

が高い。このことは、年齢別初婚率を被説明変数とし、成長率や失業率を説明変数とする単純な OLS 回帰を行ってもその結果は見せかけの関係にある疑いが強い。そこで、これらの三変数を組み合わせて、ヨハンセンの方法によって共和分があるかどうかの検定を行う。共和分が存在する場合には、その共和分方程式 (VEC モデル) を推定することとした。

表 2 は、(20～34 歳初婚率、20～34 歳女子失業率、実質経済成長率)、(25～34 歳初婚率、25～34 歳女子失業率、実質経済成長率) の二つの組み合わせについて、ヨハンセンの共和分検定を行った結果である。検定においては推定する VEC モデルに確率的トレンドの他、確定的トレンドの存在を仮定した。また、最大固有値検定量、トレース検定量とも小標本による修正を行っている (同様に、以下の共和分分析ではすべて小標本修正を行っている)。二つの組み合わせとも、少なくともひとつの共和分関係が示唆されている。表 3 はこれに対応した調整ベクトル、また、図 2 は(6-1)式、(6-2)式の共和分関係を前提とした場合の、長期均衡関係からの毎年の乖離の動向を表したものである。

表 2 の結果をもとに、共和分方程式を推定した結果が(6-1)式及び(6-2)式である。パラメータの推定値の下にある括弧内は t 値であり、推定期間は 1975～2000 年である。

$$\ln MARR_{2034} = -0.1208 \times UR_{2034} - 0.2787 \times GDP_{RG} \quad (6-1)$$

(-2.370) (-6.045)

$$\ln MARR_{2534} = -0.4385 \times UR_{2534} - 0.8733 \times GDP_{RG} \quad (6-2)$$

(-2.955) (-4.465)

(6-1)式、(6-2)式をみると、失業率の上昇は初婚率を低下させる方向に働き、また実質経済成長率の上昇も初婚率に負のインパクトを与えている。このことから、失業率の上昇は初婚率に負の影響を与えるという解釈が支持される。また、北村(2002)が指摘したように、所得効果は結婚のタイミングに負のインパクトを及ぼすことも推測される¹⁴。

2-3 マクロ経済と出生行動

次に、経済成長率や失業率が出生率に及ぼす影響を探る。単位根検定の結果でみたように、マクロ経済と出生率の分析で取り上げるすべての変数は I(1)変数であると考えられる。そこで、(20～34 歳出生率、20～34 歳男子失業率、実質経済成長率)、(25～34 歳出生率、25～34 歳男子失業率、実質経済成長率)、(合計特殊出生率(TFR)、20～34 歳男子失業率、実質経済成長率) の三つの変数の組み合わせについてヨハンセンの共和分検定を行い、共和分が存在する場合には共和分方程式 (VEC モデル) を推定する。

表 4 は共和分検定の結果を示したものである。検定の結果から、少なくともひとつの共和分関係が存在することが示唆される。この共和分関係を示したものが(7-1)～(7-3)式である。パラメータの推定値の下にある括弧内は t 値であり、推定期間は 1975～2000 年である。表 5 はこれに対応する調整ベクトルを、また図 3 は(7-1)～(7-3)式の共和分関係を前提とした場合の長期均衡からの乖離を表したものである。

¹⁴ (6-1)、(6-2)式の所得の代理変数は実質経済成長率であり、所得そのものではないことに留意する必要がある。

$$\ln\text{BIR}_{2034} = -0.2063 \times \text{UR}_{2034\text{M}} + 0.2599 \times \text{GDPRG} \quad (7-1)$$

(-4.046) (6.766)

$$\ln\text{BIR}_{2534} = -0.0861 \times \text{UR}_{2034\text{M}} + 0.0719 \times \text{GDPRG} \quad (7-2)$$

(-3.534) (4.583)

$$\text{TFR} = -0.3360 \times \text{UR}_{2034\text{M}} + 0.3899 \times \text{GDPRG} \quad (7-3)$$

(-3.906) (6.301)

(7-1)式～(7-3)式の推計結果をみると、配偶者の雇用環境を代理する男子失業率の上昇は出生率に負の影響をもたらし、経済成長率の上昇は出生率に対して正の効果を持つことが示されている。いずれも係数は有意であり、マクロ経済環境の変化が出生率に長期的な影響をもたらすことが確認された。また、子どもを通常財とする場合、所得の増加は子どもに対する需要を増加させることが示唆されている¹⁵。

3. 四半期データによる実証分析

時系列分析における各手法は大標本を前提としたものであり、前章における分析結果は有意なものであるものの、小標本によるバイアスの存在を否定しきれない。しかしながら、人口変動に関わる変数は年次ベースのデータがほとんどであり、そのため標本数を増やすことには限界がある。その点を解決するため、人口変数に関する四半期データを作成し、これを用いて上記と同様な分析を行うこととした。

3-1 データの作成と単位根検定

厚生労働省「人口動態統計」月報で公表されている、月次ベースの出生数・婚姻数を用いて四半期データを作成する。なお、公表されている出生数は総数であり、母の年齢別の出生数は公表されていない。そのため、出生数データは15～49歳の再生産可能な年齢層の女性をすべて含むものとなる。使用する出生数のデータは1972年の1月から2000年12月までのものであり、これを四半期ベースに集計し、さらに出生率に変換するため15～44歳女子人口を別途推計した¹⁶。四半期ベースに変換した理由は、出生率の分母となる女子人口を月別に推計することが困難であったためである。一方、結婚についても、「人口動態統計」月報で公表されている者は婚姻総数であり、そのため以下で使用する婚姻率は再婚を含む指標である。婚姻率は、出生率と同様に月次ベースの婚姻数を集計し、これを四半期ベースに変換した。ただし、分母となる人口については15～49歳女子人口とした¹⁷。婚姻率が利用可能な期間は1975年の1月から2000年12月までである。図4は以上で作

¹⁵ さらにモデルの拡張を行って、出生率と初婚率にマクロ経済変数を加えた分析を行った。その際、共和分の存在は認められたものの、変数間に有意な関係がある推定式は得られなかった。

¹⁶ 再生産可能な年齢層は15～49歳であるが、45～49歳の層における出生数はきわめて少ないため、15～44歳女子人口を分母とした。

¹⁷ 初婚を含め50歳以上の人口においても結婚事象が生じることから、実際にはさらに幅広い年齢層を取るべきかもしれない。データの精緻化を含め、今後の課題である。

成した出生率と婚姻率の推移を示したものである。なお、出生率（lnBIR）、婚姻率（lnMARR）とも季節調整を行った後のデータを自然対数に変換したものを使用した。その結果、出生率については1972年第1四半期から2000年第4四半期までの116のデータを、婚姻率については1975年第1四半期から2000年第4四半期までの104のデータを得た。

マクロ経済変数としては、四半期ベースの経済成長率（GDP成長率、GDPRG）と男女別失業率（男子URM、女子UR）を用いた。失業率は、出生率と婚姻率の年齢階層を考慮して全年齢層のものを使用する。これらの変数も季節調整を行っている。

以上の変数に関して、単位根検定を行った結果が表6にある。単位根検定では年次データと同様にADF検定を行うとともに、その系列は定常であるという帰無仮説を検定するKPSS検定も行った。対象とする変数のうち、ADF検定において帰無仮説が5%有意水準で棄却されたのは、検定式Aを用いた婚姻率（lnMARR）の場合だけであり、これも確定的トレンドの存在を仮定すると帰無仮説は棄却できない。一方、KPSS検定においては実質経済成長率（GDPRG）が定常であるという仮説を棄却できなかった。しかしながら、二つの検定結果を踏まえ、これらの変数はすべてI(1)変数であるとする¹⁸。

3-2 マクロ経済と結婚・出生行動

表7は、出生率あるいは婚姻率とマクロ経済変数との間の共和分検定を行った結果である。

（婚姻率、女子失業率、経済成長率）の三変数の組み合わせについてみると、これから少なくともひとつの共和分関係の存在が考えられる。この検定結果から得られる共和分関係を示したものが(8)式である。推定期間は1977年の第2四半期から2000年の第4四半期まで（標本数95）である。表8はこれに対応する調整ベクトル、図5-1、図5-2は長期均衡関係からの乖離を示したものである。

$$\ln MARR = -0.4408 \times UR - 0.5508 \times GDPRG \quad (8)$$

(-4.891) (-5.374)

(8)式から、女子失業率の上昇と経済成長率の上昇はいずれも婚姻率に関して負の影響をもたらしていることがわかる。この結論は年次ベースのデータを用いた分析と同様である。

次に、（出生率、男子失業率、経済成長率）及び（出生率、女子失業率、経済成長率）の二つの組み合わせにおいて共和分検定を行った結果をみると、いずれの場合においてもひとつの共和分関係が存在すると解釈できる。その共和分関係を示したものが(9-1)式と(9-2)式である。推定期間は1975年の第2四半期から2000年の第4四半期まで（標本数103）である。

$$\ln BIR = 0.0792 \times URM + 0.1740 \times GDPRG \quad (9-1)$$

(2.058) (8.087)

¹⁸ ADF 検定において階差変数は定常であり、したがって I(2)変数ではない。

$$\ln BIR = -0.0398 \times UR + 0.1245 \times GDPRG \quad (9-2)$$

(-0.899) (4.164)

四半期データを用いた場合、出生率に対する失業率の影響はあいまいである。年次ベースのデータでは男子失業率の上昇は出生率にマイナスの効果をもたらすという結果であったが、(9-1)式では逆にプラスの影響を持つという結果となった。期待される符号はマイナスであり、失業率の上昇が出生率に負の影響を与えるとする仮説は支持されなかった。(9-2)式は男子失業率の変わりに女子失業率を入れたものであるが、そのパラメータは有意ではなかった。

3-3 5変数モデルによる分析

人口変動とマクロ経済環境の関係を明らかにするためには、出生と結婚に関する指標を同時に扱う必要がある。そこで、四半期データを利用して、出生率と婚姻率を同時に含む場合の VEC モデルを推定した。

表 9 は、(出生率、婚姻率、男子失業率、女子失業率、経済成長率) の 5 つの変数に関する共和分検定の結果である。検定の結果、少なくとも二つの共和分関係が示唆された。その共和分方程式を表した式が(10)式である。表 10 はこれに対応した調整ベクトルである。

$$\ln BIR = 0.605951 \times \ln MARR + 0.1169 \times GDPRG - 0.0005 \times URM + 0.0323 \times UR \quad (10)$$

(1.382) (3.919) (-0.004) (0.249)

(10)式から婚姻率の上昇は出生率を上昇させ、また経済成長率と出生率の間にも正の関係が存在する。失業率に関しては、符号条件は今まで検証してきた諸仮説と整合的であったが、有意な結果ではなかった。図 6 は(10)式をもとにした、長期均衡からの乖離の状態を示したものである。これを見ると、1990年代では出生率は総じて下方に乖離していることは明らかであろう。この点だけを捉えれば、近年の低出生率はやや下方のバイアスをもって推移していることがうかがわれる。

(10)式を得た VEC モデルをもとに、インパルス応答を計算することができる。5変数モデルであるため、総計で 25 の異なるインパルス応答が計算できるが、ここでは出生率と婚姻率の反応を取り上げる。なお、インパルス応答は、そのコレスキー分解の性質から VEC モデルに並べる変数の順序によって結果が異なる¹⁹。以下のインパルス応答の計算では、経済成長率、男子失業率、女子失業率、婚姻率、出生率の順で変数を並べた。

図 7-1 は出生率の反応を示したものであり、経済成長率に対する外部からの正のショックは出生率に正のインパクトを、また失業率に対する正のショックは負のインパクトを与える。また、婚姻率に対するショックは総じて出生率に正の効果をもたらしている。注目すべきは経済成長率が出生率に及ぼすインパルスであろう。長期的には出生率に対して経済成長の影響が大きいことがわかる。図 7-2 は同じく婚姻率の反応を表したものである。自己に対するショックを除けば、経済成長率に対するショックは婚姻率に正のインパクト

¹⁹ Hamilton(1984)などを参照。外生性の高い変数から並べることが推奨されている。

をもたらし、失業率に対するショックは負のインパクトを与える。これは出生率と婚姻率を別個に取り上げた場合とやや異なる結論である。

図 8-1 はインパルス応答を利用して、出生率の変動を分解した結果（分散分解）である。これによると出生率の変動を長期的に左右するのは経済成長率であることがわかる。また、図 8-2 は婚姻率の分散分解であるが、女子失業率が婚姻率の変動に大きな影響を及ぼす要因であることが見てとれる。

おわりに

本研究は、マクロ経済環境の変化が結婚や出生行動に及ぼす影響を、時系列分析の手法により探ったものである。年次データを用いた分析では、失業率の上昇は初婚率に負の影響を、また経済成長率の上昇も初婚率に負の影響を及ぼすことが示された。とりわけ、失業率の変動が結婚行動に及ぼすインパクトを明らかにすることができた点は、本研究のひとつの成果であると言える。また、出生行動に関しては、男子失業率とは負の、また経済成長率とは正の関係があることが示された。この点はさまざまに議論されていたことでもあるが、時系列データの視点からも有意な結果が得られた。

しかしながら、年次データでは観測値数が限られており、時系列分析の手法に十分馴染まない側面もある。そこで、婚姻率と出生率の四半期データを作成し、上記の結果を追試したところほぼ同様な結論を得た。さらに、出生と結婚との相互依存関係を考慮した5つの変数の組み合わせから、出生率は婚姻率、経済成長率、女子失業率と正の関係が、また男子失業率と負の関係があることが見いだされた。強調されるべきことは、インパルス応答の結果などから、経済成長は長期的に見て出生率に正の影響を与えていることが確認されたことである。したがって、経済成長の低迷は出生率を低下させる効果を持つ可能性が強い。残念ながら、四半期データにおける出生率や婚姻率は年齢別の観測値ではないため、年齢別の結婚・出生行動の分析には至っていない。

結婚や出生行動は人口学的な側面から決定されると同時に、マクロ経済環境もこうした行動に影響を及ぼす。従来はクロスセクション・データを用いてこのような分析が行われてきたが、時系列データを利用して有意な結果が得られたという点も述べておきたい。

<参考文献>

- Becker, G. S.,(1960) "An Economic Analysis of Fertility," In Coale, A. ed. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, Princeton: Princeton University Press.
- Becker, G. S.,(1973) "A Theory of Marriage: Part1," *Journal of Political Economy*. Vol.81, pp.813-846.
- Easterlin,R.A.,(1961), "The American Baby Boom in Historical Perspective," *The American Economic Review*, Vol.51, pp.869-911.
- Engle,R.F. and C.W.J. Granger, (1987) "Cointegration and Error Correction

- Representation, Estimating and Testing,” *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- Hamilton, J. D., (1992) *Time Series Analysis*, N.J., Princeton University Press.
- Johansen, S., (1988) “Statistical Analysis of Cointegrating Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, pp.231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K., (1990) “Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration-with application to the demand for money,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, pp.169-210.
- Kato, H., (1997) “Time Series Analysis of Fertility Change in Postwar Japan,” *Jinkou-Gaku Kenkyu* (人口学研究), Vol.20, pp.23-35.
- Mills, T.C., (1998) “Recent Developments in Modelling Nonstationary Vector Autoregressions,” *Journal of Economic Surveys*, Vol.12, pp.279-312.
- 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), Vol.5, pp.8-16.
- Sims, C., (1980) “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, Vol.48, pp.1-48.
- 加藤久和、(1998)、「出生・結婚および労働参加の動学分析—構造型 VAR によるアプローチ」、阿藤誠編、『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』(厚生科学研究報告書)。
- 加藤久和、(2001)、『人口経済学入門』、日本評論社。
- 加藤久和、(2002)、「結婚・出生の将来予測」 社会保障審議会人口部会編『将来人口推計の視点』、ぎょうせい。
- 北村行伸、(2002)、「結婚の経済学」、高橋重郷編、『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』、(厚生科学研究報告書)。
- 国立社会保障・人口問題研究所、(2002)、『日本の将来推計人口』
- 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」、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。

付録 VEC モデルによる 2010 年までの出生率推計

本文で推定を行ったベクトル・エラー修正モデル (VEC モデル) を用いて 2010 年までの出生率の予測を行った結果を紹介する。図付 1 は、(7-3)式を推定した VEC モデルによる予測値である。2000 年の合計特殊出生率 (TFR) は 1.36 であったが、予測の平均値をみると、2001 年が 1.34 (実績では 1.33)、2002 年が 1.32、2005 年が 1.26、また 2010 年では 1.17 まで低下する。

しかしながら、VEC モデルなどでは予測誤差が大きく、平均値の回りに標準偏差を 2 倍とると、2010 年の予測値は 0.751 から 1.632 の間にあり、1.17 であると述べる場合には

誤解を生じやすい。また、2010年の実質経済成長率は8.3%、また20-34歳男子失業率は11.4%と過大に計算されており、VECモデルの予測能力については限定的なものと考えer必要がある。

同じく、(7-1)式をもとに20-34歳出生率をVECモデルによって予測した結果が図付2にある。20-34歳出生率の予測の平均値は2000年の79.2‰から2005年に71.7‰、また2010年には65.0‰に推移すると計算される。図には、上と同様に平均値の回りに標準偏差を2倍とった信頼区間を示した。2010年では上限が86.9‰、下限が48.1‰であった。なお、この20-34歳出生率をもとに、これとTFRの相関関係をもとにTFRベースの予測値をもとめると、2010年では1.20程度となった。

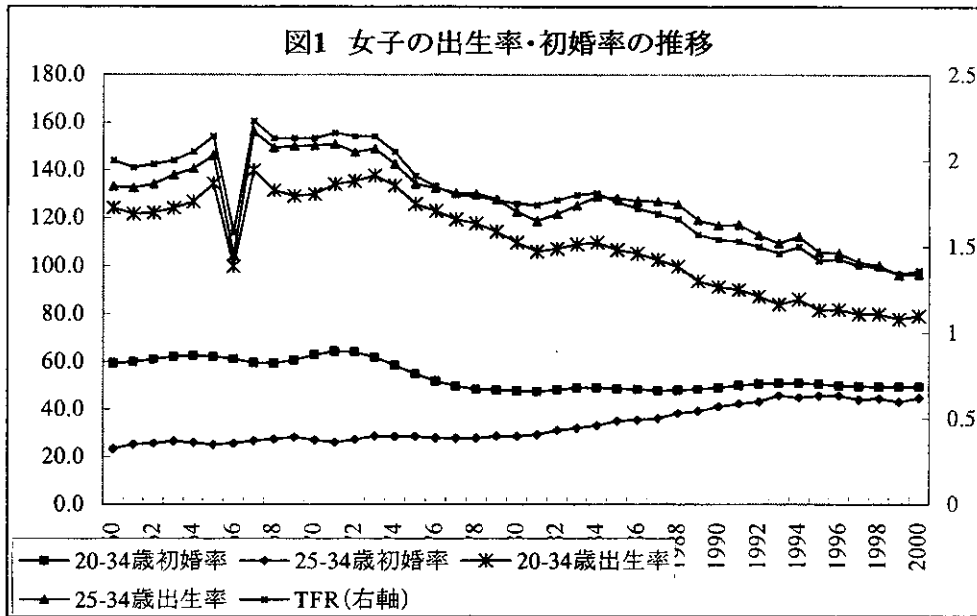


表1 単位根検定の結果(ADF検定、年次データ)

| 変数 | 統計量(ρ) | ラグ次数 | 検定式 | 期間 |
|--------------|---------------|------|-----|-----------|
| lnBIR2034 | 0.2213 | 1 | A | 1960-2000 |
| lnBIR2034 | -1.5965 | 0 | A | 1975-2000 |
| lnBIR2034 | -2.2228 | 0 | B | 1975-2000 |
| lnBIR2534 | -0.3315 | 1 | A | 1960-2000 |
| lnBIR2534 | -0.3396 | 0 | A | 1975-2000 |
| lnBIR2534 | -1.4652 | 0 | B | 1975-2000 |
| TFR | -1.4599 | 0 | A | 1960-2000 |
| TFR | -1.8610 | 0 | A | 1975-2000 |
| TFR** | -4.7204 | 4 | B | 1975-2000 |
| lnMARR2034 | -1.4478 | 2 | A | 1960-2000 |
| lnMARR2034* | -4.8109 | 1 | A | 1975-2000 |
| lnMARR2034** | -4.8400 | 1 | B | 1975-2000 |
| lnMARR2534 | -0.5172 | 0 | A | 1960-2000 |
| lnMARR2534 | -0.5547 | 0 | A | 1975-2000 |
| lnMARR2534* | -3.7387 | 3 | B | 1975-2000 |
| UR2034 | 0.7120 | 0 | A | 1968-2000 |
| UR2034 | -0.0306 | 0 | A | 1975-2000 |
| UR2034 | -0.9942 | 0 | B | 1975-2000 |
| UR2534 | 0.5195 | 0 | A | 1968-2000 |
| UR2534 | -0.2107 | 0 | A | 1975-2000 |
| UR2534 | -1.8247 | 1 | B | 1975-2000 |
| UR2034M | 2.6783 | 0 | A | 1968-2000 |
| UR2034M | 2.4346 | 2 | A | 1975-2000 |
| UR2034M | -0.8685 | 3 | B | 1975-2000 |
| UR2534M | 2.3328 | 0 | A | 1968-2000 |
| UR2534M | 0.3390 | 1 | A | 1975-2000 |
| UR2534M | -0.7804 | 1 | B | 1975-2000 |
| GDPRG | -1.9622 | 1 | A | 1960-2000 |
| GDPRG | -2.4262 | 1 | A | 1975-2000 |
| GDPRG | -0.8530 | 1 | C | 1975-2000 |

検定式: Aは切片、Bは切片とタイムトレンドを含み、Cは切片もトレンドもなし
 変数の*は5%、**は1%有意水準で棄却されるものを示す。

表2 結婚とマクロ経済の共和分検定(年次データ)

変数: lnMARR2034, UR2034, GDPRG

| 共和分ベクトルの数 | 固有値 | トレース | 5% Critical | 最大固有値 | 5% Critical |
|-----------|-------|--------|-------------|--------|-------------|
| なし | 0.608 | 32.637 | 29.68 | 21.567 | 20.97 |
| 少なくとも1個 | 0.381 | 11.071 | 15.41 | 11.046 | 14.07 |
| 少なくとも2個 | 0.001 | 0.025 | 3.76 | 0.025 | 3.76 |

検定期間:1975-2000年、最大ラグ次数(1階の階差):1。

変数: lnMARR2534, UR2534, GDPRG

| 共和分ベクトルの数 | 固有値 | トレース | 5% Critical | 最大固有値 | 5% Critical |
|-----------|-------|--------|-------------|--------|-------------|
| なし | 0.573 | 30.581 | 29.68 | 19.578 | 20.97 |
| 少なくとも1個 | 0.311 | 11.003 | 15.41 | 8.573 | 14.07 |
| 少なくとも2個 | 0.100 | 2.430 | 3.76 | 2.430 | 3.76 |

検定期間:1975-2000年、最大ラグ次数(1階の階差):3。

表3 調整ベクトルの推定結果(初婚率)

| lnMARR2034 | UR2034 | GDPRG |
|------------|----------|----------|
| 0.0082 | -0.5741 | -2.2576 |
| (1.220) | (-2.736) | (-1.946) |

| lnMARR2034 | UR2034 | GDPRG |
|------------|----------|----------|
| -0.0140 | -0.2998 | -0.8515 |
| (-1.191) | (-2.099) | (-1.105) |

図2 長期均衡からの乖離(初婚率とマクロ経済)

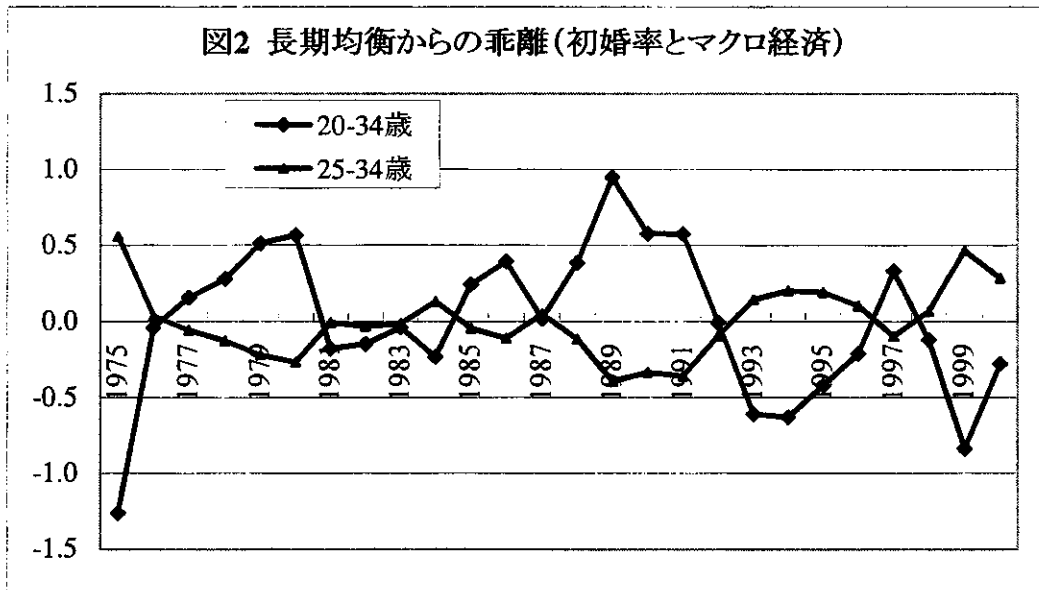


表4 出生とマクロ経済の共和分検定(年次データ)

変数:lnBIR2034、UR2034M、GDPRG

| 共和分ベクトルの数 | 固有値 | トレース | 5% Critical | 最大固有値 | 5% Critical |
|-----------|-------|--------|-------------|--------|-------------|
| なし | 0.629 | 31.934 | 29.68 | 22.802 | 20.97 |
| 少なくとも1個 | 0.325 | 9.132 | 15.41 | 9.047 | 14.07 |
| 少なくとも2個 | 0.004 | 0.085 | 3.76 | 0.085 | 3.76 |

検定期間:1975-2000年、最大ラグ次数(1階の階差):2。

変数:lnBIR2534、UR2034M、GDPRG

| 共和分ベクトルの数 | 固有値 | トレース | 5% Critical | 最大固有値 | 5% Critical |
|-----------|-------|--------|-------------|--------|-------------|
| なし | 0.556 | 30.662 | 29.68 | 18.678 | 20.97 |
| 少なくとも1個 | 0.398 | 11.984 | 15.41 | 11.688 | 14.07 |
| 少なくとも2個 | 0.013 | 0.296 | 3.76 | 0.296 | 3.76 |

検定期間:1975-2000年、最大ラグ次数(1階の階差):1。

変数:TFR、UR2034M、GDPRG

| 共和分ベクトルの数 | 固有値 | トレース | 5% Critical | 最大固有値 | 5% Critical |
|-----------|-------|--------|-------------|--------|-------------|
| なし | 0.638 | 34.129 | 29.68 | 23.389 | 20.97 |
| 少なくとも1個 | 0.349 | 10.740 | 15.41 | 9.868 | 14.07 |
| 少なくとも2個 | 0.037 | 0.872 | 3.76 | 0.872 | 3.76 |

検定期間:1975-2000年、最大ラグ次数(1階の階差):2。

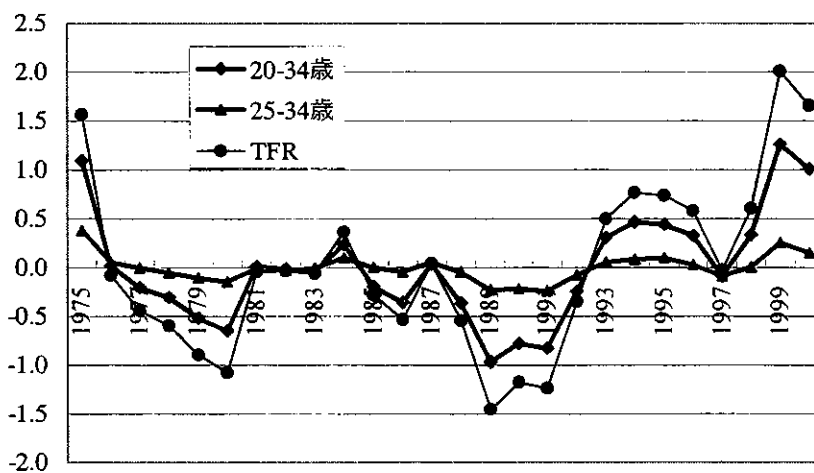
表5 調整ベクトルの推定結果(出生率)

| lnBIR2034 | UR2034M | GDPRG |
|-----------|---------|---------|
| 0.0356 | 0.9264 | 0.4697 |
| (1.186) | (3.618) | (0.238) |

| lnBIR2534 | UR2534M | GDPRG |
|-----------|---------|---------|
| 0.0084 | 0.3890 | 12.6799 |
| (0.110) | (0.719) | (3.560) |

| TFR | UR2034M | GDPRG |
|---------|---------|---------|
| -0.0098 | 0.6054 | 0.2813 |
| (0.301) | (3.850) | (0.223) |

図3 長期均衡からの乖離(出生率とマクロ経済)



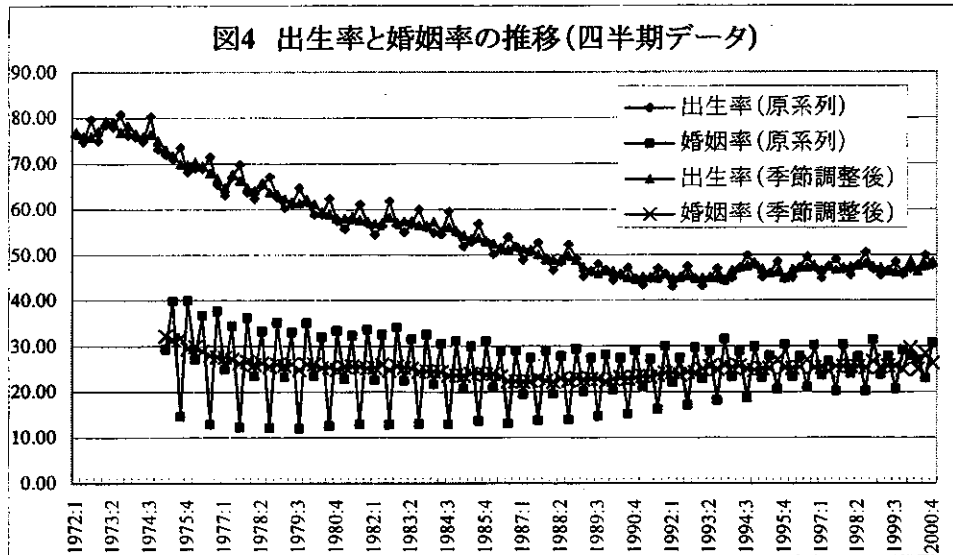


表6 単位根検定の結果(ADF検定、四半期データ)

| 変数 | 統計量(ρ) | ラグ次数 | 検定式 | 期間 |
|--------|---------------|------|-----|---------------|
| lnBIR | -2.1889 | 1 | A | 1972:1-2000:4 |
| lnBIR | -0.0250 | 1 | B | 1972:1-2000:4 |
| lnMARR | -3.2859 | 1 | A | 1975:1-2000:4 |
| lnMARR | -2.5464 | 1 | A | 1975:1-2000:4 |
| UR | 0.1609 | 0 | A | 1972:1-2000:4 |
| UR | -1.3154 | 0 | B | 1972:1-2000:4 |
| URM | 1.2493 | 0 | A | 1972:1-2000:4 |
| URM | -0.1816 | 0 | B | 1972:1-2000:4 |
| GDPRG | -2.6966 | 11 | A | 1973:1-2000:4 |

検定式: Aは切片、Bは切片とタイムトレンドを含み、Cは切片もトレンドもな
変数の*は5%有意水準で棄却されるものを示す。

KPSS検定

| 変数 | 統計量(ρ) |
|----------|---------------|
| lnBIR*** | 1.136 |
| lnMARR* | 0.376 |
| UR*** | 1.013 |
| URM*** | 0.827 |
| GDORG | 0.115 |

***は定常であるという帰無仮説を1%、
**は5%、*は10%で棄却する

表7 出生・結婚とマクロ経済変数の共和分検定(四半期データ)

変数:lnMARR, UR, GDPRG

| 共和分ベクトルの数 | 固有値 | トレース | 5% Critical | 最大固有値 | 5% Critical |
|-----------|-------|--------|-------------|--------|-------------|
| なし | 0.302 | 43.914 | 29.68 | 28.643 | 20.97 |
| 少なくとも1個 | 0.100 | 11.143 | 15.41 | 8.338 | 14.07 |
| 少なくとも2個 | 0.017 | 1.604 | 3.76 | 1.402 | 3.76 |

検定期間:1975:2-2000:3四半期、最大ラグ次数(1階の階差):8。

変数:lnBIR, URM, GDPRG

| 共和分ベクトルの数 | 固有値 | トレース | 5% Critical | 最大固有値 | 5% Critical |
|-----------|-------|--------|-------------|--------|-------------|
| なし | 0.292 | 49.377 | 29.68 | 34.246 | 20.97 |
| 少なくとも1個 | 0.139 | 15.131 | 15.41 | 14.785 | 14.07 |
| 少なくとも2個 | 0.003 | 0.346 | 3.76 | 0.346 | 3.76 |

検定期間:1975:2-2000:3四半期、最大ラグ次数(1階の階差):8。

変数:lnBIR, UR, GDPRG

| 共和分ベクトルの数 | 固有値 | トレース | 5% Critical | 最大固有値 | 5% Critical |
|-----------|-------|--------|-------------|--------|-------------|
| なし | 0.216 | 39.860 | 29.68 | 25.020 | 20.97 |
| 少なくとも1個 | 0.134 | 14.840 | 15.41 | 14.828 | 14.07 |
| 少なくとも2個 | 0.000 | 0.012 | 3.76 | 0.109 | 3.76 |

検定期間:1974:2-2000:3四半期、最大ラグ次数(1階の階差):4。

表8 調整ベクトルの推定結果(婚姻率)

| lnMAR | URM | GDPRG |
|----------|---------|----------|
| -0.0054 | 0.0828 | -0.5193 |
| (-0.282) | (0.856) | (-0.584) |

| lnBIR | URM | GDPRG |
|----------|----------|----------|
| -0.0160 | -0.1495 | 6.0157 |
| (-0.854) | (-1.087) | (-3.981) |

| lnBIR | UR | GDPRG |
|----------|---------|--------|
| -0.0328 | 0.1065 | 3.2097 |
| (-2.382) | (1.007) | -2.717 |

図5-1 長期均衡からの乖離(婚姻率とマクロ経済)

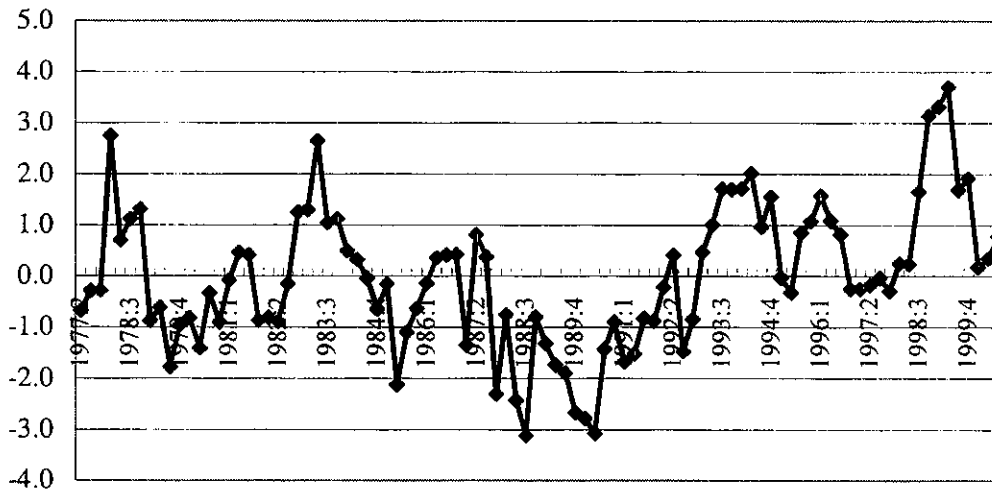


図5-2 長期均衡からの乖離(出生率とマクロ経済)

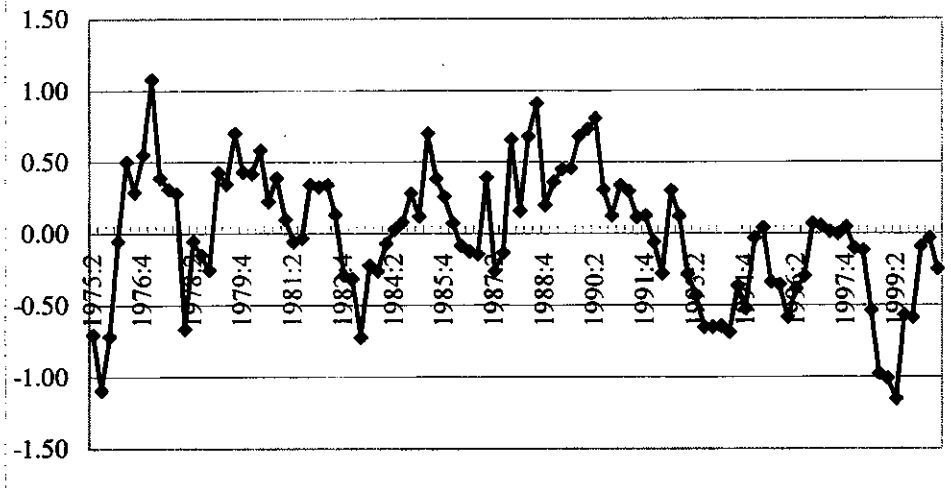


表9 出生・結婚とマクロ経済の共和分検定(四半期データ)

変数: lnBIR, lnMARR, URM, UR, GDPRG

| 共和分ベクトルの数 | 固有値 | トレース | 5% Critical | 最大固有値 | 5% Critical |
|-----------|-------|---------|-------------|--------|-------------|
| なし | 0.326 | 102.909 | 68.52 | 38.318 | 33.46 |
| 少なくとも1個 | 0.280 | 64.591 | 47.21 | 31.880 | 27.07 |
| 少なくとも2個 | 0.218 | 32.711 | 29.68 | 23.792 | 20.97 |
| 少なくとも3個 | 0.077 | 8.925 | 15.41 | 7.823 | 14.07 |
| 少なくとも4個 | 0.011 | 1.096 | 3.76 | 1.096 | 3.76 |

検定期間: 1976.2-2000.3四半期、最大ラグ次数(1階の階差): 4。

表10 調整ベクトルの推定結果

| lnBIR | lnMARR | GDPRG | URM | UR |
|----------|----------|---------|----------|---------|
| -0.0826 | -0.0935 | 1.3267 | -0.2284 | 0.0837 |
| (-4.423) | (-2.849) | (0.840) | (-1.587) | (0.548) |

図6 長期均衡からの乖離(5変数モデル)

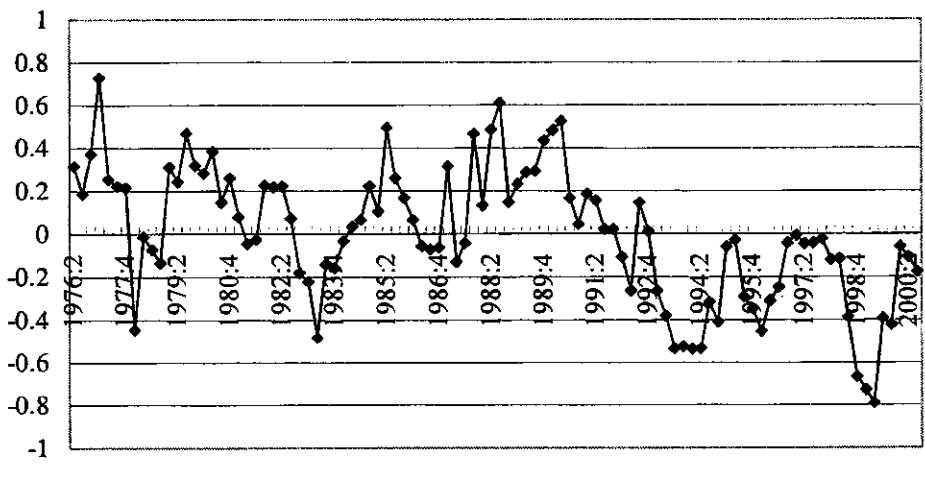


図7-1 インパルス応答(出生率)

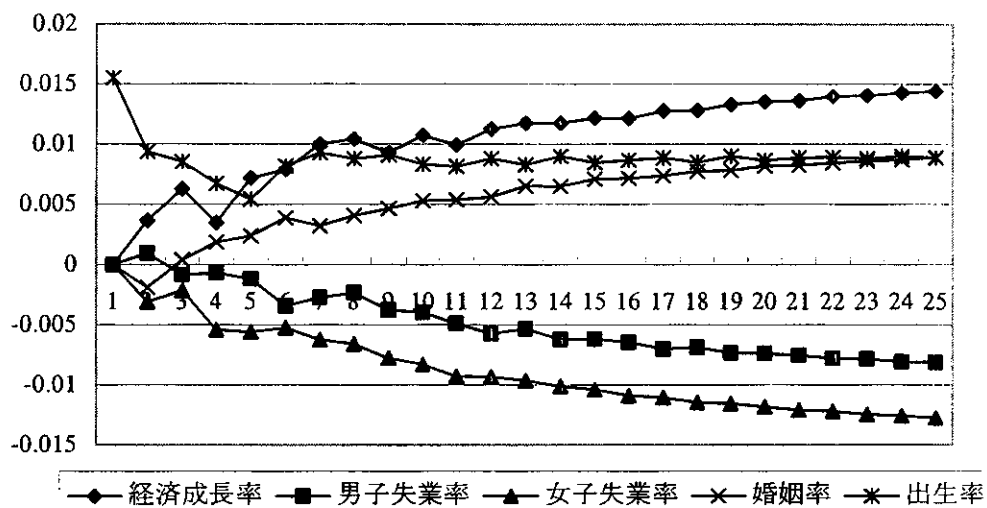


図7-2 インパルス応答(婚姻率)

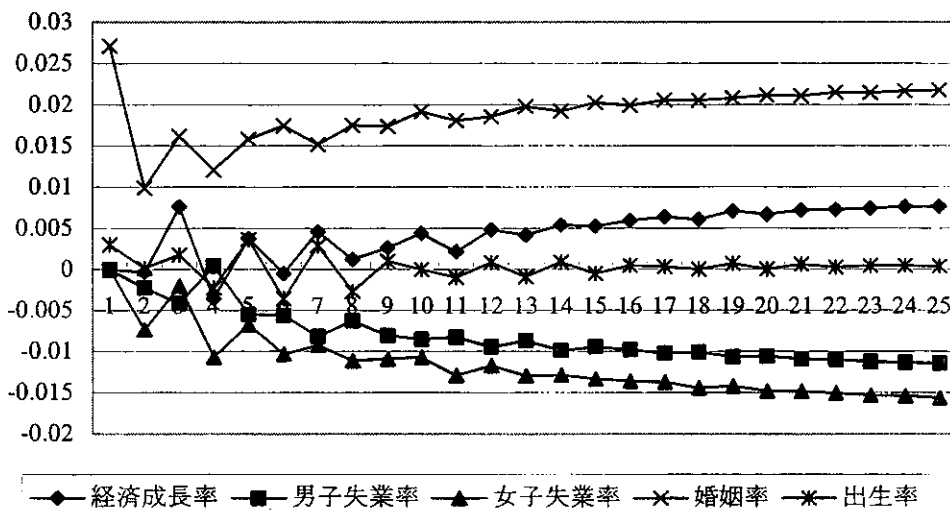


図8-1 分散分解(出生率)

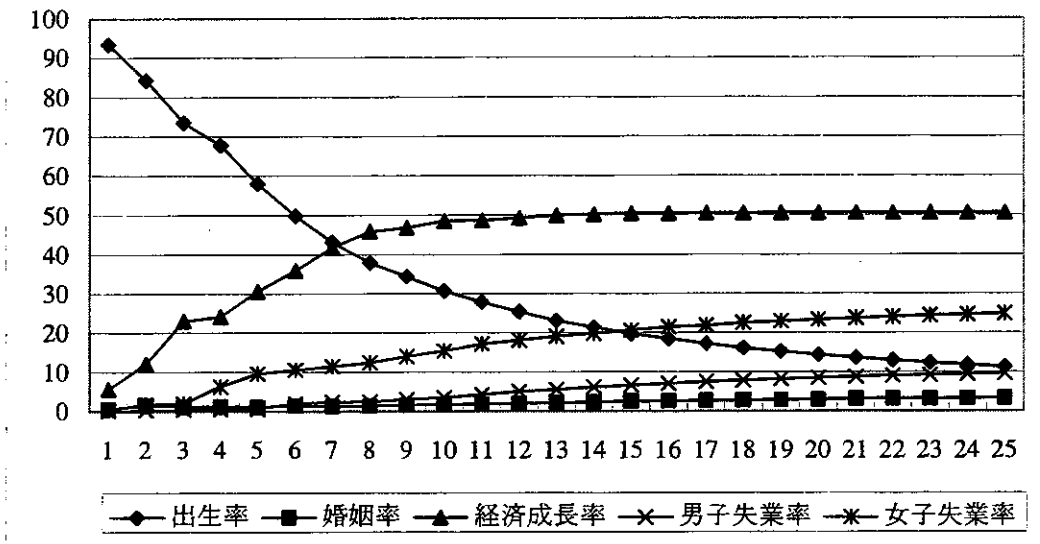
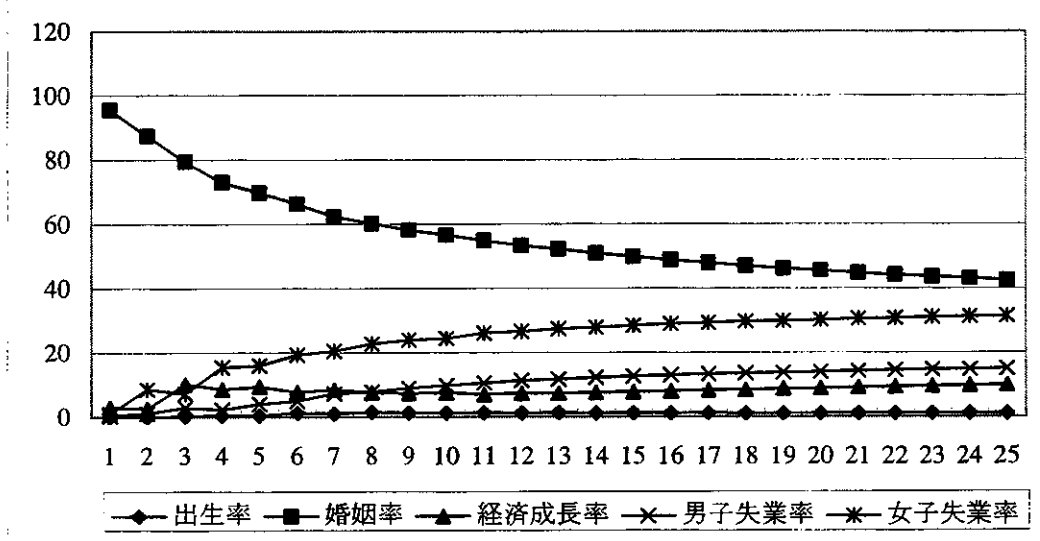
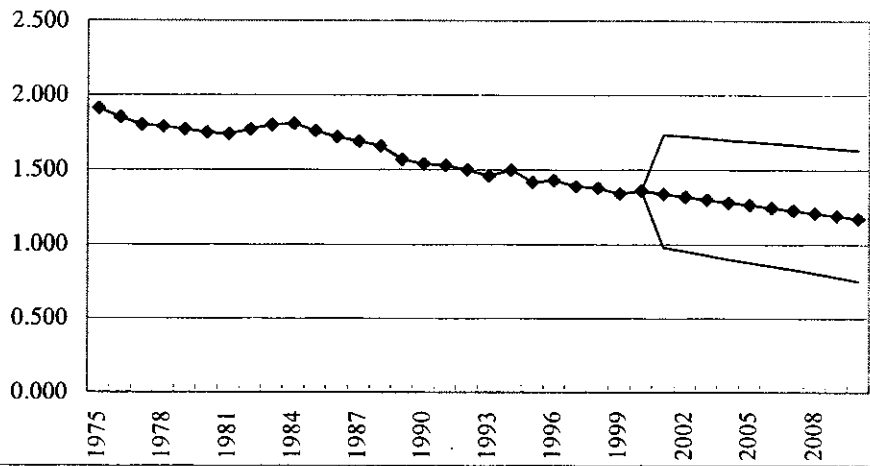


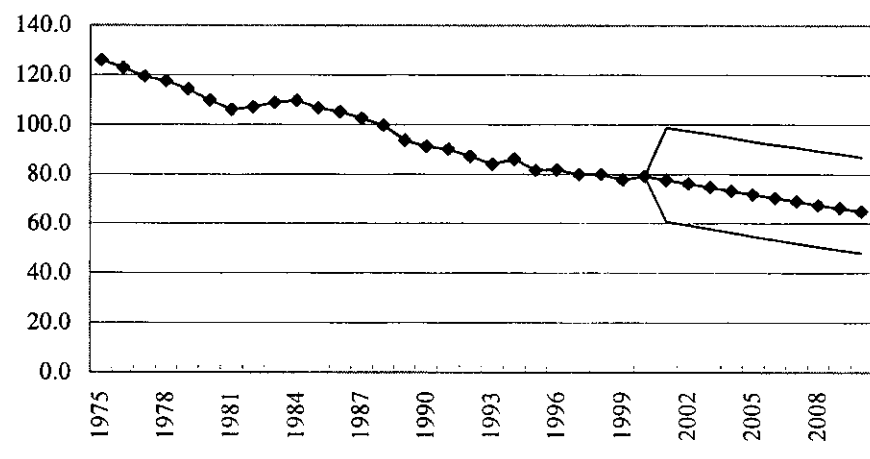
図8-2 分散分解(婚姻率)



図付1 TFRの予測(2010年まで:確率的シミュレーション)



図付2 20-34歳出生率の予測(同上)



第三章 少子化の社会経済的諸側面

1. 子どものコストと少子化：機会費用の分析

守泉 理恵

日本の少子化を引き起こした人口学的な要因として、晩婚化、未婚化といった結婚行動の変化、出生タイミングの遅延など出生行動の変化が挙げられる。こうした行動を引き起こした社会経済的要因にはさまざまなものが挙げられているが、本研究では、女性が結婚・出産というライフイベントを経験することによって発生する「機会費用 (opportunity cost)」に着目した。

ここでいう結婚・出産の機会費用とは、女性の生涯の労働供給行動において発生するものである。女性は、結婚あるいは妊娠・出産時に仕事を辞めることが多いが、この行動は、働きつづけたら得られたであろう賃金を犠牲にしているといえる。この犠牲となった賃金が機会費用である。

戦後、日本では産業構造のサービス化、女子高学歴化といった変化を背景にして女子の雇用者としての就業機会が拡大し、女子賃金も上昇してきた。これは、仕事をやめて家庭で家事・育児に従事する場合の機会費用の高まりを意味する。この女子賃金の上昇＝結婚・出産の機会費用の上昇は、結婚や出産の延期や中止を招くものにとらえられ、現在まで四半世紀にわたって続く少子化の社会経済的な原因のひとつであるといわれている。

結婚・出産の機会費用の問題は、女性の労働供給行動の変化と密接に結びついており、その意味で政策的にその軽減を図ることが可能である。本研究では、機会費用の推計を通して、女性の労働供給行動の変化が少子化にどのような影響を与えるのか分析する。

プロジェクトの初年度である今年度は、女子労働の実態把握とこのテーマに関する先行研究のサーベイ、機会費用の推計方法についての考察を行なった。

1. 女子の労働供給行動の実態

第二次世界大戦後、日本経済の高度成長とサービス化に伴って女子の就業機会は拡大し、賃金水準も上昇してきた。しかし、女性の生涯の労働供給行動は、結婚・出産という個人的なライフイベントと密接な関連をもっている。この退職リスクのため、多くの女性労働者は補助的業務に配属されたり、男性労働者とは異なる賃金体系の下におかれたりして、男女賃金格差が生じる一因となった。

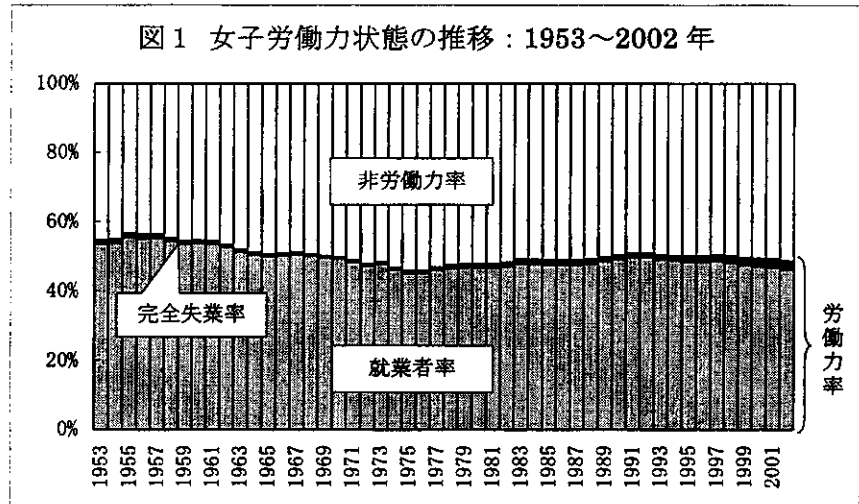
しかし、男女賃金格差は残しながらも、女子の就業機会の拡大に伴って女子賃金は上昇し、これは結婚・出産を理由に退職することで発生する機会費用を増大させた。特に子どもを持つことは、就業を中断したり非正規労働へと移動したりする確率を高め、老後の年金所得への影響も含めて、長期的な生涯所得に対する効果が大きい。正規雇用者として再就職しにくいことや、仕事と家事・育児の両立が困難である現状において、機会費用の上昇は、未婚化、少子化の一因であると考えられる。

図1は戦後日本の女子労働力率の推移をあらわしている。全体の傾向としては、1975年の45.7%まで労働力率は低下し、その後反転して2002年に48.5%となった。このうち、就業者について従業上の地位別構成割合の推移は図2に描かれているが、最も大きな変化は、家族従業者の急減と雇用者の急増である。

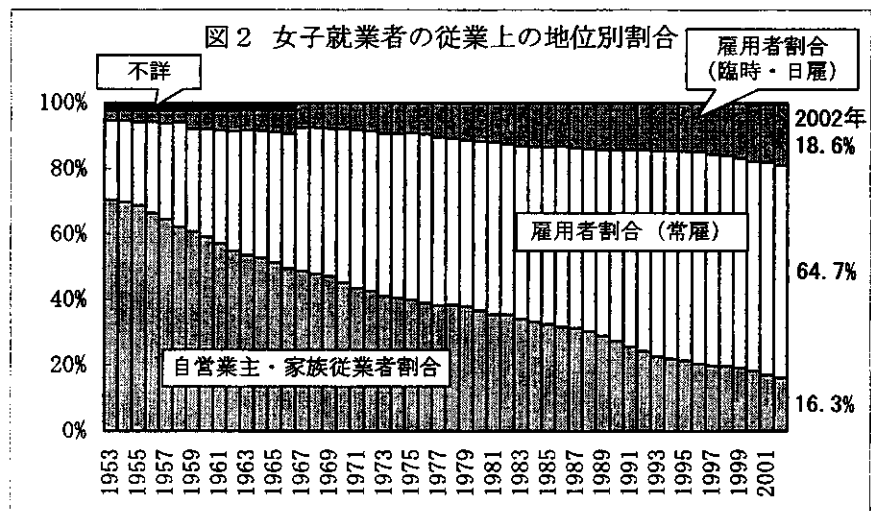
この図1、2から戦後の女子労働の変化がよくわかる。1953年には、15歳以上女子人口に対して53.6%

が労働力人口であり、その内訳としては自営業主・家族従業者が7割を占めていた。その後、産業構造の転換に伴って自営業主・家族従業者は減少していき、就業者に占める割合は1966年に50%を割り込んだ。代わって、雇用者として働く女性が増えていった。1975年以降の労働力率の上昇は、雇用者としての女子就業者が増大した結果である。2002年には、働く女性のうち83.3%が雇用者であった。また、その中でも臨時・日雇といった非正規雇用者が増えているのが特徴である。労働力率の変化と合計(特殊)出生率(total fertility rate, TFR)の関係では、1975年以降、逆相関を示すが、これは雇用者として働く女性が増え、仕事と家庭の両立という課題に直面しやすくなったことが関係すると考えられている。合計(特殊)出生率と女子雇用者割合の相関を計算すると、 $R^2 = -0.881$ (1%水準で有意)という結果が得られる。女子雇用者割合はTFRと強い相関を持っていることがわかる。

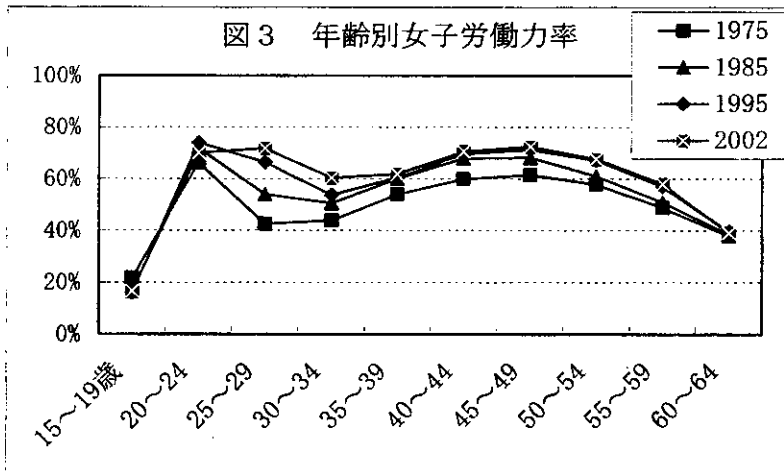
さらに、年齢別に労働力率と従業上の地位を見てみよう。年齢別労働力率では、30代前半を谷とするM字型を描く(図3)。最終学校卒業後、就職し、結婚・出産・子育てによって労働市場から退出する女性が多いことを示唆している。そして、子育てが一段落する



(資料：総務省統計局『労働力調査』各年版。)



(資料：図1に同じ。)

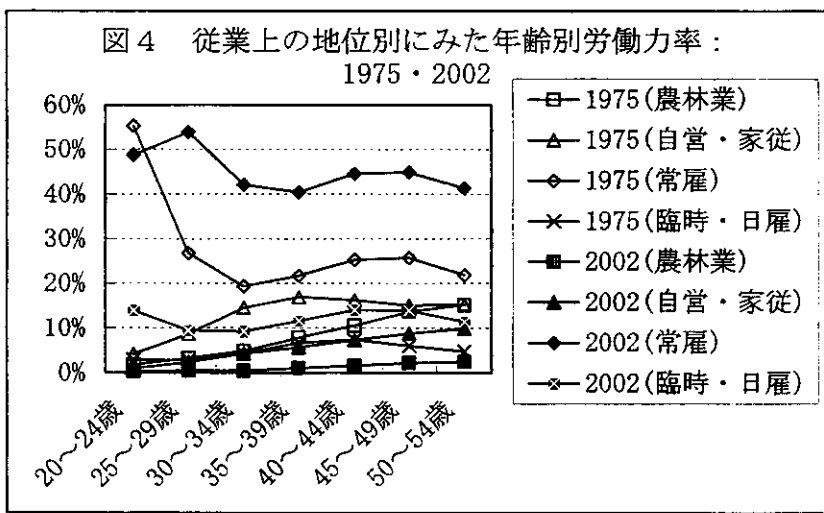


(資料：図1に同じ。)

まで上昇した。また、M字の谷をなす30~34歳層でも労働力率は徐々に上昇しており、1975年の43.9%から2002年の60.3%へと高まった。

この年齢別労働力率について従業上の地位構成がどうなっているのか見るために、各年齢階級人口に対する従業上の地位別就業者割合を描いたのが図4である。1975年には、20~24歳で高い常雇者比率を見せた後、25~29歳でその比率はほぼ半減し、30~34歳の谷を経て二つ目の山を描く形になっている。常雇者割合に代わって上昇するのが自営業主・家族従業者である。このことから、1975年には、就業者のうち、若年層では常雇者として働く女性がほとんどで、それより上の年齢階層では常雇者4割、自営業主・家族従業者3割程度の構成を示す。これが2002年には、25~29歳層で最も高い常雇者割合を示し、その後も1975年と比べると減少幅は小さい。自営業主・家族従業者は若年層で1割に満たなくなっており、常雇者に次いで構成割合が多いのは臨時・日雇者の割合になっている。

以上から、1970年代半ば以降の女子労働力率は、雇用人比率を高めながら上昇してきた



(資料：図1に同じ。)

40代で、再び労働市場に戻ってくる。2002年の年齢別労働力率では、20代の労働力率と同程度まで、40代の労働力率は高まっている。

経年変化の観察でもっとも注目されるのは25~29歳の労働力率で、1975年の42.6%から、2002年の71.8%

ことと、年齢層では25~29歳層の労働力率上昇(雇用人の増加)が著しいという特徴があることがわかる。しかし、労働力率は配偶関係によって大きく異なるため、次に、配偶関係別に年齢別女子労働力率を見てみよう。