、この年齢層の未婚率は極めて高く、二〇〇〇年の全出生に占める割合も一三・六%にすぎず(ちなみに二五〜二九歳は三九・五%、三〇〜三四歳は三三・三%、三五〜三九歳は一〇・六%をそれぞれ占めている)、結婚―出生行動への関与がそれより上の年齢層と比べてかなり薄いからである。しかし、ここで問題とし

付表 未婚率と有配偶出生率の47都道府県別データ・年齢階級別統計量

		最小値	最大値	平均値	標準偏差	歪度	尖度
未婚率 (%)	20—24歳	81.12	93.27	86.49	2.56	.315	.351
	25—29歳	46.06	65.81	51.77	3.43	1.597	4.838
	30—34歳	17.65	38.11	24.60	3.42	1.241	4.115
有配偶 出生率 (%)	20—24歳	317.48	436.78	373.30	24.99	.130	.590
	25—29歳	203.83	274.14	241.15	17.14	-.266	-.117
	30—34歳	119.14	169.76	137.17	9.35	1.056	2.239

ているのは、そのような全出生に対する寄与率ではなく、社会保障の水準上昇が未婚率を高めて有配偶出生率を低める効果があり、そのような効果が二〇〇二四歳の年齢階級においてももっとも直接的に反映されるということである。実際、別項（江頭二〇〇二）・九五頁の表4・5に示しているように、出生率全体との関連についてはこの年齢階級が他の年齢階級よりも強い結びつきが観察される。付表は三つの年齢階級ごとに未婚率および有配偶出生率についての四七都道府県別データ（二〇〇〇年）の分布状況を示している。二〇〇二四歳の年齢階級は、歪度も尖度も比較的ゼロに近く、他の年齢階級と比較して偏りが少ない分布となっており、統計モデルへの適用にはもっとも適しているといえよう。

(9) 二〇〇二年実施の第一二回調査のデータについて、完結出生児数が予定子ども数を上回っているのは、後者が調査対象の有配偶女性全体の平均であるのに対し、前者が結婚持続期間一五〜一九年の対象者の平均であり、若い世代の予定子ども数の減少を反映した予定子ども数との間にタイム・ラグが生じているためである。

(10) 二〇〇二年時点でのデータにおいても、結婚持続期間一五年に満たない夫婦で平均子ども数の低下が続いており、一九九〇年代以降夫婦出生力に低下傾向が見られることが指摘されている（国立社会保障・人口問題研究所二〇〇二a：六一七頁）。

〈引用文献〉

- 阿藤 誠、一九九七、「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」『人口問題研究』五三（一）：三一—二〇頁
- Durkheim, E., 1897, *Le Suicide : étude de sociologique*. [宮島喬訳、一九八五、『自殺論』中公文庫]
- 江頭大蔵、一九九一、「出生力と晩婚化——都道府県別統計データによる解釈」『広島法学』一四（三）：七一—一〇九頁
- 、一九九八、「出生率と未婚率の地域分布について」『統計の泉』（広島県統計協会）五七二：二二—二二頁
- 、二〇〇二、「家族形成アノミーの発生とその因果モデル——未婚率と有配偶出生率の地域別データによる検討」『広島法学』二五（三）：七五—一〇八頁
- 廣嶋清志、三田房見、一九九五、「近年における都道府県別出生率格差の分析」『人口問題研究』五〇（四）：一一三—二〇頁
- Hohm, Charles F., 1975, "Social Security and Fertility : An International Perspective," *Demography*, 12(4) : 629-44.
- 厚生省人口問題研究所、一九八八、『昭和62年第9次出生力調査報告Ⅰ 日本人の結婚と出産』
- 、一九九〇、『昭和62年第9次出生力調査報告Ⅱ 独身青年層の結婚観と子供観』

- 国立社会保障・人口問題研究所、一九九八、『平成9年 第11回出生動向基本調査Ⅰ 日本人の結婚と出産』
- 、『一九九九年 第11回出生動向基本調査Ⅱ 独身青年層の結婚と子ども観』
- 、『二〇〇三a』『第12回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 夫婦調査の結果概要』（PDF版 <http://www.ipss.go.jp/Japanese/doukou12/doukou12.html> 2003. 5. 29）
- 、『二〇〇三b』『第12回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査 独身者調査の結果概要』（PDF版 http://www.ipss.go.jp/Japanese/doukou12_s/doukou12_s.html 2003. 8. 18）
- 小川直宏、二〇〇〇、「長引く不景気が出生率を低下させる——マクロ経済対策を急げ」『エコノミスト』臨時増刊号二〇〇〇年二月
一一日号：一八一—二二頁
- Ogburn, W. F., 1923, *Social Change, with Respect to Culture and Original Nature*. [雨宮庸蔵、伊藤安二訳、一九四四、『社会変
論』育英書院]
- 佐々井司、一九九八、「近年の夫婦出生力変動とその規定要因」『人口問題研究』五四（四）：三一—一八頁
- 佐藤龍三郎、一九九八、「近年のわが国における有配偶出生力の人口学的分析—結婚年齢、結婚持続期間、および出生順位に着目して」
『民族衛生』六四（四）：二四五—六五頁