

特集：少子化と家族・労働政策 その1

出生、結婚および労働市場の計量分析*

加藤 久 和

本研究の目的は、出生、結婚、労働市場及びマクロ経済の相互関係を計量モデルによって記述し、政策変数の変化に伴う出生等への効果を総合的に示すことにある。計量モデルは、出生、結婚、労働市場及びマクロ経済の4つのブロックから構成され、58本の方程式が含まれている。出生ブロックでは、結婚との関連を重視した出生率関数の推定を行い、また結婚ブロックでは女子労働供給との関連等から女子初婚率などが計算される。政策効果に関するシミュレーションでは、保育所キャパシティの増加や出生率と女子労働供給との構造的な負の関係の改善が行われた場合、出生率にどのような効果をもたらすかを計算した。もし、保育所キャパシティが現実よりも50%多ければ、合計特殊出生率の1982～96年までの平均値1.61は1.69まで上昇し、また出生率と女子労働供給との構造的な負の関係が改善されれば1.98まで上昇すると試算された。

はじめに

少子化のメカニズムの解明は、現在のわが国において経済学や人口学等に課せられた重要な課題であることに異論はないであろう。近年、少子化をとりあげたさまざまな理論分析や実証分析が試みられているが、少子化の主たる要因が晩婚化にあるという見解はほぼコンセンサスを得ていると思われる。したがって、少子化のメカニズムを解明するためには、最近の結婚動向も視野に入れて分析する必要がある。さらに、少子化・晩婚化は、女性のライフスタイル、とくに女性の労働供給とも密接に関連しており、また労働市場の動向分析にはマクロ経済のパフォーマンスを考慮することが欠かせない。このように見ていくと、少子化の分析は、様々な経済社会の動向を総合的に包含して進めていく必要があることは明白である。

本研究の目的は、少子化を取り巻くさまざまな要因を計量モデルによって総合化し、少子化のメカニズムを記述するとともに、諸政策の効果を測定することにある。計量モデルの最大の利点は、多数の要因を組み込んで、要因相互間の影響を分析することであり、まさに少子化メカニズム解明にとって強力なツールとなる。

出生力変動を主要テーマとする計量モデルの先行研究例としては、総合研究開発機構

* 本研究は、中央大学大淵寛教授を主査とする「総合化モデル班」での研究成果をとりまとめたものであり、本研究の遂行にあたっては原田理恵氏（中央大学大学院）の協力を得るとともに、大淵教授をはじめ、高橋重郷国立社会保障・人口問題研究所人口動向研究部長他のモデル班各氏からのアドバイスを頂いている。

(1994) 等による大規模計量モデルを用いたアプローチや Obuchi (1988), Cain and Dooley (1976) などによる出生、結婚及び労働供給を中心とした小規模連立方程式モデル等がある。前者の試みは、出生率を決定する推定式を中心にして、マクロ経済を含む様々な経済環境の変化が出生率に及ぼす影響を把握するためのモデルである。しかしながら、結婚や女子労働供給とのリンクに関しては必ずしも重視されていない。そこで、本研究では基本的な視点を後者による出生・結婚・労働参加の三者間の関連に求め、これをマクロ経済を含む広範囲な経済社会の諸要因を含むモデルに拡張することとした。

出生、結婚及び女子労働参加の推移

1. 戦後の出生と結婚の推移

(1) 出生及び結婚動向の推移

戦後から現在にかけて、わが国の出生率は急激に低下した。1947年には4.54の水準にあった合計特殊出生率は、61年に1.96まで低下した。出生率の低下傾向は丙午の年（1966年）を除きその後一時的に落ち着いたものの、70年代後半から再び低下しはじめ、89年には丙午の水準（1.58）を下回る1.57を記録して「1.57ショック」ということばまで生まれた。その後、毎年のように過去最低水準を更新し、97年では1.39、98年では1.38を記録している。同様に、人口千人当たりの出生数を表す普通出生率をみても同様な傾向が見られ、戦後およそ50年間でほぼ普通出生率の水準は1 / 4にまで低下した。

こうした出生率の低下傾向は、丙午から1970年にかけての期間を境に、その前後の二つの時期に分けることが可能である¹⁾。計量モデルに含まれる経済社会変数の入手可能性を考慮し、モデル構築の期間を1970年以降とした場合を想定し、この期間に出生率がどのような動きをしていたかをグラフで示したものが図1である。定義の関係などによって合計特殊出生率に比べ普通出生率の方の低下幅はやや大きくなっているが、しかしいずれも1970年代中盤以降一貫して低下傾向にある。

一方、結婚の動向はどうであろうか。結婚に関する指標の選択や、再婚を含めるかどうかなどの定義の問題もあるが、ここでは初婚の動向を重視してとらえることとする。図1では普通初婚率（人口千人当たりの初婚数²⁾）があわせて描かれているが、1970年に10.0%であった普通初婚率は96年には6.4%にまで低下したが、ここ数年は大きな変動はみられない。

(2) 年齢階級別にみた出生・結婚の推移

20歳代、30歳代の女性が出生・結婚の主役であるという視点から、20～24歳、25～29歳、30～34歳および35～39歳の5歳階級別に出生と結婚の動向を整理しておく。なお、以下で年齢5歳階級別出生率あるいは初婚率としたときは、分母には該当する年齢階層の女子人口を採用している。

1) Kato (1997) 参照。

2) 届出遅れの調整は行っていない。

図1 合計特殊出生率, 人口千対出生率・初婚率の推移

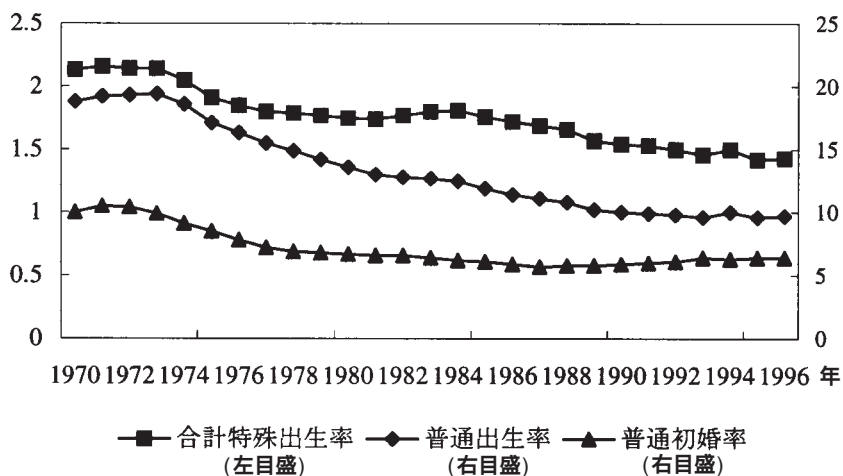


図2は1970年以降の年齢5歳階級別女子人口千人当たり出生率の推移を示したものである。特徴的な点は、20歳代女性、とりわけ25～29歳の女性の出生率が大幅に低下している一方で、30歳代前半の女性の出生率が上昇しつつある。具体的な数値をいくつかみると、25～29歳の出生率は1970年に209.2‰であったが、89年には146.4‰と150‰を割り、98年には105.0‰とほぼ70年の1/2の水準にまで低下している。20～24歳についても1998年の出生率は39.8‰であり、73年の117.5‰のほぼ1/3の水準にまで低下している。一方、30～34歳の出生率は1970年の86.0‰から一時的にやや低下したものの、ほぼ上昇傾向にあり98年には94.8‰となっている。こうした現象を晩産化として表現することとしたい³⁾。

図3は、年齢5歳階級別女子人口千人当たりの初婚率を示したものである。20～24歳の初婚率が低下する一方で、25～29歳および30～34歳の初婚率は上昇している。20～24歳の初婚率は1970年に100.4‰であったが、85年に70.0‰、また98年には44.9‰とこの四半世紀の間にほぼ1/2以下の水準となった。これに対して、25～29歳では1970年の45.9‰から98年66.2‰に、また30～34歳では同様に1970年の6.3‰から98年19.6‰に上昇している。これは明らかに初婚年齢の上昇を反映したものである。ちなみに、妻の初婚年齢は1970年の24.2歳から98年には26.7歳と2.5歳も上昇している。なお、夫についてもその初婚年齢は1970年の26.9歳から98年の28.6歳へと1.7歳上昇しているが、しかし妻の初婚年齢の上昇幅の方が大きい。

3) なお、時系列データによる分析のため、この図2からコーホートを基準とした晩産化の状況を読み取ることができないが、しかしコーホートデータにおいても20歳代後半から30歳代前半に出生機会がシフトしていることは観測することができる。例えば、国立社会保障・人口問題研究所(1997)による女子のコーホート別累積出生率の分析等を参考にされたい。

図2 年齢5歳階級別女子千人当たり出生率

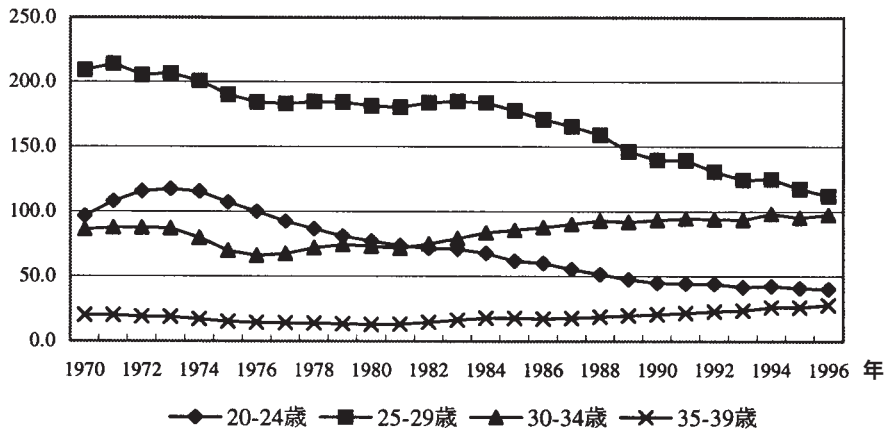
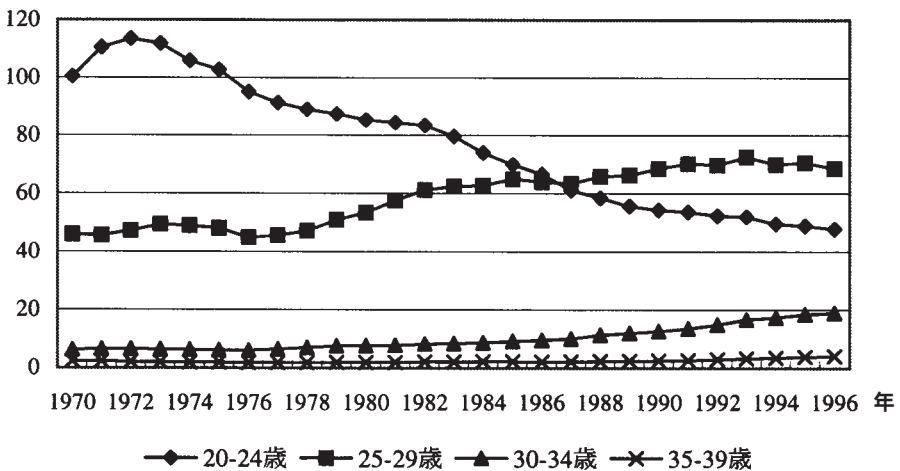


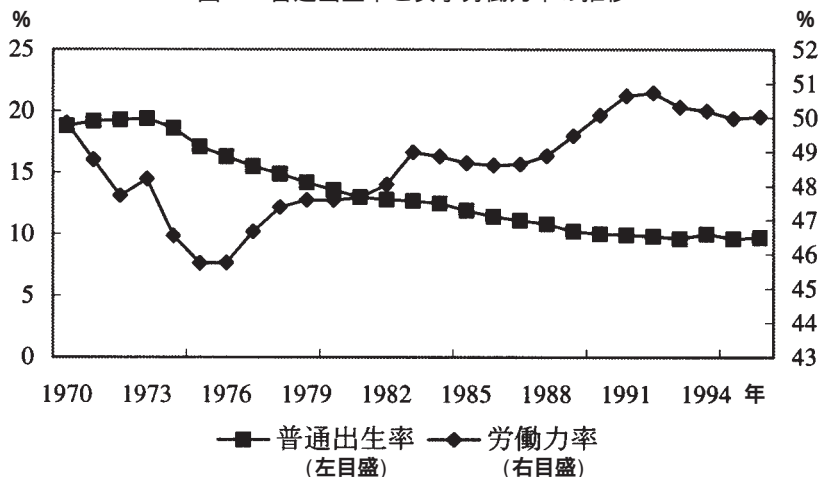
図3 年齢5歳階級別女子千人当たり初婚率



2. 女子労働供給と出生・結婚

出生や結婚の行動の変化は、女子労働供給の動向と密接に関連している。とりわけ、出生と労働供給の間には負の相関関係が存在しているように見える。図4は、1970年以降の女子労働力率（年齢計）と普通出生率の推移を同じグラフ上で示したものである。1970年代中頃まで女子の労働力率は低下傾向にあったが、第一次石油ショックの時期を境に一転して上昇を続けている。一方、普通出生率は上述したように一貫して低下しており、1970年後半以降では両者は逆の動きをしている。もちろん、構造的に両者の間に負の関係があ

図4 普通出生率と女子労働力率の推移



るのか否かという点についてはさらなる実証分析が必要であるが、本研究ではこの関係を所与としてモデル構築を行う。

女子労働供給の動向については、出生や結婚と同様に年齢階級別の動きをみておくことも必要であろう。図5は20～24歳、25～29歳、30～34歳および35～39歳の5歳階級別にみた女子労働力率の推移である。女子労働力率は第一次石油ショック以降、すべての年齢階層で上昇しているが、とりわけ25～29歳の女子労働力率の上昇幅が高い。いくつか数値を示すと、1975年では42.7%であったが、85年には54.3%、96年には67.8%と、ほぼ20年間では25%ポイント以上の上昇を記録している。25～29歳の階層の労働力率は、出生や結婚の動向とあわせて眺めると興味深い。出生率では1970～96年でほぼ半分の水準にまで低下し

図5 女子年齢階級別労働力率の推移

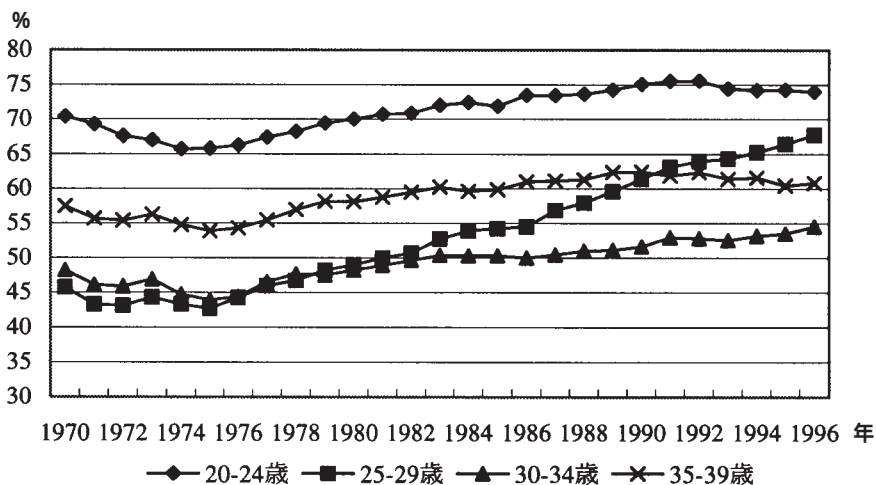
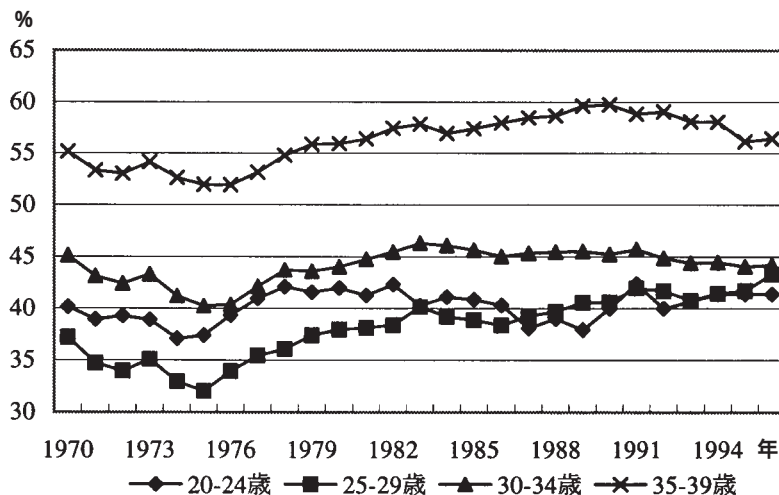


図6 女子年齢階級別有配偶労働力率



ている一方で、初婚率は大幅に上昇しており、一方で労働力率は上昇している。

労働力供給と結婚の関係を捉えるには、女子の年齢階級別有配偶労働力率の推移を見ることが有用である。図6は、1970年以降の有配偶労働力率の推移を整理したものである。1970年代中頃以降の有配偶労働力率の推移をみると、すべての年齢階層でほぼ横ばいのまま推移している。未婚女子を含めた労働力率が上昇していることと対照的である。

出生、結婚行動のモデル化の理論的背景

1. 出生行動のモデル化

(1) 子ども需要関数の誘導形

ベッカーは、時間配分の理論、家計内生産関数等のミクロ経済学的な裏付けをもとに「出生力の経済理論」を提起し、これ以降様々な出生力行動の理論的な探求が進められた⁴⁾。しかしながら、子どもの質と量に対する需要の識別可能性、サンプルのコントロールなど出生力の経済理論を実際のデータに適用するには多くの難しい点が存在する。こうした中で Butz and Ward (1979) が提示したモデル (バッツ・ワード・モデル) は操作性にもすぐれており、このモデルを用いた多くの実証分析が実際に行われている。バッツ・ワード・モデルの基本的な定式化は(1)式によって示される。

$$\begin{aligned} \ln B &= \beta_0 + \beta_1 k \ln Ym + \beta_2 (1-k) \ln Ym + \beta_3 k \ln Wf \\ &= \gamma_0 + \gamma_1 k \ln Ym + \gamma_2 \ln Ym + \gamma_3 k \ln Wf \end{aligned} \quad (1)$$

(1)式の B は出生確率 (出生率)、 Ym は夫 (家計) の所得、 Wf は妻の市場賃金、 k は雇

4) Becker (1960), Willis (1973) 他。これらの研究のサーベイ等については、大淵 (1989)、大淵他 (1998) を参照されたい。

用就業率（有配偶労働力率代理）、 X はその他の変数を示している。

出生率に対する影響を整理すれば、夫（家計）の所得の増加はこれを上昇させ（所得効果）、また妻の賃金の上昇は出産・育児等の機会コストを高めるから出生率に負の影響をもたらす（代替効果）。(1)式には有配偶労働力率が含まれているが、Butz and Ward (1979) は女子賃金の上昇が有配偶労働力率 k を通じて無就業の妻の労働市場参入をもたらす、その結果就業している妻の出生率にも影響を与えるというメカニズムを考慮している。いずれにせよ、所得効果と代替効果の影響の方向性を考慮すると、(1)式の符号条件は次のように示される。

$$\gamma_1 + \gamma_2 = \beta_1 > 0, \gamma_2 = \beta_2 > 0, \gamma_3 = \beta_3 < 0 \quad (2)$$

バッツ・ウォード・モデルを全面的に採用して出生率決定の基礎にすることも検討したが、下記の三点の理由からその要因のみ取り出して、本モデルにおける出生率関数の推定式に用いることとした。第一は、モデルには結婚動向が含まれず、労働市場と出生力との直接的な関係のみが記述されている。しかし、本研究では結婚動向が少子化の鍵であるとの立場から、このモデルをそのまま適用することは難しい⁵⁾。第二に、わが国の過去のデータを(1)式に当てはめて実証分析を行った先行研究例をみると⁶⁾、モデルそのものがわが国の経験を理論的に再現可能であるとは言い難い点がある。第三に、(1)式は有配偶労働力率を決定する方程式と連立して推定されるべきであるが、本モデルでは労働力市場を表現するブロックを持ち、そのためより拡張された形での労働力供給の動向を取り入れることが可能となっている。以上を踏まえ、実際の出生率関数の推定式では、女子賃金および家計所得を推定式のパフォーマンスに留意しながら組み込むこととした。なお、出生力の決定理論としては、上記の他にイースタリンによる相対所得仮説も考慮し、モデルに組み込んだ検討も行った⁷⁾。

(2) 出生と結婚のタイミングの考慮

わが国では、出生と結婚の間には密接な関係があり、またその関係は同時点間のみならず、ラグを持った関係を有している。表1は、厚生省「人口動態統計」から、非嫡出子の出生数が全出生数に占める割合を示したものである。これをみると、全出生数のほぼ99%前後が嫡出子であり、わが国では結婚内の出生が大部分を占めていることが明らかである。このことから出生と結婚を関連付けて分析することの重要性が浮かび上がる。

表2は、同じく厚生省「人口動態統計」をもとに、結婚生活に入ってから第1子が生まれるまでの期間を整理したものである。第1子を結婚1年未満に生んだ割合は各年を通じてほぼ4割程度を占めており、3年以内に第1子を生んだ割合は8割～9割にのぼっている。

5) これは、ややアドホックな手続きであるが、出生率関数に結婚経歴等の他の要因を組み込み、推定式をより柔軟なものとする目的のためである。

6) Ohbuchi (1982)、大淵 (1989)、Ogawa and Mason (1986)、Kato (1997) 等がその先行研究の例である。

7) Easterlin (1973)。相対所得仮説を考慮した出生力関数の推定は原田理恵氏が行った。詳細については原田 (1999) 参照。

表1 非摘出子の出生数が全出生数に示める割合

単位：人，%

	全出生数(a)	非摘出子(b)	(b) / (a)
1960年	1,606,041	19,612	1.22
1970年	1,934,239	17,982	0.93
1980年	1,576,889	12,548	0.80
1990年	1,221,585	13,039	1.07
1995年	1,187,064	14,718	1.24

資料：厚生省「人口動態統計」

表2 結婚生活に入ってから第1子出生までの期間

	1960年	1970年	1980年	1990年	1995年
1年未満 (%)	36.2	37.9	41.1	41.2	38.5
1～2年 (%)	39.5	38.3	36.8	33.8	32.0
2～3年 (%)	12.8	11.2	10.8	12.2	14.0
3年以内合計	88.5	87.4	88.7	87.2	84.5
平均期間 (年)	1.79	1.81	1.61	1.66	1.78

資料：厚生省「人口動態統計」

る。また結婚から第1子出産までの平均期間をみても、1995年の実績では1.78年であった。このことは、出生と結婚の間にタイムラグが存在するものの、ほぼ3期間のラグをとれば(今期を含め過去3年間の結婚を観察すれば)、今期の第1子の出生を把握することができるということを意味する。もちろん、第2子以降の出生は、以上のような議論から直接推測できないが、少なくとも第1子の出生タイミングの情報は出生率全体の決定においても重要な役割を果たすと考えることができる。以上から、出生率関数の推定では、この結婚と出生のタイミングを重視し、当該コーホートに係る1～3年前初婚率を各年齢5歳階級別出生率関数の推定の説明変数として利用することとする。

2. 結婚行動のモデル化

結婚行動をモデル化する場合、どのような経済社会的変数を組み込むかについては様々な視点が考えられる。本研究では、このうち晩婚化(過去の結婚経歴)、高学歴化との関係、労働市場との関係を中心にモデル化を行った。

(1) 晩婚化

最初に、過去の結婚経歴が初婚率にどのような影響を与えるかを考察しておこう。上記で整理したように、20～24歳の初婚率は近年大幅に低下する一方で、25～29歳あるいは30～34歳の初婚率が上昇している。これは時系列データからの結果であるが、こうした傾向(晩婚化)が一般的であればコーホートに置き換えて観察してもほぼ同様なことが言える。もし、コーホートごとの生涯未婚率に大きな変化がなければ、晩婚化は若年層(20歳代前半)の初婚数を減らす代わりに比較的に高齢である層(20歳代後半以降)の初婚数を増や

すから、過去の結婚履歴が少ないコーホートほど高齢層の初婚率は高まることが予想される。具体的に示せば、20歳代後半以降の年齢5歳階級別初婚率を決定する方程式に、該当するコーホートのそれ以前の初婚率（20歳代前半の初婚率等）を説明変数として加えれば、晩婚化によって負の有意な係数が推定されることが考えられる。

(2) 高学歴化

高学歴化は二つの点で結婚行動に影響を与えている。それは、大学等の進学率の上昇による教育期間の延長が15～24歳に相当する女性の結婚を少なくさせるという直接的な効果であり、また高学歴化が女性の労働市場への進出を促すとともに、労働市場からの退出を遅らせるという間接的な効果である。この二つの効果を考慮して、高学歴化は特に20歳代前半の年齢層を中心に、初婚率に負の影響をもたらすとしてモデルに取り入れる必要がある。

(3) 労働市場との関係

結婚行動と労働市場の関係については、失業率と有配偶労働力率と結婚行動の関係を取り上げる必要がある。

失業率の上昇は女性の結婚を促す方向に影響を与えるであろうか。この点の解明には実はさまざまな点を考慮しなければならない。失業率の上昇は通常、マクロ経済環境の悪化を伴っているので、夫となる男子の失業率の上昇や賃金水準の伸び悩みがあわせて観測されることになる。そうであれば、夫となる男性の所得が低下し、結婚による利益が失われ、その結果結婚に踏み切る女性が減少する可能性も否定できない。職の喪失による結婚増か、それとも男性の労働環境悪化による結婚減かは先験的に決定できない。しかしながら、失業率の動向は労働市場を取り巻く環境を代理する変数として、結婚行動の決定に組み込むことが必要であると考えられる。

また、有配偶労働力率も重要な要素となる。有配偶労働力率の上昇は結婚後の“働きやすさ”が改善した指標として捉えることもできる。この“働きやすさ”は家庭と職場での二重の意味での“働きやすさ”であるが、高学歴化とともに蓄積した人的資本を有効に利用するためにも、結婚を機会とした労働市場からの退却は、結婚行動そのものを抑制することにつながるであろう。したがって、有配偶労働力率は結婚行動と正に関連することが期待される。

(4) その他の要因

結婚のその他の要因についてはさまざまな考え方があるが⁸⁾、モデルの構築に関係する家賃水準と男女間賃金格差からの影響を簡単に述べておきたい。

家賃水準は結婚しやすさの指標のひとつとなる。したがって、他の財・サービスに比べ相対的に家賃水準が上昇すれば結婚行動に負の影響を及ぼすであろう。モデルの構築では、結婚のしやすさの改善を示す、政策変数として扱うこととしたい。

結婚の理由としてしばしば比較優位にもとづく分業の利益が挙げられる。Becker (1973)

8) 詳細については、大淵他 (1998)、加藤 (1997) 等を参照されたい。

等で指摘された点は男女間の市場賃金に格差があるほど、比較優位の原則から結婚からの利益は高まるということである。しかし、Lam (1988) が指摘したように、男女が家計内公共財を高く選好する場合には男女間の賃金格差が低い方が結婚の利益は高まる。したがって、男女間賃金格差が結婚に与える影響の方向性は決定できないが、これも説明変数として考慮する。

計量モデルの構築

1. モデルの概要

冒頭でも述べたように、出生等の人口学的な変数とマクロ経済環境を同時に決定するような中規模計量モデルの先行研究例は少なく、さらに出生力の変動を説明するために結婚行動をその分析の中心とした計量モデルは初めての試みであると言ってもいいであろう。

本モデルは概ね1970年以降の出生、結婚及び労働市場を巡る環境を把握するためのものであるが、翻ってみるとわが国の経済はその期間大きな変貌を遂げている。1974年の第一次石油ショックという戦後最大の構造転換を経験し、1980年代前半の世界同時不況から、80年代後半から90年代初頭にかけてバブル経済を経て、現在戦後最長の不況にあえいでいる。こうした経済環境の変化はまた、人々の意識や社会環境にも大きな影響を及ぼし、さらには出生や結婚といった人口学的な行動にも波及している。したがって、出生、結婚及び労働市場に関する分析においても経済環境、特にマクロ経済の動向をあわせて把握することが不可欠である。計量モデルの長所は、こうした様々な要素を総合的に捉えることができるという点にある⁹⁾。

本研究で構築したモデルは、58の内生変数と8の外生変数からなる中規模計量モデルである。また、このモデルは出生、結婚、労働市場及びマクロ経済の4つのブロックによって構成されている。各ブロックはそれぞれが独立したものではなく、ブロック相互の間にも因果関係を有しているが、そのブロックで主として表現すべき内容が、出生、結婚、労働及びマクロ経済の4つの範囲に括ることができるということである。

2. データ

出生や結婚等のデータに関しては、厚生省「人口動態統計」(各年版、以下同様)を用いた。出生率については、女子人口千人当たりの年齢5歳階級別出生率の他、人口千人当たりの普通出生率及び合計特殊出生率を用いている。また、結婚の指標に関しては、女子人口千人当たりの年齢5歳階級別初婚率及び人口千人当たりの普通初婚率を利用した。

労働市場に関するデータは、主として総務庁「労働力調査」及び労働省「賃金構造基本調査」を用いた。「労働力調査」から用いたデータは、男女の労働力率(及び有配偶労働力率)、失業率、労働力人口と就業者数などである。なお、労働力率の算出に用いる年齢5歳

9) 各方程式の推定期間は最長で1970～96年であるが、データの制約上すべての変数の期間がそろうのは1982～96年である。

年齢 5 歳階級別出生率の推定については、前章でも示したように、子どもに対する需要関数の考え方と結婚動向の二つの要因を重視した。具体的には、

$$\text{年齢 5 歳階級別出生率} = F \left(\text{過去 3 年間の当該コーホートの初婚率, 家計所得, 実質賃金} \right) \quad (3)$$

を基本的な推定式とした。

結婚動向を出生率の説明要因に加えるため、具体的な説明変数を次のように加工して作成した。出生率、初婚率ともに年齢 5 歳階級で区分されているため、当該年の出生率データに対応するコーホートと過去の初婚率のデータに対応するコーホートが異なる。そこで、例えば 20～24 歳に関しては、20～24 歳の 1 年前の初婚率と 15～19 歳の 1 年前の初婚率を加重平均（ウエイト 4 : 1）して説明変数とした。また、2 年前については、20～24 歳の初婚率と 15～19 歳の初婚率をウエイト 3 : 2 で加重平均して説明変数とした。表 2 の結果から、結婚から第 1 子出生までの期間はほぼ 3 年間であることから、上記のようにして求めた 1～3 年前までの初婚率を単純に平均して、結婚動向の説明変数として用いた。この手続きによって、コーホートを基準とする結婚と出生の対応関係を時系列データに変換することが可能となる。

年齢 5 歳階級別出生率の推定結果をもとにして、人口千人当たり普通出生率と合計特殊出生率を両者の相関関係から求めたが、特に合計特殊出生率については、

$$\text{合計特殊出生率} = F \left(20 \sim 24 \text{歳, } 25 \sim 29 \text{歳, } 30 \sim 34 \text{歳及び} 35 \sim 39 \text{歳出生率合計} \times 5 \right) \quad (4)$$

として求めている。もちろん、15～19 歳及び 40 歳以上の出生率を求めなければ、合計特殊出生率を簡便に求めることにならないが、しかし 20、30 歳代の出生数の全年齢層による出生数のシェアを考慮すればそれほど大きな誤差はないとして上式のように設定した。

出生率の推定にあたっては、以上の他に教育費水準をシフト変数として加えている。これは、子どものコストを表す変数であるが、シミュレーションにおける政策変数としての役割も担う。

(2) 結婚ブロック

結婚ブロックは、出生率の推定式に用いた 15～19 歳、20～24 歳、25～29 歳、30～34 歳及び 35～39 歳の初婚率を求めるブロックである。

前章でも議論したように、20 歳代後半以降の初婚率については、過去の結婚動向が分析の焦点になる。そこで、25～29 歳、30～34 歳及び 35～39 歳の初婚率の推定では、過去の対応するコーホートの結婚履歴を説明変数として組み込んでいる。例えば、25～29 歳の過去の結婚履歴は、当該コーホートに対応する 5 年前の 20～24 歳時点の初婚率を説明変数として用いている。本来は、結婚履歴として累積初婚率等を用いるべきであるが、計算の簡便性等を考

慮してこのような定式化になっている。また、25～29歳及び30～34歳の初婚率については有配偶労働力率を結婚と就業の両立を示す指標として説明変数に加えた。なお、25～29歳及び30～34歳の層については失業率も重要な結婚の説明変数であるとして、これを加えている。

その他の説明変数としては、15～19歳及び20～24歳の初婚率については当該コーホートの大学等進学率（女子）を、また、20～24歳及び25～29歳の初婚率の推定にあたっては、結婚のしやすさとしての家賃水準を加えた。

なお、人口千人あたりの初婚率の推定にあたっては、以上で求めた年齢5歳階級別初婚率との相関関係を利用した。

(3) 労働市場ブロック

労働市場ブロックで算出される主要な変数は、実質賃金、失業率、就業者数、有配偶労働力率、労働力人口等である。

年齢計でみた実質賃金は就業者一人当たりの労働生産性によって決定されるという定式化を行っている。これは男女ともに同じである。また、この年齢計実質賃金をもとに、過去の賃金プロファイルを参考に、年齢5歳階級別実質賃金（女子20～24歳、25～29歳及び30～34歳、男子20～24歳及び25～29歳）が求められる。

女子年齢計就業者数は、コップ・ダグラス型生産関数を利用した労働力需要関数から計算される。また、女子年齢計労働力人口とこの女子年齢計就業者数との差が女子年齢計完全失業者数になり、これから女子年齢計失業率が計算される。女子年齢5歳階級別失業率（25～29歳、30～34歳及び35～39歳）はこの女子年齢計失業率の関数として求められている。女子年齢計労働力人口は女子15歳以上人口と年齢計労働力率（出生率と実質賃金から計算される）から算出される。

労働市場ブロックでは有配偶労働力率の推定も行っている。この推定に当たっては、保育所のキャパシティを重要な説明変数としており、シミュレーションでは保育所キャパシティの変化がモデル全体にもたらす効果を試算している。

(4) マクロ経済ブロック

マクロ経済ブロックでは、消費や年齢5歳階級別の家計所得等を推定している。消費は初婚率の説明要因となっているが、一人当たり消費水準の上昇が豊かさの指標であるとするれば、個人消費水準の上昇は結婚家計内公共財消費のインセンティブを低下させることで結婚にネガティブな影響を与えられ、人口一人当たりの実質消費は家計の可処分所得と実質金融資産残高で決定される。また、年齢5歳階級別の家計所得は、一人当たり実質国内総生産から説明を試みている¹⁰⁾。

モデル全体を通じて、一人当たり変数がさまざまな推定式に用いられているが、その分母は総務庁「国勢調査」、「各年10月1日現在推計人口」による総人口である。シミュレーションの過程で出生力が変化する場合、これによって総人口が変動し、さらにモデル内の

10) 本来であれば、一人当たりの実質可処分所得等で説明すべきであるが、推定上の統計学的な判断からこのような定式化になっている。

各変数にも効果が及ぶようなメカニズムを組み込んでいる。このメカニズムを含めることによって、経済から人口等への波及効果のほか、部分的ではあるにせよ人口から経済への影響も取り入れることができるモデルとなっている。

(5) 外生変数

以上のモデルで、外生変数としたものは以下のとおりである。

- (1) 家賃水準, 教育費水準, 0 ~ 4 歳人口当たり保育所定員数 (保育所キャパシティ)
- (2) 総人口, 女子15歳以上人口, 一人当たり家計実質純金融資産残高, 実質民間資本ストック, 大学等進学率

このうち、(1)は以下のシミュレーションで利用した「政策変数」であり、(2)はその他の外生変数である。

4. モデルのパフォーマンス

3. で示したモデルが、どれだけ現実のデータ (実績値) を再現することができるのか、という点を示しておく必要がある。こうした目的を表わす指標には様々なものがあるが、本モデルでは最小二乗誤差率 (RMSPE) をその基準とする。最小二乗誤差率は次の(5)式で定義される。

$$RMSPE = \left[\sum_{i=1}^n \left(\frac{\hat{x} - x}{x} \right)^2 / n \right]^{1/2} \tag{5}$$

但し、 x は実績値、 \hat{x} はモデルから計算される予測値、 n はサンプル数を示している。

表3は、本モデルにおける主要な変数の最小二乗誤差率を計算したものである。計測期間は1982~96年の15年間である。モデルの精度は、扱う対象にもよるが、この最小二乗誤差率が概ね10%以下であれば適切であると言われる¹¹⁾。これをみると、いくつかの変数では改善の余地があるものの、ほぼ適切に実績値の動きを追跡していると考えられる。

表3 最小二乗誤差率

出生率	RMSPE	婚姻率	RMSPE	労働市場・マクロ経済	RMSPE
TFR	3.97%	普通婚姻率	5.49%	女子労働力人口	0.68%
普通出生率	3.93%	15 19歳婚姻率	14.89%	女子就業者数	0.51%
20 24歳出生率	4.84%	20 24歳婚姻率	6.62%	女子年齢計労働力率	2.13%
25 29歳出生率	6.12%	25 29歳婚姻率	4.07%	20 24歳女子労働力率	2.94%
30 34歳出生率	4.73%	30 34歳婚姻率	20.36%	25 29歳女子労働力率	2.37%
35 39歳出生率	11.09%	35 39歳婚姻率	11.86%	30 34歳女子労働力率	2.74%
				実質一人当たり国内総生産	1.89%
				実質一人当たり民間消費	1.82%

注：最小二乗誤差率 (RMSPE) の計測期間は1982~96年の15年である。

11) 特にどの程度以下の値でなければならないか、といった基準はないので、モデル作成者の判断にまかされることが多い。

政策効果のシミュレーション分析

1. シミュレーションの目的と方法

政策変数が変化した場合や構造方程式で示される各変数間の構造が変化した場合、モデル内部で決定される出生率や初婚率等の内生変数がどのような影響を受けるかを数値的に実験することがシミュレーションの目的である。

シミュレーションの実施にあたっては、次の二つのケースを想定する。

- (1) 政策変数（家賃水準、教育費水準、保育所キャパシティ）の変化に伴う出生率、初婚率等の反応
- (2) (1)に加えて、労働力率と出生率との負の相関（労働市場ブロック(14)式）が改善した場合の出生率、初婚率等の反応

(1)の政策変数の変化では、保育所キャパシティが50%上昇する場合とさらにこれに加えて家賃水準と教育費水準が30%低下するケースを想定する。また、(2)のケースは、出生率等が変化した場合、労働力率への負の影響を相殺し、これがマクロ経済ブロック等を通じて再び出生率等に及ぼす影響を分析するものである。労働市場ブロック(14)式による推定では、両者の間のパラメータは - 0.433であるので、これが半減する（すなわち係数が - 0.217になる）ケースと完全に中立化する（すなわち係数が0になる）ケースを想定する。以下では、前者を出生行動の中立化ケース(a)と呼び、後者を出生行動の中立化ケース(b)と称することとする。整理すると、

シミュレーション 1：保育所キャパシティが50%上昇

シミュレーション 2：保育所キャパシティが50%上昇かつ家賃・教育費水準が30%低下

シミュレーション 3：シミュレーション 2 + 出生行動の中立化ケース(a)

シミュレーション 4：シミュレーション 2 + 出生行動の中立化ケース(b)

となる。

2. シミュレーションの結果

シミュレーション結果の評価は、1982～96年までの過去15年間における、外部条件等を変化させずにモデルから得られた出生率等の理論値の平均とシミュレーションから得られた理論値の平均とを比較することで行う。

(1) シミュレーション 1

保育所キャパシティの上昇は主に30～34歳の結婚を促し、その結果30歳代の出生率を総じて高めることになる。合計特殊出生率をみると、モデル解（外部条件を変化させないときの理論値）が1.60であるのに対しシミュレーション解は1.69にまで上昇する。乖離率はほぼ5.6%である。また、普通出生率は11.0‰から12.1‰にまで9.9%上昇する。この結果はいずれも30歳代の出生率の上昇が寄与している。また、人口千人当たりの初婚率は6.2‰から6.8‰まで10.4%の上昇となった。保育所キャパシティの上昇による有配偶労働力率改善

の効果は相対的に高い年齢層に影響を与えるようなモデルの構造になっているため、20歳代前半等への影響はほとんどみられない。

(2) シミュレーション 2

シミュレーション 2 では保育所キャパシティ上昇に加え、家賃・教育費水準が低下した場合である。家賃水準の低下は結婚のしやすさを改善し、また教育費水準の低下は子どものネットコストを低下させる。シミュレーション 1 では主して30歳代の出生率上昇に寄与したが、家賃・教育費水準の低下は20歳代の出生率向上に寄与する。これを反映して、合計特殊出生率のモデル解は1.60から1.78（乖離率11.4%）に上昇し、また普通出生率も11.0%から13.5%（乖離率22.6%）に上昇した。

(3) シミュレーション 3

シミュレーション 3 は、保育所キャパシティ上昇、家賃・教育費水準低下に加え、構造パラメータを操作して出生行動の中立化を行った（ケース(a)）。合計特殊出生率はモデル解の1.60が1.87にまで上昇し、乖離率は17.4%に達した。また、普通出生率も11.0%から14.9%まで35.3%上昇し、出生力上昇にきわめて効果的な影響を与えている。結婚の動向をみると、人口千人当たりの初婚率は6.2%から7.8%まで25.4%ポイント上昇した。

(4) シミュレーション 4

シミュレーション 3 からさらに出生と労働力供給の行動を中立化させ、両者はほとんど相関がないという前提で行ったシミュレーションがこれである。合計特殊出生率はモデル解の1.60から1.98へと大幅に上昇している。また、普通出生率も11.0%から16.4%まで49.6%も上昇した。年齢 5 歳階級別に見ると、興味深い結果となっている。20～34歳までの各出生率は20～40%ポイントの上昇を示した一方、35～39歳の出生率は逆に低下している。年齢計の出生率は上昇しているから、出生力上昇ともに“早産化”が進むという結果が得られたことになる。結婚の動向をみると、人口千人当たりの初婚率は6.2%から8.5%まで37.3%ポイント上昇し、年齢 5 歳階級別に見ても30～34歳の層を除いて上昇した。特に25～29歳ではモデル解の66.1%からシミュレーション解は102.2%まで54.7%ポイントも上昇している。30～34歳の層の初婚率低下は、25～29歳の層の初婚率上昇の影響を強く受けることが明らかである。

(5) 四つのシミュレーションの比較

図 8 及び図 9 は、合計特殊出生率（図 8）、普通出生率・初婚率（図 9）を取上げて、以上で示した四つのシミュレーション結果を比較したものである。なお、比較対象はモデル解ではなく実績値を図に示してある。

合計特殊出生率をみると、1982～96年の平均は1.61であったが、もし保育所キャパシティを50%上昇させるような政策が期間の当初から取られていたならば、合計特殊出生率は1.69まで上昇したと推論できる。さらに、現実よりも家賃水準や教育費水準が低かったならば合計特殊出生率は1.78まで上昇していたであろう。また、第一次石油ショック以降の出生率と女子労働供給との構造的なネガティブな関係が、シミュレーション期間を通じてより中立的であったとしたならば、合計特殊出生率は1.98まで上昇した可能性がある。こ

図8 合計特殊出生率のシミュレーション結果

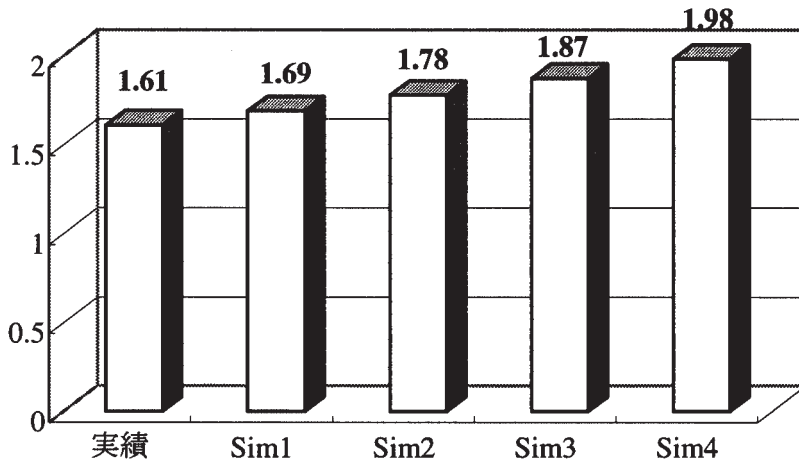
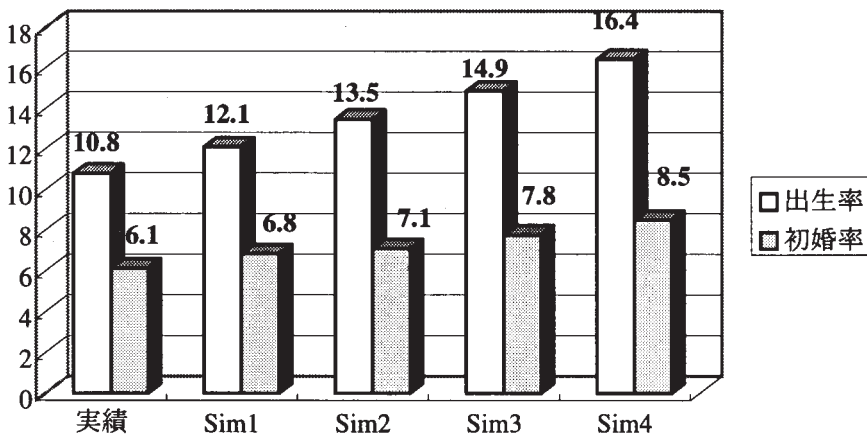


図9 普通出生率, 初婚率のシミュレーション結果



の1.98というシミュレーション解と実績値1.61との乖離幅は平均で0.37であるから、もしこのようなシミュレーションの状況が存在したならば1996年の合計特殊出生率の1.43は1.80程度まで上昇することになる。結婚についても、人口千人当たりの初婚率は実績値の6.1%からシミュレーション4では8.5%まで上昇することになる。

出生率や初婚率が回復する場合のメカニズムとして、シミュレーション分析の結果から、出生力や結婚自体が上昇・増加する場合には早産化・早婚化といった相対的な出産・結婚の若年化を伴うことが挙げられる。

おわりに - 政策的提言と今後の課題 -

本研究は、計量経済モデルを利用して、出生、結婚及び労働力供給を中心とした相互依存的なシステムを作成し、また外部条件の変化とともに出生率や初婚率等がどのような反応を示すかという点を分析したものである。

この研究から得られた政策的なインプリケーションを整理すると、以下の3つの点が挙げられる。

(1) 育児環境や女性の就業環境の整備などの改善は、結婚を促した出生力を高める効果がある。保育所の整備等にみられる身近な政策を遂行することが育児等の環境整備に寄与するのであれば、出生力の回復という効果が期待できる。

(2) しかしながら、その効果は限定的である。さらに、出生力を回復するには、出生あるいは結婚と労働力供給という両者の間の構造的な負の関係を改善しなければならない。(1)で示した保育所整備や結婚環境の整備等に関する諸政策もこれに寄与するが、構造的改善のためにはライフスタイルや男女の平等意識など広範囲な分野に立ち立った対策が必要となろう。

(3) 出生力回復や結婚の促進は、早婚化・早産化を伴う。したがって、諸政策の立案にあっては、ただ出産を助けるような環境整備にとらわれず、晩婚化・晩産化対策もあわせて行うべきであろう。

参考文献

- Becker, G.S.(1960), "An Economic Analysis of Fertility," in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton University Press, Princeton.
- (1973), "A Theory of Marriage: Part 1," *Journal of Political Economy*, 81, pp.813-846.
- Butz, W.P. and M.P. Ward (1979), "The Emergence of Countercyclical U.S. Fertility," *American Economic Review*, 69, pp.318-28.
- Cain, G.G., and M.D. Dooley (1976), "Estimation of a Model of Labor Supply, Fertility, and Wages of Married Women," *Journal of Political Economy*, 84, S179-S199.
- Easterlin, R.A. (1973), "Relative Economic Status and the American Fertility Swing", *Family Economic Behavior: Problems and Prospects*, ed., Eleanor B. Sheldon, Philadelphia, J.B. Lippincott Co.
- Kato, H. (1997), "Time Series Analysis of Fertility Change in Postwar Japan," *Jinkougaku-Kenkyu (人口学研究)*, 20, pp.23-35.
- Lam, D. (1988), "Marriage Markets and Assortative Mating with Household Public Goods: Theoretical Results and Empirical Implications," *Journal of Human Resources*, 23, pp.462-487.
- Ohbuchi, H. (1982), "Empirical Tests of the Chicago Model and the Easterlin Hypothesis: A Case Study of Japan," *Jinkougaku-Kenkyu (人口学研究)*, 5, pp.8-16.
- (1988), "The Quantity and Quality of Children, Labor Supply and Wages of Married Women in Postwar Japan," *Jinkougaku-Kenkyu (人口学研究)*, 11, pp.5-14.
- Ogawa, N. (1986), and A. Mason, "An Economic Analysis of Recent Fertility in Japan: An Application of the Butz-Ward Model," *Jinkougaku-Kenkyu (人口学研究)*, 9, pp.5-14.

Willis, R.(1973), "A New Approach to the Economic Theory of Fertility Behavior," Journal of Political Economy, 81, pp.S14-S64.

大淵寛 (1989), 『出生力の経済学』, 中央大学出版部

(1998), 『少子化時代の日本経済』, 日本放送協会 (NHK ブックス)

大淵寛, 高橋重郷, 金子隆一, 加藤久和, 和田光平, 岩澤美帆, 原田理恵 (1998), 「出生力変動モデル構築のための基礎研究」, 『人口問題研究』, 54 - 1, pp.88-119

加藤久和 (1997), 『結婚の経済学』, mimeo

(1998), 「出生行動の経済学的解釈とその実証分析」, 『高齢社会における社会保障体制の再構築に関する理論研究事業: 長寿社会開発センター報告書

国立社会保障・人口問題研究所 (1997), 『日本の将来推計人口, 平成9年1月推計』 (研究資料)

総合研究開発機構 (1994), 『わが国出生率の変動要因とその将来動向に関する研究』, (NIRA 研究報告書), 940047

原田理恵 (1999), 「日本の出生率決定要因の分析 イースタリンによる相対所得仮説の検証」, 『大学院研究年報』 経済学研究科編, 第28号, 中央大学

付録. モデル一覧

出生ブロック

$$(1) \quad 20 - 24\text{歳出生率} = -42.302 + 1.185 \times (1 - 3\text{年前初婚率}) + 0.037 \times (20 - 24\text{歳家計所得}) \\ \quad \quad \quad (1.99) (7.64) \quad \quad \quad (2.09) \\ \quad \quad \quad - 11.539 \times (\text{教育費水準}) \\ \quad \quad \quad (3.60)$$

推定期間1977 - 96, adj. $R^2 = 0.991$, D.W. = 1.74, SSR = 40.85

$$(2) \quad 25 - 29\text{歳出生率} = 276.129 + 1.764 \times (1 - 3\text{年前初婚率}) - 1.521 \times (25 - 29\text{歳女子賃金}) \\ \quad \quad \quad (5.72) (3.20) \quad \quad \quad (6.60) \\ \quad \quad \quad + 0.104 \times (25 - 29\text{歳家計所得}) \\ \quad \quad \quad (0.864)$$

推定期間1977 - 96, adj. $R^2 = 0.976$, D.W. = 1.51, SSR = 260.58

$$(3) \quad 30 - 34\text{歳出生率} = 18.302 + 1.851 \times (1 - 3\text{年前初婚率}) - 0.204 \times (30 - 34\text{歳女子賃金}) \\ \quad \quad \quad (1.12) (3.11) \quad \quad \quad (1.08) \\ \quad \quad \quad + 0.115 \times (30 - 34\text{歳家計所得}) \\ \quad \quad \quad (1.34)$$

推定期間1977 - 96, adj. $R^2 = 0.912$, D.W. = 1.01, SSR = 142.80

$$(4) \quad 35 - 39\text{歳出生率} = -6.236 + 2.207 \times (1 - 3\text{年前初婚率}) - 1.109 \times (\text{教育費水準}) \\ \quad \quad \quad (1.10) (7.10) \quad \quad \quad (0.77) \\ \quad \quad \quad + 0.036 \times (35 - 39\text{歳家計所得}) \\ \quad \quad \quad (1.46)$$

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.965$, D.W. = 0.88, SSR = 13.76

$$(5) \quad \text{TFR} = -0.1099 + 0.954 \times ((20 - 24, 25 - 29, 30 - 34, 35 - 39\text{歳出生率の合計} \times 5 / 1000)) \\ \quad \quad \quad (4.09) (61.84)$$

推定期間1970 - 96, adj. $R^2 = 0.993$, D.W. = 0.764, SSR = 0.009

$$(6) \quad \text{人口千人当たり普通出生率} = -9.422 + 0.070 \times (20 - 24\text{歳出生率} + 25 - 29\text{歳出生率}) \\ \quad \quad \quad (3.79) (16.79) \\ \quad \quad \quad + 0.0577 \times (30 - 34\text{歳出生率} + 35 - 39\text{歳出生率}) \\ \quad \quad \quad (3.49)$$

推定期間1970 - 96, adj. $R^2 = 0.937$, D.W. = 0.198, SSR = 18.09

$$(7) \quad 20 - 24\text{歳女子当該コーホートの1年前初婚率} \\ = (20 - 24\text{歳女子初婚率} \times 4 + 15 - 19\text{歳女子初婚率}) / 5$$

- (8) 20 - 24歳女子当該コーホートの2年前初婚率
 $= (20 - 24歳女子初婚率 \times 3 + 15 - 19歳女子初婚率 \times 2) / 5$
- (9) 20 - 24歳女子当該コーホートの3年前初婚率
 $= (20 - 24歳女子初婚率 \times 2 + 15 - 19歳女子初婚率 \times 3) / 5$
- (10) 25 - 29歳女子当該コーホートの1年前初婚率
 $= (25 - 29歳女子初婚率 \times 4 + 20 - 24歳女子初婚率) / 5$
- (11) 25 - 29歳女子当該コーホートの2年前初婚率
 $= (25 - 29歳女子初婚率 \times 3 + 20 - 24歳女子初婚率 \times 2) / 5$
- (12) 25 - 29歳女子当該コーホートの3年前初婚率
 $= (25 - 29歳女子初婚率 \times 2 + 20 - 24歳女子初婚率 \times 3) / 5$
- (13) 30 - 34歳女子当該コーホートの1年前初婚率
 $= (30 - 34歳女子初婚率 \times 4 + 25 - 29歳女子初婚率) / 5$
- (14) 30 - 34歳女子当該コーホートの2年前初婚率
 $= (30 - 34歳女子初婚率 \times 3 + 25 - 29歳女子初婚率 \times 2) / 5$
- (15) 30 - 34歳女子当該コーホートの3年前初婚率
 $= (30 - 34歳女子初婚率 \times 2 + 25 - 29歳女子初婚率 \times 3) / 5$
- (16) 35 - 39歳女子当該コーホートの1年前初婚率
 $= (35 - 39歳女子初婚率 \times 4 + 30 - 34歳女子初婚率) / 5$
- (17) 35 - 39歳女子当該コーホートの2年前初婚率
 $= (35 - 39歳女子初婚率 \times 3 + 30 - 34歳女子初婚率 \times 2) / 5$
- (18) 35 - 39歳女子当該コーホートの3年前初婚率
 $= (35 - 39歳女子初婚率 \times 2 + 30 - 34歳女子初婚率 \times 3) / 5$
- (19) 20 - 24歳 1 - 3年前初婚率 = ((6) + (7) + (8)) / 3
- (20) 25 - 29歳 1 - 3年前初婚率 = ((9) + (10) + (11)) / 3
- (21) 30 - 34歳 1 - 3年前初婚率 = ((12) + (13) + (14)) / 3
- (22) 35 - 39歳 1 - 3年前初婚率 = ((15) + (16) + (17)) / 3

結婚ブロック

(1) 15 - 19歳初婚率 = 10.240 - 0.139 × (1 - 2年前大学等進学率)
 (15.55) (7.30)

推定期間1970 - 96, adj. R² = 0.668, D.W. = 0.262, SSR = 12.67

(2) 20 - 24歳初婚率 = - 224.16 - 0.614 × (当該コーホートの大学等進学率)
 (1.66) (1.46)
 - 261.60 × (家賃地代 / 実収入 (20歳勤労者世帯))
 (2.10)
 + 237.63 × (25 - 29歳男子実質賃金 / 20 - 24歳女子実質賃金)
 (2.90)

推定期間1972 - 96, adj. R² = 0.931, D.W. = 0.758, SSR = 651.83

(3) 25 - 29歳初婚率 = 231.22 + 1.989 × (25 - 29歳失業率)
 (4.36) (2.41)
 - 0.324 × (当該コーホートの20 - 24歳初婚率 - 273.21 × (一人当たり平均消費性向))
 (3.59) (3.47)
 - 154.69 × (家賃地代 / 実収入 (20歳勤労者世帯))
 (1.69)
 + 0.486 × (25 - 29歳有配偶労働力率)
 (1.283)

推定期間1975 - 96, adj. R² = 0.948, D.W. = 1.624, SSR = 67.81

(4) 30 - 34歳初婚率 = 144.46 + 2.969 × (30 - 34歳失業率)
 (3.98) (4.92)
 - 0.369 × (当該コーホートの20 - 24, 25 - 29歳初婚率)
 (4.58)

$$- 202.58 \times (\text{一人当たり平均消費性向}) + 0.693 \times (\text{25 - 29歳有配偶労働力率})$$

$$(4.45) \quad (1.29)$$

推定期間1977 - 96, adj. $R^2 = 0.909$, D.W. = 1.221, SSR = 21.97

(5) $35 - 39\text{歳初婚率} = - 2.285 + 0.368 \times (30 - 34\text{歳失業率})$
 $(9.49) (3.72)$
 $+ 0.0659 \times (\text{当該コーホートの25 - 29, 30 - 34歳初婚率})$
 (16.06)

推定期間1977 - 96, adj. $R^2 = 0.957$, D.W. = 1.375, SSR = 0.371

(6) $\text{人口千対初婚率} = - 3.118 + 0.156 \times (20 - 35\text{歳初婚率})$
 $(8.31) (27.59)$

推定期間1970 - 96, adj. $R^2 = 0.967$, D.W. = 0.511, SSR = 1.93

(7) $25 - 29\text{歳女子の当該コーホートの20 - 24歳時点初婚率} = 5\text{年前}20 - 24\text{歳初婚率}$

(8) $30 - 34\text{歳女子の当該コーホートの20 - 24歳, 25 - 29歳時点初婚率}$
 $= 10\text{年前}20 - 24\text{歳初婚率} + 5\text{年前}25 - 29\text{歳初婚率}$

(9) $35 - 39\text{歳女子の当該コーホートの25 - 29歳, 30 - 34歳時点初婚率}$
 $= 10\text{年前}25 - 29\text{歳初婚率} + 5\text{年前}30 - 34\text{歳初婚率}$

労働市場ブロック

(1) $\text{女子年齢計実質賃金} = 41.276 + 2.354 \times (\text{就業者一人当たり実質生産性})$
 $(5.88) (20.37)$

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.952$, D.W. = 0.385, SSR = 482.07

(2) $\text{女子20 - 24歳実質賃金} = 48.074 + 0.5936 \times (\text{女子年齢計実質賃金})$
 $(9.69) (22.02)$

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.958$, D.W. = 0.272, SSR = 152.43

(3) $\text{女子25 - 29歳実質賃金} = 35.117 + 0.7816 \times (\text{女子年齢計実質賃金})$
 $(11.76) (48.16)$

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.991$, D.W. = 0.393, SSR = 55.23

(4) $\text{女子30 - 34歳実質賃金} = - 3.831 + 1.043 \times (\text{女子年齢計実質賃金})$
 $(1.20) (60.07)$

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.994$, D.W. = 0.717, SSR = 63.15

(5) $\text{男子年齢計実質賃金} = 119.01 + 3.333 \times (\text{就業者一人当たり実質生産性})$
 $(40.29) (68.54)$

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.996$, D.W. = 0.973, SSR = 85.40

(6) $\text{男子20 - 24歳実質賃金} = 45.865 + 0.4142 \times (\text{男子年齢計実質賃金})$
 $(3.83) (11.09)$

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.853$, D.W. = 0.177, SSR = 561.78

(7) $\text{男子25 - 29歳実質賃金} = 92.225 + 0.4068 \times (\text{男子年齢計実質賃金})$
 $(6.67) (9.44)$

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.807$, D.W. = 0.177, SSR = 748.9

(8) $\text{女子年齢計就業者総数 (対数)} = 2.289 - 0.1225 \times (1\text{期前女子年齢計実質賃金 (対数)})$
 $(25.10) (35)$
 $+ 0.4789 \times (1\text{期前一人当たり国内総生産 (対数)})$
 (18.35)

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.996$, D.W. = 1.009, SSR = 0.00074

(9) $\text{女子25 - 29歳失業率} = - 0.457 + 1.820 \times (\text{女子年齢計失業率})$
 $(1.25) (12.15)$

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.874$, D.W. = 1.57, SSR = 2.09

(10) $\text{女子30 - 34歳失業率} = 0.335 + 0.744 \times (\text{男女年齢計失業率}) + 0.073 \times (1\text{期前初婚率})$
 $(0.73) (3.14) \quad (2.95)$

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.705$, D.W. = 2.30, SSR = 2.11

(11) 女子35 - 39歳失業率 = $0.158 + 0.796 \times$ (男女年齢計失業率)
(0.74) (9.11)

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.796$, D.W. = 2.34, SSR = 0.710

(12) 女子25 - 29歳有配偶労働力率 = $23.34 + 5.753 \times$ (保育所定員数 / 0 - 4歳人口)
(26.13) (17.73)

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.937$, D.W. = 1.382, SSR = 9.47

(13) 女子30 - 34歳有配偶労働力率 = $36.65 + 7.082 \times$ (保育所定員数 / 0 - 4歳人口)
(42.67) (8.78)
- $3.891 \times$ (一人当たり実質国内総生産)
(5.91)

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.836$, D.W. = 0.882, SSR = 8.110

(14) 女子年齢計労働力率 = $51.158 - 0.433 \times$ (人口千人当たり出生率)
(12.95) (3.01)
+ $0.016 \times$ (一期前女子年齢計賃金)
(1.21)

推定期間1977 - 96, adj. $R^2 = 0.878$, D.W. = 0.872, SSR = 2.979

(15) 女子年齢計労働力人口 = 女子15歳以上人口 \times 女子年齢計労働力率 / 100

(16) 女子年齢計失業率 = $1 -$ (女子年齢計就業者総数 / 女子年齢計労働力人口) \times 100

(17) 男女計年齢計就業者総数 = 男子年齢計就業者総数 + 女子年齢計就業者総数

マクロ経済ブロック

(1) 人口一人当たり実質民間家計可処分所得 (SNA ベース)
= $0.127 + 0.637 \times$ (一人当たり実質国内総生産)
(2.13) (30.48)

推定期間1970 - 96, adj. $R^2 = 0.972$, D.W. = 0.20, SSR = 0.116

(2) 一人当たり実質民間消費 = $0.234 + 0.613 \times$ (人口一人当たり実質民間家計可処分所得)
(2.66) (9.26)
+ $0.071 \times$ (一人当たり家計実質純金融資産残高)
(5.12)

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.997$, D.W. = 0.960, SSR = 0.006

(3) 一人当たり平均消費性向 = 一人当たり実質民間消費 / 一人当たり実質国内総生産

(4) 20 - 24歳家計所得 = $202.43 + 35.895 \times$ (一人当たり実質国内総生産)
(8.49) (4.52)

推定期間1975 - 96, adj. $R^2 = 0.481$, D.W. = 1.86, SSR = 8498.8

(5) 25 - 29歳家計所得 = $210.70 + 58.22 \times$ (一人当たり実質国内総生産)
(26.49) (22.52)

推定期間1977 - 96, adj. $R^2 = 0.964$, D.W. = 1.55, SSR = 631.29

(6) 30 - 34歳家計所得 = $227.80 + 67.52 \times$ (一人当たり実質国内総生産)
(22.51) (20.53)

推定期間1977 - 96, adj. $R^2 = 0.957$, D.W. = 2.18, SSR = 1021.15

(7) 35 - 39歳家計所得 = $253.57 + 76.86 \times$ (一人当たり実質国内総生産)
(32.29) (30.12)

推定期間1977 - 96, adj. $R^2 = 0.979$, D.W. = 1.46, SSR = 615.09

(8) 就業者一人当たり実質国内総生産 (対数)
= $2.043 + 0.456 \times$ (就業者一人当たり実質民間資本ストック (対数))
(52.56) (51.37)

推定期間1971 - 96, adj. $R^2 = 0.991$, D.W. = 0.747, SSR = 0.009

(9) 一人当たり実質国内総生産 = 実質国内総生産 / 総人口

(10) 総人口 = 総人口 (実績値) + (人口千人当たり普通出生率の変化による増分 :)

シミュレーション分析以外は = 0 としている。

Econometric Analysis of Birth, Marriage, and Labor Market

Hisakazu KATO

The purpose of this study is to describe relations of birth, marriage, labor participation, and macro-economic performance in recent Japanese society, and to calculate the effects of some policy changes on birth rate and first marriage rate of young women using econometric model. Our model has four main blocks such as birth block, marriage block, labor market block, and macro economy block, and is constituted of fifty-eight equations estimated by OLS and eight exogenous variables including policy ones in all.

Since some prior studies found out that the late marriage of young women was a main cause of decreasing birth rate, we regard this as the most important factor to construct the structural equations of birth rate. Moreover, we considered income and price effects on fertility and set up them as explanatory variables in structural equations of birth rate according to basic consumption theory of microeconomics. In marriage block, we utilized a relation between a motive of marriage and participation in labor market of young women for principal explanatory variables to determine a behavior of marriage. In addition, some macro-economic variables such as income per capita or demand for labor etc. are included in the model to show the effects of total population change caused by birth rate change on macro economy.

To calculate the effects on fertility and marriage behavior by policy change, we prepared four simulation cases as;

- 1) Case 1: Increase the capacity of a day nursery 50% more.
- 2) Case 2: In addition to Case 1, improving the marriage costs for couples.
- 3) Case 3: In addition to Case 2, reducing the negative relation between recent tendency of birth rate and female labor participation rate to half.
- 4) Case 4: In addition to Case 2, neutralizing the negative relation between birth rate and female labor participation rate completely.

Though Total Fertility Rate (TFR) in the simulation period, 1982-1996, was 1.61 on average, Case 1 raise TFR as much as 0.08 point in the same period, and Case 4 as much as 0.37 point and 1.98 on average. Also, those policies increase first marriage rate and encourage early marriage for young women.

We concluded that some appropriate policies could raise TFR. However, in order to deploy those policies, it must be necessary to improve gender relation of traditional structure in Japanese society.