

2.2 データの定常性

2.2.1 単位根検定 (DF、ADF 検定)

VAR アプローチを適用する前に、対象データの時系列的な性質を明らかにする必要がある。出生率、初婚率及び労働力率を対象に、これらの変数の単位根検定 (DF、ADF 検定) を行った結果が表1にある。検定期間は出生率、初婚率が1947～97年度、労働力率が1959～97年度である。単位根検定に用いた帰無仮説はドリフト付き単位根過程、対立仮説はトレンド定常を仮定したものであり、推定式1には定数項を含め、また推定式2には定数項と線形トレンドを含めた式を用いた。ADF 検定におけるラグ次数の決定は、情報量基準であるAIC及びSBICを用い、両者の結果が異なる場合はより短いラグを選択した。なお、出生率については、1966年の丙午迷信による一時的なショックが明白なことから、66年を1とするダミー変数を用いた場合の単位根検定もあわせて行い、表1ではアスタリスクを付して区別している。

DF、ADF 検定の結果をみると20-34歳出生率 (推定式2で丙午ダミーを加えた検定) と初婚率 (推定式1による検定) の一部でドリフト付き単位根仮説を棄却する結果が示されたが、しかし各変数を見るとトレンド定常であるとは言い難い。もちろん、小標本であることによる頑健性等が問題となるが、あえて定常であると結論する材料は表1からは得られなかった。そこで、DF、ADF 検定の結果から、6つの変数 (25～29歳及び20～34歳の出生率、初婚率、労働力率) すべてがI(1)であると結論した。なお、1階の階差をとった変数についても同様の単位根検定を行ったところすべてが定常であるという結果が得られている³。

表1 単位根検定1：DF、ADF検定

	出生率		出生率*		初婚率		労働力参加率	
	25-29歳	20-34歳	25-29歳	20-34歳	25-29歳	20-34歳	25-29歳	20-34歳
推定式1								
DF統計量	-1.143	-1.915	-0.950	-1.991	-1.029	-1.127	1.251	0.58
ADF統計量	-0.269	-2.059	0.097	-0.768	-2.810*	-2.703*	-0.784	-0.524
ラグ	1	1	4	4	2	2	3	1
推定式2								
DF統計量	-2.106	-2.959	-2.233	-3.568**	-0.974	-0.879	-2.218	-1.184
ADF統計量	-1.022	-2.549	-1.919	-3.924*	-2.418	-1.954	-2.266	-1.864
ラグ	1	4	4	4	2	2	1	1

注1 推定式1は $Y(t)=a+\rho Y(t-1)+e(t)$ 、推定式2は $Y(t)=a+bt+\rho Y(t-1)+e(t)$

注2 出生率*は、丙午ダミーを推計式に加えている。

注3 ラグはADFテストに用いたもので、AICあるいはSBICをもとに決定した。

注4 帰無仮説(系列はドリフト付き単位根を有する)を、***は1%水準で、**は5%水準で、また*は10%水準で棄却することを示す。

2.2.2 定常性検定 (KPSS 検定)

上記の結果を裏付けるため、Kwiatkowski et al.(1992)による定常性を帰無仮説とするKPSS 検定を次に行った。検定統計量は(2-2)式で示される。

³ 出生率に関する詳細な単位根分析についてはKato(1997)参照。

$$s_{Tl}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l w_{Tl} \sum_{t=\tau+1}^T e_t e_{t-\tau} \quad (2-2)$$

ここで e_t は各変数を定数項 (推定式 1)、定数項及び線形トレンド (推定式 2) の上に OLS 回帰した残差を示す。また T は標本数である。検定統計量を作成するには、ウエイト関数 w_{Tl} と l を定めなければならないが、ここでは Maddala and Kim(1998)にしたがひ、以下のような設定を行った。

$$w_{Tl} = 1 - \frac{\tau}{1+l}, \quad l = T^{0.5}$$

推定式 1 ではレベル定常、推定式 2 ではトレンド定常であるという帰無仮説を設定しているが、表 2 にあるようにいずれの場合においても分析対象データが定常であるという仮説は棄却されている。

表 2 定常性の検定：KPSS検定

	出生率		出生率*		初婚率		労働力参加率	
	25-29歳	20-34歳	25-29歳	20-34歳	25-29歳	20-34歳	25-29歳	20-34歳
推定式1	0.449**	0.672**	0.563**	0.676**	0.655**	0.358*	0.425*	0.319
推定式2	0.19*	0.091	0.131*	0.088	0.138*	0.162**	0.176**	0.172**

注1 推定式1は系列を定数項のみに、推定式2は系列を定数項と線形トレンドに回帰したものである。
注2 帰無仮説(系列は定常である)を、***は1%水準で、**は5%水準で、また*は10%水準で棄却す

2.2.3 構造変化を考慮した単位根検定 (Perron 検定)

Perron(1990)では、構造変化を考慮した単位根検定の必要性を示している。分析対象とする変数のうち出生率については丙午以降⁴、また労働力率については第一次石油ショック以降構造変化が生じている可能性がある。そこで、以下の二つのモデルを仮定して構造変化を考慮した単位根検定を行った。その結果が表 3 にある。モデル A の帰無仮説は単位根過程にある系列が時点 TB でドリフト項が変化したことを、また対立仮説はトレンド定常過程にある系列が時点 TB でトレンドの傾きが変化したことを示している。また、モデル B では、モデル A の仮説設定に加え、時点 TB で一時点だけの水準の変化が起きたという仮定も取り入れている。いま、 y を分析対象の系列とし、 k を ADF 検定のラグ次数とする

$$\text{モデル A} \quad y_t = \hat{\mu} + \hat{\beta}t + \gamma DT_t^* + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}\Delta y_{t-i} + e_t \quad (2-3)$$

$$\text{モデル B} \quad y_t = \hat{\mu} + \hat{\theta}DU_t + \hat{\beta}t + \gamma DT_t + \hat{d}D(TB)_t + \hat{\alpha}y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \hat{c}\Delta y_{t-i} + e_t \quad (2-4)$$

となる。ここで、

$$DT_t^* = t - TB(t > TB) \text{ or } DT_t^* = 0(t \leq TB) \quad DU_t = 1(t > TB) \text{ or } DU_t = 0(t \leq TB)$$

$$DT_t = t(t > TB) \text{ or } DT_t = 0(t \leq TB) \quad D(TB)_t = 1(t = TB + 1) \text{ or } D(TB)_t = 0(\text{otherwise})$$

である。

出生率については、1966 年の丙午迷信による大幅な水準の低下とその後のドリフト項の

⁴ Kato(1997)参照。

変化を仮定することが適切であると考えられる。モデル B による検定結果をみると 25-29 歳では帰無仮説（単位根過程）を棄却することはできないが、20-34 歳については 10% の有意水準で帰無仮説が棄却できる。しかし、20-34 歳の出生率も、丙午による一時的な水準の変化を考慮しないモデル A では依然単位根過程であるという帰無仮説は棄却できていない。以上の点を総合的に考慮して、出生率はやはり I(1)変数であるとする。

一方、労働力率は、石油ショックにおけるトレンドの変化だけを考慮すればモデル A の推定結果から単位根過程であるという帰無仮説は棄却されるが、水準の変化を考慮した場合には帰無仮説を棄却しえない。どちらが適切な結論であるか、更なる検討が必要であるが、ここでは今までの結論どおり労働力率は I(1)変数であるとしておく。

表3 単位根検定 2 : Perron検定

	出生率		労働力参加率	
	25-29歳	20-34歳	25-29歳	20-34歳
モデルA	-1.988	-2.575	-5.607***	-4.000**
ラグ	2	2	1	1
モデルB	-2.687	-3.803*	-4.062*	-1.812
ラグ	2	2	1	1

注1 モデルAの帰無仮説はトレンドの変化を、Bの帰無仮説はトレンド及び定数項の変化を仮定している。詳細については本文参照。

なお、変化の時期は出生率が1967年、労働力参加率、賃金は1975年とした。

注2 帰無仮説を、***は1%水準で、**は5%水準で、*は10%水準で棄却する。

注3 出生率は $\lambda=0.2$ 、労働力参加率は $\lambda=0.4$ とし、Perron(1990)にあるcritical valueの表をもとに棄却域を設定した。

2.3 共和分検定

2.3.1 ヨハンセン ML 検定

VAR モデルの推定では、変数の定常性が前提となる。しかし、各変数が非定常な場合であっても、ある列ベクトル a が存在し、これによって VAR を構成する変数ベクトル y との積 $a'y$ が定常になる場合、すなわち共和分ベクトル a が存在する場合には、ECM 表現として VAR モデルを構築することができる (Engle-Granger(1987))。以上、考察してきたようにわれわれが分析対象としている変数はすべて I(1)であり、レベル変数での VAR モデルを推定する前に、これらの変数の間に共和分の関係が存在するかどうかを確認する必要がある。

表4は Johansen(1988)の ML 検定による共和分検定の結果である。最尤法による推定式は(2-5)式によった。

$$\Delta y_t = \beta'(\alpha y_{t-1} + \mu) + \sum_{i=1}^{p-1} B_i L^i + \delta + e_t \quad (2-5)$$

ここで β が共和分ベクトル、 L はラグオペレータである。ラグ次数 p は AIC、SBIC 基準を用いて決定したが、両者の結果が異なる場合はより短いラグを選択した。また検定統計量については、小標本の検定であることから Reimers(1992)にしたがって $(T - np) \log(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$

とした。Tは標本数、nは変数の数、pはラグ次数、rは仮定する共和分ベクトルの数、またλはML推定において求められた固有ベクトルに対応する固有値である。

検定の結果をみると、出生率、初婚率、労働力率の組合せでは、25-29歳のケースにお

表4 共和分検定1: Johansen Trace検定

	25-29歳		20-34歳	
	出生率 初婚率	出生率 初婚率 労働力率	出生率 初婚率	出生率 初婚率 労働力率
帰無仮説				
r=0	11.67	17.44	25.13*	26.84
r<1	0.21	5.65	0.08	10.28
r<2		0.64		1.48
ラグ	4	2	4	2
共和分ランク	0	0	1	0

注1 ラグは検定に用いたVARの次数を示している。また、VARは定数項を含む。

注2 *は帰無仮説を1%水準で棄却することを示す。

注3 検定統計量は小標本であることを考慮した修正を行った。

いても、また20-34歳のケースにおいても共和分の存在が否定された。

2.3.2 残差検定

ヨハンセン検定の結果を確認する意味から、共和分方程式を仮定し、その残差を検定対象とした共和分検定を行った。その結果が表5-1、5-2である。表5-1はEngle-Granger(1987)で示された残差検定の結果であり、推定式1は25-29歳及び20-34歳出生率を1に正規化した定数項を含まない共和分方程式に基づいた残差の定常性を検定したものであり、推定式2は定数項を含む共和分方程式に基づいた検定である。ラグ次数について今までと同様にAICあるいはSBICによって決定している。いずれのケースについても共和分の存在は認められなかった。

表5-2はSaikkonen(1991)によるEngle-Granger検定の修正版であり、リード変数を加えた共和分方程式の推定(DOLS)によって残差の検定を行うものである⁵。残差の推定式は(2-6)式による。

$$y_{it} = \beta' y_{2t} + \sum_{j=-k1}^{k2} b_j \Delta y_{2,t-j} + e_t \quad (2-6)$$

表5-2のラグで示される括弧の数値は、順にk1、k2、ADF検定のラグ次数を示す⁶。表から明らかなように、残差e_tが定常であるという結果は得られず、したがって共和分の存在は否定的される。

⁵ リード変数を加えたDOLSによる共和分ベクトルの推定に関しては、Stock and Watson(1993)を参照。

⁶ ADF検定のラグ次数の決定は、上と同様にAIC、SBICによった。

表 5-1 共和分検定 2：残差検定 (EG検定)

	25-29歳		20-34歳	
	出生率 初婚率	出生率 初婚率 労働力率	出生率 初婚率	出生率 初婚率 労働力率
推計式1	-2.181	0.503	-2.212	-2.761
ラグ	4	0	1	0
推計式2	-1.002	-2.281	-0.703	-2.500
ラグ	4	1	3	1

表 5-2 共和分検定 2：残差検定 (Saikkonen 検定)

	25-29歳		20-34歳	
	出生率 初婚率	出生率 初婚率 労働力率	出生率 初婚率	出生率 初婚率 労働力率
推計式1	-1.215	-1.076	-1.885	-2.800
ラグ	(4,4,1)	(1,1,1)	(4,4,1)	(0,1,1)
推計式2	-0.369	-2.386	-0.197	-3.051
ラグ	(3,3,1)	(1,1,1)	(1,1,1)	(1,1,1)

注1 推計式1は、共和分方程式に定数項を含めない式、推計式2は定数項を含めた式である。

注2 Saikkonen 検定のラグは、順に、k1、k2、ADF 検定のラグ次数を示す。

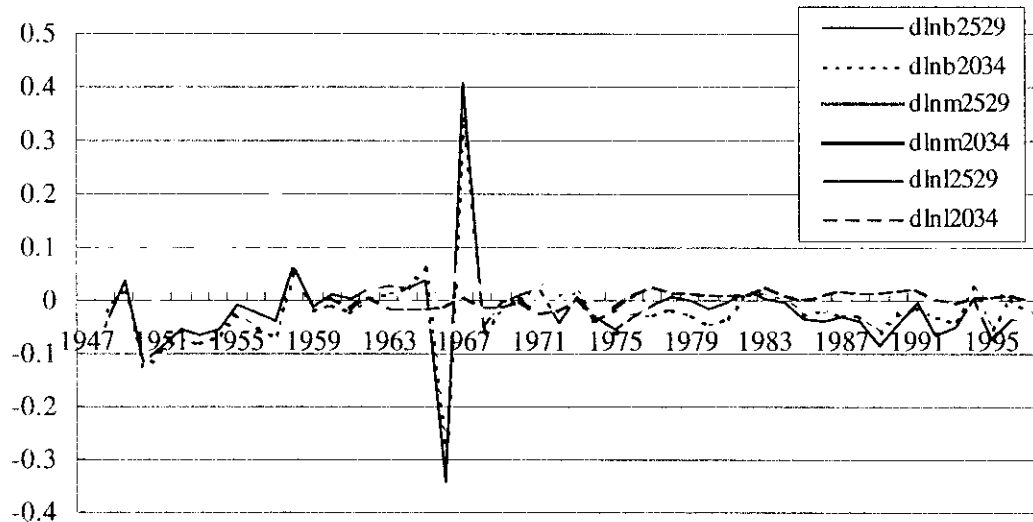
注3 棄却域の Critical Value は Hamilton(1992)の AppendixB、TableB.9 によった。

2.3.3 共和分の否定とその解釈

ヨハンセンの ML 検定においても、また残差検定においても共和分の存在は否定された。この結果をどのように解釈すべきであろうか。ミクロレベルの女子の行動からみれば、労働参加、結婚、出生の関係は時間に沿った均衡関係にあるとみるよりも、時間の遅れを伴う一連の過程であるとみなした方が現実的である。すなわち、ある時点 t においてこれら三つの行動が同時に行われると解釈するよりも、時間の遅れを伴って順に実現すると解釈した方が説得的である。したがって、長期均衡関係として出生、結婚、労働参加を捉えるよりも、シンプルな VAR モデルによる動学的な追跡の方が三者の関係を捉えやすいと考えられる。

その場合に問題となるのは、出生率、初婚率及び労働力率がいずれも $I(1)$ 変数であるということである。そこで、以下ではこれらの変数の 1 階の階差をとり、構造的 VAR モデルを推定した後に、その実証結果をレベル変数に変換して解釈することとした。図 2 は、これらの変数の 1 階の階差変数の時系列推移を示したものである。

図2 出生率、初婚率、労働力率の推移(1階の階差)



3. 構造的 VAR モデルと実証分析の方法

3.1 非制約型 VAR モデルと構造的 VAR モデル

非制約型 VAR モデルは、いわゆる内生変数とそのラグ変数（先決内生変数）のみからモデルを構築し、モデルに取り込めないすべての外生的な要因は誤差項に集約されていると考える。Sims(1980)にあるように非制約型 VAR の意義は、特定の経済理論をモデルの前提に置かないことにある。ある特定の経済理論を課すことでモデルの構造が決定されても、異なる理論では異なるモデル構造が必要になる。そうなれば、いくつもの理論を考慮すれば多くの説明変数が必要となり、その結果変数の数は膨大になり、また変数間の因果関係も複雑になる。そこで、グランジャーの意味で因果関係を有する変数を、特定の理論を前提とせずに単純にモデルに取り込む方が、変数の動学的な性質を明らかにするには便利となる。

このような非制約型 VAR の適用は、これが理論を前提としないという特徴をめぐって通常の構造型モデルとの考え方の相違を生み、多くの論争をもたらすことになる。一方、非制約型 VAR に構造型モデルを組み込んだ発展型の VAR モデルも生まれてきた。その代表的な例が同時点の変数間の構造を下三角行列で表わすという厳しい制約を置いた VAR モデルであった⁷。しかし、このモデルは Cooley and LeRoy(1985)の批判にある「理論超越的(Atheoretical)」なモデルを脱却するには至らなかった。

理論超越的な VAR モデルへの批判は新たな VAR モデルの発展を促し、同時点の構造を捉えると同時に経済理論的な制約を組み込んだ構造型 VAR モデルを生み出した。構造型 VAR にはこの制約の置き方によって、同時点構造型 VAR モデル(Contemporaneous Structural VAR Models)と長期制約構造型モデル(Long-Run Structural VAR Models)に分

⁷ 制約の置き方から明らかなように VAR モデルの変数の順序が入れ替われば、後に示すようなインパルス応答等の分析結果はまるで異なる。こうしたモデルの詳細は Hamilton(1992)、Keating(1992)を参照。

けることができる。両者の違いは、前者の制約の置き方が現在時点の変数間の関係に経済理論を課すのに対して、後者は長期的な構造関係をモデルに課すことにある。同時点構造型 VAR モデルを用いた実証分析の例としては、例えば Bernanke(1986)、Blanchard and Watson(1986)、Blanchard(1989)、Gali(1992)などがあり、長期制約構造型モデルでは Shapiro and Watson(1988)、Blanchard and Quah(1989)、Gali(1992)などがある。本研究では、同時点構造型 VAR モデルを採用し、インパルス応答や予測誤差の分散分解といった VAR 固有のツールによる分析を行う。

3.2 同時点構造型 VAR モデル

3.2.1 構造型 VAR モデルの推定

同時点構造型 VAR モデルを(3-1)式のように定式化する。ここで、 x は内生変数ベクトル ($n \times 1$)、 z は外生変数ベクトル ($n \times 1$) であるとする。

$$Ax_t = C(L)x_{t-1} + Dz_t \quad (3-1)$$

ここで、 L はラグオペレータ、 $C(L)$ はラグ多項式で、

$$C(L) = C_0 + C_1L + C_2L^2 + \dots + C_kL^k$$

で定義される。

(3-1)式の誘導形は、(3-2)式として表わすことができる。

$$x_t = A^{-1}C(L)x_{t-1} + A^{-1}Dz_t \quad (3-2)$$

もし x がすべて定常な変数であれば、外生的なショックの効果はシステムに一時的な影響しか残さないが、しかし非定常な変数が含まれていればシステムに永続的な影響を及ぼす。この分析で取り上げている出生、結婚、労働力率はすべて $I(1)$ 変数であるから、外生的ショック ε を、

$$\varepsilon_t = z_t - z_{t-1}$$

と定義する。(3-2)式を書き直すと次のような誘導形モデルが得られる。

$$x_t = [A^{-1}C(L) + I]x_{t-1} - A^{-1}C(L)x_{t-2} + A^{-1}D\varepsilon_t$$

あるいは

$$\Delta x_t = \beta(L)\Delta x_{t-1} + e_t \quad (3-3)$$

ただし、 $\Delta = 1 - L$ 、 $\beta(L) = A^{-1}C(L)$ 、 $e_t = A^{-1}D\varepsilon_t$ 、また e は誘導形 VAR の残差である。

もし A 、 D が既知なら(3-3)式から $C(L)$ が求まり ($C(L) = A\beta(L)$)、また外生的ショックも定義から推定できる。しかし、 A 、 D は未知であり誘導形 VAR の残差 e の分散共分散行列を手がかりに推定を行わなければならない。残差 e の分散共分散行列と外生的ショック ε の分散共分散行列の関係を表すと(3-4)式のようになる。

$$\Sigma_e = E(e_t e_t') = A^{-1}DE(\varepsilon_t \varepsilon_t')D'A^{-1}、\Sigma_\varepsilon = E(\varepsilon_t \varepsilon_t') \quad (3-4)$$

残差 e の分散共分散行列には独立な要素が $n(n+1)/2$ 個含まれるのに対し、行列 A には n^2 個の要素、 D にも n^2 個の要素が含まれ、また ε の分散共分散行列にも $n(n+1)/2$ 個の独立

な要素が含まれる。したがって、 A, D, Σ_ε に合計 $2n^2$ 個の制約を課しないと(3-4)式は識別が不能になる。そこで、以下の順にこれらの行列に制約を置くことによって、識別問題を解くこととする。

はじめに、 Σ_ε は対角行列と仮定する。すなわち、出生、結婚、労働参加に及ぼす外生的ショックは互いに独立であると仮定する。これによって $n(n-1)/2$ 個の制約が課される。次いで、 A の対角要素は 1、 D は単位行列であるとする。この仮定は、外生的ショックの大きさが正規化されることを表す。この仮定によって $n + n^2$ 個の制約が課される。残りの必要な制約の数は $n(n-1)/2$ 個であり、これは行列 A の構造に制約を置くことで解決できる。

出生、結婚、労働参加の行動を個人単位で想定し、典型的なライフサイクルでこれらの行動が実現すると仮定すれば、最初に労働参加が生じ、次いで結婚、さらに出生ということになる。つまり、結婚に関しては労働参加の動向が、また出生に関しては結婚と労働参加の動向が影響を及ぼしていると考えられる。したがって、誘導形の残差 e についてもこうした相互関係が反映されていると考えられる。行列 A の構造に制約を置く際には、この相互依存関係を取り入れることとした。もちろん、その結果推定される ε は相互に独立な外生的ショックであって、労働参加と結婚の外生的ショックは互いに独立に（すなわち労働参加のショックが結婚を通じてという経路がなく）出生に影響を及ぼすということになる⁸。以上の点から、(3-5)式のような制約を行列 A に課し、OLS によってその要素 $A_1 \sim A_3$ を推定することとした。

$$\begin{aligned} e_t^l &= \varepsilon_t^{labor} \\ e_t^m &= A_3 e_t^l + \varepsilon_t^{marrage} \\ e_t^b &= A_4 e_t^m + A_2 e_t^l + \varepsilon_t^{birth} \end{aligned} \quad (3-5)$$

この $A_1 \sim A_3$ のパラメータが⁹構造方程式を表している。

以上の手続きによって、(3-1)式が推定できる。

3.2.2 インパルス応答関数と予測誤差の分散分解の導出

(3-1)式の VAR モデルから VMA モデルに変換を行い、インパルス応答関数を導く。VMA モデルは(3-6)式で表現できる。

$$x_t = [I - \beta(L)L]^{-1} A^{-1} \varepsilon_t \equiv \theta(L) \varepsilon_t \quad (3-6)$$

インパルス応答は、したがって以下の多項式の θ_j である⁹。

$$\theta(L) \varepsilon_t = \theta_0 \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \quad (3-7)$$

本研究の対象とする変数はすべて $I(1)$ であり、上記では 1 階の階差変数を誘導形によっ

⁸ VAR モデルによるアプローチによって出生、結婚、労働参加を分析することを選択した背景には、こうしたショックの直交化があった。もし、直交していなければ、出生への結婚と労働の影響を独立に取り出すことができないからである。

⁹ Δx が定常なら θ_j は j が大きくなるにつれゼロに近づく。

て推定してきたので、レベル変数におけるインパルス応答は(3-7)式の結果から反復的に求めなければならない。レベル変数 x は(3-8)式のように表現される。

$$x_t = x_0 + \Gamma(L)\varepsilon_t = x_0 + \sum_{i=0}^{t-1} \Gamma_i \varepsilon_{t-i} \quad (3-8)$$

ただし、 $\Gamma_i = \sum_{j=0}^i \theta_j$ である。 Γ_i が外生的ショックからの $t+i$ 時点における x のインパルス応答を表す。

次に、VDF(v, k, j) を j 期先の予測誤差を分解した際に計算される、 v 番目の変数にもたらされたショックのうち、 k 番目の変数の外生的ショックによる寄与とすると、

$$VDF(v, k, j) = \frac{\sum_{i=0}^{j-1} \Gamma_{ivk}^2 \sigma_k^2}{\sum_{i=0}^{j-1} \sum_{s=1}^n \Gamma_{ivs}^2 \sigma_s^2} \quad (3-9)$$

と表せる。ここで σ^2 は外生的ショック ε の分散である。

以上で、同時点構造的 VAR モデルを用いた動学分析のすべてのツールが準備されたことになる。

4. 実証分析の結果

4.1 構造的 VAR モデルの推計結果

前章で説明したように、はじめに誘導形 VAR モデル(3-3)式の推定を行い、次いで推定された誘導形 VAR から得られた残差の分散共分散行列を用いて、(3-5)式で示される構造方程式を推定する。

表 6 は(3-3)式の推定結果である。推定期間は 1963~97 年で、標本数は 35 である。VAR の次数 k は AIC、SBIC 基準を参考にして決定した。25-29 歳の出生率、初婚率及び労働力率の組合せ ($x_{2529,t} = \Delta(B_{2529}, M_{2529}, L_{2529})'$)、20-34 歳の出生率、初婚率及び労働力率の組

合せ ($x_{2034,t} = \Delta(B_{2034}, M_{2034}, L_{2034})'$) のいずれにおいてもラグ次数として $k=1$ 及び $k=3$ が候補として上がったが、VMA(∞)を的確に表現しなければならないことを考慮して $k=3$ を採用した。

表 7 は(3-5)式の推計結果を示している。パラメータ A_1 についてみると、 $x_{2529,t}$ のケースは正であるのに対して $x_{2034,t}$ のケースは負になっており、また A_3 も $x_{2529,t}$ のケースでは正である一方、 $x_{2034,t}$ のケースでは負を示している。この点に関しては、これらのパラメータがそのまま構造方程式のパラメータを表しているのではないこと、即ちレベル変数ではなく 1 階の階差変数による推定による結果であることに留意されたい。残念なことに、 $A_1 \sim A_3$ の推定値は統計的に有意ではなかった。

表6 誘導形VARの推定結果

25-29歳		推定期間: 1963-97年					
	定数項	B(-1)	B(-2)	B(-3)	M(-1)	M(-2)	M(-3)
B(出生率)	-0.042 (-2.158)	-0.817 (-4.077)	-0.387 (-1.542)	-0.136 (-0.662)	1.173 (2.610)	0.569 (1.154)	-0.322 (-0.736)
M(初婚率)	0.008 (0.975)	-0.009 (-0.106)	0.067 (0.605)	-0.019 (-0.209)	0.334 (1.682)	0.079 (0.362)	-0.181 (-0.932)
L(労働力率)	0.005 (1.190)	-0.053 (-1.135)	-0.041 (-0.708)	-0.010 (-0.200)	0.016 (0.150)	-0.147 (-1.284)	-0.049 (-0.478)

	L(-1)	L(-2)	L(-3)	決定係数	S.S.R.	AIC	SBIC
B(出生率)	-0.484 (-0.599)	-0.893 (-1.117)	-0.623 (-0.852)	0.503	0.157	-1.996	-1.552
M(初婚率)	0.437 (1.219)	-0.012 (-0.012)	-0.237 (-0.729)	0.255	0.031	-3.618	-3.174
L(労働力率)	0.341 (1.813)	-0.070 (-0.377)	0.424 (2.492)	0.543	0.009	-4.913	-4.469

20-34歳		推定期間: 1963-97年					
	定数項	B(-1)	B(-2)	B(-3)	M(-1)	M(-2)	M(-3)
B(出生率)	-0.027 (-2.112)	-0.899 (-4.658)	-0.434 (-1.693)	-0.155 (-0.752)	0.948 (2.080)	0.392 (0.790)	-0.146 (-0.311)
M(初婚率)	-0.002 (-0.333)	-0.048 (-0.553)	0.093 (0.814)	0.048 (0.517)	0.507 (2.488)	0.316 (1.421)	-0.166 (-0.791)
L(労働力率)	0.001 (0.657)	-0.053 (-1.691)	-0.025 (-0.600)	-0.005 (-0.151)	-0.028 (-0.373)	-0.064 (-0.785)	-0.157 (-2.047)

	L(-1)	L(-2)	L(-3)	決定係数	S.S.R.	AIC	SBIC
B(出生率)	0.105 (0.100)	-0.613 (-0.597)	-0.956 (-1.003)	0.55	0.104	-2.406	-1.967
M(初婚率)	0.350 (0.743)	0.576 (1.254)	-0.511 (-1.199)	0.431	0.021	-4.017	-3.572
L(労働力率)	0.270 (1.564)	-0.006 (-0.036)	0.234 (1.505)	0.664	0.003	-6.031	-5.587

注1 出生率、初婚率、労働力率は1階の階差変数、賃金は2階の階差変数である。
 注2 ラグの選択に関してはAIC、SBICを基準に決定を行った。

表7 構造方程式の推定結果

25-29歳	
B=0.129M-1.213L+eb	R ² =0.078 標準偏差
(0.339) (-1.667)	eb em el
M=0.294L+em	R ² =0.024 0.066 0.030 0.018
(0.909)	

20-34歳	
B=-0.281M-0.678L+eb	R ² =0.025 標準偏差
(-0.725) (-0.639)	eb em el
M=-0.341L+em	R ² =0.016 0.056 0.025 0.009
(-0.733)	

注: 括弧内はt値を示す。

4.2 インパルス応答関数

4.2.1 階差変数の応答

構造方程式(3-1)が推定されれば、VAR 特有のツールであるインパルス応答関数が計測できる。前章でも示したように、分析対象の変数はすべて I(1)であり、外生的ショックは永続的な影響をこれらの変数に及ぼす。そのため、誘導形は 1 階の階差変数を用いて推定を行っている。階差変数のインパルス応答 ((3-7)式の θ) を計測した結果が図 3-1 (25-29 歳) 及び図 3-2 (20-34 歳) である。

階差変数のインパルス応答をみると、すべてのショックの影響は一定期間経過後に減衰しゼロレベルに収束している。これは、1 階の階差変数がすべて定常であることの証左でもある。25-29 歳 (図 3-1) のインパルス応答から出生に対するインパクトをみると、結婚のショックは概ね正の効果をもつ一方、労働参加は負の影響を及ぼしている。また、労働参加のショックは概ね正の影響を結婚に与えている一方で結婚のショックは労働参加に負の影響を及ぼしており、対称的な結果となっている。20-34 歳 (図 3-2) についてもほぼ同様な結果が得られているが、労働参加のショックの結婚に与える影響は大きく正負を繰り返して減衰しており、これが 25-29 歳の結果とやや異なる点である。

4.2.2 レベル変数の応答

レベル変数の応答の方がより関心の高い結果であろう。図 4-1 (25-29 歳) 及び図 4-2 (20-34 歳) は上の結果をレベル変数に変換したインパルス応答であり、(3-8)式の Γ に相当する。

(1)25-29 歳の結果(図 4-1)

結婚のショックは出生率を永続的に上昇させるが、出生と結婚の間の統計的な事実¹⁰や非嫡出子の割合が非常に低いことから妥当な結果であると考えられる。一方、結婚のショックは労働力率を低下させる方向に働いており、女子の就業行動の特徴を示していると考えられる。次に、出生のショックをみると、労働力率に対しては負の効果を持っていることが示されている。労働力のショックは結婚に対して正の効果をもつ。出生に対しては負の効果を持つ。階差変数のインパルス応答と同様に、結婚と労働参加の間のショックは対称的であり、結婚のショックは労働参加を減らす一方労働のショックは結婚を増やすという反応を示している。

(2)20-34 歳の結果(図 4-2)

20-34 歳のインパルス応答は、25-29 歳のインパルス応答とほぼ同じ結果を示している。結婚のショックは出生に正の効果をもたらす、また労働参加には負の効果をもつ。逆に労働参加は結婚に正の効果をもっている。25-29 歳の結果と異なる点は、出生のショックが結婚に与える影響であろう。25-29 歳ではほぼ中立であったが、20-34 歳では出生のショックは結婚を促す方向に働いている。

4.3 予測誤差の分散分解

表 8 は(3-9)式にしたがって、予測誤差の分散分解を行ったものである。25-29 歳のケー

¹⁰ 1996 年の厚生省「人口動態統計」によれば、結婚から第 1 子出生までの期間をみると 1 年未満が 37.6%、3 年以内が 83.5% となっており、結婚の増加は出生を増やす方向に働くと考えられる。

スを見ると、長期的にみて出生率の動向を左右するのは結婚であり、20期先では出生率の変動の約4割が結婚のショックにより、出生のショック自体に起因する割合は約3割にすぎない。長期的な結婚の変動をみると、ほぼ8割が結婚自体のショックによるものであるが、労働参加も2割弱寄与している。また、長期的な労働参加の変動については結婚のショックによってほぼ25%が説明される。

20-34歳のケースでは、長期的な出生動向の変動のうち、約6割が結婚によるものであり、25-29歳のケースと比較するとその寄与の大きさが増している。また、結婚の長期的な変動についてはそのほとんどが結婚自体のショックによるものであって、他のショックの寄与は小さい。20-34歳のケースと25-29歳のケースの比較で最も顕著な違いをみせているのが労働参加の長期的な変動要因である。25-29歳では約7割が労働参加自体のショックによるものであったが、20-34歳では結婚が約7割の寄与をもたらしている。

出生に対して、結婚の動向が長期的に大きな影響をもたらすことは以上の分析結果から明らかである。一方、結婚についてみると、労働参加のショックは大きな効果をもたず、したがって結婚行動と労働参加は比較的独立に意思決定されていることがうかがえる。解釈が困難なものは労働参加の長期的な変動要因である。20-34歳では結婚の動向が労働参加に影響を及ぼしていることが示されたが、25-29歳では結婚は労働参加の重要な変動要因ではない。これは、20歳代後半の女性では、結婚行動と労働参加が並行して行なわれていることを示すものと考えられる。

表8 予測誤差の分散分解 (レベル変数)

出生率へのショック 25-29歳			
時点	出生	結婚	労働参加
1	92.2	0.3	7.5
2	72.6	21.3	6.2
3	62.7	30.8	6.5
4	60.4	31.9	7.7
5	55.8	34.7	9.5
6	52.2	35.8	12.0
7	49.9	36.2	13.9
8	47.1	37.3	15.6
9	44.7	38.2	17.1
10	42.5	39.0	18.5
15	35.4	41.2	23.4
20	31.6	42.2	26.2

出生率へのショック 20-34歳			
時点	出生	結婚	労働参加
1	97.5	1.6	0.9
2	83.6	15.4	0.9
3	76.8	21.3	1.9
4	71.6	26.0	2.4
5	66.0	31.7	2.3
6	59.3	38.3	2.5
7	55.7	41.8	2.6
8	52.6	44.8	2.5
9	49.9	47.6	2.6
10	47.4	50.0	2.6
15	40.6	56.8	2.7
20	37.3	60.0	2.7

初婚率へのショック 25-29歳			
時点	出生	結婚	労働参加
1	0.0	97.6	2.4
2	0.0	92.6	7.4
3	0.1	89.7	10.2
4	0.2	88.7	11.2
5	0.1	88.0	11.9
6	0.1	87.3	12.6
7	0.1	88.9	11.1
8	0.1	86.5	13.5
9	0.1	86.0	13.9
10	0.1	85.6	14.4
15	0.1	83.8	16.2
20	0.0	82.5	17.5

初婚率へのショック 20-34歳			
時点	出生	結婚	労働参加
1	0.0	98.5	1.6
2	0.3	99.1	0.6
3	0.3	99.1	0.6
4	0.2	99.0	0.8
5	0.1	98.8	1.1
6	0.1	98.5	1.4
7	0.1	98.2	1.7
8	0.1	98.0	1.9
9	0.1	97.9	2.0
10	0.1	97.8	2.1
15	0.2	97.5	2.3
20	0.2	97.4	2.4

労働力率へのショック 25-29歳			
時点	出生	結婚	労働参加
1	0.0	0.0	100.0
2	1.6	0.0	98.4
3	2.4	2.5	95.1
4	2.1	7.8	90.1
5	2.4	11.3	86.3
6	2.7	14.4	82.9
7	2.6	15.9	81.5
8	2.7	18.3	79.0
9	2.8	19.4	77.8
10	2.9	20.4	76.8
15	3.2	23.4	73.4
20	3.3	25.0	71.7

労働力率へのショック 20-34歳			
時点	出生	結婚	労働参加
1	0.0	0.0	100.0
2	3.7	0.0	96.3
3	3.5	3.4	93.2
4	2.5	15.7	81.8
5	2.2	27.8	70.0
6	2.3	39.3	58.5
7	2.0	48.8	49.2
8	1.9	55.4	42.7
9	2.0	60.0	38.1
10	2.0	63.5	34.5
15	2.2	70.3	27.5
20	2.2	72.5	25.3

5. おわりに

本研究は、同時点構造型 VAR モデルを用いて、25-29 歳及び 20-34 歳の出生率、初婚率及び労働力率の動学的な分析を試みたものである。これらの変数はすべて I(1)であるとの観測結果から、階差変数による VAR モデルを導出した後、インパルス応答関数や予測誤差の分散分解の手法を用いて、三者間の動学的な反応を計測した。

結婚が出生変動の重要な要因であるとの指摘は従来からなされてきた。しかし、その確認は記述統計的な方法かあるいはマイクロデータを用いた分析¹¹などがほとんどであって、時系列データによる研究はほとんど行われてこなかった。長期・時系列の流れから出生行動に影響を及ぼす結婚行動の重要性が示されたことはひとつの収穫であり、今後少子化対策等を進める上でも役立つものと考えている。一方、結婚行動の理解については、本分析だけでは十分とは言い難い。予測誤差の分散分解で計測されたように、女性の結婚行動は、出生、労働参加とは独立な、結婚自体の外生的ショックによるものとし説明ができていない。今後、この点をさらに分析することがひとつの課題であろう。

構造的 VAR モデルの使用は、変数間の動学的な反応経路を明らかにするには便利なツールであるが、しかし出生や結婚といった人口学的な変数や労働市場の動向は、VAR の有効性を十分に引き出すほどのデータをそろえることが困難である。なぜなら、これらの多くは年次データであるので、戦後以降のデータに限っても高々 50 程度のサンプルしか得られず、労働力率等は 1950 年代後半以降のデータしか手に入らない。

データの制約や推定上の困難な点はあるものの、本研究の結果は、今後の人口動向を分析する上での一定の手がかりを示したものと考えている。

参考文献

- [1]Bernake, B.S., "Alternative Explanation of the Money-Income Correlation," Varneegie-Rochester Conference Series on Public Policy 25(1986), 49-100.
- [2]Blanchard, O.J., "A Traditional Interpretation of Macroeconomic Fluctuation," American Economic Review 79:5(1989), 1146-1164.
- [3]Blanchard, O.J. and M.W.Watson, "Are Business Cycle All Alike?," in R.J.Gordon ed., The American Business Cycle, 1986, Univ. of Chicago Press, U.S.
- [4]Blanchard, O.J. and D.Quah, "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbance," American Economic Review 79:4(1989), 655-673.
- [5]Cooley, T.F., and S.F.LeRoy, "Atheoretical Macroeconomics: A Critique," Journal of Monetary Economics, (1985), 283-308.
- [6]Dickey, D.A., and W.A.Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the American Statistical Association 74(1979), 427-431.
- [7]Engle, R.F. and C.W.J.Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," Econometrica 55:2(1987), 251-276.

¹¹ 国立社会保障・人口問題研究所が 5 年おきに実施している「出生動向基本調査」などがその代表例である。

- [8]Gali, J., "How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar U.S. Data," *Quarterly Journal of Economics*(1992), 709-738.
- [9]Hamilton,J.D., *Time Series Analysis* (Princeton,NJ: Princeton University Press,1994).
- [10]Johansen,S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12(1988),231-254.
- [11]Kato, H., "Time-Series Analysis of Fertility in Postwar Japan," *人口学研究*, (1997), No.20.
- [12]Keating, J.W., "Structural Approaches to Vector Autoregressions," *Federal Reserve Bank of ST.Louis*, Sep./Oct.(1992), 37-57.
- [13]Kwiatkowski,D., Phillips,P.C.B., Schmidt,P.S., and Shin, Y., "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root," *Journal of Econometrics* 54 (1992),159-178.
- [14]Maddala, G.S., and I.M.Kim, *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, 1998, Cambridge Univ. Press., U.K.
- [15]Perron,P., "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root hypothesis," *Econometrica* 57(1989),1361-1401.
- [16]Reimers, H.E., "Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration," *Statistical Papers*, 33(1992), 335-359.
- [17]Saikkonen, P., "Asymptotically efficient estimation of cointegrating regressions," *Econometric Theory* 7 (1991), 1-21.
- [18]Shapiro, M.D. and M.W.Watson, "Sources of Business Cycle Fluctuation," in S.Fischer ed., *NBER Macroeconomic Annual 1988*, 111-148, MIT Press, U.S.
- Sims, C.A., "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, (1980),1-48.
- [19]Stock,J.H., and M.W.Watson, "A Simple Estimator of Cointegration Vectors in High Order Integrated Systems," *Econometrica* 61(1993),783-820.

図3-1 インパルス応答 (25-29歳: 階差変数)

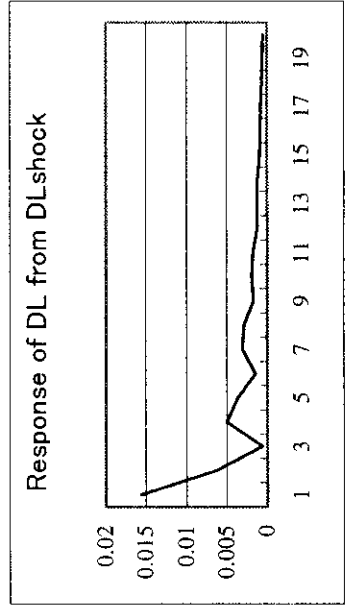
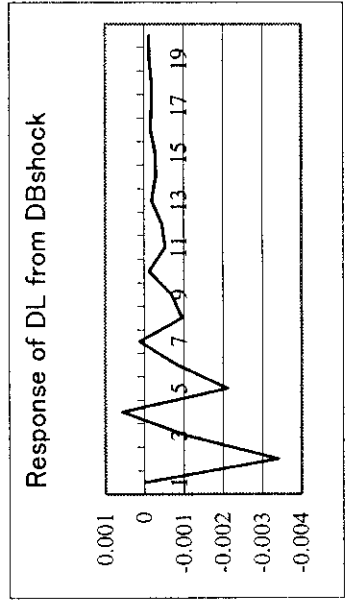
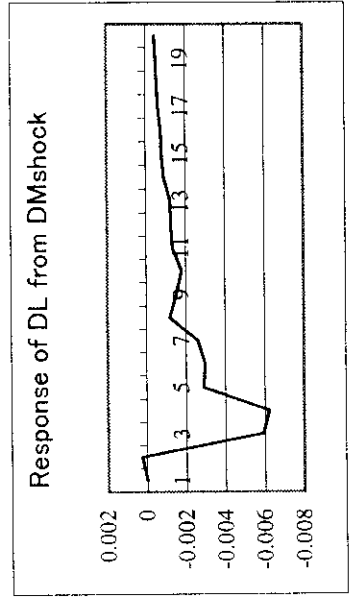
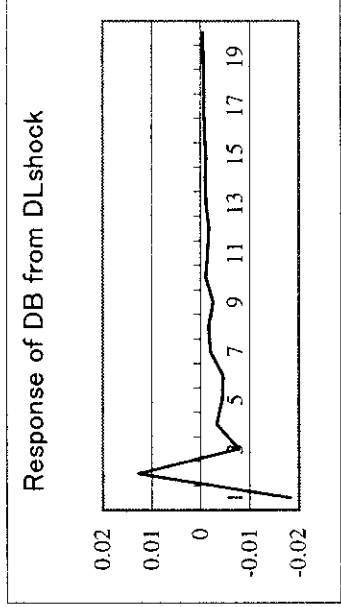
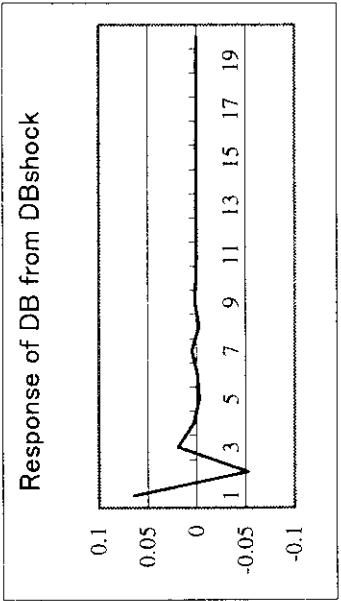
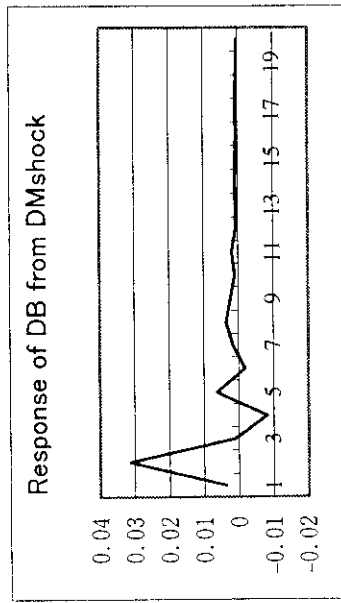
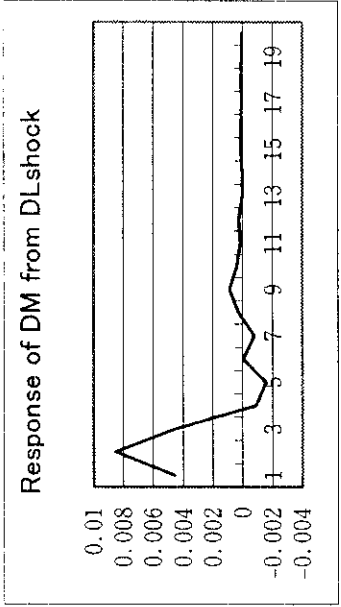
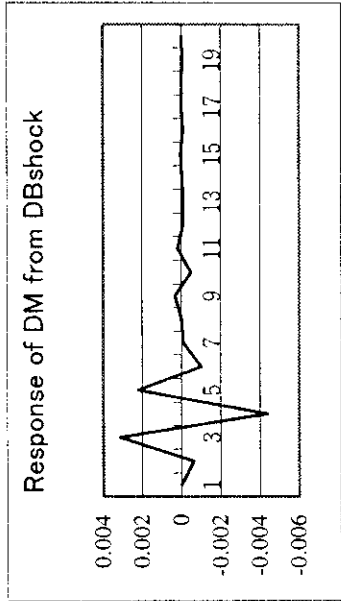
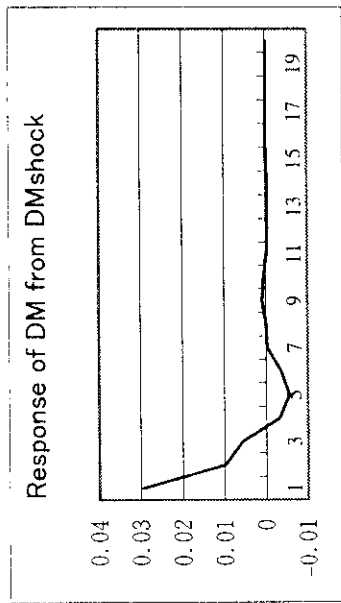


図3-2 インパルス応答 (20-34歳:階差変数)

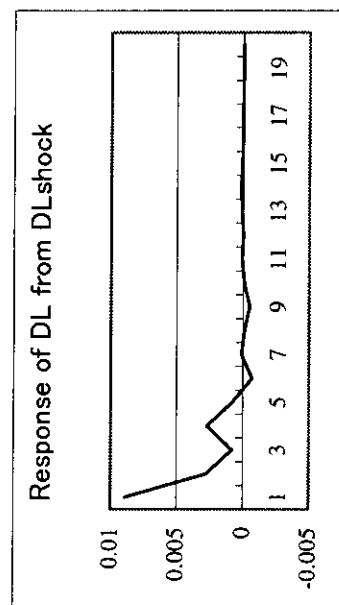
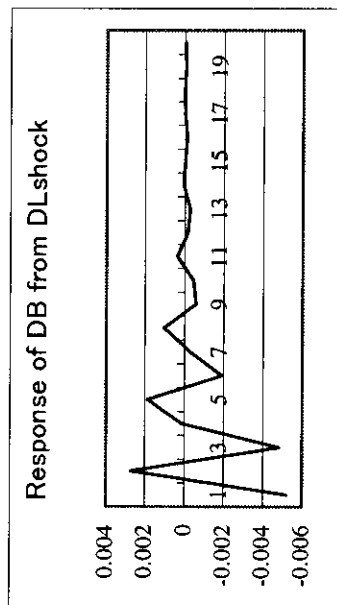
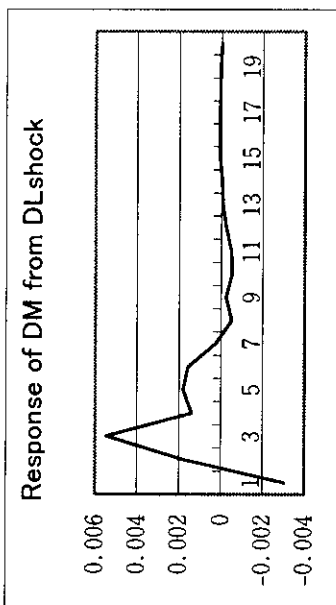
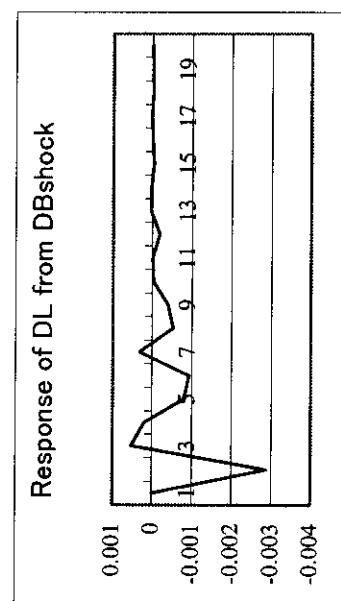
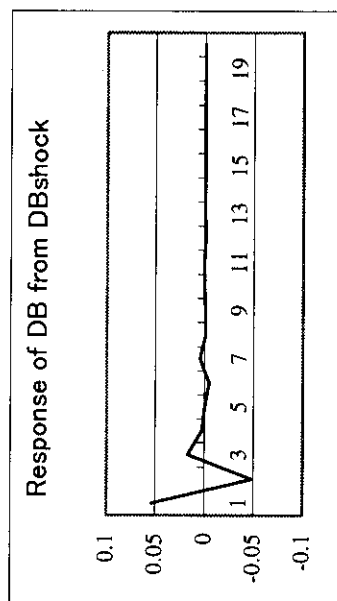
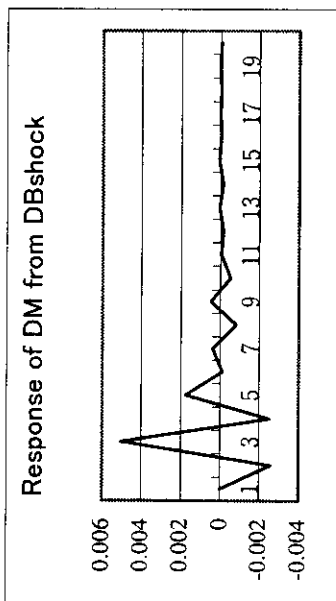
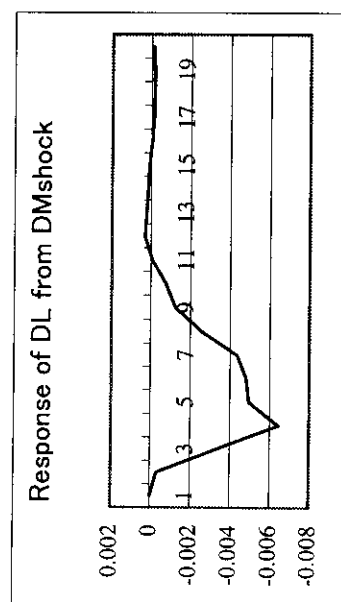
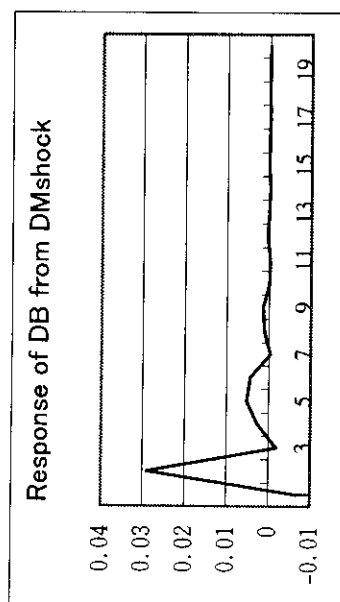
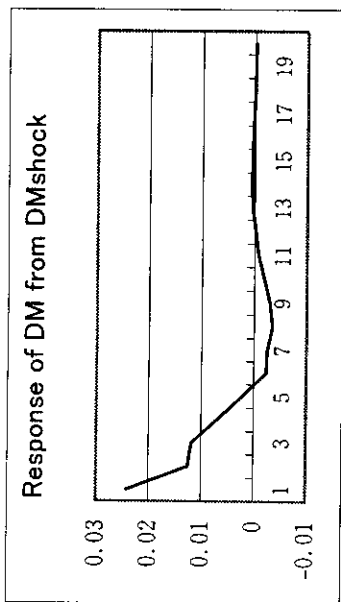


図4-1 インパルス応答(25-29歳:レベル変数)

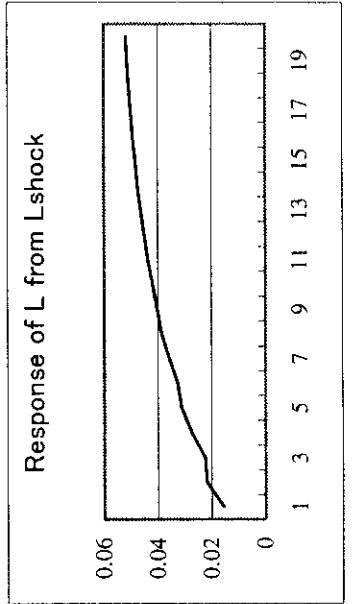
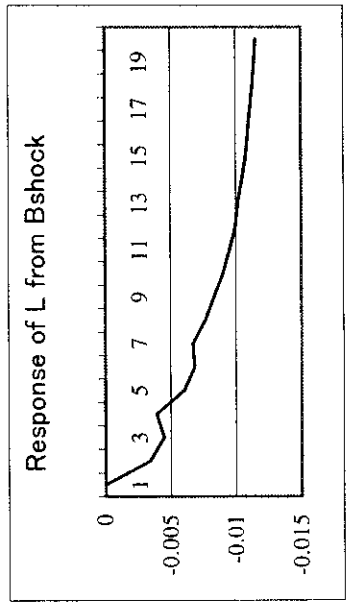
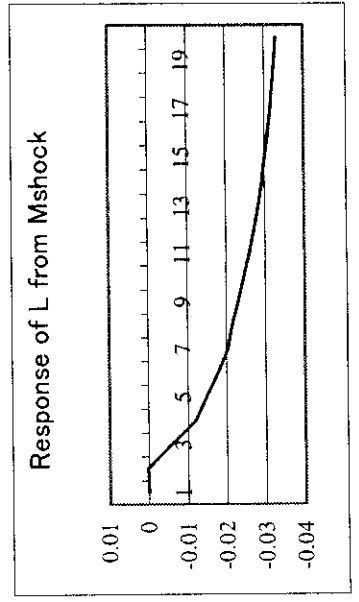
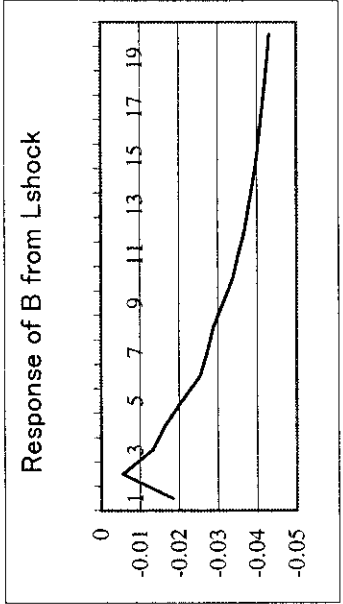
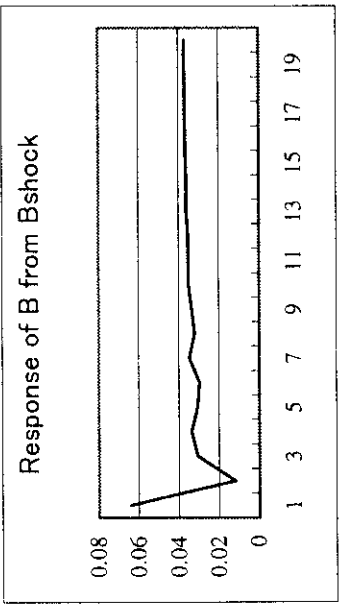
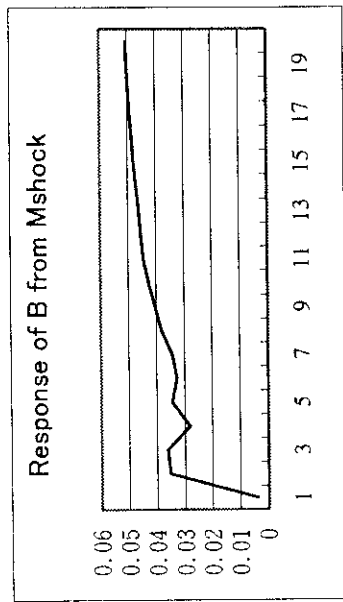
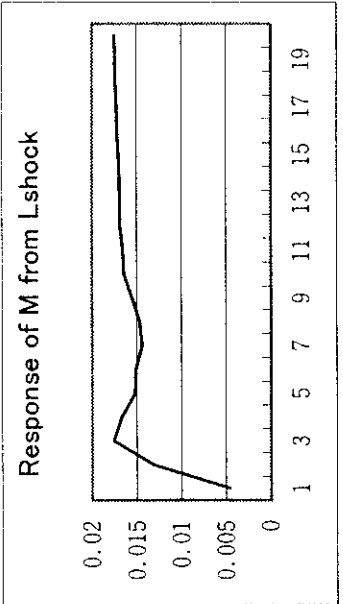
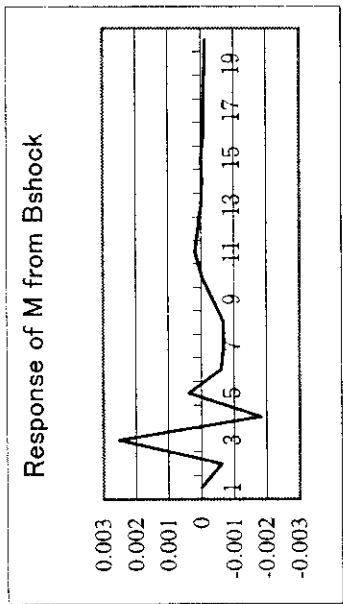
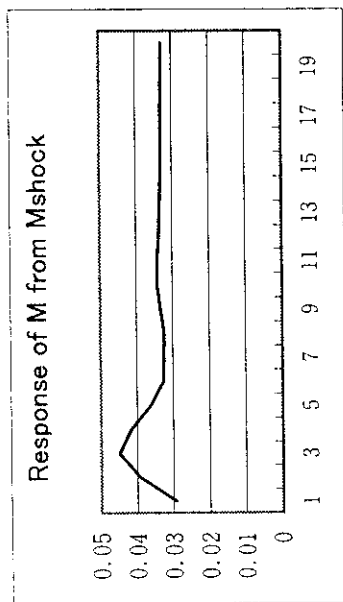
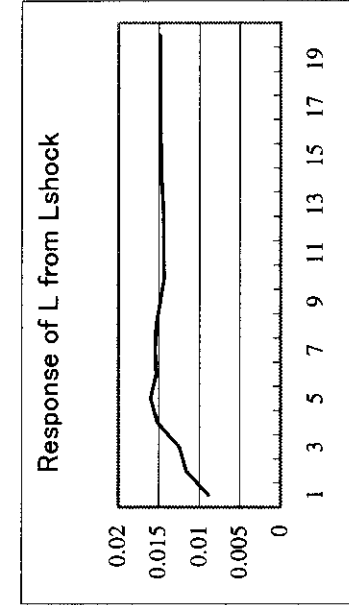
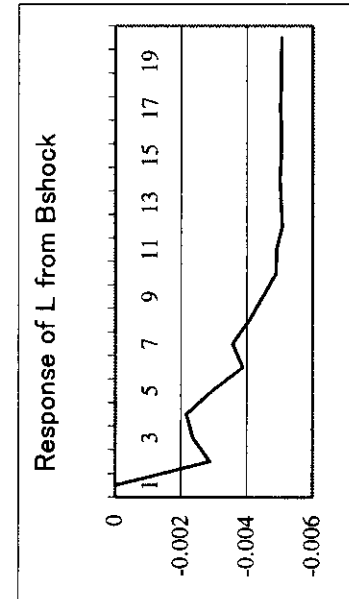
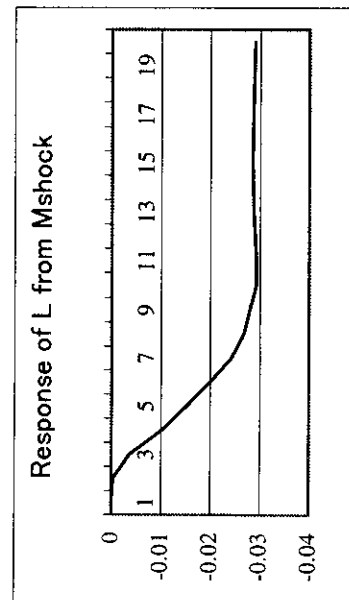
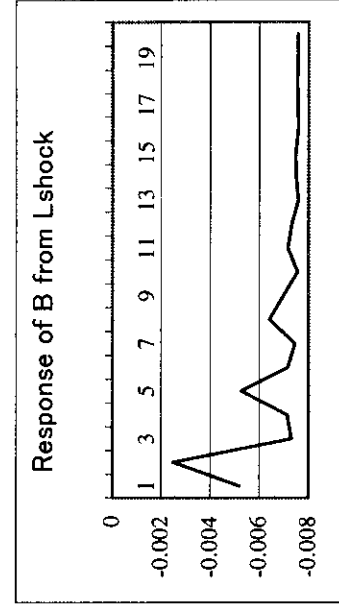
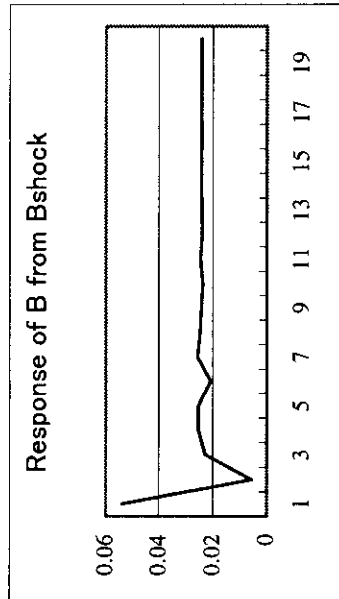
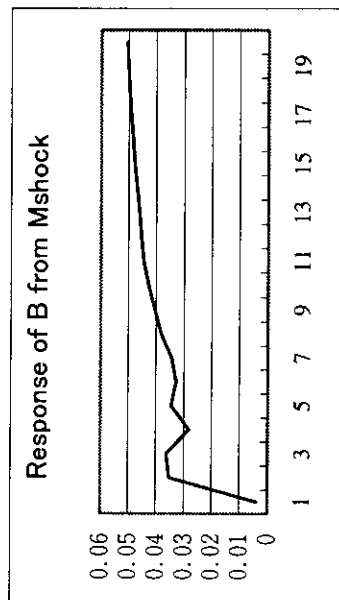
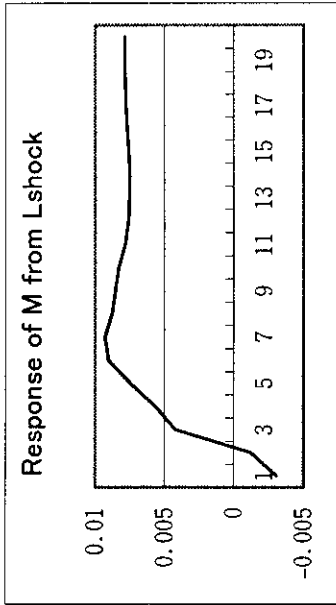
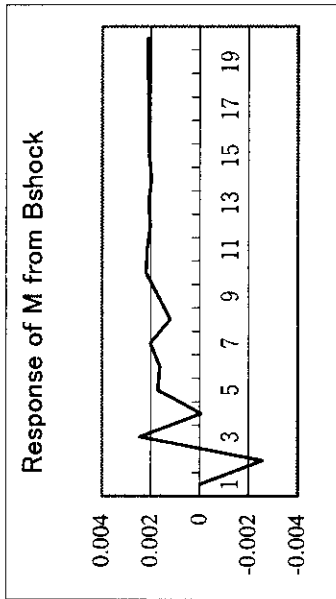
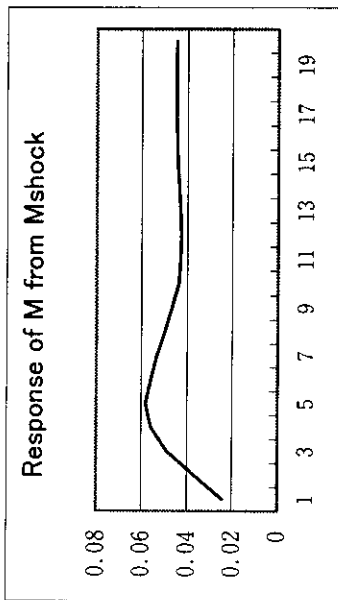


図4-2 インパルス応答 (20-34歳:レベル変数)



2. 出生力のライフ・サイクル・モデル分析 —結婚と出生の間隔・タイミングとその要因—

和田 光平

1. はじめに

本論文では、前節において説明した通り、国立社会保障・人口問題研究所（旧人口問題研究所）によって実施された出生動向基本調査（以下『調査』）に基づいて我が国における未婚・既婚女性の結婚および出生のタイミングは、どのような社会経済的要因によって決定づけられるのかということを中心に分析する。分析の手法はハザード分析を用いた。

これまでの『調査』によれば、合計結婚出生率の変動するかなりの部分が出生タイミングによってもたらされているということが明らかにされてきており（大谷 1993）、これまでに見られる出生率低下の動きを説明するためには、そのような結婚のタイミングや各出生順位の出生タイミングの要因分析をすることが非常に重要な意味をもつことになる。

そのように、どのようなタイミングで人は結婚し、第一子、第二子…というように子どもを産んでゆくのかを確率的に分析すること、すなわち、そのようなタイミングの違いが、現在言われているような晩婚化あるいは晩産化として表れるのかということを確認するとともに、それらがどのような社会・経済的要因によってもたらされているのかということを計量的に分析するためには、ハザード分析が最も有用な分析方法といえよう。

2. ハザード分析の方法論

結婚や出生といった個人のライフ・イベントのタイミングとその要因の寄与度を測定する場合、次のような統計学的な問題点が生じる。まず第 1 に、個人それぞれの観察開始時点（出生時点）と現在年齢や結婚・出産年齢が異なるため、観察期間がそれぞれ個人ごとに異なるということ、第 2 に、この種の調査は、調査時点ですべての調査対象者のライフ・コースが形式的に打ち切られているという、いわゆる打ち切りデータ（truncated data）であるため、観測（censor）されている調査対象者の中に、ハザード（hazard、条件付き発生確率）が発生しているものと発生していないものとが混在しているということ、すなわち、結婚や出生の分析の場合でいえば、調査対象者の中に、結婚や出産をしている者としていない者、あるいはこれからしようと予定している者とが混在しているという問題点が存在する。このような問題点を解決して推計する分析手法がハザード分析である。

ハザード分析は近年、人口統計学の世界において急速に開発が進み、その成果が死亡や移動だけではなく、出生の分野においても世界的に多くの実践例が試みられている有用な分析手法である（和田 1999b）。特に、時間的な流れの中で人間の意思決定、およびその結果として行動に表れる過程を分析するための動学的かつ確率的な計量分析の中心的な存在といえよう。

2-1. 全体的なハザード・チャート

ここで、まず、ハザード分析の基本的な考え方について説明しておきたい。その概念をチャート化すると、次の図1のようになる。これは人口事象の発生する事象歴をチャート