

少子化の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

学生会員 博士課程 青森公立大学大学院 経営経済学研究科 (〒030-0196 青森市合子沢字山崎153番4)

わが国では、急速に少子化が進展しており、少子化の主な要因に未婚化、晩婚化があげられている。この未婚化、晩婚化は、結婚・出生行動にどの程度影響しているのか。また、どのような社会的経済的要因が未婚化、晩婚化に影響を与えているのか。合計特殊出生率は、異なる出生年女性の出生率の単純合計で結婚や出産のタイミングや変化を捉えることは難しい。本稿では、世代の結婚・出生行動を捉えるため、都道府県コーホートデータによる分析を行った。

Key Words : *Completed Fertility, Falling birthrate, unmarried-izing, tendency of late marriage, cohort*

1. はじめに

日本の合計特殊出生率は、2005年には1.26と過去最低を記録した。2006年に1.32、2007年に1.34と微増したものの依然として低い水準で推移している。もちろん、このような少子化の傾向は日本だけに生じている現象ではなく他の先進諸国でも見られるが、日本の少子化傾向は、世界に例を見ないほど短期間で急激に進行している。近年、この少子化の進行に関して、各種要因等を用いた実証分析も多数行われており、日本の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る。

合計特殊出生率を用いた一時点での分析では、一時点の出生率の低下が出産年齢を遅らせたことによるのか、出生率を低下させたのかを区別することができない。そこで、本稿では未婚化と晩婚化の要因を分解し分析するために、都道府県コーホートデータを用いて分析を行った。日本の出生率低下の主たる要因にあげられている、女性が結婚を選択しなくなった未婚化、結婚や出産のタイミングを遅らせている晩婚化について、それぞれどの程度出生力に影響を及ぼしているのか、また、その少子化要因としての未婚化、晩婚化に影響を与えている要因はどのようなものであるかについて考察する。

2. 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仮説を立て、分析を行い、符号条件が満たされ予想通りの結果を得た。このButz and Wardモデルを日本の出生力にあてはめ分析したのが大沢[1993]で、1960～1980年までの20～39歳の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、妻の雇用就業率と出生率を推計した結果、日本においても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方向に働いていること、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が示された。

小椋・ディーケル[1992]は、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たモデルによって、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ることが明らかにしている。

松浦・滋野[1996]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た。その結果、女性の就業率の上昇が出生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が確認された。米谷[1995]は、1970年、1980年、1992年の3時点の都道府県データによるクロスセクション分析の結果、1970年の計測は一部良好な結果が得られなかったが、1980年、1992年の計測では、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年までの都道府県データによる回帰分析の結果、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が認められた。木立・堤・高畑[2006]は、1970～1995年までの都道府県データを用いた分析で、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ことを得ている。戸田[2007]は、1985～2004年までの都道府県データを用いて、女性賃金の他、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ている。

都道府県間の出生率格差の分析をしたものについては、県別の合計特殊出生率を被説明変数とした富士総合研究所[1997]や、県別・年齢別有配偶出生率を被説明変数とした国土庁計画・調整局[1998]。富士総合研究所[1997]の推計結果では、民営家賃のt値がもっとも高かったことから、県別出生率の相違は住宅の広さの相違であるとしている。また、国土庁計画・調整局[1998]の推計結果では、家賃格差、女性の余暇時間や学歴、人口集中地区人口比率が有意となり、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が確認されている。北村・宮崎[2005]は、地域格差に注目し出生率の要因分析を行った結果、全ての都道府県において、男性の就業率および既婚女性の就業率は出生に正の影響を与えることが示されている。

2. コーホート出生力の実証分析

出生力指標は大別すると、コーホート出生力と期間出生力の2つに分けられる。コーホート出生力とは、同年出生の世代が生涯に生む子供数によって出生力を測る指標であり、完結出生力が代表的指標である。これは、再生産年齢の49歳を過ぎた時点での各世代の累積出生率であるが、我が国では、出産は結婚後の何年かに限られていることから、通常、結婚持続期間15～19年の妻の出生数を完結出生力とみなしている。

一方、期間出生力とは、ある期間に観察された出生力を示す指標で、代表的なものに合計特殊出生率があげられるが、これは異なる年に出生した女性の出生率の単純合計であり、結婚・出産のタイミングやその変化の要因について捉えることは難しい。

米谷[1995]や富士総合研究所[1997]のように、合計特殊出生率を被説明変数とした場合には、出生時期を生涯の中で移動させたのか、生涯出生数を変化させたのかが明らかではない。また、Butz and Ward[1979]、大沢[1993]、小椋・ディーケル[1992]、国土庁計画・調整局[1998]では、年齢階級別出生率について分析を行っているが、これは年齢階級ごとの出生行動の変化を捉えることはできるが、晩婚化が生涯の出生数にどの程度影響を与えるかは明らかではない。

そこで、世代の結婚・出産行動を捉えるため、同年出生女性のコーホート出生力に着目して、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、1970年以降の我が国の出生動向について都道府県コーホートデータにより出生力分析を行うこととした。

(1) データと変数

本稿では、世代の動向を捉えるために、同年出生女性のコーホートの完結出生力を取り上げた。1970～2005年の『国勢調査報告』の都道府県別データを用いて、表1のA～Eのとおり、同一都道府県に居住する者を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つのコーホートを分析対象とする。

本分析では、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ため、厳密なコーホート完結出生力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歳階級とした。「人口動態統計」によると昭和50年～平成17年までの15～19歳階級についての出生率は、平均0.0092、40～49歳階級では平均0.0077と少なく、分析対象に含めなくとも影響が少ないものと考えた。

表1 分析対象の5つのコーホート

年齢階級	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2005
	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	A 20-24	B 20-24	C 20-24	D 20-24	E 20-24			
25-29		A 25-29	B 25-29	C 25-29	D 25-29	E 25-29		
30-34			A 30-34	B 30-34	C 30-34	D 30-34	E 30-34	
35-39				A 35-39	B 35-39	C 35-39	D 35-39	E 35-39

被説明変数には、次の①～④、説明変数には⑤～⑩を用いる。

①完結出生力(CFR)

総務庁『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力変数(CFR)とした。これは、コーホートの女性が生涯に生む子供の数を意味する。各コーホートの都道府県別完結出生力は図1のとおりである。

②生涯未婚率(SING)

女性の結婚行動を捉える必要性から、出生率低下の主要因であるといわれている未婚率を取り上げる。女性の結婚行動として40歳以降の有配偶率の上昇は小さく、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、ここでは、35～39歳の未婚率をコーホートの生涯未婚率とみなし、生涯未婚率変数(SING)とした。各コーホートの生涯未婚率は図2のとおりで、若いコーホートになるほど生涯未婚率が高くなっている。

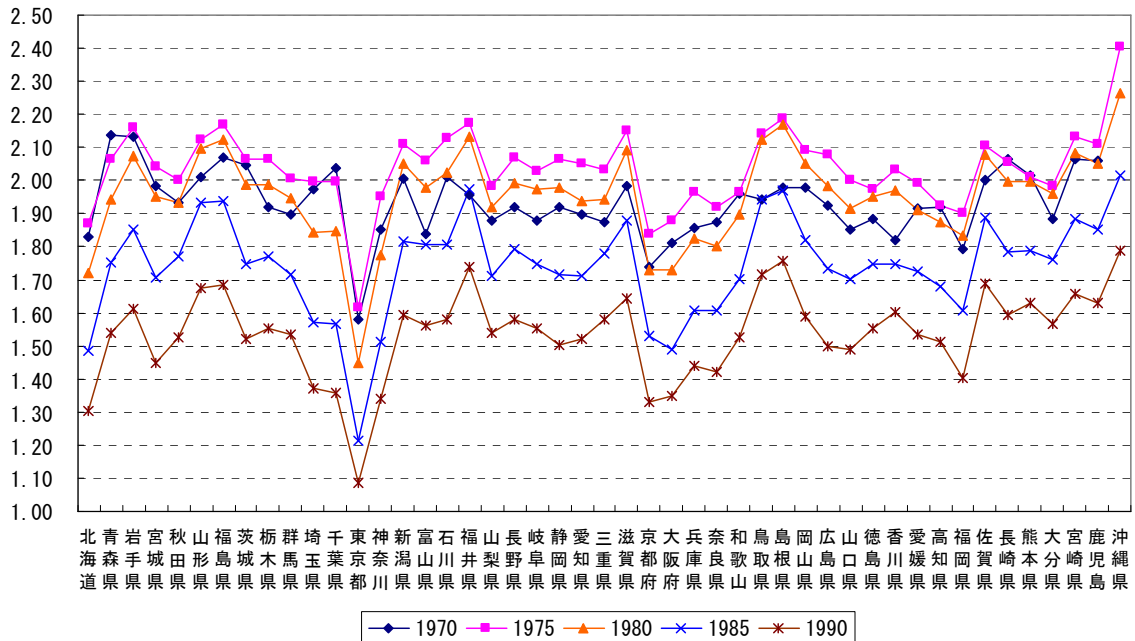


図1 都道府県別 コーホート別 完結出生力

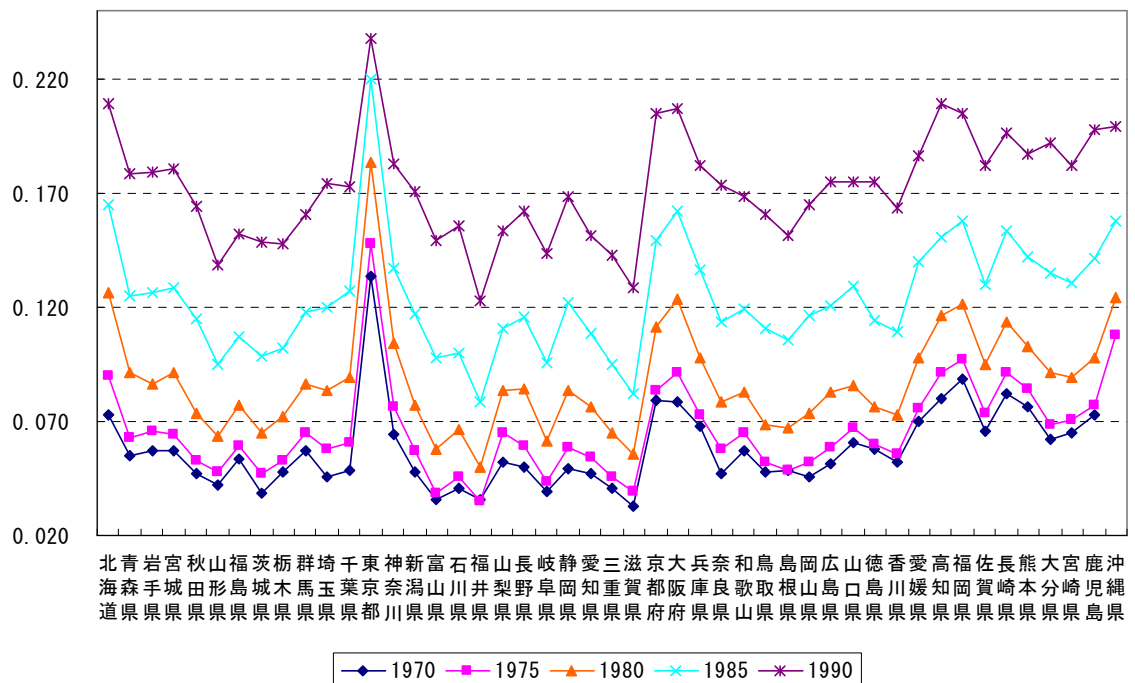


図2 都道府県別 コーホート別 生涯未婚率

③平均結婚年齢(MARRAGE)

晩婚化の影響を直接的に捉えるため、結婚のタイミングの指標として平均結婚年齢変数を作成して用いた。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、一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す。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。当然、結婚年齢の上昇は、高齢出産忌避のため出生率を低下させるものと考えられるので、出生率には負の影響を及ぼすものと予想される。各コーホートの都道府県別平均結婚年齢は図3のとおりで、若いコーホートであるほど平均結婚年齢が高い傾向にある。

④完結有配偶出生力(CMFR)

35～39歳の有配偶率をそのコーホートの完結有配偶力とみなし、完結出生力(CFR)を、その完結有配偶率で除したものを完結有配偶出生力変数(CMFR)とした。これは、コーホートにおいて、年齢にかかわらず結婚を選択した人1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変数である。各コーホートの都道府県別完結有配偶出生力は図4のとおりである。

⑤女性賃金(FWAGE)

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いる。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、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。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、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、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、家計における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、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)

労働市場の需給状態を表すものとして失業率を用いた。総務庁『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。女性の雇用の指標となるもので、既婚の場合は、出生率に正の影響、未婚の場合は、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、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。

⑧20～24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。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。

⑨女性雇用就業者比率(FEMR)

総務庁『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女性雇用就業者比率とした。これは自営業者等と比較して雇用就業者は結婚・出産・育児に際して、非雇用者よりも時間等の自由度も少なく、出生率に負の影響を及ぼすものと予想される。

⑩ 民営家賃 (RENT)

住宅コストとして、総務庁『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問題となる。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、出生率には負の影響を、及ぼすものと予想される。

(2) 推計式

次の4つの推計式により最小二乗法で推計を行う。図5の推計のフレームワークにより、①は完結出生力モデルとし、出生力の主要因である未婚化と晩婚化それぞれの影響度を調べる。②は生涯未婚率モデルとして、出生力低下の主要因とされている未婚化に、③は平均結婚年齢モデルとして晩婚化にそれぞれに影響を与えている要因について調べる。④は完結有配偶出生力モデルとして、有配偶女性の出生力に与える要因について影響を調べる。

出生率は、未婚化と晩婚化で説明される結婚行動と夫婦の出生行動によって構成されるものであるが、本稿では、夫婦出生行動を表す「有配偶出生率」は、出生率と変数間の関係性が高く、また、夫婦出生行動のモデルに平均結婚年齢を変数として加えることもあり、結婚行動と夫婦出生行動を区別して、それぞれのモデルで分析することとした。

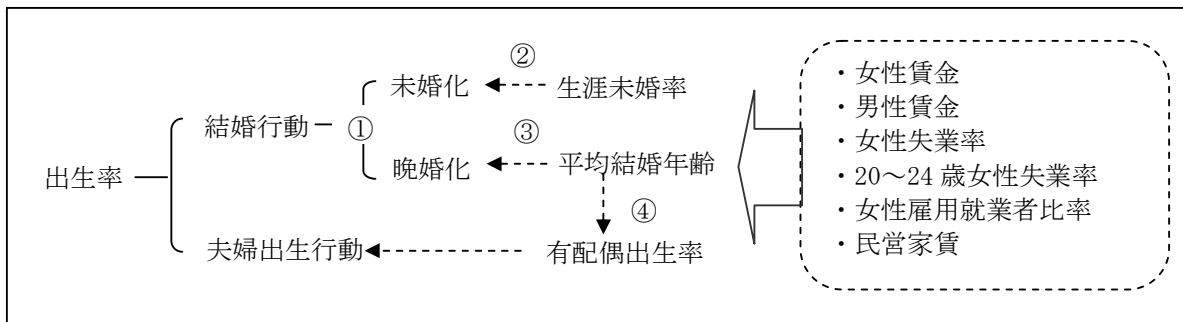


図5 推計のフレームワーク

$$\textcircled{1} \quad CFR = \beta_0 + \beta_1 SING + \beta_2 LOGMARRAGE$$

$$\textcircled{2} \quad SING = \beta_0 + \beta_1 LOGFWAGE + \beta_2 LOGMWAGE + \beta_3 F20UNEMR \\ + \beta_4 FUNEMR + \beta_5 LOGRENT$$

$$\textcircled{3} \quad LOGMARRAGE = \beta_0 + \beta_1 LOGFWAGE + \beta_2 LOGMWAGE + \beta_3 F20UNEMR \\ + \beta_4 FUNEMR + \beta_5 LOGRENT$$

$$\textcircled{4} \quad CMFR = \beta_0 + \beta_1 LOGMARRAGE + \beta_2 LOGFWAGE + \beta_3 LOGFMWAGE \\ + \beta_4 FUNEMR + \beta_5 FEMR + \beta_6 LOGRENT$$

(3) 推計結果

a) 完結出生力モデル

推計結果は表2のとおりである。生涯未婚率については、何れのコーホートにおいても負の符号条件を満たしており、1970年コーホート以外が1%水準で、1970年コーホートは5%水準で有意となっている。平均結婚年齢については、何れのコーホートでも負の符号条件を満たしているが、1985年と1990年コーホートでは1%水準で有意となっている。若い世代ほど晩婚化の影響が強くなっていることがわかる。未婚化と晩婚化を比較すると、1990年コーホートでは、晩婚化による完結出生力の引き下げの影響が、未婚化による完結出生力の引き下げの影響を上回っていて、若い世代になるほど、未婚化の影響と晩婚化による影響の差が縮小していて、晩婚化の進行があらためて確認された。

表2 完結出生力モデルの推計結果

被説明変数: 完結出生力 CFR	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	0.2344	0.2670	0.4260	0.4897	0.5038
修正済み R ²	0.1988	0.2337	0.3999	0.4665	0.4812
定数項	5.5836*	6.3336*	9.0792**	15.1887***	18.0910***
	1.9529	1.8765	2.2301	3.43454	4.7601
生涯未婚率 SING	-2.2370**	-2.3204***	-3.0835***	-2.7881***	-2.3220***
	-2.6577	-2.7226	-4.0321	-3.8699	-3.6931
平均結婚年齢 LOGMARRAGE	-1.1081	-1.3040	-2.1357	-4.0552***	-4.9730***
	-1.2237	-1.2182	-1.6705	-2.9363	-4.2159

注: 下段が t 値 * = 10%, ** = 5%, *** = 1% で有意

b) 生涯未婚率モデル

推計結果は表 3 のとおりである。女性賃金については、何れのコーホートでも正の符号条件を満たしていて、1990年コーホートでは1%水準で、1970年および1975年コーホートでは5%水準で有意となっている。男性賃金も全コーホートで負の符号条件を満たしていて、1990年コーホートが1%水準で、1970年、1975年、1985年コーホートが5%水準で有意となっている。若い世代ほど、男性賃金が生涯未婚率を引き下げる影響が、女性賃金が生涯未婚率を引き上げる影響よりも上回っている。

20～24歳女性失業率は、1985年コーホートのみ負の符号条件を満たしていないが、1975年および1980年コーホートでは1%水準で有意、1970年および1990年コーホートでは10%水準で有意となっている。女性失業率は全てのコーホートで正の符号条件を満たしていて、1985年コーホートを除く全てのコーホートで1%水準で有意となっていて、20～24歳の女性失業率の高さは生涯未婚率を低下させる一方、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ている。

民営家賃についても全てのコーホートで正の符号条件を満たしていて、1975年、1980年コーホートが1%水準で、1985年、1990年コーホートが5%水準で有意となっており、住宅コストが結婚を抑制する働きが示されている。

表3 生涯未婚率モデルの推計結果

被説明変数: 生涯未婚率 SING	1970年20～24歳 コホート	1975年20～24歳 コホート	1980年20～24歳 コホート	1985年20～24歳 コホート	1990年20～24歳 コホート
obs	46	47	47	47	47
R2	0.7588	0.7875	0.7444	0.6443	0.6615
修正済み R2	0.7287	0.7616	0.7133	0.6009	0.6202
定数項	0.1210	0.4170**	0.5460**	0.5110	0.9595***
	0.8234	2.3028	2.6029	1.5591	3.3736
女性賃金 LOGFWAGE	0.0893**	0.0813	0.0721	0.2592**	0.3434***
	2.6325	1.4743	0.7583	2.2323	2.8681
男性賃金 LOGMWAGE	-0.1043**	-0.1543**	-0.1753	-0.3359**	-0.4914***
	-2.5128	-2.1123	-1.6273	-2.5534	-3.7514
20～24歳 女性失業率 F20UNEMR	-0.9311*	-1.1357***	-1.2726***	0.2107	-1.0651*
	-1.7275	-3.4165	-3.5394	0.3976	-2.0052
女性失業率 FUNEMR	3.1158***	2.9388***	2.9127***	0.6021	1.9907***
	4.2045	5.2863	5.0904	0.7614	2.9023
民営家賃 LOGRENT	0.0060	0.0293***	0.0539***	0.0510**	0.0447**
	0.7196	2.7505	3.4308	2.5596	2.2392

注: 下段が t 値 * = 10%, ** = 5%, *** = 1% で有意

c) 平均結婚年齢モデル

推計結果は表4のとおりである。女性賃金については、何れのコホートも正の符号条件を満たして、1970年、1985年、1990年コホートが5%水準で有意となっている。これは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。

男性賃金も全コホートで負の符号条件を満たして、1985年コホートは1%水準で、1970年、1990年コホートは10%水準で有意となっている。

20～24歳女性失業率は、1975年コホートのみ負の符号条件を満たしておらず、何れのコホートでも有意でない。女性失業率は、1975年コホートのみ正の符号条件を満たしておらず、1970年コホートのみ10%有意で、他のコホートでは有意性が低い結果となっている。民営家賃については、1970年のみ正の符号条件を満たしていないが、1985年、1990年コホートは5%水準で、1980年コホートは10%水準で有意と、若い世代で住宅コストの結婚行動への影響の強さが確認された。

表4 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	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	0.2096	0.2045	0.2937	0.5130	0.6009
修正済み R2	0.1108	0.1075	0.2076	0.4536	0.5523
定数項	3.3230***	3.2503***	3.3966***	3.5351***	3.2778***
	13.4435	11.6515	16.2837	17.6721	19.9154
女性賃金 LOGFWAGE	0.1201**	0.1865**	0.0811	0.1805**	0.1437**
	2.1043	2.1957	0.8573	2.5462	2.0748
男性賃金 LOGMWAGE	-0.1366*	-0.1886	-0.1190	-0.2320***	-0.1477*
	-1.9562	-1.6761	-1.1108	-2.8891	-1.9491
20~24歳 女性失業率 F20UNEMR	-1.2869	0.1555	-0.5321	-0.2869	-0.3221
	-1.4190	0.3037	-1.4882	-0.8869	-1.0478
女性失業率 FUNEMR	2.2155*	-0.2302	0.5405	0.0269	0.0869
	1.7767	-0.2688	0.9499	0.0558	0.2188
民営家賃 LOGRENT	-0.0243*	0.0039	0.0294*	0.0311**	0.0271**
	-1.7176	0.2401	1.8804	2.5588	2.3434

注: 下段が t 値 * = 10%, ** = 5%, *** = 1% で有意

d) 完結有配偶出生力モデル

推計結果は表5のとおりである。平均結婚年齢が1980年、1990年コーホートで正の符号で符号条件も満たしておらず、何れのコーホートにおいても有意でなく、有配偶女性の出産行動に対して晩婚化の影響は少ないことが示されている。女性賃金も1975年を除いて予測していた負の符号をとっているが有意でない。男性賃金は、全てのコーホートにで負の符号をとっており1970年コーホートで1%水準で有意となっているが予想に反した結果となった。女性失業率は1970年を除いたコーホートで正の符号を満たして、1975年、1980年、1985年コーホートは1%水準で、1990年コーホートは5%水準で有意となっている。女性雇用就業者比率は多くのコーホートでt値が有意となっているが、1970年コーホートを除いて正の符号をとっていて予想に反した結果となっている。これは、1970年代では男女雇用機会均等法や育児休業制度などの法整備が進んでいないことで、雇用就業者にとって結婚・出産と雇用は強いトレードオフにあり、それ以降の世代では法整備も進められ、トレードオフがある程度緩和されたことによる結果である可能性が高い。

民営家賃については、1970年コーホートのみ負の符号条件を満たしていないが、1980年および1985年コーホートが10%水準で有意となっているが、結婚行動に対する影響のほうよりも弱い結果となっている。

表 5 完結有配偶出生力モデルの推計結果

被説明変数: 完結有配偶出生力 CMFR	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	0.6229	0.6134	0.6959	0.7472	0.7293
修正済み R2	0.5649	0.5554	0.6503	0.7093	0.6887
定数項	11.5407***	7.189*	3.9689	5.581	5.395
	4.4075	1.9523	0.9946	1.0668	0.8547
平均結婚年齢 LOGMARRAGE	-1.2145	-1.0028	0.0206	-0.2672	0.3635
	-1.5769	-1.0269	0.0188	-0.1859	0.2032
女性賃金 LOGFWAGE	-0.0172	0.0088	-0.3839	-0.2548	-0.0679
	-0.0578	0.0158	-0.5626	-0.3456	-0.0809
男性賃金 LOGMWAGE	-1.007***	-0.4032	-0.0292	-0.3133	-0.8079
	-2.9	-0.5461	-0.0374	-0.383	-0.8616
女性失業率 FUNEMR	2.1	8.6748***	7.6927***	5.9254***	4.6809**
	0.968	4.3359	3.9124	3.0169	2.1497
女性雇用就業者比率 FEMR	-0.604*	0.6504**	0.8224**	0.968**	0.6461
	-1.87	2.1089	2.1965	2.0066	1.1672
民営家賃 LOGRENT	0.1	-0.0741	-0.2294*	-0.2386*	-0.1981
	1.4991	-0.6843	-1.7128	-1.7136	-1.2867

注: 下段が t 値 * = 10%, ** = 5%, *** = 1% で有意

4. おわりに

本稿では、1965～2005年の『国勢調査報告』のデータを用いて、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、結婚や出産のタイミングを遅らせている晩婚化について、それぞれの程度出生力に影響を及ぼしているのか、結婚行動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、晩婚化に影響を与えている要因にはどのようなものであるかについて、都道府県コーホートデータによる出生力分析の考察を試みた。

推計の結果、若いコーホートになるほど平均結婚年齢による完結出生力の引き下げの影響が高くなっていったこと、完結有配偶出生力には平均結婚年齢は強く影響していないことが確認された。女性賃金の高さについては、完結出生力や完結有配偶出生率に対しての影響は弱く、生涯未婚率や平均結婚年齢には強く影響していたことから、出産と就業よりも、結婚と就業とのトレードオフが強いと判断される。失業率に関しては、女性失業率が生涯結婚率を引き上げる一方、20～24歳女性失業率が生涯未婚率を引き下げることが確認された。また、女性賃金の生涯未婚率を引き上げる影響よりも男性賃金の高さが生涯未婚率を引き下げる影響が大きいことが示された。民営家賃に関しては、結婚前、結婚後のどちら

にも影響を与えていて、特に若い世代の1980年以降に関して、住宅コストの大きさが生涯未婚率、平均結婚年齢へ強く影響していることが確認された。

出生力低下の要因として、これまで未婚化の影響が強かったが、若い世代では晩婚化の影響がそれを逆転しており、晩婚化のさらなる進行が確認されたことにより、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ることはないと考えられていたが、依然として生涯未婚率の高さは出生力低下に影響が強く、若い世代ではその未婚化よりも晩婚化の影響が強くなっていることから、今後、出生力がさらに低水準となっていくことが予測される。日本では、結婚を前提とした出産がほとんどであるので、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、末子のお産を断念する効果を持っていると考えられるので、晩婚化は一時的な影響ではないということである。

また、女性賃金の高さは、生涯未婚率や平均結婚年齢を引き上げることに強く影響していたが、男性賃金の引き下げる影響が上回っていたことから、今後、男性賃金のあり方、男性の雇用・就業形態が未婚化、晩婚化の上昇を抑制するキーとなるものと判断される。本稿では女性要因を主として分析を進めたが、男性の就業や賃金のあり方についての要因も分析に含めることで、今後の少子化対策への方向性を捉えていきたいと考える。

平均結婚年齢モデルの推計結果では決定係数が低く、晩婚化に影響を与える社会的・経済的要因については、必ずしも明らかになっていないことが指摘される。出生力低下の主要因である晩婚化に影響を与える要因と男性要因を含めた分析については、今後の課題としたい。

参考文献

- Butz, W. and M. P. Ward[1979], "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility," *American Economic Review*, 69, 3, pp. 318-28.
- Deckle, R. [1990], "Equal Opportunity and the Quantity and Quality of Japanese Children," *Journal of Asian Econometric*, 1(2), pp. 319-31.
- Osawa, M. [1988], "Working Mother: Changing Patterns of Employment and Fertility in Japan," *Economic Development and Cultural Change*, vol. 36, No.4, pp. 623-50.
- 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
- 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.436-45.
- 小椋正立, ロバート・ディークル[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.
- 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.165-75.
- 富士総合研究所[1997], 「都道府県別出生率の相違の背景」研究レポート
- 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
- 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.
- 高山憲之ほか[2000] 「結婚・育児の経済コストと出生力－少子化の経済学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・清水谷論[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.

- 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.
- 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-都道府県コーホートによる分析-」『青森公立大学経営経済学研究』vol. 11, No.2, pp23-33.
- 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』
- 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』

Unmarried-izing and the tendency of late marriage as a factor of falling birthrate
～analysis by the cohort data of all prefectures～

In Japan, a decrease in the birthrate is progressing quickly. It is said that the main factors of a decrease in the birthrate are unmarried-izing and a tendency of late marriage.

How many influences have unmarried-izing and a tendency of late marriage had on marriage action or birth action? What kind of social economic factor has affected unmarried-izing and a tendency of late marriage.

The total fertility rate is the simple sum total of a different birth year woman's birthrate. It is difficult to catch marriage, the timing of childbirth, and change. In this paper, to catch a generation's marriage action and birth action, analysis by the cohort data of all prefectures was conducted.