

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 —

木立 力・堤 静子・高畑 美代子

1. はじめに

出生率の経済要因に関する実証分析では、Beckerの理論に基づくButz and Ward(1979)のモデルが基礎をなしている。それは、女性による出産・子育てという時間集約的活動には、出産しないならば稼得したであろう賃金という機会費用がともなうことに着目したもので、各国を対象とする実証分析で長い間その有効性が確認されてきた。

日本でも出生率の経済要因に関してこのモデルに基づく多くの実証分析があるが、データとしては本稿で利用する都道府県クロスセクションのほかに個票などが用いられてきた。しかし、これら一時点データによる分析は、生涯意思決定としての出生行動を解明するには少なくとも2点において不十分だったと思われる。

第1に、少子化が社会的にとりあげられる際の代表的指標は、一時点に共存する15歳から49歳各年齢女性の出生率の合計値、すなわち合計特殊出生率である。小椋・ディークル(1992)、米谷(1995)、国土庁計画調整局(1998)、富士研究所(1998)など都道府県データによる分析対象も合計特殊出生率であった。この指標の短所は、値が低下しても、生涯子供数を減らしたのか、出産時期(年齢)を延期しただけで出生数はいずれ回復するのか、が判明しないことである。また、一時点データでは、その時点での結婚・出産の有無しかわからないので、未婚化と晩婚化の区分すらできず、少子化の要因分解を不明確にしてきた。

第2に、Becker以来の出生の経済分析で扱おうべき費用は一時点ではなく生涯の機会費用だという点である。この違いは先進諸国の中でなぜ

日本の少子化が著しいかに強く関わっている。井口・西村(2002)は日本の出産の生涯機会費用が国際比較で極めて高いことを示している。一時点と生涯の差を探るには、生涯機会費用の代理変数として一時点の女性賃金を用いるだけではなく、他の変数を求める必要がある。これに関連するとと思われる結果がある。貴重な個人継続調査データを用いた樋口・阿部(1999)の実証研究では、学卒時の失業率の高さは結婚を早め出産を増やすが、就業後の失業率の高さは結婚・出産に逆に作用するという興味深い事実が見いだされている。

これら2つの課題のために我々がとった方法は、複数回の国勢調査報告を利用し、各県において t 年に20歳、 $t+5$ 年に25歳、 $t+10$ 年に30歳、 $t+15$ 年に35歳のデータをつなげて擬似的コーホートデータを作成することである。これによって、各都道府県・同年生まれコーホートの完結出生力、その結婚年齢、有配偶率を算出できる。

第1の課題については、観測したコーホートで見ると、完結出生力に対して晩婚化(対象期間に結婚する集団の結婚年齢上昇)よりも未婚化(対象末年齢における未婚率の上昇)の方が相対的に重要だったことが示される。

第2の課題については、まず、20~24歳時の失業率が高いとその世代の完結出生は高く、出産可能全期間平均の失業率が高いとその世代の完結出生は低いという結果を示す。また、日本の女子労働市場を、若年期かつ長期の職能形成が重要な長期コースと職能形成が重視されない短期コースに大別し、長期コースの入口が主に新規学卒者に限られる、と特徴づけるならば、失業率に関するこの実証結果と生涯機会費用が高いという2つの事実を整合的に説明できるこ

とを述べる。

Ⅱ節では分析のための仮説を述べ、Ⅲ節ではデータの解説を行い、Ⅳ節で回帰分析の結果を記し、Ⅴを結びとする。

2. 仮 説

先進諸国の少子化は近年になって、アメリカや北欧のように出生率が回復傾向にあり女性の就業率も高い国と、日本のように少子化の程度が著しく女性の就業率が低い国にわかれている²⁾。日本の著しい少子化と関連する日本の女子労働市場の特徴を挙げてみよう。一つは出産前後の年齢において就業率が低下する「M字型」の就業率プロファイルである。これは日本や韓国だけで見られ、英米ではほぼ「台形」を描いている。二つめは、育児後の年齢で就業率は回復するものの、被用者の割合は結婚前の年齢よりも大幅に低下し、パートタイムが高い割合になるという独特の傾向である（樋口・阿部（1999））。さらに、大沢（1993）は、高学歴女性ほど就業率が低いことを日本の著しい特徴とし、就業中断後に高学歴者の留保賃金に見合う就業機会が少ないことを原因としている。このように、日本では出産前後の長い就業中断の機会費用だけでなく、その後生涯にわたって賃金コースを変えろという機会費用を発生させている。

そこで、女性の生涯賃金に関して二つのコースに大別してみよう。一つは、若年期に比重をおき継続的になされる社内職能形成を特徴とし、比較的高賃金の場合が多い長期コース、もう一つはこのような職能形成がそれほど重視されない短期コースである³⁾。また、労働市場は新規学卒市場とそのほかの年齢にも開かれる一般市場に大別されるものとする。

職能形成に重要な年齢期は出産に適する年齢期と重なっている。新規学卒市場では、その時点の景気と本人の属性に応じて各コースに進む確率が外生的に与えられる。長期コースに進んだ女性は、就業後に就業継続か結婚・出産かを選択する⁴⁾。次の予想をしている。結婚・出産を選択した場合は離職し数年間は就業しない。育児

の後に再就職するが、長期コースに復帰できる低い確率と、短期コースに向かう残りの確率が与えられる。復帰の確率は景気に依存するが、学卒時にはわからず就業後に就業継続か出産かを定める時点での景気から予想する。学卒後に短期コースに進んだ女性も結婚・出産を選択する場合には離職し数年間は就業しない。育児の後に再就業する場合は短期コースしか選択できないとする。

以上によって、第1に生涯機会費用が説明される。短期コースに進んだ女性が就業継続ではなく出産を選択した場合、出産育児期の低賃金流列だけが失われる。これに比べ、卒業後に長期コースに進んだ女性が出産を選択した場合には出産育児期に得たであろう高賃金流列のほかに、就業継続した場合の将来高賃金と中断後復帰した場合の期待賃金（小さい確率の高賃金と残りの大きい確率の低賃金からなる期待値）との差額の将来流列をも失なう。高賃金女性と低賃金女性の出産による機会費用総額の相対比は各時点での高賃金と低賃金の相対比よりもはるかに大きく、賃金を代理変数としては説明できないことになる。

第2に、失業率と出産の関係が説明される。まず、コーホートの卒業時の雇用が悪いとする。この場合短期コースに進み出産の機会費用が低い女性の割合が高いので、コーホート総体では完結出生数は多い。次に、就業開始後の就業継続か出産かを選択を考える。その時点で悪い雇用状態を観察したとしよう。短期コースに属する者は景気による影響を受けないとした。長期コースに属する者は、出産・育児により仮に職能形成を中断したならば、その後長期コースに復帰できる確率は普通より一層低いと予想し、生涯機会費用が大きくなったと考え、就業継続する割合が高まり、そのコーホート総体の完結出生数は少ない。

3. データ

主に国勢調査をコーホート形式のデータに加工して使用した。総務省『国勢調査報告』では5年ごとに5歳階級別、都道府県別に人口、出生数、学歴、失業、雇用に関するデータが公表されている。これらを次の視点でとらえ直すことにした。t年にi県で20～24歳に区分される集団は、その後他県や外国との流入や死亡によって増減するが、その主たる構成員はt+5年にもi県の25～29歳階級に分類されている。同じようにt+10年には30～34歳階級、t+15年には35～39歳階級に分類されている。これら4回の国勢調査の結果からt年に20歳のコーホートを都道府県の数だけ作成した。1970年に20歳のコーホートを以下では70年コーホートと呼ぶことにする。同様に、1975年、1980年、1985年に20歳という計4組の都道府県コーホートを作成した。85年コーホートだけは20～34歳までの短い期間のコーホートである。

こうして作成された疑似的なコーホートは人口流出入によってサイズが変わるだけでなく構成員も入れ替わるが、ある県の経済環境の影響下にあるという共通性を有し、主要構成員が継

続する集団とみることができる⁵⁾。都道府県単位では多様な経済変数が公表されているので、それらを分析に利用できることや、国勢調査という全数調査データであることなど、目的外使用の個票データにまさる点を備えている。

以下の分析では次のものを被説明変数として用いた。

①**完結出生力** 4回の国勢調査から、都道府県別にt年20～24歳、t+5年25～29歳、t+10年30～34歳、t+15年35～39歳のデータを抜き出す。各5歳階級の女性の出生数を同階級の女性数で除した各5歳階級別出生率を求め、これを4つ累計する⁶⁾。

②**非婚率** 「未婚化」をコーホートの中で分析対象末年齢（35～39歳）までに結婚しない者の割合の上昇、「晩婚化」を分析対象末年齢までに結婚する部分集団における平均結婚年齢の上昇と定義し、出生力低下への二大要因の分解を試みた。35～39歳階級の未婚率を各コーホートの完結した非婚率変数とした。なお全国女子の年齢階級別未婚割合は表1のとおりである。「晩婚化」だけでなく「未婚化」も著しい。

表1. 女子の年齢別にみた未婚割合（全国）

（単位％）

	1970	1975	1980	1985	1990	1995
20～24歳	71.6	69.2	77.7	81.4	85.0	86.4
25～29歳	18.1	20.9	24.0	30.6	42.0	48.0
30～34歳	7.2	7.7	9.1	10.4	13.9	19.7
35～39歳	5.8	5.3	5.5	6.6	7.5	12.5
40～44歳	5.3	5.0	4.4	4.9	5.8	9.8

『国勢調査報告』より作成

③**平均結婚年齢** 国勢調査では各年齢階級の有配偶率がわかる。前回国勢調査における5歳下の階級の有配偶率との差は、その5年間の結婚率である。その結婚年齢は何歳だろうか。たとえば、20～24歳の中央値は22.5歳、25～29歳の中央値は27.5歳だから、階層を移る5年間に結婚した人は平均25歳で結婚したとみなす。有配偶率をSとして結婚率Mを次のよう

に定義することで、1980年に20歳のコーホートの平均結婚年齢marageを次式のように算出した。

$$M_{80}^{20-24} \equiv S_{80}^{20-24} - S_{75}^{15-19}$$

$$marage_{80} = (20M_{80}^{20-24} + 25M_{80}^{25-29} + 30M_{80}^{30-34} + 35M_{80}^{35-39}) / (M_{80}^{20-24} + M_{80}^{25-29} + M_{80}^{30-34} + M_{80}^{35-39})$$

④**完結有配偶出生力** 既に作成した①の完結出生力を、そのコーホートの35～39歳の有配偶率で除したものを完結有配偶出生力と定義することにした。未婚化ではなく晩婚化だけによる出生力低下を測る目的で作成した指標であり、いずれは結婚を選択する部分集団における完結出生力を示している⁷⁾。

広く用いられている有配偶出生率は一時点における出生数を有配偶女性数で割って求められる。これは誤解を与えやすい指標である⁸⁾。たとえば、全員が結婚する二つの国で各コーホートの完結出生力が等しいとする。一つの国は結婚・出産年齢が高く、他国は低いとしよう。結婚年齢が高い国の方が女性に占める有配偶者の比率は低いから、有配偶出生率は結婚年齢が高い国の方が高いのである。したがって平均結婚年齢が上昇しながら有配偶出生率が一定ならば、有配偶者の生涯子供数低下か、結婚しない女性の増加がある⁹⁾。

説明変数は次のものを用いた。

①**女性賃金** 女性コーホートが20～39歳の間に経験する機会費用の指標として用いる。労働省『賃金構造基本統計調査』の都道府県・年齢階級別の女性の「平均月間所定内給与額」を用い、以下のように時間と地域に関して実質化する。これを、コーホートが直面する4回について求め、それら4つを平均した。

$$\text{各年の女性賃金} = \frac{\text{女性の平均月間所定内給与額}}{\text{労働者賃金指標} \times \text{消費者物価地域格差指数}}$$

②**男性賃金** 夫の所得として家計所得に加わる変数である。作成方法は女性賃金と同じである¹⁰⁾。

③**女性失業率** 労働市場の需給状態を表すものとして失業率を用いた。以下の分析では二通りの使い方をしていく。一つは国勢調査の都道府県別・年齢階級別の「労働力状態」から男女の完全失業者をとり、その年齢階級の労働力数で除した値であり、年齢別失業率として用いた。もう一つはコーホートが20歳から39歳までに直面する通時的雇用指標とすべく、時とともに経験する4つの年齢別失業率の平均値をとったものである。

④**雇用就業者比率** 年齢階層別の女性の雇用就業者をその年齢階層の女性数で除して雇用就業者比率変数とした。これは女性のうちで、雇用就業に従事する比率が増えたことの影響を推計するための変数で、仮説より、出生力に対してマイナス、非婚率に対してプラスの影響が予想される。

⑤**第1次産業就業者比率** 国勢調査の産業別就業者数の都道府県別データを使った。20～24歳階級から35～39歳階級までの年齢階級別の農林水産業就業者をそれぞれの階級の就業者数で除した第1次産業就業者比率を4回分平均した。

⑥**民営家賃** 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㎡当たり)を使った。各コーホートの直面する住宅コストとして民営家賃を年代に対応して実質化し、4カ年の平均値をとり、その対数を民営家賃変数とした。出生率には子供に伴うコストとしてマイナスの影響を、非婚率にはプラスの影響を及ぼすと考えられる¹¹⁾。

4. 分析結果

女性賃金、男性賃金、失業、雇用就業者比率など労働市場関連の費用と民営家賃などの費用は未婚化・晩婚化を経由して完結出生力を低下させると考える。そこで、Ⅰでは完結出生力を直接に経済要因で説明する。次に完結出生力を未婚化・晩婚化で要因分解すればよいが、日本では未婚と出産しないことはほぼ同義なのでⅡでは有配偶出生率を晩婚化で説明する。ついでⅢでは晩婚化をⅣでは未婚化をそれぞれ経済要因で説明する。

4.1 完結出生力

コーホートの完結出生率低下の経済要因をOLSによって調べた。

表2は基本モデルに第1次産業就業者比率をいれたもの、表3はそれに替えて雇用就業者比率をいれたものである。女性賃金、男性賃金とも符号条件を満たしている(ただし表3の1970年コーホートの男性賃金が逆の符号である)が、どの

コーホートも男性賃金の有意性はあまり高くない。コーホートが20～39歳までに経験する平均的失業率に対する符号は負、すなわち完結出生力を減少させ、有意水準はかなり高い。ところが失業率を20～24歳に限ると符号は正で完結出生力を増加させ、この場合にも有意水準は高い。

個票を分析した樋口・阿部（1999）は年齢階層ではなく個人の正確な学卒年齢の失業率とその他の時期の失業率について同様の符号を見出している。本稿の20～24歳失業率は新規学卒市場を反映する変数と思われる。

表2. 完結出生力モデル：第1次産業

被説明変数 完結出生力	1970-20～24歳 コーホート	1975-20～24歳 コーホート	1980-20～24歳 コーホート	1985-20～24歳 コーホート
修正済み R ²	0.5171	0.7194	0.7610	0.8061
女性賃金	-0.5635* (-1.698)	-0.5344 (-1.569)	-0.6895* (-1.702)	-0.6171 (-1.201)
男性賃金	0.7057 (1.631)	0.3306 (0.686)	0.5097 (0.800)	0.3978 (0.542)
20-24歳 女性失業率	-1.6619 (-0.183)	5.0384** (2.266)	3.2044** (2.181)	2.0790 (0.680)
女性失業率	-1.6974* (-0.393)	-12.4216*** (-3.817)	-10.1463*** (-4.458)	-7.9397* (-1.901)
第1次産業者 比率	1.0893*** (3.461)	0.0363 (0.114)	0.2311 (0.610)	0.1590 (0.379)
民営家賃	0.1095* (1.695)	-0.0284 (-0.433)	-0.1597* (-2.013)	-0.3378*** (-4.307)
沖縄ダミー	————	0.5685*** (5.539)	0.5638*** (4.727)	0.4829*** (4.607)
定数	0.7458 (0.455)	3.1032** (1.982)	2.9885 (1.527)	3.0410 (1.448)

注：()内 = t 値, * = 10%, ** = 5%, *** = 1% で有意

表3. 完結出生力モデル：雇用就業者比率

被説明変数 完結出生力	1970-20～24歳 コーホート	1975-20～24歳 コーホート	1980-20～24歳 コーホート	1985-20～24歳 コーホート
修正済み R ²	0.5317	0.7236	0.7688	0.8090
女性賃金	-0.7249* (-2.255)	-0.5216 (-1.541)	-0.7833* (-1.927)	-0.6903 (-1.361)
男性賃金	-0.22963 (0.546)	0.2384 (0.506)	0.2728 (0.475)	0.2149 (0.332)
20-24歳時の 女性失業率	7.1344** (2.043)	5.0968** (2.463)	4.1099** (2.682)	2.8871 (1.024)
女性失業率	-14.5013*** (-3.141)	-13.3449*** (-3.963)	-13.0023*** (-4.229)	-10.1430** (-2.340)
雇用就業者 比率	-0.9158*** (-3.683)	-0.1767 (-0.781)	-0.4115 (-1.309)	-0.3482 (-0.862)
民営家賃	0.1235* (1.919)	-0.0157 (-0.248)	-0.1329 (-1.680)	-0.3172*** (-4.087)
沖縄ダミー	————	0.5973*** (5.915)	0.5766*** (4.997)	0.4952*** (4.891)
定数	6.8529*** (4.930)	3.6073** (2.460)	4.9706*** (2.770)	4.6057** (2.020)

注：()内 = t 値, * = 10%, ** = 5%, *** = 1% で有意

表4は各コーホートの完結出生力、女性賃金と4つの年齢階層別の失業率、年齢階層別の雇用就業率の相関行列である。年齢別失業率は20～24歳とその他の年齢ではっきりとした違いを見せており、回帰分析結果の背景を再確認できる。それに比べると雇用者比率は20～24歳だけが明瞭な傾向を示している¹²⁾。

失業率は一般に短期指標とみなされているので、完結出生力という生涯の（長期の）意思決定に、どのコーホートでも高い有意水準で、影響することは注目に値する。Ⅱ節で示したように、25歳以降の雇用が不安定であれば就業中断の期待コストが大きいため就業継続を選択し出生力は低くなる。対照的に、20～24歳という新規学卒を含む新規参入頃の失業率が高ければ、出産の生涯機会費用が大きい職種に就く割合は少ないので、コーホートの出生力は高くなる。

表4. 年齢別失業率と出生力の相関

	1970年コーホート		1975年コーホート		1980年コーホート		1985年コーホート	
	出生力	女性賃金	出生力	女性賃金	出生力	女性賃金	出生力	女性賃金
失業率 20	0.2329	-0.5329	0.3151	-0.3931	0.3724	-0.4822	0.0180	-0.4017
失業率 25	-0.1351	-0.0609	-0.2264	0.2119	-0.2733	0.0207	-0.4086	0.1319
失業率 30	-0.3861	0.2329	-0.3221	0.2192	-0.4212	0.2548	-0.5840	0.3568
失業率 35	-0.3161	0.1643	-0.2524	0.2634	-0.4035	0.3509		
雇用率 20			-0.3448	0.7147	-0.3996	0.6342	-0.3256	0.4795
雇用率 25	-0.5436	0.4973	0.0664	-0.0010	-0.1694	0.3618	-0.3678	0.2010
雇用率 30	-0.3101	0.0715	0.0045	0.2243	0.0044	-0.0140	-0.7791	0.7691
雇用率 35	-0.3396	0.2533	-0.0036	0.2204	0.1943	-0.1134		

4.2 完結有配偶出生力の分析

Ⅲ節での「未婚化」と「晩婚化」の我々の定義に基づけば、婚外子がきわめて少ない日本で未婚化が少子化の原因なのは自明である。そこで、「晩婚化」すなわちいつかは結婚する部分集団の結婚年齢の上昇が、その部分集団の出生力を低下させたかだけを検討する。

表5は被説明変数に完結有配偶出生力を、説明変数に平均結婚年齢を入れた結果を示している¹⁴⁾。有配偶の集団が対象なので20～24歳失業

これら一組の解釈は以上の分析結果と総合的である。雇用契約が短期または市場が長期に開かれていれば雇用環境の影響は短期にとどまるが、新規学卒限定の長期契約のため、出産という生涯意思決定に影響をもつと考えられるのである。

育児と仕事の両立可能な程度を表す指標と伝統的に考えられてきた第1次産業就業率および雇用就業率比率はどちらも予想される符号をとっているが、後のコーホートほどそれらの有意性は弱まっている。とくに第1次産業就業率比率の有意性は低い。

子供数と住宅の広さは補完財と考えられ、単位面積あたり家賃の高さは出生力に負に作用するはずである。表2と表3の結果はそれにほぼ合致するものであり新しいコーホートほどその傾向は強まっている¹³⁾。

率は説明変数に含めない。ほとんどの変数の有意性は低いが、女性賃金は期待された符号をとっている。平均結婚年齢は負の符号が期待されるが1980年コーホートでは正の符号をとる等、有意性は低い。いずれ結婚する集団にとって経済的独立要因としての結婚年齢は出生力にあまり影響しないようである。民営家賃だけが新しいコーホートで有意に負の符号をとっており、結婚する家計にとって住宅コストは子供数を抑制していると考えられる。

表5. 完結有配偶出生力モデル：第1次産業就業者

被説明変数 完結有配偶出生力	1970-20~24歳 コーホート	1975-20~24歳 コーホート	1980-20~24歳 コーホート	1985-20~24歳 コーホート
修正済み R ²	0.6397	0.7932	0.7679	0.8283
女性賃金	-0.0775 (-0.197)	-0.4211 (-1.158)	-0.8615* (-1.924)	-0.2550 (-0.524)
男性賃金	0.0966 (0.210)	-0.1798 (-0.350)	0.3169 (0.454)	-0.4169 (-0.575)
女性失業率	3.6689* (2.526)	0.4109 (0.312)	-3.2064* (-1.981)	-2.2083* (-1.863)
第1次産業 就業者比率	1.1449*** (3.868)	0.2483 (0.779)	-0.4245 (1.001)	0.5587 (1.485)
民営家賃	0.0927 (1.499)	-0.0477 (-0.693)	-0.2091** (-2.261)	-0.2946*** (-3.676)
平均結婚年齢の 対数	-1.0376 (-1.304)	-0.4028 (-0.594)	0.1418 (0.148)	-0.4536 (-0.397)
沖縄ダミー	——	0.7324 (8.177)	0.7103*** (6.226)	0.5659 (6.000)
定数	4.9488* (1.739)	6.5193** (2.520)	4.4998 (1.304)	6.9997* (1.689)

注：()内 = t 値，* = 10%，** = 5%，*** = 1% で有意

4.3 平均結婚年齢の分析

結婚年齢は雇用関連の変数に影響される内生変数とも考えられる。ここでは晩婚化の経済要因を調べる、学卒後の就業継続期間が長く技能が蓄積するほど、就業中断後に好条件で復帰できる確率は高まるかもしれない。そうならば、II節で述べたように、20歳から24歳失業率が低く長期コース参入割合が高い（地域）コーホートほど、出産可能な年齢の範囲内で就業期間を伸ばそうとし結婚年齢は高くなるだろう。また全年齢失業率が高いならば、現職にとどまろうとし結婚年齢は高くなるだろう。表6は平均結婚年齢を被説明変数とした結果である。決定係数が低く全体的な説明力は低いが、女性賃金と男性賃金の係数はある程度の有意水準にある。完結出生力モデルなどに比べると男性賃金の影響が相対的に強いことが注目される。20~24歳失業率の符号は負、全年齢での失業率の符号は正という条件を満たし、有意なコーホートもある。新規学卒時の雇用が悪ければ結婚を早め、それ以降の雇用が悪ければ結婚を遅らせることを意味し、II節の仮説と合致する結果である¹⁵⁾。

4.4 非婚率の分析

本項では少子化をもたらす未婚化・晩婚化のうちの未婚化を経済要因で説明する。表7はその結果を示している。表3の完結出生力モデルと同じ説明変数を用いているが、決定係数は同じように高く各変数の有意性も高いという点で、結婚年齢の分析結果と著しい違いをみせている。また、新しいコーホートほど雇用関連の各変数の係数は大きくなってきており、雇用関連の変数が非婚化（あるいは本稿データ外の40歳以降の晩婚化）に及ぼす影響が新しい世代で強まっていることがわかる。つぎに、完結出生力についての表3と非婚率についての表7を各変数ごとに比較してみよう。女性賃金、男性賃金とも非婚率に関する方が有意性が高い。とくに男性賃金は出生力については有意ではないが非婚率については有意であることが注目される。結婚年齢を被説明変数とした場合にも男性賃金が相対的に値も大きく有意性も高かったことから、男性賃金は出生よりも結婚により重要な影響をもつと解釈される。雇用就業者比率は出生力に対してよりも非婚率に対して有意水準はかなり高い。雇用就業者比率は子供数よりも結婚するか否かの決定に直接的に影響しているのかもしれない。

表 6. 平均結婚年齢モデル：第 1 次産業就業者比率・20-24歳時の女性失業率

被説明変数 平均結婚年齢	1970-20~24歳 コーホート	1975-20~24歳 コーホート	1980-20~24歳 コーホート	1985-20~24歳 コーホート
修正済み R ²	0.2813	0.1028	0.2212	0.3462
女性賃金	0.2734*** (4.212)	0.2045** (2.426)	0.0934 (1.261)	0.0655* (0.994)
男性賃金	-0.2290** (-2.706)	-0.1458 (-1.222)	-0.0363 (-0.312)	-0.1090 (-1.158)
20-24歳時 女性失業率	-0.7157 (-0.013)	0.3165 (0.575)	-0.0486 (-0.181)	-0.8751** (-2.233)
女性失業率	1.0687 (1.226)	-0.2583 (-0.321)	0.0396 (0.010)	0.9072* (1.694)
第 1 次産業 就業者比率	0.0834 (1.356)	0.0660 (0.825)	0.1214* (1.751)	0.0699 (1.299)
民営家賃	-0.0226* (-1.792)	0.0075 (0.466)	0.0342** (2.361)	0.0215* (2.138)
沖縄ダミー	——	-0.0244 (-0.961)	-0.0149 (-0.685)	0.0012 (0.090)
定数	3.0672*** (9.609)	2.9287*** (7.556)	2.9001*** (8.105)	3.4395*** (12.770)

注：()内 = t 値, * = 10%, ** = 5%, *** = 1% で有意

表 7. 非婚率モデル：雇用就業者比率（女性雇用就業者／女性数）・20-24失業率

被説明変数 非婚率	1970-20~24歳 コーホート	1975-20~24歳 コーホート	1980-20~24歳 コーホート	1985-20~24歳 コーホート
修正済み R ²	0.7549	0.7678	0.7649	0.7118
女性賃金	0.1583*** (3.948)	0.1202** (2.324)	0.1412** (2.034)	0.4125*** (2.993)
男性賃金	-0.1443*** (-2.748)	-0.1459** (-2.025)	-0.1648 (-1.678)	-0.4765** (-2.711)
20-24歳 女性失業率	-0.6915 (-1.587)	-0.6667** (-2.107)	-0.8939*** (-3.416)	-1.1336 (-1.480)
女性失業率	2.5855*** (4.489)	2.7028*** (5.248)	3.3476*** (6.375)	4.0956*** (3.476)
雇用就業者 比率	0.0784** (2.527)	0.0814** (2.351)	0.1486*** (2.767)	0.3529*** (3.214)
民営家賃	-0.0004 (-0.045)	0.0135 (1.391)	0.0208 (1.539)	0.0228 (1.081)
沖縄ダミー	——	-0.0398** (-2.577)	-0.0518** (-2.630)	-0.0765*** (-2.779)
定数	-0.0272 (-0.157)	0.1357 (0.605)	0.0840 (0.274)	0.2648 (0.427)

注：()内 = t 値, * = 10%, ** = 5%, *** = 1% で有意

5. 結 び

本稿では、複数回の国勢調査の都道府県データから擬似的コーホートデータを独自に作成することによって、完結出生力を分析対象とし、少子化の2大要因である未婚化と晩婚化の重要性比較を可能とした。

主要な結果をまとめると、第1に、完結出生力低下には、未婚化すなわち分析対象未成年での未婚率の上昇が相対的に重要であり、未婚化は晩婚化よりも経済要因によって説明される有意性も高い。分析対象未成年までに結婚する部分集団の結婚年齢上昇として定義した晩婚化が完結出生力低下に与える影響は有意性が低い。

第2に、新規学卒年齢（20～24歳）に失業率が高い地域は完結出生力が高く、全年齢（20～39歳）で経験する失業率が高い地域は完結出生力が低いことが見出された。この事実は以下の仮説と整合的である。新規学卒を主な入り口とする企業固有の長期人材育成システムでは、蓄積した技能を生かす職業に出産後に復帰する可能性は小さい。このシステムでは退社・出産という一時期の選択が、生涯にわたる莫大な機会費用を発生させることになる。したがって新規学卒市場で失業率が低く、コーホートの中で長期人材育成システムに乗る人々の割合が高い場合（地域）は出生数が少ないことになる。また、長期コースに就業した女性にとって全年齢での失業率が高い場合には出産後に復帰できる確率は通常より低いので、機会費用が高いことを予見し、就業継続を選択する割合が高まり完結出生数は減少する。

若干の含意にふれたい。本稿で分析した対象より新しいコーホートでは結婚後の子供数減少の報告がある（佐々井（1999））。また、未婚率もさらに上昇しているので、出生力回復の兆候は全くない。

出産の生涯機会費用が莫大な額なのは日本固有であるから、海外で有効とされる児童手当等の金銭的な少子化対策の効果が日本では限定的な可能性がある。キャリア継続ないしは復帰を促すような雇用環境整備や新しい人材育成型企

業の成長促進策がより重要と思われる。

（青森公立大学）

（2005年12月19日受付、2005年12月20日受理）

注

- 1) 長期コース、短期コースについては後にその内容を定義するが、八代（1999）のように正規労働と非正規労働という名称も使われている。
- 2) 阿藤（1996）p41の図では国際比較データで合計特殊出生率と女性の労働力率の正の相関が示されている。都道府県データではこの関係は見られない。
- 3) 外部機関による職能形成や資格などに裏付けられ、就業中断後も同じ条件で復帰可能なしばしば高賃金のコースもあるだろう。これを捨象したのは以下の理由による。若年期からの長期の職能形成が重要なのは日本に限ったことではない。日本の特徴は、職能形成が主に社内で行われているなどの理由により、就業中断後の専門職としての復帰の機会が限られていることであると思われる。学歴が高いほど就業率が低いという日本独自の特徴もこのことに関連しているだろう。
- 4) わが国では、出生数に占める婚外子の割合は1960年以降約1%（1994年には1.2%）で推移している。（国立社会保障・人口問題研究所（1998））。出産は結婚後にだけなされるとみてよいだろう。
- 5) 20～39才の間では、大都市圏内（たとえば東京と千葉の間など）の移動がやや大きい。
- 6) 年齢別出生率ベースにするため5倍した値をコーホートの完結出生力変数とした。40～44歳、45～49歳階級を分析に含んでいないのは、正確さを保ちながらも新しいコーホートの動向を把握したいためである。1997年度『人口動態統計』によれば40歳以上の婚姻は0.5%、出産は0.00326、15～19歳の出産は0.00430と少ないので、これらの年齢階層を含まなくても主な傾向をとらえうると考えた。
- 7) 以下では完結有配偶出生力を被説明変数としていくつかの説明変数による回帰分析も行った。被説明変数は完結出生力を非婚率で割ったものであることから、回帰式での説明変数の係数は非婚率以外が完結出生力に及ぼす影響を表すことになる。
- 8) 平成11年厚生白書では「近年の少子化の主な要因は、晩婚化の進展である。結婚したカップルあたりの平均出生数は、この20年程の間はほぼ2.2人前後で推移しているが、若いうちに結婚する男女の比率が急速に低下しており、（略）全体平均の出生率低下の主な原因になっているのである」（p244）と述べている。第1にこの「晩婚化」は、平均結婚年齢上昇なので未婚化を含み非婚率上昇を軽視させやすい。第2に有配偶出生率一定は晩婚の女性も生涯子供数が減っていないという誤解を招きやすい。
- 9) 数値例で示そう。A国とB国はある時点で共存する各年齢女性のコーホートサイズがすべて1万人である。A国は全員が25歳で結婚しすぐに双子を出産し、B国は30歳で結婚しすぐに双子を出産する。他の年齢では出産しない。どちらも合計特殊出生率は明らかに2である。出産可能年齢（15～49歳）に占める有配偶者の割合（有配偶率）はA国では(50-25)/(50-15)=

- 5/7, B国では(50-30)/(50-15)=4/7である。コーホートの構成員はいつか100%結婚するが有配偶率が異なることに注意しよう。A国の有配偶出生率は $2 \div 5/7 = 2.8$, B国は $2 \div 4/7 = 3.5$ であり, 晩婚の国では有配偶出生率は高いのである。
- 10) 夫婦の年齢差を考慮し女性賃金の一つ上の年齢階層のデータを対応させることも考えられるが, コーホートには未婚者も含まれるので女性と同じ年齢階層を対応させた。
- 11) この他に女性の学歴も考察したが有意でなかった。その効果は女性賃金などに反映するものと考えられる。『国勢調査報告』「最終卒業学校の種類」の項目の都道府県別データを用い, 各コーホートの35~39歳階級の数値を最終学歴とみなした変数である。「最終卒業学校の種類」は十年毎の調査なので1975年, 1985年, 1995年はその前回調査の30~34歳の学歴を最終卒業学校とした。
- 12) 本稿でのデータが5歳階級であり, 個票ではないため, 人によって異なる卒業年齢や結婚・出産, 就業再開時期を正確にはとらえきれない。卒業年齢はある程度20~24歳に収まっていると推量される。他方で, 前述したように日本では就業中断前後で常勤, パートの構成比が激変するのに伴い雇用就業者比率も変化する。25歳以降の雇用就業者比率の複雑な動きは人によって異なる就業再開時期が混在しているためと思われる。
- 13) 1970年コーホートでは賃貸住宅の係数は符号条件を満たしていない。この70年コーホートに関する結果は以下の分析でも共通してみられる。1970年頃の民営家賃データを仔細に見てみると家賃が高い地方都市が多く含まれている。古い年代ほど地方都市では持ち家が一般的であり, 賃貸を選択する層がその地域の平均像ではないため, 民営家賃データがその都道府県の代表的住宅水準のコストを表していない可能性が考えられる。
- 14) 次の節で示すように, 実際には結婚年齢は雇用関連のコスト要因に影響される内生変数である。ここではそれらで説明できない(たとえば地域固有の社会的文化的) 要因などによる結婚年齢の高さが外生的に与えられたとき, 出生力へどれだけ影響するかが, その係数値に現れていると解釈する。
- 15) 樋口・阿部(1999)は前述の個票を用いた分析で同様の結果を得ている。第1次産業就業比率は結婚年齢を遅くする方向に作用していることも注目される。

参考文献

- Butz, William P and Michel P. Ward (1979) "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility," *American Economic Review*, Vol.69, No. 3. pp318-328.
- Ward, Michael and Butz (1980) "Completed Fertility and Its Timing" *Journal of Political Economy*, Vol. 88, No.45 .pp s917-940.
- 阿藤 誠(1996)「先進諸国の出生率の動向と家族政策」, 阿藤 誠編『先進諸国の人口問題』, 東京大学出版会。
- 井口 泰・西村 智(2002)「国際比較からみた雇用システムと少子化問題」, 国立社会保障・人口問題研究所編『少子社会の子育て支援』東京大学出版会。
- 大沢真知子(1993)『経済変化と女子労働』, 日本経済評論社。
- 大沢真知子(1999)「仕事と家庭の調和のための就業支援—日本的慣行のなかで—」『季刊・社会保障研究』 Vol.34, No.4, pp385-391.
- 小椋正立, ロバート・ディークル(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 .pp48-76.
- 国土庁計画調整局(1998)『地域の視点から少子化を考える』
- 佐々井 司(1998)「近年の夫婦出生力変動とその規定要因」『人口問題研究』, 第54巻第4号, pp3-18.
- 樋口美雄・阿部正浩・Jane Waldfogel(1998)「日英における育児休業・出産休業制度と女性就業」『人口問題研究』, 第53巻第4号, pp49-66.
- 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—固定要因と変動要因の分析—」, 樋口美雄, 岩田正美編『パネルデータからみた現代女性』, 東洋経済新報社。
- 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。
- 八代尚宏(1999)『少子・高齢化の経済学』, 東洋経済新報社。
- 米谷信行(1995)「我が国の出生率低下の要因分析」『フィナンシャル・レビュー』February-1995, pp68-90.

Abstract

The study is an empirical investigation of the major determinants of Japan's recently declining completed fertility rate. For this purpose, we begin by extracting consecutive age-group data from 6 sets of the census (Kokusei-Chousa) for the years 1970-1995. These census numbers are then used to construct our own project-specific sets of "prefectural cohort" data.

We find empirical evidence to support two conclusions. First, in general declining completed fertility is much closely related to rates for numbers of single females than to rates of female late marriage. Further, declining completed fertility is much strongly connected to economic variables for single than rates of late marriage.

Secondly, an overall lower female unemployment rate generally means a higher completed fertility rate. The one exception is in the 20-24 age-group, where a low unemployment rate accompanies a lower completed fertility rate.

The reason for the exception is because the Japanese labor market is divided into two tracks: a relatively high wage long term course and a low wage short term course. Women who enter long term track only at ages 20-24 cannot reenter after taking time off for birth. And a cohort who face a higher employment environment at ages 20-24, can enter a long term track with higher rate. So the cohort should face higher opportunity cost of her child birth and choose lower completed fertility.

(Key Words; Completed Fertility, Female Labor, Cohort. JEL; J13)