

少子化要因としての未婚化・晩婚化 —都道府県コーホートによる分析—

堤 静 子

I はじめに

日本の少子化は、2005年には出生率が1.26と過去最低を記録し、依然として低い水準で推移している。この少子化の進行に関しては、各種要因などに関する実証分析が多数行われており、少子化の主たる要因として「未婚化」と「晩婚化」があげられていたが、近年はこれに加え、これまで安定的に推移してきたという「夫婦の出生力」が低下したことが示されている。(表1)

この出生力の変動については、我が国では、結婚をしていない女性の出生数は非常に少なく、嫡出出生が大部分であることから、「有配偶率」と「有配偶出生率」の変動によりとらえられる。そして、この「有配偶率」の変化については、結婚を選択しない「未婚化」と結婚や出産のタイミングを遅らせている「晩婚化」に区分しとらえることが有効と考えられる。生涯結婚を選択しない「未婚化」の増加は出生率の低下を招くことは自明である。他方で、晩婚化は若い年齢の出生率を低下させるが、結婚を先送りした後に結婚・出産し、遅れを取り戻せるのか、あるいは、初婚年齢が高くなることで必然的に出産可能期間が短くなり、その結果、出生率を減らすこととなるのかという2つの局面を持ち合わせている。また、晩婚化は、有配偶率のみならず、夫婦の出生力にも影響を与える点で未婚化と異なっている。少子化要因としての「未婚化」と「晩婚化」を区分し、有配偶出生率とともに分析することの意義はまさに

表1 各回調査における夫婦の完結出生児数
(結婚持続期間15～19年)

調査(調査年次)	完結出生児数
第1回調査(1940年)	4.27人
第2回調査(1952年)	3.50
第3回調査(1957年)	3.60
第4回調査(1962年)	2.83
第5回調査(1967年)	2.65
第6回調査(1972年)	2.20
第7回調査(1977年)	2.19
第8回調査(1982年)	2.23
第9回調査(1987年)	2.19
第10回調査(1992年)	2.21
第11回調査(1997年)	2.21
第12回調査(2002年)	2.23
第13回調査(2005年)	2.09

注) 対象は結婚持続期間15～19年の初婚どうしの夫婦(出生子ども数不詳を除く)。

出所) 国立社会保障・人口問題研究所「第13回出生動向基本調査」。

この点にあるといえる。

しかし、これをデータで分析する際、女性の結婚・出生行動に関する先行研究の多くは、異なる年に出生した女性の出生率の単純合計である合計特殊出生率や年齢階級別出生率を用いた分析を行っており、その場合は、一時点の出生率の低下が出産年齢を遅らせる晩婚化によるものか、出生率を低下させる未婚化によるものかを区別することができない。晩婚化については、人口統計的に

通常子どもを産み終えたとされる50歳まで観察しなければわからないのである。そこで、完結出生をとらえるために、本稿では、国勢調査を用いて、都道府県コーホートを独自に作成することとした。ほかの方法として、同一の個人を継続的に観察したパネルデータにはさまざまな長所があるが、少数サンプルの場合が多く、国勢調査は全数調査である点、過去に遡って多くのコーホートを比較分析できる点で優れている。

本稿の目的は、日本の出生率の主たる要因である「未婚化」および結婚、出産のタイミングの先送りをしている「晩婚化」、結婚した人の出生力である「有配偶出生率」の3つの基本要因が、それぞれの程度出生力に影響を及ぼしているのか、また、これら各基本要因に影響を与えている経済社会の諸要因についてコーホートデータを作成して、明らかにすることである。

本稿の構成は、以下のとおりである。Ⅱでは出生力に関する先行研究を紹介する。Ⅲでは使用するデータや変数、推計モデルおよび推計結果について説明する。Ⅳで結論を述べる。

Ⅱ 先行研究

出生力研究において、妻の機会費用に着目し、経済学的分析を行ったのがButz and Ward〔1979〕である。夫の所得は出生と正の関係で、妻の賃金は出生と強い負の関係があるという理論仮説を検証している。日本でもこのButz and Wardモデルに基づいた出生力分析が数多くある。Osawa. M.〔1988〕は、各年齢階級別出生率と合計特殊出生率を被説明変数として、市場賃金の上昇による女性の雇用就業率の増大が出生率を抑制すること、また、この効果は女性の就業機会が拡大するに従い、全体の出生率に影響を及ぼすようになってきていることを示した。

滋野・松浦〔1995〕は、1972～1991年の時系列データにより、女性の就業と出生率に関して推計し、その結果、女性の就業率の上昇が出生確率を低下させていること、また、出生率の低下が女性の就業率の増加につながっていることを確認し

ている。その他、合計特殊出生率データを用いた分析では、小椋・ディークル〔1992〕があり、日本人の女性の結婚・出産行動をいくつかの基本的な経済変数を用いて、1970～1985年の4回の国勢調査の都道府県別データにより分析を行い、女性の時間あたりの賃金率は有意に出生率を引き下げていることを明らかにしている。米谷〔1995〕は、都道府県別データによるクロスセクション分析の結果、教育費負担の増加は出生率の低下に有意に影響を与えていて、女性の賃金上昇が出生率に負の影響を及ぼしていることを得ている。高山ほか〔2000〕は、1985～1994年までの都道府県別データにより、出生率は男性賃金と正の関係、女性賃金や住居費とは負の関係を確認している。戸田〔2007〕は、1985～2004年までの都道府県別データを用いて、女性賃金のほか、離婚率、女性の平均初婚年齢なども出生率に負の影響を与えることを確認した。

樋口〔2000〕では、パネルデータによる結婚のタイミングに関する分析において、学卒時の失業率が高い場合は、希望する企業へ就職できなかった人が多くなったためか、その後早い時点で仕事を辞めて結婚している人が多く、逆に、卒業後就職してからの失業率の影響については、結婚を遅らせる効果のあることが確認されている。木立・堤・高畑〔2006〕では、1970～1995年までの都道府県別データを用いたコーホート分析で、晩婚化よりも未婚化の方が出生力低下への影響が高いこと、新規学卒年齢（20～24歳）の失業率が高い地域は出生力が低いという樋口〔2000〕と類似した結果を得ている。都道府県間の出生率格差の分析では、富士総合研究所〔1997〕は県別出生率の相違は住宅の広さの相違であること、また、国土庁計画・調整局〔1998〕では、家賃格差、女性の余暇時間や学歴、人口集中地区人口比率で有意な結果が得られ、地域による機会費用の違いが出生力の格差を生じさせていることを確認している。

岩澤〔2002〕は、合計特殊出生率に対して、結婚行動および夫婦の出生行動の変化がどの程度影響を与えているかについて、1935年～1965年の5年ごとの出生コーホート間の累積出生率の要因分

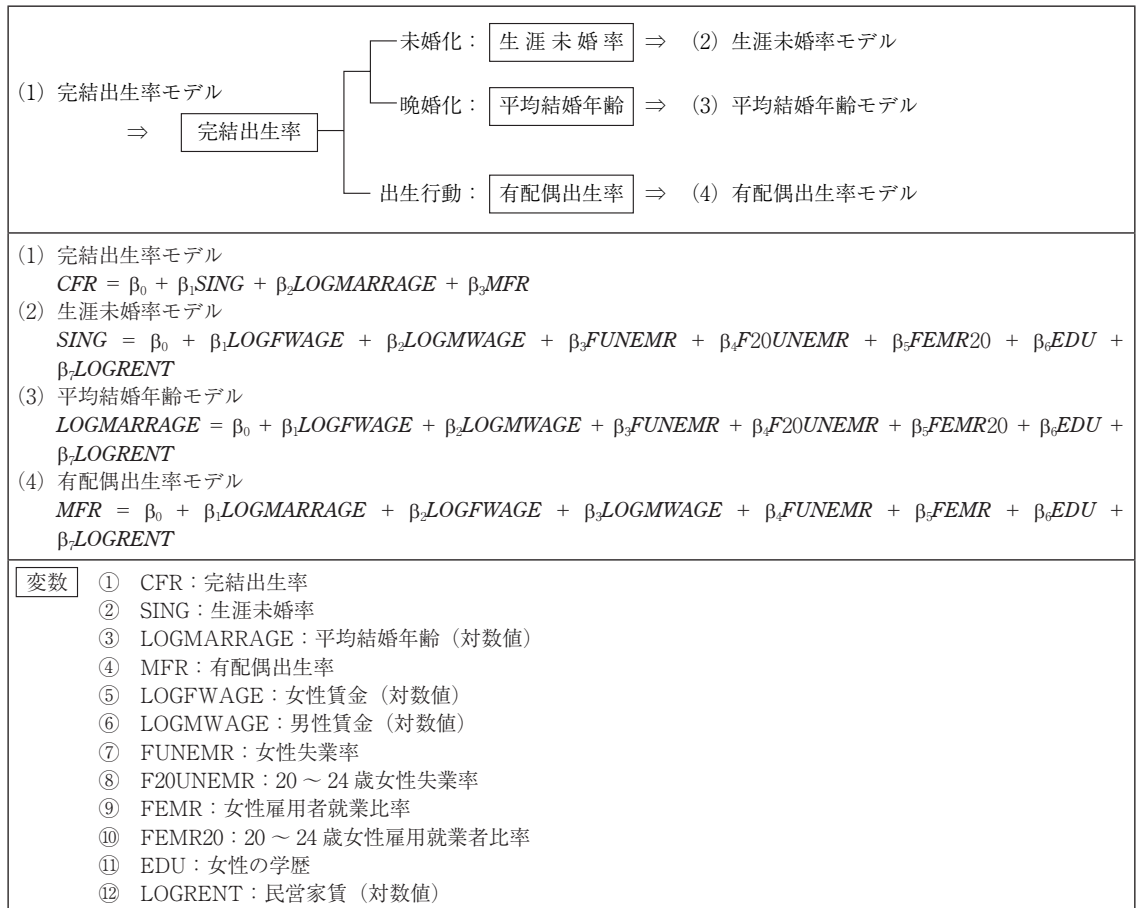
解を行い、出生率の低下のうち、42%が既婚率の低下、33%が初婚年齢の上昇、25%が結婚後の夫婦の出生累積過程の変化によるものであることを示している。

III 出生力の実証分析

本稿では、先行研究において有効であった変数や推計結果を踏まえ、主として結婚、出産に伴う女性の機会費用と経済的コストに着目し、1970年以降の我が国の出生動向について4つの推計式により実証分析を行う。本分析の特徴は、第1に、国勢調査より独自に作成した同年出生女性のコー

ホートの完結出生率を取り上げたことである。第2に、晩婚化の指標として、結婚のタイミングの影響を直接的にとらえるために「平均結婚年齢」変数を作成し、未婚化と晩婚化を区分したことである。第3は、未婚化の指標として、作成した各コーホートの35～39歳の未婚率を生涯未婚率とみなし「生涯未婚率」変数として取り上げたことである。

推計のフレームワークおよび推計式は図1のとおりで、完結出生率に及ぼす未婚化、晩婚化、有配偶出生率の影響度を分析するための「完結出生力モデル」、未婚化へ影響を与える要因をとらえるための「生涯未婚率モデル」、晩婚化への影響を



出所） 著者作成

図1 推計のフレームワーク

与える要因をとらえるための「平均結婚年齢モデル」、結婚した人の出生行動をとらえるための「有配偶出生率モデル」の4つの推計式により最小二乗法で推計を行う。分析データおよび変数の定義については、以下のとおりである。

1 対象コーホート

分析では、1970～2005年の『国勢調査報告』の都道府県別データを用いて、表2のとおり、同一都道府県に居住する同年代を1つの擬似的なコーホートとみなすデータを作成し、1946～1950年出生の1970年に20～24歳のコーホート、1951～1955年出生の1975年に20～24歳のコーホート、1956～1960年出生の1980年に20～24歳のコーホート、1961～1965年出生の1985年に20～24歳のコーホート、1966～1970年出生の1990年に20～24歳のコーホートの5つのコーホートデータを分析対象とする。これらコーホートの各5歳階級は、人口移動があるため同一の集団を追っているわけではないが、分析データは、人口数の影響を取り除くため、各5歳階級の人口の絶対数ではなく有配偶率、出生率などの割合を取り、安定した都道府県経済環境に属した集団とみなしコーホートとして扱った。

本分析には、15～19歳階級および40～49歳階級で出産している女性を含んでいない。そのため、厳密なコーホート完結出生率ではなく、未完

結の女性の出生行動を分析することとなるが、可能な限り若いコーホートを分析対象としたいため、20～39歳階級を分析対象とした。「人口動態統計」によると1970年～2005年までの15～49歳階級についての出生率は表3のとおりで、15～19歳階級の出生率（女子人口千対）は平均4.3、40～49歳階級の出生率（女子人口千対）は平均1.45と低く、分析対象に含めなくとも影響が少ないと考えた。

2 データと変数

分析に用いた各変数のデータと予測は、①～⑫のとおりである。

①完結出生率（CFR）

総務省『国勢調査報告』より、都道府県別に20～24歳、25～29歳、30～34歳、35～39歳の各5歳階級の女性の出生数を、各5歳階級の女性数で除した各5歳階級別出生率を累積し、それを年齢別出生率ベースにするために5倍したものをコーホートの「完結出生率」変数（CFR）とした。作成した各コーホートの女性が生涯に生む子どもの数を意味するもので、完結出生率モデルの被説明変数とする。

②生涯未婚率（SING）

女性の結婚行動として40歳以降の有配偶率の

表2 分析対象の5つのコーホート

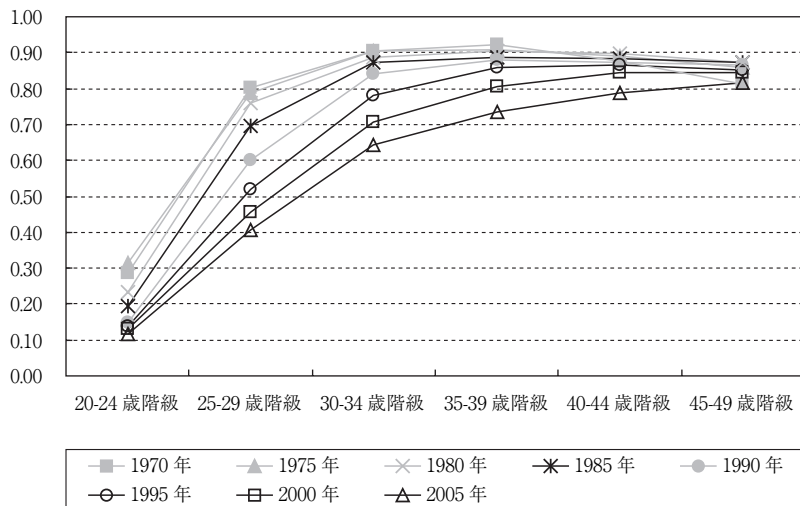
年齢階級	1970 年	1975 年	1980 年	1985 年	1990 年	1995 年	2000 年	2005 年
	昭和 45 年	昭和 50 年	昭和 55 年	昭和 60 年	平成 2 年	平成 7 年	平成 12 年	平成 17 年
20-24 歳	A 20-24	B 20-24	C 20-24	D 20-24	E 20-24			
25-29 歳		A 25-29	B 25-29	C 25-29	D 25-29	E 25-29		
30-34 歳			A 30-34	B 30-34	C 30-34	D 30-34	E 30-34	
35-39 歳				A 35-39	B 35-39	C 35-39	D 35-39	E 35-39

出所) 著者作成

表3 母の年齢階級別出生率（女子人口千対）

母の 年齢階級	1970 年	1975 年	1980 年	1985 年	1990 年	1995 年	2000 年	2005 年
	昭和 45 年	昭和 50 年	昭和 55 年	昭和 60 年	平成 2 年	平成 7 年	平成 12 年	平成 17 年
15～19 歳	4.5	4.1	3.6	4.1	3.6	3.9	5.4	5.2
20～24 歳	96.5	107	77.1	61.7	44.8	40.4	39.9	36.6
25～29 歳	209.2	190.1	181.5	178.4	139.8	116.1	99.5	85.3
30～34 歳	86	69.6	73.1	84.9	93.2	94.5	93.5	85.6
35～39 歳	19.8	15	12.9	17.7	20.8	26.2	32.1	36.1
40～44 歳	2.7	2.1	1.7	1.8	2.4	2.8	3.9	5
45～49 歳	0.2	0.1	0.1	0.1	0	0.1	0.1	0.1

出所) 「人口動態統計」より著者作成



出所) 「国勢調査」より著者作成

図2 5歳階級別有配偶率の推移

上昇は小さく(図2)、ほぼ39歳の時点で未婚・既婚の動向は安定的となることから、各コホートの35～39歳階級の未婚率をコホートの生涯未婚率とみなし、「生涯未婚率」変数(SING)とした。

女性の結婚行動をとらえるための変数で、完結出生率モデルの説明変数、生涯未婚率モデルの被説明変数として用いた。大部分が嫡出生であるので、生涯未婚率の上昇は完結出生率に負の影響を及ぼすものである。

③平均結婚年齢(MARRAGE)

各年齢階級における有配偶率とそれぞれの前回のセンサスの1つ下の年齢階級の有配偶率との差は、その5年間に結婚した率であり、1つ下の年齢階級とその年齢階級との平均年齢で結婚したとみなし、この年齢を結婚率で加重平均したものを「平均結婚年齢」変数(MARRAGE)とした。

晩婚化の影響を直接的にとらえるため、結婚のタイミングの指標として作成した変数で、平

均結婚年齢モデルの被説明変数として、完結出生率モデルおよび有配偶出生率モデルでは説明変数に用いた。結婚年齢の上昇は、有配偶率を低下させ、完結出生率には負の影響を及ぼすが、結婚年齢の上昇すなわち出生行動の先送りの結果、短い有配偶期間に出生することになるので、有配偶出生率には正の影響を及ぼすものと予想される。

平均結婚年齢の算出式は次のとおりである。

例) 1990年20～24歳コーホートの平均結婚年齢＝

$$\begin{aligned} & \{ 20 \times (S_{90}^{20-24} - S_{85}^{15-19}) + 25 \times (S_{95}^{25-29} - S_{90}^{20-24}) \\ & + 30 \times (S_{00}^{30-34} - S_{95}^{25-29}) + 35 \times (S_{05}^{35-39} - S_{00}^{30-34}) \} \\ & + \{ (S_{90}^{20-24} - S_{85}^{15-19}) + (S_{95}^{25-29} - S_{90}^{20-24}) + (S_{00}^{30-34} - S_{95}^{25-29}) \\ & + (S_{05}^{35-39} - S_{00}^{30-34}) \} \end{aligned}$$

※ S_t^{age} は、 t 年の age 歳階級の有配偶率を表す

④有配偶出生率 (MFR)

各5歳階級の女性数で除した各5歳階級別出生率を累積し、それを年齢別出生率ベースにするために5倍して求めた「完結出生率」を、20歳から39歳までの女性の有配偶率で除したものを「有配偶出生率」変数 (MFR) とした。

各コーホートにおいて、夫婦の出生行動の指標となるもので、完結出生率モデルでの説明変数、有配偶出生率モデルの被説明変数として用いた。これは、結婚した人の子どもの生み方であるので、有配偶出生率の上昇は出生率に正の影響を及ぼすものである。

⑤女性賃金 (FWAGE)

厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の都道府県・年齢階級別で女性の「平均月間所定内給与額」の4つの時点の値を、厚生労働省の「労働者賃金指数」で除して実質化し、さらに、消費者物価の地域格差指数で除した。各都道府県コーホートでの4つの時点の平均値を女性賃金 (FWAGE) とした。

女性賃金は、分析対象の20年間にそのコーホートが直面する女性の機会費用の指標として

用いた。働いている女性が結婚や出産・育児のために労働市場より離れる場合、本来得られるはずの所得を失うことになる。この結婚や出産・育児の機会費用は、賃金の上昇とともに上昇し、家事時間や出産・子育て時間を労働時間に代替させるようになることから、結婚・出産・育児に対するインセンティブを低下させる方向へ働き、生涯未婚率および平均結婚年齢には正の影響を、有配偶出生率には負の影響を及ぼすものと予想される。

⑥男性賃金 (MWAGE)

女性賃金と同様に、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』の都道府県・年齢階級別で男性の「平均月間所定内給与額」の4つの時点の値を、厚生労働省の「労働者賃金指数」で除して実質化し、さらに、消費者物価の地域格差指数で除した。各都道府県コーホートでの4つの時点の平均値を男性賃金 (MWAGE) とした。

男性の賃金は、家計においての所得効果を表すものであり、家計所得の上昇は出生率を上昇させる効果をもつと考えられる。未婚の女性にとっては結婚相手の指標となるものであり、既婚の女性にとっては家計のゆとりの指標となるものであるから、生涯未婚率および平均結婚年齢には負の影響を、有配偶出生率には正の影響を及ぼすものと予想される。

⑦女性失業率 (FUNEMR)

総務省『国勢調査報告』の都道府県別・5歳階級別の「労働力状態」より、女性の完全失業者を各年齢の労働力数で除し、年齢別失業率とした。その各都道府県コーホートでの4つの時点の平均値を女性失業率 (FUNEMR) とした。

労働市場の需給状態を表すものとして女性失業率を用いた。これは、女性の雇用の指標となるもので、未婚の場合は就業している割合が高く、失業率が高いと、労働市場から退出したくないために結婚を選択しないという行動が予測され、その結果、生涯未婚率および平均結婚年齢には正の影響を及ぼすものと予想される。一

方、既婚の場合は、失業率が高い状況では再度労働市場へ参加することが容易ではないため、出生行動へつながることが予想され、有配偶出生率には正の影響を及ぼすものと予測される。

⑧ 20～24歳女性失業率 (F20UNEMR)

女性失業率で求めた年齢別失業率のうち、20～24歳階級の女性失業率を取り上げ、20～24歳女性失業率 (F20UNEMR) とした。

20～24歳女性失業率は、新規学卒時の女性の雇用の指標となるもので、新規学卒後の年齢層において希望の職へ就く確率が低い時代では、結婚を選択する行動が高まる傾向が予測され、生涯未婚率および平均結婚年齢には負の影響を及ぼすものと予想される。有配偶出生率モデルでは、有配偶の集団が対象であるので、20～24歳女性失業率変数は含めない。

⑨ 女性雇用就業者比率 (FEMR)

総務省『国勢調査報告』の「労働力状態」より、各年齢階級の女性の雇用就業者数をその年齢階級の女性数で除したものを女性雇用就業者比率 (FEMR) とした。

女性の雇用就業者比率が出生行動に与える影響を見るためのもので、雇用就業者は自営業者などと比較し、結婚・出産・育児に際して、時間などの自由度が少ないことから、出生行動が抑制されることが予想され、有配偶出生率に負の影響を及ぼすものと予想される。生涯未婚率モデルおよび平均結婚年齢モデルについては、20～24歳女性の雇用就業者比率を用いる。

⑩ 20～24歳女性雇用就業者比率 (FEMR20)

⑨で作成した女性雇用就業者比率 (FEMR) の中から、20～24歳階級の女性雇用就業者比率のみを取り出し、20～24歳女性雇用就業者比率 (FEMR20) とした。

日本では労働市場から一度退出すると戻ることが難しいこともあり、未婚割合の高い20～24歳階級の女性の雇用就業比率が高ければ、結婚を選択しない行動が高まるものと予測され、生

涯未婚率と平均結婚年齢に対しては、正の影響を及ぼすものと予想される。有配偶出生率モデルでは、有配偶の集団が対象であるので、20～24歳女性雇用就業者比率変数は含めない。

⑪ 女性の学歴 (EDU)

総務省『国勢調査報告』『最終卒業学校の種類』より、都道府県別の35～39歳階級の短大卒業以上と在学中の女性数をその年齢階級の女性数で除したものをそのコーホートの学歴変数 (EDU) とした。ただし、国勢調査では「最終卒業学校の種類」は、10年に1度の調査であるため、調査データのない1975年、1985年、1995年、2005年については、その前後の調査年のデータの平均値を用いた。

大学・短大進学率は大都市圏ほど高く、大都市ほど高度な専門知識を必要とする職種が多いことを考えると女性の高学歴化は、生涯未婚率および平均結婚年齢に正の影響を、有配偶出生率には負の影響を及ぼすものと予想される。

⑫ 民営家賃 (RENT)

総務省『小売物価統計調査年報』より都道府県別の民営家賃 (1ヶ月3.3㎡あたり) を各コーホートの年齢階級の年代に対応させて、その4つの時点の平均値を民営家賃変数 (RENT) とした。

結婚や出産・子育てのために、部屋数や面積といった住宅事情が住宅コストとして負担となる。民営家賃の上昇は、結婚・子育てコストの上昇であり、広い住宅に住むコストが大きいほど出生率は低いと考えられることから、生涯未婚率および平均結婚年齢には正の影響を、有配偶出生率には負の影響を及ぼすものと予想される。

3 推計結果

4つの推計式の結果は、表4～表7のとおりである。なお、分析には、円や%といったさまざまなデータ単位の変数を用いており、偏回帰係数は各変数のデータ単位の影響を受けるので、これらの

表4 基本統計量

	変数	平均	標準偏差	最小	最大	合計	分散	歪度	尖度	中央値
1970 年	CFR	1.9333	0.1039	1.5800	2.1373	88.9334	0.0108	- 0.6444	1.8421	1.9223
	SING	0.0576	0.0179	0.0329	0.1335	2.6484	0.0003	1.8387	5.8878	0.0529
	LOGMARRAGE	3.1779	0.0167	3.1371	3.2154	146.1809	0.0003	0.1430	0.3908	3.1759
	MFR	2.7117	0.1465	2.4121	3.0675	124.7365	0.0215	0.6262	0.1561	2.7045
	LOGFWAGE	4.9488	0.0908	4.7887	5.1526	227.6446	0.0082	0.2448	- 0.6329	4.9352
	LOGMWAGE	5.3726	0.0699	5.2389	5.4830	247.1390	0.0049	- 0.3759	- 1.0897	5.3846
	FUNEMR	0.0232	0.0072	0.0123	0.0404	1.0681	0.0001	0.6474	- 0.5167	0.0212
	F20UNEMR	0.0262	0.0112	0.0106	0.0557	1.2048	0.0001	0.9117	- 0.0544	0.0226
	FEMR	0.3855	0.0497	0.3149	0.5289	17.7347	0.0025	1.0044	0.7846	0.3765
	FEMR20	0.4759	0.0889	0.3471	0.7229	21.8933	0.0079	1.1661	1.3006	0.4620
	EDU	0.1636	0.0434	0.1070	0.3056	7.5266	0.0019	1.2694	1.7058	0.1527
	LOGRENT	1.0110	0.2417	0.7076	1.8758	46.5066	0.0584	1.5214	2.9733	0.9377
	変数	平均	標準偏差	最小	最大	合計	分散	歪度	尖度	中央値
1975 年	CFR	2.0357	0.1176	1.6147	2.4069	95.6774	0.0138	- 0.4171	4.0549	2.0442
	SING	0.0659	0.0205	0.0347	0.1478	3.0963	0.0004	1.6118	4.4558	0.0609
	LOGMARRAGE	3.1787	0.0163	3.1460	3.2209	149.3975	0.0003	0.4621	0.6284	3.1774
	MFR	2.8838	0.1793	2.6827	3.7619	135.5393	0.0321	2.7460	11.6195	2.8463
	LOGFWAGE	5.0821	0.0949	4.9015	5.2737	238.8573	0.0090	0.0960	- 0.6976	5.0889
	LOGMWAGE	5.4250	0.0652	5.2858	5.5376	254.9764	0.0043	- 0.3395	- 0.9254	5.4355
	FUNEMR	0.0282	0.0107	0.0148	0.0749	1.3249	0.0001	1.9773	6.5178	0.0250
	F20UNEMR	0.0371	0.0195	0.0155	0.1249	1.7423	0.0004	2.4042	8.0539	0.0293
	FEMR	0.4594	0.0610	0.3491	0.5965	21.5919	0.0037	0.7414	- 0.1219	0.4461
	FEMR20	0.5822	0.0549	0.4487	0.7326	27.3652	0.0030	0.0919	0.8754	0.5788
	EDU	0.2389	0.0598	0.1505	0.4173	11.2301	0.0036	0.8569	0.6809	0.2318
	LOGRENT	1.1156	0.2185	0.8260	1.9684	52.4339	0.0477	1.8712	4.5466	1.0560
	変数	平均	標準偏差	最小	最大	合計	分散	歪度	尖度	中央値
1980 年	CFR	1.9555	0.1397	1.4488	2.2646	91.9076	0.0195	- 0.9533	2.7928	1.9689
	SING	0.0878	0.0237	0.0497	0.1834	4.1278	0.0006	1.5647	4.5370	0.0839
	LOGMARRAGE	3.2088	0.0141	3.1839	3.2479	150.8149	0.0002	0.5924	0.6812	3.2079
	MFR	2.9737	0.1847	2.6584	3.6600	139.7655	0.0341	1.1805	2.6873	2.9586
	LOGFWAGE	5.1477	0.0951	4.9625	5.3377	241.9408	0.0090	0.0037	- 0.8436	5.1643
	LOGMWAGE	5.4438	0.0649	5.3173	5.5398	255.8603	0.0042	- 0.3195	- 0.9933	5.4533
	FUNEMR	0.0340	0.0116	0.0193	0.0890	1.6001	0.0001	2.4013	9.9406	0.0322
	F20UNEMR	0.0397	0.0200	0.0189	0.1466	1.8651	0.0004	3.5245	17.3459	0.0335
	FEMR	0.5143	0.0546	0.4080	0.6409	24.1705	0.0030	0.7446	- 0.0424	0.5053
	FEMR20	0.6462	0.0524	0.4974	0.7711	30.3729	0.0027	- 0.2351	0.8699	0.6440
	EDU	0.3090	0.0632	0.1957	0.4795	14.5227	0.0040	0.6201	0.1629	0.2990
	LOGRENT	1.2186	0.2224	0.9219	2.0716	57.2756	0.0495	1.8265	4.3721	1.1591
	変数	平均	標準偏差	最小	最大	合計	分散	歪度	尖度	中央値
1985 年	CFR	1.7423	0.1505	1.2149	2.0165	81.8862	0.0227	- 0.9235	2.1316	1.7492
	SING	0.1241	0.0252	0.0783	0.2202	5.8334	0.0006	1.1915	3.3668	0.1203
	LOGMARRAGE	3.2305	0.0131	3.2065	3.2729	151.8345	0.0002	0.8813	1.2810	3.2279
	MFR	2.9246	0.2008	2.5416	3.5632	137.4574	0.0403	0.7104	0.9786	2.8785
	LOGFWAGE	5.2171	0.0870	5.0358	5.3828	245.2036	0.0076	- 0.0944	- 0.5945	5.2285
	LOGMWAGE	5.5182	0.0667	5.3929	5.6250	259.3568	0.0044	- 0.2443	- 1.0450	5.5280
	FUNEMR	0.0462	0.0123	0.0275	0.0991	2.1703	0.0002	1.7503	6.1825	0.0433
	F20UNEMR	0.0501	0.0202	0.0231	0.1431	2.3531	0.0004	2.4233	9.0363	0.0458
	FEMR	0.5578	0.0551	0.4471	0.6945	26.2185	0.0030	0.5459	- 0.1722	0.5459
	FEMR20	0.6801	0.0511	0.5462	0.7868	31.9664	0.0026	- 0.2191	0.0723	0.6749
	EDU	0.3791	0.0678	0.2409	0.5417	17.8152	0.0046	0.3928	- 0.1959	0.3688
	LOGRENT	1.3074	0.2311	1.0330	2.1598	61.4468	0.0534	1.7423	3.5500	1.2340
	変数	平均	標準偏差	最小	最大	合計	分散	歪度	尖度	中央値
1990 年	CFR	1.5368	0.1320	1.0882	1.7896	72.2276	0.0174	- 0.8372	1.7855	1.5508
	SING	0.1727	0.0234	0.1230	0.2378	8.1170	0.0005	0.2904	0.2235	0.1735
	LOGMARRAGE	3.2482	0.0124	3.2256	3.2914	152.6636	0.0002	1.0309	1.8778	3.2464
	MFR	2.9176	0.2103	2.5562	3.6479	137.1262	0.0442	0.9892	1.9747	2.8859
	LOGFWAGE	5.2665	0.0735	5.1000	5.4228	247.5238	0.0054	- 0.1094	- 0.1956	5.2647
	LOGMWAGE	5.5141	0.0618	5.3666	5.6145	259.1632	0.0038	- 0.4250	- 0.6845	5.5240

FUNEMR	0.0518	0.0126	0.0328	0.1068	2.4344	0.0002	1.8854	6.8838	0.0495
F20UNEMR	0.0445	0.0173	0.0250	0.1318	2.0912	0.0003	3.1481	13.8839	0.0415
FEMR	0.5949	0.0471	0.5067	0.7085	27.9587	0.0022	0.4059	- 0.3091	0.5866
FEMR20	0.7092	0.0543	0.5101	0.8063	33.3322	0.0029	- 1.1515	3.0107	0.7137
EDU	0.3791	0.0678	0.2409	0.5417	17.8152	0.0046	0.3928	- 0.1959	0.3688
LOGRENT	1.4010	0.2276	1.0848	2.2625	65.8455	0.0518	1.7231	4.0109	1.3303

出所) 著者作成

大小で被説明変数への影響力を述べることはできない。そこで、被説明変数に対しての相対的な影響力の強さを示す指標として、変数を標準化して得られる標準偏回帰係数に着目して結果を述べる。データ標準化前の基本統計量は表4のとおりである。

(1) 完結出生率モデル

「完結出生率モデル」の推計結果は表5のとおりである。何れのコーホートでも、生涯未婚率および平均結婚年齢、有配偶出生率すべての符号が予

測と一致し、生涯未婚率と平均結婚年齢は有意に負の影響、有配偶出生率は有意に正の影響が得られた。標準偏回帰係数の比較をみると(図3)、生涯未婚率が完結出生率を引き下げる影響と有配偶出生率が完結出生率を引き上げる影響の差が、若い世代になるに連れて縮小しており、未婚化の進行と夫婦の出生力の減少傾向が示されている。

平均結婚年齢は、若いコーホートになるほど完結出生率を引き下げる影響が小さくなっていたが、有配偶出生率も1985年まで減少傾向で、1990年コーホートで増加に転じていた。この平均結婚

表5 完結出生率モデルの推計結果(被説明変数: 完結出生率CFR)

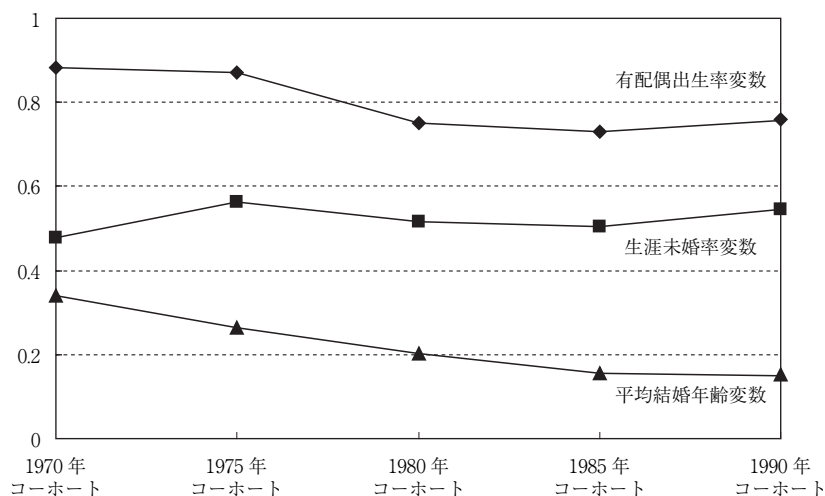
上段: 偏回帰係数 (標準偏回帰係数)	符号予測	1970年 20～24歳 コーホート	1975年 20～24歳 コーホート	1980年 20～24歳 コーホート	1985年 20～24歳 コーホート	1990年 20～24歳 コーホート
下段: t値						
obs		46	47	47	47	47
R ²		0.9670	0.9797	0.9893	0.9895	0.9891
修正済み R ²		0.9646	0.9783	0.9886	0.9888	0.9884
定数項		7.1236 ***	6.6310 ***	6.9266 ***	6.2469 ***	5.9140 ***
		11.8171	11.6811	12.2889	9.3211	9.3356
生涯未婚率 SING	-	- 2.7755 *** (- 0.4787)	- 3.2378 *** (- 0.5630)	- 3.0522 *** (- 0.5169)	- 3.0147 *** (- 0.5039)	- 3.0824 *** (- 0.5454)
		- 15.6170	- 22.2904	- 28.9207	- 28.8583	- 32.1902
平均結婚年齢 LOGMARRAGE	-	- 2.1170 *** (- 0.3394)	- 1.8967 *** (- 0.2626)	- 1.9917 *** (- 0.2018)	- 1.7746 *** (- 0.1547)	- 1.6125 *** (- 0.1521)
		- 10.9625	- 10.4990	- 11.2873	- 8.6039	- 8.3719
有配偶出生率 MFR	+	0.6258 *** (0.8827)	0.5711 *** (0.8705)	0.5676 *** (0.7508)	0.5479 *** (0.7308)	0.4774 *** (0.7606)
		30.5301	38.8946	47.6170	45.3283	43.8002

注) 上段: 偏回帰係数(標準偏回帰係数), 下段: t値

* = 10, ** = 5%, *** = 1%で有意

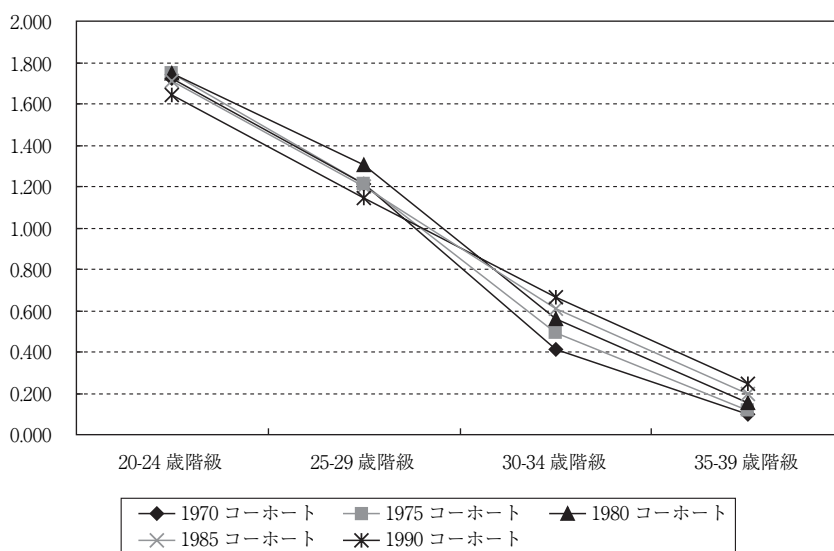
1970年コーホートは沖縄県を含まない。

出所) 著者作成



出所) 著者作成

図3 完結出生率モデル 標準偏回帰係数(絶対値)の推移

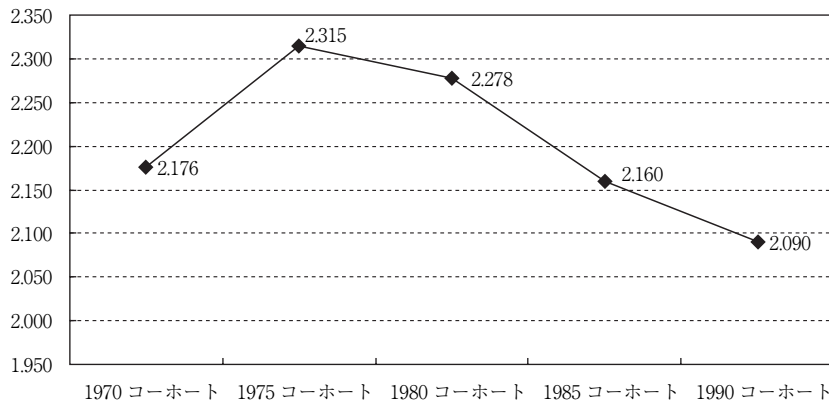


出所) 著者作成

図4 5歳階級別有配偶出生率(全国平均値)

年齢の影響力の減少と後の有配偶出生率の影響力の増加は、結婚を先送りしていた人が結婚し有配偶者にシフトした結果、完結出生率を挽回しつつある表れであると解釈できるが、その完結出生率を引き上げる影響力は1975年以前まで戻っておらず、挽回できていないことが図3に示されている。

実際、「5歳階級別有配偶出生率」についてコホート別の推移で見てみると(図4)、30～34歳階級以降で、より若いコホートの有配偶出生率が高くなっており、晩婚化を挽回する影響が確認できる。一方、結婚・出生を先送りしていた人が有配偶者へシフトして、その後出生率をきちんと



出所) 著者作成

図5 コーホート別 完結有配偶出生率 (全国平均値)

挽回できているかについて、年齢にかかわらず最終的に結婚した人が、その生涯で何人の子供を生んだことになるかという意味合いの数値を作成して確認してみる。データとしては35～39歳の有配偶率をそのコホートの完結有配偶率とみなして、完結出生率(CFR)を、その完結有配偶率で除した「完結有配偶出生率」を作成し、各コホートの全国平均値と比較した(図5)。この完結有配偶出生率は1980年以降低下していて、1985年は2.160、1990年は2.090と、1970年の2.176よりも低く、挽回できていないことが確認できる。

(2) 生涯未婚率モデル

「生涯未婚率モデル」の推計結果は表6のとおりである。1970年コホートで、20～24歳女性雇用就業者比率の符号が予測と一致しなかったが、その他の変数はすべて予測どおりの符号結果が得られた。何れのコホートにおいても、男性賃金が有意に負の影響、女性失業率が有意に正の影響が得られており、男性賃金が未婚化を抑制するのに対して、女性全体の失業率の高さは未婚化を促進することが示された。また、女性失業率と同様、未婚化を促進する女性賃金の影響は、1980年までは男性賃金の負の影響よりも小さかったが、1985年以降は男性賃金よりも影響力が大きくなっている。

(3) 平均結婚年齢モデル

「平均結婚年齢モデル」の推計結果は表7のとおりである。女性賃金、男性賃金、女性失業率については、予測どおりの符号結果が得られたが、その他の変数については、符号が一部一致しておらず、女性失業率および20～24歳女性失業率、女性学歴は、何れのコホートにおいても有意な結果は得られなかった。

何れのコホートにおいても、女性賃金が平均結婚年齢を引き上げる影響がほかの変数よりも大きく、女性賃金が高い都道府県では、平均結婚年齢が高くなるという晩婚化の傾向が強まることを示している。

(4) 有配偶出生率モデル

「有配偶出生率モデル」の推計結果は表8のとおりである。何れのコホートでも、平均結婚年齢の符号が予測と一致し、有意に正の影響が確認された。また、女性失業率は1970年コホートを除いて、有意に正の影響が、民営家賃は、1970年および1975年を除いて、有意に負の影響が確認された。女性雇用就業者比率については、1970年のみ有意に負で符号が予測と一致しているが、それ以外のコホートでは符号が予想に反し、雇用就業が必ずしも出生率低下を招かなくなってきた。それ以外の変数については、何れも有意ではなく、符号も一部予想に反した結果であった。

表6 生涯未婚率モデルの推計結果（被説明変数：生涯未婚率SING）

上段：偏回帰係数 (標準偏回帰係数) 下段：t 値	符号予測	1970 年 20～24 歳 コーホート	1975 年 20～24 歳 コーホート	1980 年 20～24 歳 コーホート	1985 年 20～24 歳 コーホート	1990 年 20～24 歳 コーホート
obs		46	47	47	47	47
R2		0.7859	0.8196	0.7714	0.7146	0.7255
修正済み R2		0.7465	0.7873	0.7304	0.6633	0.6763
定数項		0.3256 *	0.4923 **	0.7754 **	0.9087 **	1.0894 ***
		1.7171	2.3455	2.6184	2.0764	3.4938
女性賃金 LOGFWAGE	+	0.1073 ** (0.5435)	0.0695 (0.3223)	0.0693 (0.2785)	0.2953 ** (1.0218)	0.2572 ** (0.8092)
		2.3009	1.2399	0.8601	2.5985	2.1583
男性賃金 LOGMWAGE	-	- 0.1576 *** (- 0.6149)	- 0.1631 ** (- 0.5202)	- 0.2169 ** (- 0.5949)	- 3.7741 *** (- 0.4631)	- 3.6729 *** (- 0.4459)
		- 3.1944	- 2.2914	- 2.1234	- 3.7741	- 3.6729
20 歳～24 歳 女性失業率 FEMR20	-	- 0.9141 * (- 0.5704)	- 1.1546 *** (- 1.1010)	- 1.2702 *** (- 1.0744)	- 0.2584 (- 0.2073)	- 1.052 ** (- 0.7800)
		- 1.8552	- 3.9286	- 3.8169	- 0.4852	- 2.2287
女性失業率 FUNEMR	+	2.9338 *** (1.1747)	3.258 *** (1.7083)	3.188 *** (1.5589)	1.6525 ** (0.8072)	2.328 *** (1.2540)
		4.2485	6.0421	5.5418	2.1551	3.6779
20 歳～24 歳女性 雇用就業者比率 FEMR20	+	- 0.0182 (- 0.0901)	0.0623 * (0.1672)	0.0585 (0.1296)	0.1485 (0.3014)	0.0853 (0.1981)
		- 1.1218	1.8142	0.9907	1.5582	1.5801
女性学歴 EDU	+	0.0602 (0.1458)	0.0196 (0.0574)	0.0214 (0.0571)	0.0607 (0.1636)	0.0876 * (0.2544)
		1.0696	0.4746	0.4256	1.0719	1.8077
民営家賃 LOGRENT	+	0.0023 (0.0306)	0.0138 (0.1479)	0.0281 ** (0.2643)	0.0325 ** (0.299)	0.0144 (0.1402)
		0.2688	1.4585	2.2179	2.3045	1.1502

注) 上段：偏回帰係数（標準偏回帰係数），下段：t 値

* = 10, ** = 5%, *** = 1%で有意

1970年コーホートは沖縄県を含まない。

出所) 著者作成

表7 平均結婚年齢モデルの推計結果（被説明変数：平均結婚年齢LOGMARRAGE）

上段：偏回帰係数 (標準偏回帰係数) 下段：t 値	符号予測	1970 年 20～24 歳 コーホート	1975 年 20～24 歳 コーホート	1980 年 20～24 歳 コーホート	1985 年 20～24 歳 コーホート	1990 年 20～24 歳 コーホート
obs		46	47	47	47	47
R2		0.3944	0.2990	0.3592	0.6067	0.6266
修正済み R2		0.2828	0.1732	0.2442	0.5361	0.5595
定数項		3.328 *** 11.2271	3.094 *** 9.3901	3.3641 *** 11.3431	3.4945 *** 13.0391	3.2366 *** 16.6964
女性賃金 LOGFWAGE	+	0.2729 *** (1.4878) 3.7451	0.1465 (0.8537) 1.6658	0.1044 (0.7018) 1.2944	0.2343 *** (1.5540) 3.3667	0.0942 (0.5563) 1.2720
男性賃金 LOGMWAGE	-	- 0.2744 *** (- 1.152) - 3.5583	- 0.1378 (- 0.5518) - 1.2331	- 0.1461 (- 0.6697) - 1.4279	- 0.2929 *** (- 1.4878) - 3.8981	- 0.0985 (- 0.4895) - 1.3054
20 歳～24 歳 女性失業率 F20UNEMR	-	- 0.5725 (- 0.3843) - 0.7433	0.0469 (0.0562) 0.1017	- 0.4163 (- 0.5887) - 1.2491	- 0.3289 (- 0.5057) - 1.0085	- 0.1967 (- 0.2736) - 0.6703
女性失業率 FUNEMR	+	1.1205 (0.4827) 1.0380	0.4353 (0.2867) 0.5143	0.7969 (0.6515) 1.3833	0.4814 (0.4508) 1.0252	0.0172 (0.0174) 0.0438
20 歳～24 歳女性 雇用就業者比率 FEMR20	+	- 0.0204 (- 0.109) - 0.8063	0.1222 ** (0.4120) 2.2670	0.1086 * (0.4020) 1.8352	0.1348 ** (0.5247) 2.3108	0.0200 (0.0871) 0.5953
女性学歴 EDU	+	- 0.0045 (- 0.0118) - 0.0514	0.0293 (0.1078) 0.4519	0.0292 (0.1304) 0.5802	0.0301 (0.1555) 0.8680	0.0501 (0.2728) 1.6617
民営家賃 LOGRENT	+	- 0.0269 ** (- 0.3910) - 2.0392	- 0.0040 (- 0.0538) - 0.2691	0.0105 (0.1655) 0.8294	0.0160 * (0.2818) 1.8504	0.0237 *** (0.4340) 3.0520

注) 上段：偏回帰係数（標準偏回帰係数），下段：t 値

* = 10, ** = 5%, *** = 1%で有意

1970年コーホートは沖縄県を含まない。

出所) 著者作成

有配偶出生率への影響力を各変数で比較してみると、1970年では平均結婚年齢が引き上げる影響が0.3497と最も大きく、1975年、1980年では0.7311、0.6921と女性失業率が引き上げる影響が最も大きくなったが、1985年以降は、 -0.6296 、 -0.6493 と民営家賃が引き下げる影響が最も大きくなり、住宅コストが夫婦の出生力を抑制する影響が示された。生涯未婚率モデルや平均結婚年齢モデルにおいて有意で影響力が大きかった女性賃金や男性賃金は、有配偶出生率モデルでは効いておらず、結婚の意思決定には影響を及ぼすが、出生行動への影響は小さいものと思われる

IV おわりに

本稿では、1970年～2005年の『国勢調査報告』のデータより、都道府県コーホートデータを独自に作成し、日本の出生率低下の主たる要因である女性が結婚を選択しなくなった未婚化および結婚や出産のタイミングを遅らせている晩婚化、夫婦の出生力について、それぞれどの程度出生力に影響を及ぼしているのかの要因分析を行った。また、その少子化要因としての未婚化、晩婚化、夫婦の出生力に影響を与えている諸要因にはどのようなものがあるかについて、出生力分析の考察を試みた。

推計の結果、完結出生率には、生涯未婚率と平均結婚年齢が有意に負の、有配偶出生率は有意に正の影響を与えていて、当然ながら、有配偶出生率が完結出生率を引き上げる影響力が最も大きかったものの、有配偶出生率の引き上げる影響と生涯未婚率の引き下げる影響との差が若い世代になるにつれて縮小していること。また、結婚・出産を先送りしていた人が結婚へシフトした結果、完結出生率を挽回しているかについて確認したところ、挽回しきれていないことが明らかとなった。

最終的に結婚する女性については、晩婚化は出生数を減少させない可能性も指摘されてきたが、実際には、先送りしていた結婚・出産が後に挽回されていなかった。また、結婚を前提とした出産がほとんどであるわが国では、結婚年齢の上昇は

出産年齢の上昇であり、出産年齢の上昇が複数子、末子の出産を断念する効果を持っていると考えられることから、晩婚化の影響は一時的なものではなく、今後、夫婦の出生力がさらに低水準となっていく方向に働くことが予測される。

未婚化への影響については、男性賃金が有意に負の影響、女性失業率が有意に正の影響が確認され、男性賃金が結婚を促進するのに対して、女性全体の失業率の高さは結婚を抑制することが示された。

晩婚化への影響については、女性賃金が平均結婚年齢を引き上げる影響がほかの変数よりも大きく、女性賃金が高い都道府県では、晩婚化の傾向が強いことが示された。

有配偶出生率への影響については、平均結婚年齢が有意に正の、女性失業率も1970年を除いて、有意に正の影響が確認された。1970年を除き、平均結婚年齢が有配偶出生率を引き上げる影響よりも、女性失業率が引き上げる影響の方が大きく、1985年以降は、民営家賃が有配偶出生率を引き下げる影響の方が、女性失業率が引き上げる影響を上回っており、住宅コストが夫婦の出生力を抑制する働きが示された。

生涯未婚率モデルや平均結婚年齢モデルにおいて有意で影響力が大きかった女性賃金と男性賃金については、有配偶出生率モデルでは有意な結果が得られなかった。女性賃金および男性賃金は、結婚の意思決定には影響を及ぼすが、夫婦の出生行動には影響が小さいものと解釈される。しかし都道府県で集計したデータであるため、個々の夫婦の出生力に、夫と妻の賃金に影響を与えないかについては不明である。個票データによるミクロの視点からの分析の試みや、女性の機会費用に着目した女性要因を中心とした推計式だけではなく、男性の雇用・就業形態など、男性要因を含めての分析については、今後の課題としたい。

(平成22年8月投稿受理)

(平成23年4月採用決定)

謝辞

本稿の執筆にあたり、ご指導いただきました青

表8 有配偶出生率モデルの推計結果（被説明変数：有配偶出生率MFR）

上段：偏回帰係数 (標準偏回帰係数)	符号予測	1970 年 20～24 歳 コーホート	1975 年 20～24 歳 コーホート	1980 年 20～24 歳 コーホート	1985 年 20～24 歳 コーホート	1990 年 20～24 歳 コーホート
下段：t 値						
obs		46	47	47	47	47
R2		0.6298	0.6036	0.6382	0.6684	0.6218
修正済み R2		0.5616	0.5324	0.5732	0.6089	0.5539
定数項		- 0.5798 - 0.1385	- 7.3894 - 1.4474	- 12.4967 - 2.0587	- 8.5255 - 1.0741	- 11.7934 - 1.2522
平均結婚年齢 LOGMARRAGE	+	3.0771 *** (0.3497) 2.7758	3.1047 ** (0.2820) 2.4904	4.9982 ** (0.3828) 3.3727	4.2654 ** (0.2788) 2.0950	5.612 ** (0.3322) 2.0845
女性賃金 LOGFWAGE	-	- 0.3251 (- 0.2014) - 0.5721	0.0162 (0.0086) 0.0221	- 0.3462 (- 0.1782) - 0.4298	0.1227 (0.0532) 0.1157	- 0.3576 (- 0.1250) - 0.2816
男性賃金 LOGMWAGE	+	- 0.8544 (- 0.4078) - 1.3568	- 0.0292 (- 0.0106) - 0.0302	0.1458 (0.0512) 0.1418	- 0.663 (- 0.2202) - 0.5924	- 0.4006 (- 0.1178) - 0.3013
女性失業率 FUNEMR	+	2.6438 (0.1294) 1.0097	12.2231 *** (0.7311) 5.1924	11.0532 *** (0.6921) 4.4734	8.9396 *** (0.5472) 3.2135	8.893 *** (0.5321) 3.1255
女性雇用 就業者比率 FEMR	-	- 0.7064 * (- 0.2398) - 1.9291	1.0012 ** (0.3406) 2.4626	1.2721 ** (0.3757) 2.3921	1.7029 ** (0.4676) 2.3777	1.4537 * (0.3256) 1.6907
女性学歴 EDU	-	- 0.9065 (- 0.2684) - 1.4796	- 0.5113 (- 0.1706) - 0.9615	- 0.1562 (- 0.0535) - 0.3223	0.1077 (0.0364) 0.2260	0.2370 (0.0764) 0.4752
民営家賃 LOGRENT	-	0.0706 (0.1165) 0.8404	- 0.1808 (- 0.2204) - 1.5449	- 0.4611 *** (- 0.5552) - 3.5753	- 0.5469 *** (- 0.6296) - 4.1131	- 0.5999 *** (- 0.6493) - 4.0415

注) 上段：偏回帰係数（標準偏回帰係数），下段：t 値

* = 10, ** = 5%, *** = 1%で有意

1970年コーホートは沖縄県を含まない。

出所) 著者作成

森公立大学木立力教授、貴重なご助言をいただきました大矢奈美准教授に心より感謝申し上げます。また、本誌の2名の匿名レフェリーからも有益なコメントをいただきました。深く感謝申し上げます。なお、本稿にありうべき誤りはすべて筆者に帰するものです。

参考文献

- Butz, W. and M. P. Ward (1979), "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility," *American Economic Review*, 69, 3, pp.318-328.
- Deckle, R. (1990), "Equal Opportunity and the Quantity and Quality of Japanese Children," *Journal of Asian Econometric*, 1(2), pp.319-331.
- Osawa, M. (1988), "Working Mother: Changing Patterns of Employment and Fertility in Japan," *Economic Development and Cultural Change*, vol. 36, No. 4, pp.623-650.
- 阿藤 誠編 (1993), 『先進諸国の人口問題—少子化と家族政策—』東京大学出版会
- 岩澤美帆 (2002) 「近年の期間TFR変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」『人口問題研究 (J. of Population Problems)』vol. 58, No. 3, pp.15-44.
- 大淵 寛 (1997), 「人口政策と社会保障政策—最近の低出生力に関連して—」『季刊・社会保障研究』vol. 32, No. 4, pp.436-445.
- 小椋正立, ロバート・ディーケル (1992), 「1970年代以降の出生率の低下とその原因」『日本経済研究』No. 22, pp.46-76.
- 加藤久和 (2000), 「出生、結婚および労働市場の計量分析」『人口問題研究 (J. of Population Problems)』vol. 56, No. 1
- 木立 力・堤 静子・高畑美代子 (2006) 「完結出生力と日本の女子労働市場—都道府県コーホー卜による分析—」『青森公立大学経営経済学研究』vol. 11, No. 2, pp.23-33.
- 北村行伸・宮崎 毅 (2005) 「結婚経験率と出生力の地域格差：実証的サーベイ」『Hi-Stat Discussion Paper Series』No. 124.
- 国土庁計画・調整局編集 (1998), 『地域の視点から少子化を考える—結婚と出生の地域分析—』大蔵省印刷局発行
- 国立社会保障・人口問題研究所 (2006) 『第13回出生動向基本調査』
- 滋野由紀子・松浦克己 (1995), 「日本の年齢階層別出産選択と既婚女子の就業行動」『季刊・社会保障研究』vol. 31, No. 2, pp.165-175.
- 高山憲之ほか (2000) 「結婚・育児の経済コストと出生力—少子化の経済的要因に関する一考察—」『人口問題研究 (J. of Population Problems)』vol. 56, No. 4, pp.1-18.
- 伊達雄高・清水谷諭 (2004) 「日本の出生率低下の要因分析：実証研究のサーベイと政策的含意の検討」『ESRI Discussion Paper Series』No. 94.
- 戸田淳仁 (2007) 「出生率の実証分析—景気や家族政策との関係を中心に—」『RIETI Discussion Paper Series 07-J-007』
- 樋口美雄, 阿部正浩 (1999), 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング」『パネルデータからみた現代女性 結婚・出産・消費・貯蓄』pp.25-64.
- 樋口美雄 (2000), 「パネルデータによる女性の結婚・出産・就業の動学分析」『現代経済学の潮流 2000』東洋経済新報社, pp.109-148.
- 富士総合研究所 (1997), 「都道府県別出生率の相違の背景」研究リポート
- 米谷信行 (1995), 「我が国の出生率低下の要因」『フィナンシャル・レビュー』vol. 34, pp.68-90.

(つつみ・しずこ 青森公立大学大学院博士後期課程)