

就業という視点からのみでなく、夫の状況も加味したカップル単位での働き方、つまり夫婦の職業組み合わせ合わせでみる必要があるだろう。モデルEは、夫婦の職業組み合わせの変数を投入した結果を示しており、夫婦ともに公務員であった場合は、それ以外の組み合わせと比較して子どもを持つ確立が有意に高くなっている。つまり、公務員女性の中でも「夫婦とも公務員」の職業組み合わせのパターンは、夫が民間企業勤務、自営業などの場合とくらべて子どもを持ちやすいのである。今回の分析結果により、妻の就業継続と出生力の関連において、妻自身の属性・就業環境以外にも「夫の就業環境・条件」が大きく関連しており、「夫の家庭へのコミット」など夫の状況を含めたカップル単位の分析の重要性があらためて確認された。

まとめ

本稿では、就業継続と出生が両立しやすい条件を明らかにすることを目的として、就業を継続する公務員の出生行動の特性とその要因について検討してきた。以下、分析で得られた知見をまとめてみたい。

まず、就業を継続している既婚女子の出生児数および無子割合を公務員と民間企業正社員とで比較すると、公務員は結婚持続期間を通して出生児数が多く、民間よりも高い出生力を持つことが明らかとなった。無子割合については、結婚持続期間5年以降において、民間の無子割合がとくに高くなってしまっており、第1子の有無が、公務員との出生力格差の要因であることが示唆された。

次に、公務員と民間の出生力格差の要因を探るために、その社会経済的属性に注目してみたところ、公務員はとくに非伝統的、出生抑制的な属性を多く持つことが明らかとなった。このような属性をコントロールした上で、公務員であることの出生力への影響を重回帰分析により検証したところ、諸属性以外の公務員独自の影響が改めて確認された。

そこで、出生力に及ぼす公務員独自の特性を明らかにするために、その就業・育児環境に注目し①利用している保育資源、育児休業の有無、②夫のサポート等に関して、民間との違いを調べたところ、公務員と民間とでは、育児休業制度の利用割合に大きな差があることが明らかとなった。また、夫のサポートに関しては、妻が公務員の場合、配偶者も公務員である割合が高く、そのことが育児や家事などの家庭へのコミットを高める可能性が推測された。このような結果から、育児休業の取得率、夫の従業上の地位（公務員か否か）といった変数を公務員的就業環境とみなし、子ども（第1子）を持つことへの効果をロジスティック分析により検証した。

結果、予想に反して育児休業の取得率は、子どもを持つことにほとんど影響を持たないことが明らかとなった。これは、育児休業の利用率の増加が、直接的に出生力を高めるのではなく、それ以外の公務員的就業・育児環境がその背景に存在していることを示唆して

いる。今回の分析においては、育児休業制度の利用割合といった、量的な側面のみを尺度として用いたことが、関連を見いだせなかつた要因であるかもしれない。子どもを持ちやすさに影響を及ぼすのは、利用割合のような量的な側面だけではなく、その期間や経済的保障の有無や程度、その他フレキシブルな勤務態勢などの質的な側面であるかもしれない。平成6年度の雇用保険法改正において育児休業給付が制度化される以前は、3分の2を超える事業所で、育児休業制度があるにもかかわらず、金銭の給付がおこなわれていなかつたという現状が報告されている（日本労働研究機構,1996）。育児休業中の経済的援助などの、就業環境の質に関する側面が、出生力に及ぼす効果の分析は今後の課題としたい。

また、夫の職業の効果に関しては、夫が公務員の場合、子どもを持つ可能性を高めることが明らかとなった。この結果は、妻が公務員である場合の高い出生力が、より多くのサポートが可能である夫の公務員的就業環境によるものである可能性を示唆している。妻自身が公務員であることの就業環境的効果も、ある程度は残っているが、それ以上に夫の公務員的就業環境が、出生力に及ぼす影響も確認できた。専業主婦を上回る、公務員として就業する妻の高い出生力の背景には、本人に加えて、配偶者の公務員的就業環境の効果が存在すると考えられる。

欧米諸国と比較するとまだ遅れているといわざるをえないが、わが国でも少子化対策として、男性の家事・育児への参加の重要性が注目されはじめている。保育環境の充実とともに、男女ともに家庭にコミットしやすい勤務態勢を目指すことが、就業と出産・育児を両立させ、出生力を高めていく一つのキーポイントとなるとおもわれる。対応が急がれる少子化対策の新しく具体的なモデルとして、公務員的就業・育児環境の解明はなおいつそう必要とされるであろう。

<注>

1)調査の概要：出生動向基本調査は国立社会保障・人口問題研究所が、5年ごとに実施している全国標本調査であり、今回はその11回目にあたる。対象者は、全国の50歳未満の有配偶女子9,417人、有効回答数は8,148人であった。今回は、夫婦が初婚同士の7,354組を集計の対象としている。

2) 公務員、民間企業の正社員、無職の変数は、以下のように定義した。【】内は、それぞれの変数の度数を示している。

公務員【N=178】 (子なし【N=19】) 結婚後官公庁勤務、現在官公庁勤務

(子なし【N=158】) 結婚後官公庁勤務、第1子出産後官公庁勤務、
現在官公庁勤務

民間の正社員【N=587】(子なし【N=199】) 結婚後民間の正規雇用者、

現在民間の正規雇用者

(子あり【N=388】) 結婚後民間の正規雇用者、

第1子出産後民間の正規雇用者、

現在民間の正規雇用者

専業主婦【N=4371】	(子なし【N=321】) 結婚後無職、現在無職 (子あり【N=4034】) 第1子出産後無職、現在無職
その他【N=1121】	上記以外で、各時点において、 1回でも正規雇用者以外の就業形態をとった者
不詳【N=1097】	各時点において、一度でも不詳があった者

- 3) 意識を示す変数は、「賛成」1点、「どちらかといえば賛成」2点、「どちらかといえば反対」3点「反対」4点として、非伝統的な意識が高いほど得点が高くなるように設定した。なお、＊＊の設問に関しては、賛成～反対の得点を反転させ、方向を修正している。
- 4) 『平成9年 第11回出生動向基本調査（結婚と出産に関する 全国調査I）－日本人の結婚と出産－』を参照
- 5) 育児休業率の尺度は、出産経験のある者の中で、各職種ごとに育児休業を利用した割合を点数として採用した。妻の職種： 専門職－34.6, 管理職－0, 事務職－13.9, 販売・サービス職－10.8, 工場などの現場労働－5.1

<参考文献>

- 岩澤美帆, 1999, 「中小企業に就業する者の結婚・配偶者選択」『中小企業に就業する者の実態に関する調査』報告書, 生活福祉研究機構, 17-37 ページ
- 山上俊彦, 1999, 「出産・育児と女子就業との両立可能性について」『社会保障研究』 vol. 35, 国立社会保障・人口問題研究所, 52-64 ページ
- 樋口美雄, 1994, 「育児休業制度の実証分析」『現代家族と社会保障－結婚・出産・育児』東京大学出版, 181-201 ページ
- 森田陽子・金子能宏, 1998, 「育児休業制度の普及と女性雇用者の勤続年数」『日本労働研究雑誌』No. 459, 50-62 ページ
- 永瀬伸子, 1999, 「少子化の要因：就業選択か価値観の変化か既婚者の就業形態選択と出産時期の選択」『人口問題研究』第55巻1号
- 新谷由里子, 1999, 「結婚出産期の女性の就業とその規定要因」『人口問題研究』第54巻4号, 46-62 ページ
- 樋口美雄, 1997, 「日米英における育児休業・出産育児制度と女性就業」『人口問題研究』第53巻4号, 46-62 ページ
- 今田幸子, 1996, 「女子労働と就業継続」『日本労働研究雑誌』 日本労働研究機構, No.433, 37-48 ページ
- 国立社会保障・人口問題研究所 (1998) 『平成9年 第11回出生動向基本調査（結婚と出産に関する 全国調査I）－日本人の結婚と出産－』
- 真鍋倫子, 1998, 「20歳代の就労停止と結婚・出産」, 1995年SSM調査研究会編, 『ジェンダーとライフコース』, 31-45 ページ

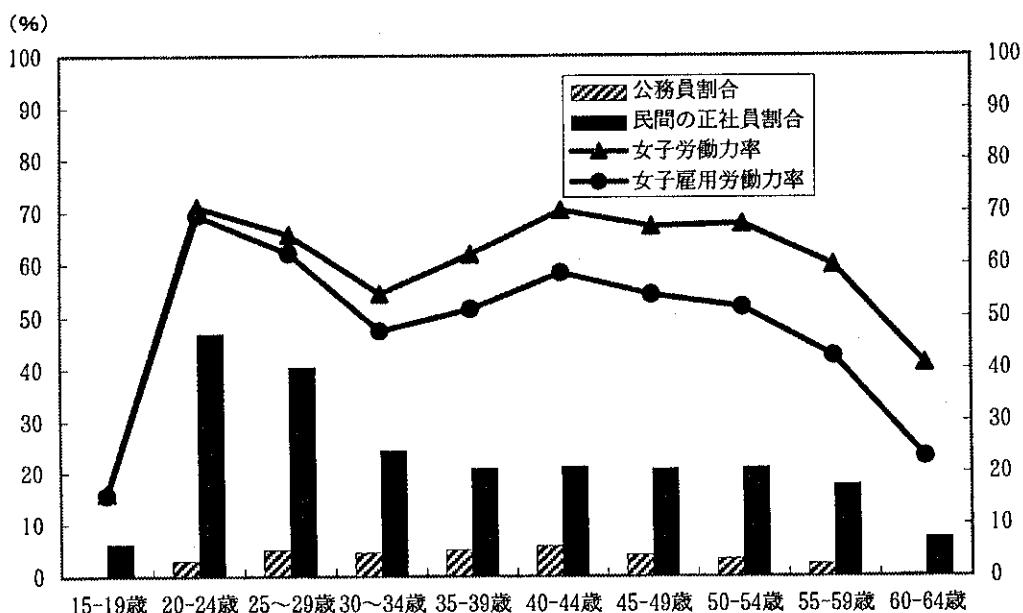
日本労働研究機構, 1996, 「育児休業制度等が雇用管理・就業行動に及ぼす影響に関する調査研究」 No.83

東京都生活文化局, 1990, 「母親の就業を中心とした社会参加と親役割に関する調査報告書」

総務庁統計局, 1996, 「社会生活基本調査」

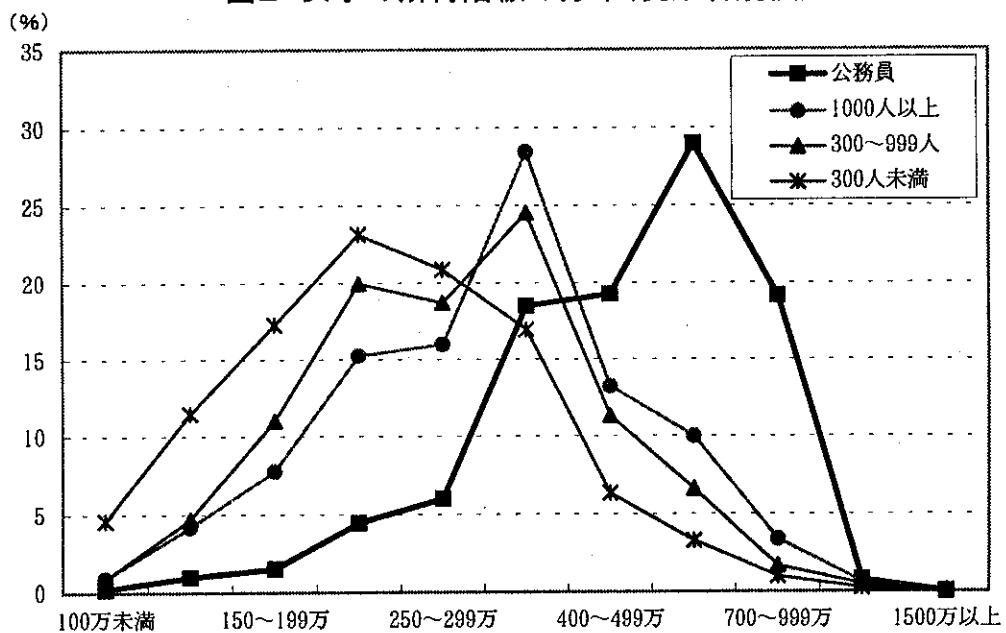
総務庁統計局, 1997, 「就業構造基本調査報告」

図1 女子の年齢階級別、労働力率



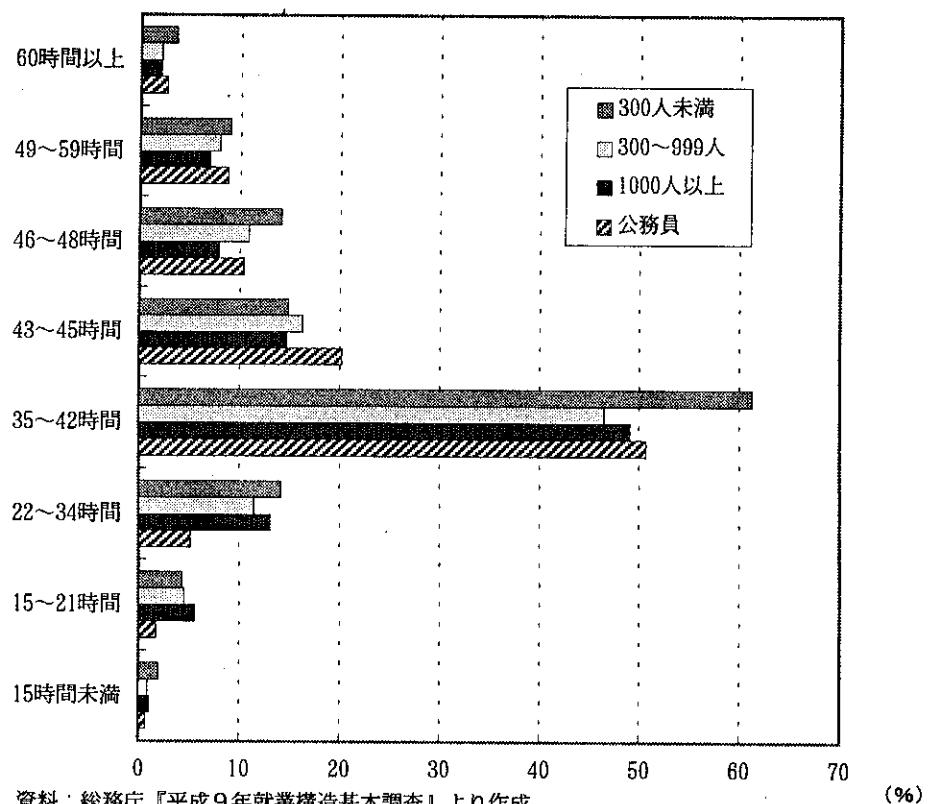
資料：総務庁『平成9年就業構造基本調査』より作成

図2 女子の所得階級の分布(従業者規模別)



資料：総務庁『平成9年就業構造基本調査』より作成

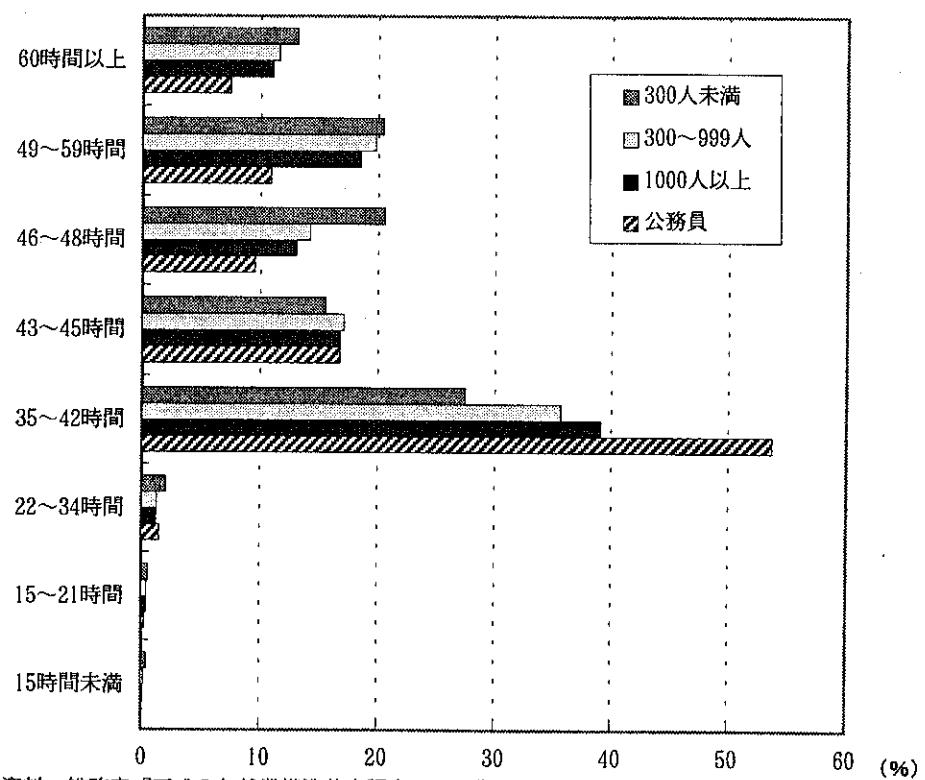
図3 女子の週間就業時間数の分布(従業者規模別)



資料：総務庁『平成9年就業構造基本調査』より作成

注：対象者は、200日以上就業者

図4 男子の週間就業時間数の分布(従業者規模別)



資料：総務庁『平成9年就業構造基本調査』より作成

注：対象者は、200日以上就業者

図5 既婚女性の結婚持続期間別、平均出生児数

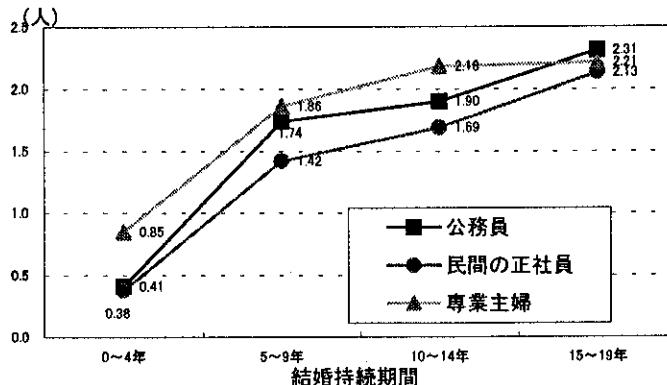


図6 既婚女性の結婚持続期間別、子どもの数の分布

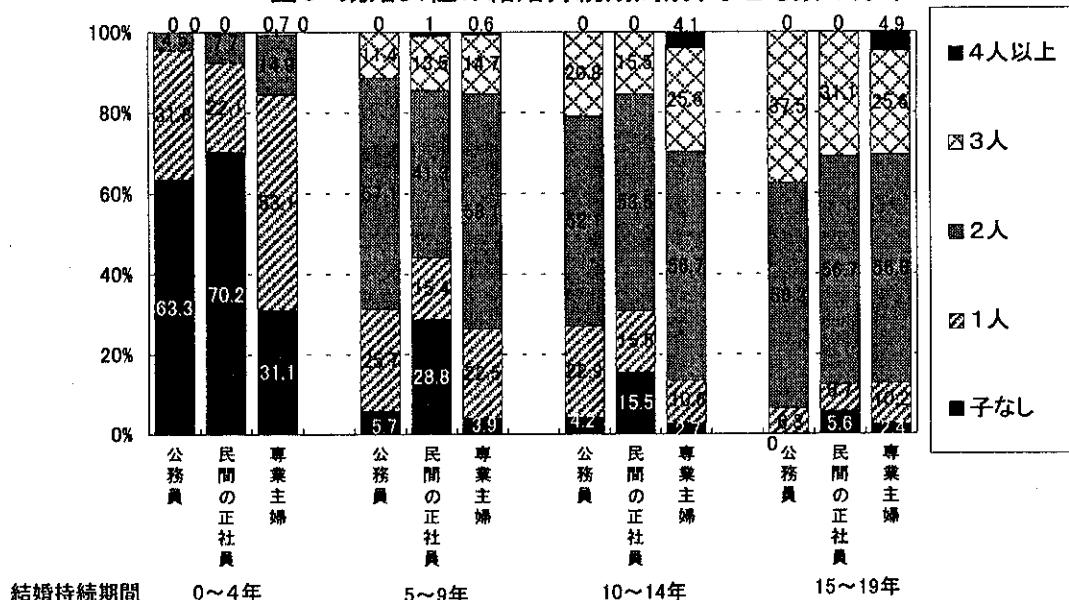


表1 就業継続の妻における出生児数の重回帰分析(40歳以上)

独立変数	モデルA	モデルB
切片	1.701 ***	1.592 ***
結婚年齢		
20歳未満	-.924	-.896
20~24歳	.225 **	.263 **
(25~29歳)	.000	.000
30~34歳	-.313 *	-.356 *
D I D区分		
NON-DID	.245 **	.245 **
(200万未満)	.000	.000
200万以上	-.107	.000
妻の学歴		
中学校	.321	.353
(高校)	.000	.000
専修・短大	.000	-.107
女子大	.000	.000
共学大	.162	.000
結婚形態		
見合い (恋愛)	.222 **	.235 **
夫の収入		
500万未満	.000	.000
(500~800万未満)	.000	.000
800万以上	.179	.156
妻の就業継続		
公務員 (民間の正社員)		.323 **
R-square	0.124	0.153
調整済みR-squared	0.083	0.11
N	294	294

注：# p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001 ()内は、レファレンス・カテゴリー

図7 妻の就業経歴別、初婚年齢

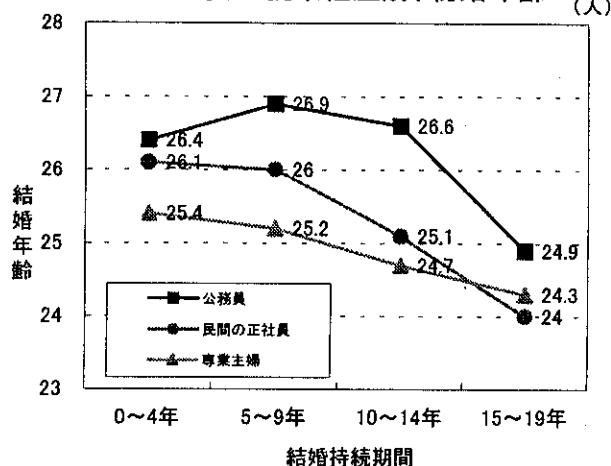


図8 妻の就業経歴別、学歴

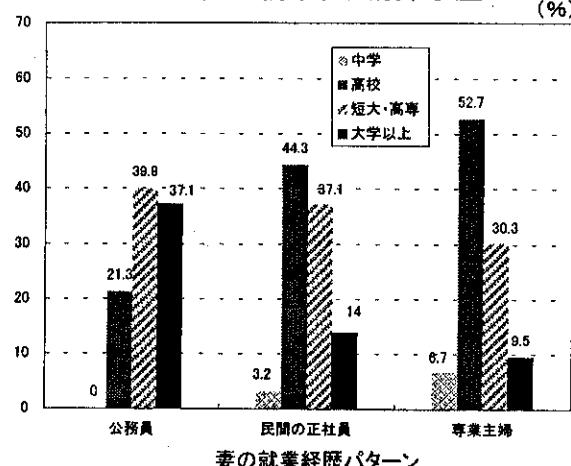


図9 妻の就業経歴別、夫の収入

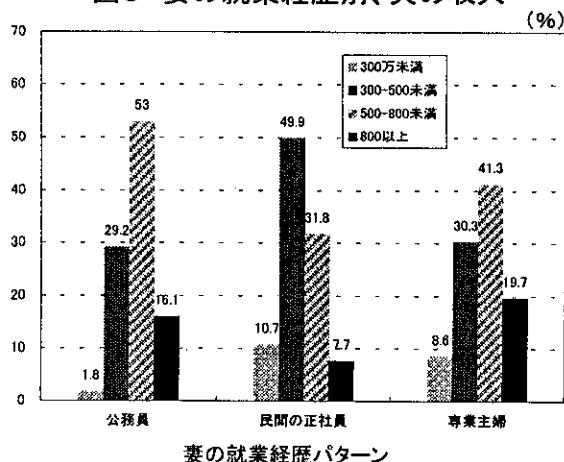


図10 妻の就業経歴別、理想子ど�数

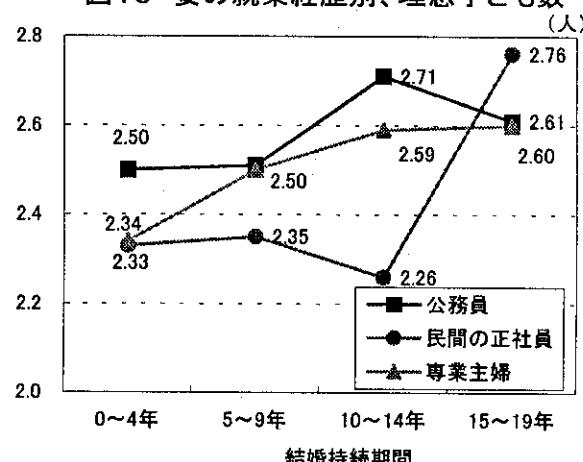


図11 妻の就業経歴別、家族意識の平均傾

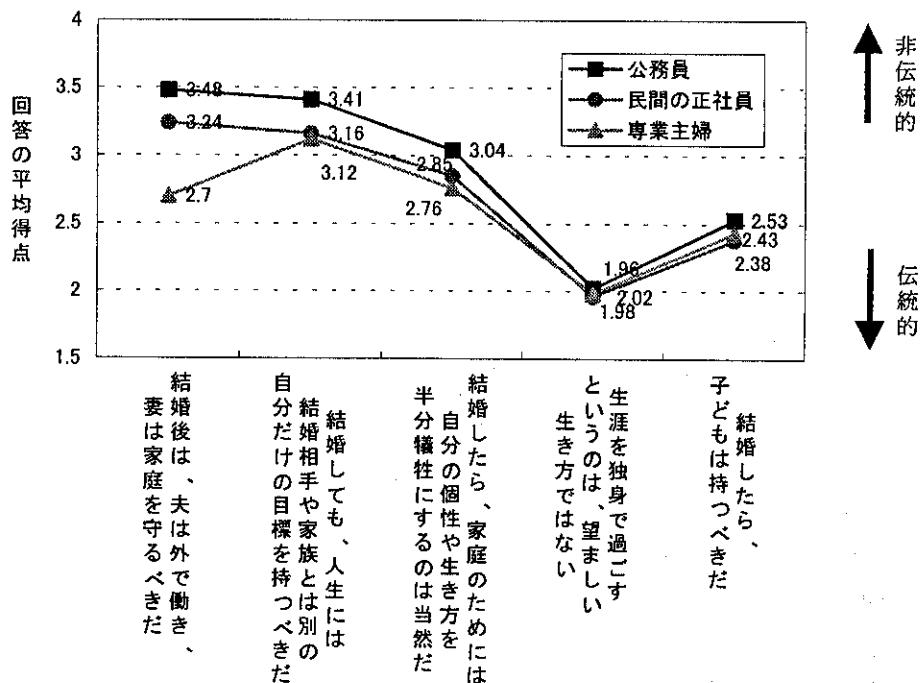


図12 継続就業の母親における保育環境(第1子の保育担当者-妻以外-)

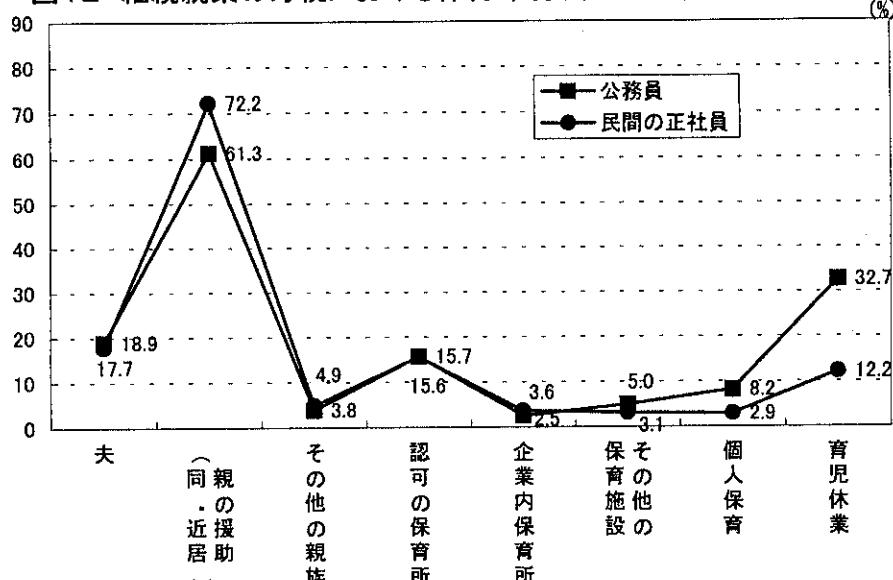


図13 育児制度施行による変化(第1子の保育担当者-妻以外-)
—公務員の場合—

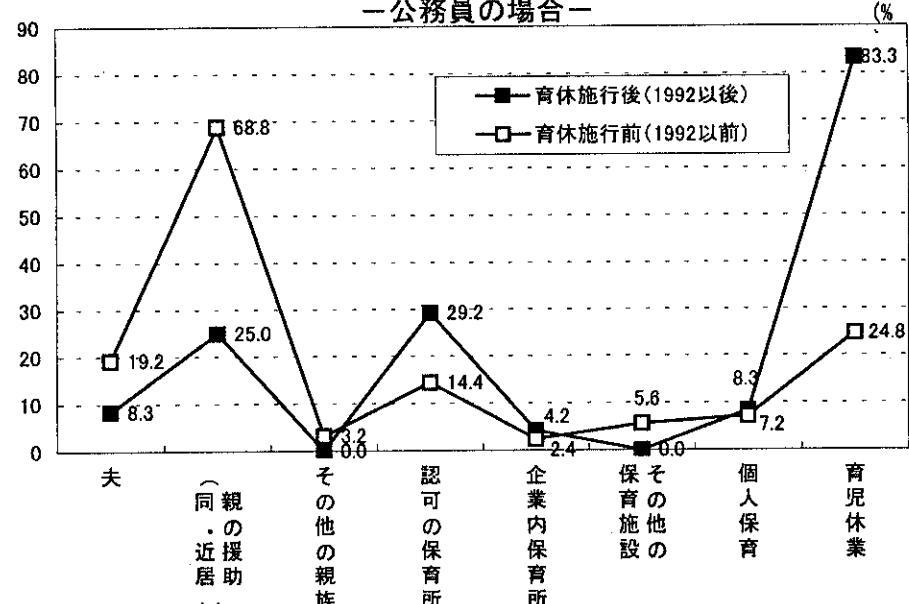


図14 育児制度施行による変化(第1子の保育担当者-妻以外-)
—民間の正社員の場合—

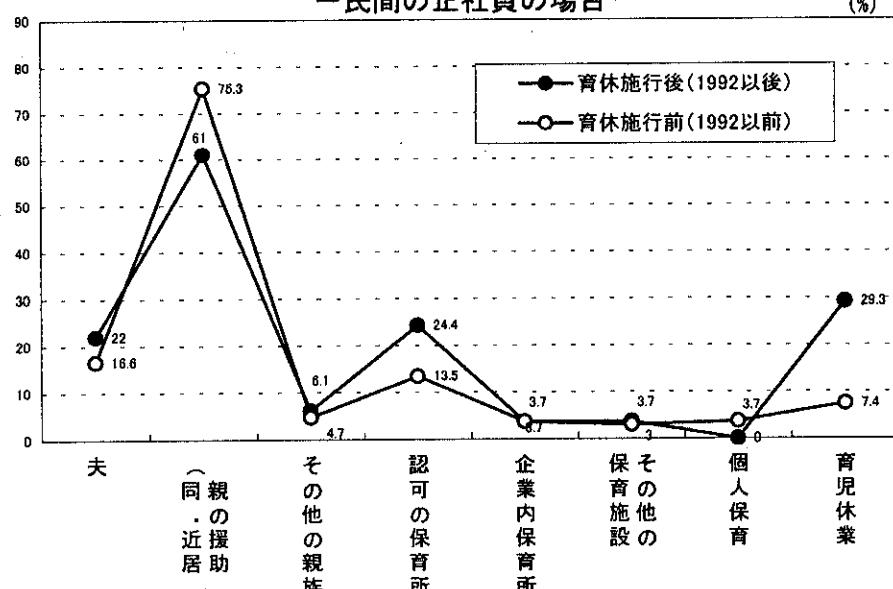


表2 妻の職歴パターン別、夫の従業状の地位

(%)

		夫の従業状の地位（現在）					
		公務員	民間の正社員	自営・パート等	無職	不詳	合計
妻の職歴 タ ー ン レ ン バ ー	公務員	57.3	33.1	6.7	0.6	2.2	100.0
	民間の正社員	4.3	82.3	8.5	0.5	4.4	100.0
	自営・パート等	7.0	57.4	32.2	0.4	3.0	100.0
	専業主婦	9.4	72.6	13.4	0.5	4.1	100.0
	不詳	5.4	57.7	18.5	0.6	17.8	100.0

表3 就業継続する妻の子どもの有無に関する属性:ロジスティック分析結果
(結婚持続期間5~19年)

独立変数	モデルA	モデルB	モデルC	モデルD	モデルE
結婚年 昭和45~49年	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
昭和50~54年	.844	.895	.889	.979	.981
昭和55~59年	.414	.503	.493	.522	.543
昭和60~平成2年	.131 **	.172 **	.180 **	.176 **	.179 **
妻の結婚年齢 20~24歳	1.074	1.114	1.202	1.125	1.095
25~29歳	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
30~34歳	1.475	1.565	1.604	1.724	1.622
35~39歳	.836	.902	.902	1.107	1.114
D I D区分 NON-DID (200万未満)	2.700 **	2.800 **	2.759 **	2.781 **	2.799 **
200万以上	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
.701	.818	.784	.817	.831	
妻の学歴 中学校 (高校)	—	—	—	—	—
専修・短大	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
女子大	1.372	1.233	1.217	1.148	1.115
共学大	1.395	.764	1.278	1.276	1.245
2.475	1.372	1.424	1.359	1.385	
結婚形態 見合い (恋愛)	1.856	1.961	2.002	2.051	1.992
夫の収入 500万未満	.712	.831	.844	1.041	1.018
(500~800万未満)	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000
800万以上	1.081	1.199	1.080	1.433	1.402
理想子ども数	4.215 ***	4.075 ***	4.007 ***	4.007 ***	3.944 ***
妻の就業継続 公務員 (民間の正社員)		4.559 **	4.237 **	2.281	
		1.000	1.000	1.000	
育休取得率			1.0021	.999	.998
夫の職業（現在） 公務員				4.052	
民間の正社員				1.000	
自営・パート等				.940	
夫婦の職業組み合わせ 妻公夫公					7.026 **
妻公夫民					2.740
妻公夫自					171.435
妻民夫公					685.987
妻民夫民					1.000
妻民夫自					.919
カイ自乗	90.817***	97.575***	95.290***	97.712***	99.027***
自由度	15	16	17	19	21
N	346	346	346	346	346

注：# p<.10, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001 ()内は、レファレンス・カテゴリー
オッズ比が、1より大きい場合は、子どもがいる可能性を高め、1より小さい場合は、子どもがない
可能性を高める。

4. 人口とマクロ経済の同時均衡モデルの試み

加藤 久和¹

本研究は、出生、結婚、労働市場の三者間の相互依存関係に加えて人口動向とマクロ経済との間のリンクを有する理論モデルから、人口動態とマクロ経済環境の同時均衡を捉えるとともに、経済環境変化が出生や結婚に与える影響を分析したものである。

出生及び結婚動向と労働市場の間に密接な関係が存在していることは、先行研究等から明らかであるが²、一方でマクロ経済環境が労働市場を通じて出生や結婚に及ぼす影響も無視できない。所得水準の変化は賃金水準や労働供給の動向に影響を与えるが、出生や結婚行動は労働市場を通じてマクロ経済にもまた影響を及ぼすという相互連関的な分析を進めるには、人口と経済を同時に扱い、かつ均衡状態での両者の反応を比較静学によって分析する必要がある³。出生、結婚、及び労働市場といった三者の関係の「部分均衡分析」からマクロ経済との相互関係を加えた同時均衡へと分析を拡張することが本研究の主旨である。

本稿の構成は次のとおりである。はじめに、本研究で扱うモデルの体系を示す。次いで、均衡の近傍における諸変数のふるまいを線形関数による近似を用いて分析する。さらに、過去のデータからモデルのパラメータを推定し、数値シミュレーションの手法を用いて定量的な反応を試算する。シミュレーションでは、育児手当や結婚志向の高まり等が出生や結婚に対してどのような効果をもたらすか等についても検討を行う。

1. モデル体系

最初に本研究で扱う人口と経済の同時均衡モデルの体系を示す。モデルは、人口と経済の各変数が定常状態で均衡しており、外生的な条件の変化が生じた場合の定常均衡からの乖離の様相を記述している。したがって、各変数の動学的な側面については捨象されている。動学的側面とは、時間を明示的にモデルに組み込むことによって、時間の経過に伴う諸変数のふるまいを明らかにすることと定義される。本分析では定常状態を仮定することによって、こうした時間の概念はモデルから除かれている。そのため、例えば出生と結婚の間の時間ラグや政府支出増加に伴う経済への波及ラグ等はモデルに含まれないことになる。このような扱いは現実の事象を単純化することの代償であると考えられるが、理論的帰結を導くために必要な前提である⁴。

同時均衡モデルは、出生、結婚、労働市場及びマクロ経済に関する以下の8つの主

¹ 国立社会保障・人口問題研究所室長、E-mail:h-kato@ipss.go.jp

² Cain and Dooley(1976)、Ohbuchi(1988)、加藤(1999)等参照。

³ なお、本分析は理論面を中心としたモデル展開を主旨としており、実際の人口・経済事象の追跡を目的とするものではないことを述べておきたい。

⁴ こうしたモデルの取扱いについては、例えば Sargent(1987) 参照。

要な構造方程式によって構成される。

1.1 出生行動

出生行動と結婚行動が密接に結びついていることは明らかであろう。出生力低下の主たる要因は結婚の遅れ（あるいは結婚数の減少）によるとの見解も共通認識になりつつある（国立社会保障・人口問題研究所(1997)、加藤(1999)等参照）。したがって、出生力は結婚数が増えるほど高まると考えられる。次に、出生力を示す構造方程式を子どもに対する需要関数と見なすならば、需要を決定する要因としての家計の所得および子どもの価格を説明変数に加えなければならない。ここでは家計の所得をマクロ経済における可処分所得、子どもの価格を女子賃金で代表する（女子賃金が子どもの機会コストであると考える）。可処分所得が増加するほど出生力は高まるが、女子賃金が上昇するほど出生力に負の影響を与えると仮定する⁵。以上に加えて、わが国の特徴としてしばしば強調される女子労働力率と出生率の間の負の相関関係を出生行動の説明要因として取り込むこととする。

いま、 b を出生率、 m を婚姻率、 l を女子労働力率、 w を女子賃金、 Y を国内総生産、 T を租税・社会保険料、及び CH を育児手当とすると、出生行動の構造方程式は

$$b = B(m, l, w, Y - T, CH) \quad B_1 \geq 0, B_2 \leq 0, B_3 \leq 0, B_4 \geq 0, B_5 \geq 0$$

で表すことができる⁶。なお、 B_i は($i=1 \sim 5$)は各説明要因が出生力 b に及ぼす影響の程度と方向性を表す。例えば、 B_1 は結婚が出生に及ぼす程度であり、その値は非負であることから、結婚の増加は出生を増やす方向に働くことを示している。なお、具体的には、上式は以下のように定常均衡の近傍で線形近似され、 B_i は各説明変数の偏微分係数にあたる。

$$db = \frac{\partial b}{\partial m} dm + \frac{\partial b}{\partial l} dl + \frac{\partial b}{\partial w} dw + \frac{\partial b}{\partial (Y-T)} d(Y-T) + \frac{\partial b}{\partial CH} dCH$$

1.2 結婚行動

結婚行動に関する仮説には様々なものがあるが⁷、ここでは男女間の比較優位に関する仮説と家計内公共財の存在に関する仮説を重視して、結婚行動に関する構造方程式を特定化する。比較優位の仮定から女性は男女間の賃金格差が開くほど結婚を選択することになる。また、家計内公共財の仮説から可処分所得の上昇は結婚のしやすさを向上させ、結婚行動に正のインパクトをもたらすと考えられる。

こうした仮説に加え、その他の説明変数として女子賃金、女子労働力率、女子失業率(u)及び結婚志向(MU)を説明変数に加える。ここでは、女子賃金の上昇は結婚志向を低下させ、また女子労働力率の上昇も結婚を減少させると仮定する。失業率の上昇は労働機会を減少させることにより結婚を増やす方向に働く場合も考えられるが、結婚による離職を止め、いわゆる結婚退職を減少させることも考えられるため、失業率上昇の影響の方向性は先驗的には不明であるとする。結婚志向はここでは実態のないシフト変数であるが、社会の風

⁵ Butz and Ward(1979)、Ohbuchi(1988)、大淵他(1998)等参照。

⁶ 以下では、内生変数は小文字（国内総生産の Y を除く）、外生変数は大文字で表記している。

⁷ Becker(1973,1974)、大淵他(1998)等参照。

潮や結婚に対する価値観一般を示すものと考える。

以上から、結婚に関する行動方程式は

$$m = M \left(\frac{w^m - w}{w}, w, l, u, Y - T, MU \right) \quad M_1 \geq 0, M_2 \leq 0, M_3 \leq 0, M_4 ? , M_5 \geq 0, M_6 \geq 0$$

と示すことができる。

1.3 女子の労働参加

女子の労働力率は出生・結婚の人口動態とマクロ経済のリンクエージの鍵となるものであり、本モデルにおいて重要な役割を担う。女子労働力率は、ダグラス・有沢法則を仮定した定式化を行うこととする。したがって、女子賃金の上昇は労働力率に対して正の、また家計所得の上昇については労働力率に対して負の影響があるとする。また、出生行動で仮定した出生率と労働力率の負の相関関係についても、女子労働力率関数に説明変数として加える。したがって、女子労働供給の構造方程式は

$$l = L(Y - T, \frac{w}{P}, b) \quad L_1 \leq 0, L_2 \geq 0, L_3 \leq 0$$

となる。

1.4 賃金の決定

賃金関数は男女別に実質ベースで定式化する。女子賃金については、所得（国内総生産Y）の上昇は賃金を上昇させる一方、失業率と労働力率の上昇は賃金に対して負の効果を持つとする。なお、男子賃金(w^m)は所得のみの関数としている。賃金関数の設定にあっては、生産関数を導入してその限界生産力が賃金に等しいという限界生産力仮説による定式化も考えられるが、本研究ではマクロ経済の需要面を強調するため以上のような仮定から設定を行った。また、多くのマクロ経済モデルでは、賃金決定に関して失業率と賃金上昇率の間のフィリップス曲線による定式化が用いられるが、本研究では後述するようにオーケンの法則を用いるためこれを利用しなかった。以上から、女子及び男子賃金は以下の構造方程式で表現される。なお、Pは一般物価水準を表わしている。

$$\frac{w}{P} = W(Y, u, l) \quad W_1 \geq 0, W_2 \leq 0, W_3 \leq 0$$

$$\frac{w^m}{P} = V(Y) \quad V_1 \geq 0$$

1.5 IS 曲線

経済の需要面を取り入れるため、IS 曲線を導入する。IS 曲線は、マクロ経済の実物面の均衡を表現するものであり、基本的には利子率(r)と所得（国内総生産）(Y)との負の関係によって示される⁸。国内総生産の構成要素は国内消費、投資及び政府支出とし、海外との

⁸ IS 曲線、LM 曲線については Sargent(1987)あるいは他の入門的マクロ経済学の教科書を参照されたい。

交易を捨象した閉鎖経済を想定する。具体的には以下の構造方程式の $D(\cdot)$ は、消費及び投資関数を意味し、政府支出は一般的な支出(G)と育児手当(CH)に分割されるとした。

$$Y = D(Y - T, r) + G + CH \quad D_1 \geq 0, D_2 \leq 0$$

1.6 LM 曲線

貨幣の需給均衡を示す LM 曲線は、所得と利子率の間の正の関係として示される。LM 曲線については、モデルの解を計算しやすいように誘導型に修正して、利子率を被説明変数、実質貨幣供給量(M/P)と所得を説明変数として定式化した。これから LM 曲線は次の方程式で表現できる。

$$\frac{M}{P} = M(Y, r) \Rightarrow r = R(Y, \frac{M}{P}) \quad R_1 \geq 0, R_2 \leq 0$$

1.7 失業率

所得の変動と女子失業率の変動の間にオーケンの法則を仮定する。すなわち、所得の上昇は失業率の低下をもたらすと。 K をオーケン係数として、失業率関数を示すと次のようにになる。但し、 Δ は変数の 1 階の階差を示している。

$$\Delta u = -k \Delta Y$$

(モデルに含まれる変数)

以上で示した各構造方程式に含まれる諸変数を整理すると以下のようになる。モデルに含まれる内生変数は 8、外生変数は 6 である。

(1) 内生変数

b : 出生率、 m : 婚姻率、 l : 女子労働力率、 w : 女子賃金、 w^m : 男子賃金、
 Y : 国内総生産、 r : 利子率、 u : 女子失業率

(2) 外生変数

MU : 結婚志向を示す変数、 T : 租税・社会保険料、 G : 政府支出

CH : 育児手当、 M : 貨幣供給量、 P : 物価水準

2. 定常均衡からの乖離

上記で示した 8 つの方程式体系を前提として、これらの内生変数が定常均衡にあるとき、外生条件が変化した場合の諸変数のふるまいを表現することとする。具体的には、上で示した人口と経済の同時均衡を示すシステムを定常均衡の近傍で線形近似することで表現することができる。

$$db = B_1 dm + B_2 dl + B_3 dw + B_4 (dY - dT) + B_5 dCH \quad (1)$$

$$dm = M_1 \left(\frac{1}{w} dw^m - \frac{w^m}{w^2} dw \right) + M_2 dw + M_3 dl + M_4 du + M_5 (dY - dT) + M_6 dMU \quad (2)$$

$$dl = L_1(dY - dT) - L_2 \frac{w}{P^2} dP + L_2 \frac{1}{P} dw + L_3 db \quad (3)$$

$$\frac{-w}{P^2} dP + \frac{1}{P} dw = W_1 dY + W_2 du + W_3 dl \quad (4)$$

$$\frac{-w^m}{P^2} dP + \frac{1}{P} dw^m = V_1 dY \quad (5)$$

$$dY = D_1(dY - dT) + D_2 dr + dG + dCH \quad (6)$$

$$dr = R_1 dY - R_2 \frac{M}{P^2} dP + R_2 \frac{1}{P} dM \leftarrow \left(M_1 dY + \frac{M}{P^2} dP + M_2 dr = \frac{1}{P} dM \right) \quad (7)$$

$$du = -kdY \quad (8)$$

以上の(1)~(8)式の体系から、(8)式を消去し、改めて式を整理すると次の(1)'~(7)'式の 7 本の方程式システムとして表すことができる。

$$db = B_1 dm + B_2 dl + B_3 dw + B_4 dY - B_4 dT + B_5 dCH \quad (1)'$$

$$dm = M_1 \frac{1}{w} dw^m + \left(M_2 - M_1 \frac{w^m}{w^2} \right) dw + M_3 dl + (M_5 - kM_4) dY - M_5 dT + M_6 dMU \quad (2)'$$

$$dl = L_1 dY - L_1 dT - L_2 \frac{w}{P^2} dP + L_2 \frac{1}{P} dw + L_3 db \quad (3)'$$

$$\frac{-w}{P^2} dP + \frac{1}{P} dw = (W_1 - kW_2) dY + W_3 dl \quad (4)'$$

$$\frac{-w^m}{P^2} dP + \frac{1}{P} dw^m = V_1 dY \quad (5)'$$

$$(1 - D_1) dY = -D_1 dT + D_2 dr + dG + dCH \quad (6)'$$

$$dr = R_1 dY - R_2 \frac{M}{P^2} dP + R_2 \frac{1}{P} dM \quad (7)'$$

さらに、内生変数と外生変数の関係を明確に表現するため、(1)'~(7)'式の 7 本の方程式体系を行列表現で示すこととする。これから、次の(9)式が得られる。

$$\begin{bmatrix}
1 & -B_1 & -B_2 & -B_3 & 0 & -B_4 & 0 \\
0 & 1 & -M_3 & -M_2 + M_1 \frac{w^m}{w^2} & -M_1 \frac{1}{w} & -M_5 + kM_4 & 0 \\
-L_3 & 0 & 1 & -L_2 \frac{1}{P} & 0 & -L_1 & 0 \\
0 & 0 & -W_3 & \frac{1}{P} & 0 & -W_1 + kW_2 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{P} & -V_1 & 0 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 - D_1 & -D_2 \\
0 & 0 & 0 & 0 & 0 & -R_1 & 1
\end{bmatrix}
\begin{bmatrix}
db \\
dm \\
dl \\
dw \\
dw^m \\
dY \\
dr
\end{bmatrix}
=
\begin{bmatrix}
-B_4 dT + B_5 dCH \\
-M_5 dT + M_6 dMU \\
-L_1 dT - L_2 \frac{w}{P^2} dP \\
\frac{w}{P^2} dP \\
\frac{w^m}{P^2} dP \\
-D_1 dT + dG + dCH \\
-R_2 \frac{M}{P^2} dP + R_2 \frac{1}{P} dM
\end{bmatrix} \quad (9)$$

(9)式の左辺の行列（7行×7列）の行列式の値を Λ とする。 Λ は(10)式として示すことができる。なお、「1. モデル体系」で示したパラメータの符号条件を(10)式に代入すれば、 Λ の符号は正に確定することができる。

$$\Lambda = \frac{1}{P} [(1 - D_1) - D_2 R_1] \Omega > 0 \quad (10)$$

但し、

$$\Omega = (1 - W_3 L_2) - L_3 \left[W_3 P \left\{ B_1 \left(M_2 - M_1 \frac{w^m}{w^2} \right) + B_3 \right\} + B_1 M_3 + B_2 \right] > 0$$

である。

(10)式を解釈すると、 $[(1 - D_1) - D_2 R_1]/P$ の逆数が、標準的なマクロ経済均衡における「ケインズ乗数」（有効需要の波及の程度を表す）であり、システム全体の乗数はこの「ケインズ乗数」に出生、結婚、労働市場を含む拡張された波及効果を示す Ω を乗じることで得られる Λ の逆数 $(1/\Lambda)$ となる。これを「システム乗数」と呼ぶこととする。

外生条件が変化した場合の定常近傍における各内生変数のふるまいは、(9)式の各内生変数の値を外生値に対して解くことによって求めることができる。以下ではクラーメルの公式を用いてこの内生変数の値を解き、その反応の程度を計算することとする。なお、こう

した手続きを以下では「比較静学分析」という。

3.比較静学分析

ここでは、(9)式で表現されるシステムの応用として、育児手当が出生力に及ぼす影響や結婚志向の高まりが結婚、出生行動に及ぼす効果等について比較静学の視点から分析を試みる。なお、以下の分析はあくまでも理論的な帰結であり、具体的な効果の程度を実際に示すものではないことに留意されたい⁹。

3.1 育児手当の出生への影響

はじめに、育児手当 CH が 1 単位増加した場合の効果を計算する。この場合、(9)式の右辺の dCH についてこれを 1 と置き ($dCH=1$)、その他の外生変数は 0 としてクラーメルの公式を利用して内生変数を解けばいい。(9)式の右辺は

$$[B_5 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 1 \ 0]' \quad (11)$$

となる。人口とマクロ経済の同時均衡を扱う利点は、まさに(11)式の列ベクトルの第 6 要素が埋められていることにある。すなわち、部分均衡分析では、(1)'式の結果からその偏微分係数である B_5 だけ出生率が増加することになるが、しかし(11)式を仮定することによって、育児手当増加が消費等を刺激し(6)'式の IS 曲線を通じてマクロ経済に波及し、さらに女子賃金や家計所得などを変化させることになる。これが、結婚等の人口動態にも間接的な影響を与える波及経路を表している。そこで、育児手当の(1)'式を通じた効果を「直接効果」、IS 曲線を通じた効果を「間接効果」と名付けることとする。

クラーメルの公式から育児手当の出生率への総合的な影響は次の(12)式によって示すことができる。

$$\frac{db}{dCH} = \left[\frac{B_5}{P^2} [(1-D_1) - D_2 R_1] (1-W_3 L_2) + \frac{1}{P^2} (B_1 \Omega_1 + \Omega_2) \right] / \Lambda \quad (12)$$

ただし、

$$\begin{aligned} \Omega_1 &= \frac{M_1}{w} V_1 (P - L_2 W_3) + P K_2 (K_1 - W_3 L_1) + K_3 (W_3 L_3 - 1) + M_3 (L_1 - L_2 K_1) \\ K_1 &= -W_1 + k W_2 \leq 0, K_2 = -M_2 + M_1 \frac{w^m}{w^2} \geq 0, K_3 = -M_5 + k M_4 \\ \Omega_2 &= K_1 (-B_2 L_1 - B_3 P) + W_3 (P B_3 L_1 + L_2 B_4) + B_2 L_1 + B_4 \\ &\quad \frac{B_5}{P^2} [(1-D_1) - D_2 R_1] (1-W_3 L_2) / \Lambda > 0 \end{aligned} \quad (13)$$

⁹ 本研究では、「率に関する変数」や「金額に関する変数」等の単位について考慮することなくシステムが構成されているが、実証分析では異なる単位間の相互関係についてより注意深い分析を行う必要がある。例えば、育児手当 10 億円が出生力をどの程度回復させるか等の影響を具体的に試算することはこのシステムでは考慮されていない。

であり、(12)式の括弧内第1項が直接効果、第2項が間接効果を示している¹⁰。

直接効果を取り出すと、育児手当の出生率に対する効果は正であることが確定できる。すなわち、「1.モデル体系」で仮定した各構造方程式の偏微分係数の符号を考慮すれば、(12)式の括弧内の第1項を計算すると正になる。問題は間接効果である。このままでは間接効果の効果は定まらない（すなわち(12)式の括弧内第2項の符号の正負が定まらない）ので、(12)式の全体の正負の符号を確定することはできない。その主たる理由は、微小ながらも育児手当の経済刺激効果が女子賃金を上昇させ、また女子労働力率を高めることから出生率に負の影響を持つためである。しかしながら、 $P > |L_2 W_3|$ であれば Ω_1 は正となるので、

$B_1 \Omega_1 > \Omega_2$ であれば間接効果も正となる¹¹。なお、 Ω_2 の符号は正負確定できないものの、正と負の係数が相殺し比較的小さな値になることが予想される。特に、出生の機会コストである女子賃金の効果を示す B_3 が比較的小さく、所得効果を示す B_4 が大きく、かつ B_1 の係数が大きいほど Ω_2 は正となる確率は高くなる。

3.2 景気刺激策の効果

(6)式にあるように、政府支出 G と育児手当 CH は独立であると定義されている。マクロ経済全般を見渡すと、政府支出 1 単位の増加がマクロ経済にもたらす影響と育児手当 1 単位の増加がマクロ経済にもたらす影響はモデルからは区別できない¹²。したがって、育児手当が出生力に及ぼす間接効果と政府支出拡大による所得増が出生力に及ぼす効果は同じであるとみることができる。もちろん、育児手当は出生力を高める直接効果を持っており、育児手当の出生力に対する総効果は上述したように(12)式で示される。

このように、政府支出増による景気刺激策もまた家計の所得を増加させ出生力に正のインパクトを与えることが期待される。一方、所得上昇は女子賃金の上昇を伴い、これが出生の機会コストを高めるとともに女子労働力率の上昇から出生力に負のインパクトを与えるという経路もある。したがって、一般的な景気刺激策が出生に及ぼす効果は次の(14)式で示すことができる。但し、 Ω_1 、 Ω_2 は上で定義したものと同じである。

$$\frac{db}{dG} = \frac{1}{P^2} (B_1 \Omega_1 + \Omega_2) / \Lambda \quad (14)$$

3.3 結婚志向の高まりと結婚、出生への影響

結婚への志向(MU)が高まった場合、婚姻や出生にどのような影響をもたらすであろうか。ここでは上と同じ方法を用いて、結婚志向の高まりが婚姻や出生に及ぼす影響を考察する。なお、結婚志向(MU)の変数は社会の風潮や結婚に対する価値観一般を示すものと定義され、結婚関数をシフトさせる要因である。したがって、実際に結婚志向という変数があるわけ

¹⁰ 具体的には、(11)式の列ベクトルに基づくクラーメルの公式の展開において B_5 を余因子とする効果を直接効果 ((13)式)、それ以外を間接効果としている。

¹¹ K_3 については符号を確定できないものの、オーフン係数が小さければ負となることが予想される。

¹² もちろん、現実には政府の消費支出と投資支出が経済に及ぼす影響は異なるが、ここではモデルを簡便なものとしているため支出形態の違いは無視している。

ではないので、以下では定性的な議論となることに留意されたい。

3.3.1 結婚への影響

定常均衡の近傍で考察すれば、(2)'式から結婚への志向(MU)の上昇は、 M_6 だけの婚姻を増加させることになる。しかしながら、人口とマクロ経済の同時均衡分析では、結婚の増加は出生の増加をもたらし、出生の増加は労働市場への影響を通じて女子労働力率を引き下げるなど、マクロ経済に影響を与えるより複雑かつ広範囲な波及効果を考慮しなければならない。

(9)'式の左辺第1項の行列の第2列に、(15)式で示される列ベクトルを代入する。

$$[0 \ M_6 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0]' \quad (15)$$

結婚への影響をクラーメルの公式から導くと次の(16)式が得られる。

$$\frac{dm}{dMU} = \frac{M_6}{P^2} [(1 - D_1) - R_1 D_2] \{(1 - W_3 L_2) + L_3 (B_2 + PW_3 B_3)\} / \Lambda > 0 \quad (16)$$

もし、マクロ経済への波及効果を考慮しなければ、結婚志向の高まりは単に M_6 だけ婚姻数を増加させるだけである。したがって、それ以外の効果を間接効果と考えれば、間接効果は以下の Φ_1 として示すことができる。

$$\Phi_1 \equiv \frac{1}{P^2} [(1 - D_1) - R_1 D_2] \{(1 - W_3 L_2) + L_3 (B_2 + PW_3 B_3)\} / \Lambda > 0 \quad (17)$$

ただし、 Φ_1 が 1 より大きいか小さいかについては不明であり、 $\Phi_1 > 1$ であれば間接効果を加えた総効果は直接効果よりも大きくなるが、逆に $\Phi_1 < 1$ であれば総効果は直接効果を下回ることになる。

3.3.2 出生への影響

同様な方法で、結婚志向の高まりが出生に与える影響を計算しておく。(9)'式の左辺第1項の行列の第1列に、(15)式の列ベクトルを代入し、bについて解くことによって、結婚志向の上昇がもたらす出生への影響を計算することができ、次の(18)式が得られる。

$$\frac{db}{dMU} = \frac{M_6 B_1}{P^2} [(1 - D_1) - R_1 D_2] (1 - W_3 L_2) / \Lambda > 0 \quad (18)$$

部分均衡分析では、結婚志向の高まりによる結婚の増加効果に、結婚増による出生増加の効果を乗じた $M_6 B_1$ が出生増として計算されるが、結婚増等を通じたマクロ経済への影響を通じて実際には(18)式として総効果が求められる。したがって、 $M_6 B_1$ が直接効果であり、(19)式が間接効果である。

$$\Phi_2 \equiv \frac{1}{P^2} [(1 - D_1) - R_1 D_2] (1 - W_3 L_2) > 0 \quad (19)$$

Φ_2 は正であるが、1 より大きいかどうか（総効果が直接効果を上回るかどうか）については不確定である。なぜなら、(19)式の $[(1 - D_1) - D_2 R_1] / P$ はケインズ乗数の逆数であり常識的にみて 1 より小さく、また $(1 - W_3 L_2) > 1$ である。したがって、 Φ_2 が 1 より大き

いかどうかはこれらのパラメータの大きさに依存している。

4. 実証分析と数値シミュレーション

(9)式のシステムについて、その符号条件や感応度を明らかにするために、実際にパラメータを代入し、比較静学に基づく分析を具体的に行うこととした。パラメータについては、(1)～(8)式の関係がすべて線形近似できると仮定し、OLS を用いて現実のデータから得ることとする。なお、(9)式のシステムは、定常均衡の近傍におけるショックが各変数にどのような効果をもたらすかを示すものであって、各内生変数の水準そのものを決定するものではないことに留意されたい。

4.1 パラメータの設定

推定すべき変数は、「1. モデル体系」で掲げた8つの内生変数である。ここでは、以下のような実際のデータを用いて、各関数のパラメータの設定を行う。

(使用したデータ)

b : 20～34歳女子出生率、m : 20～34歳女子初婚率、l : 20～34歳女子労働力率

w : 20～34歳女子実質賃金、w^m : 20～34歳男子実質賃金、Y : 実質 GDP

r : 長期国債実質利子率、u : 女子失業率（年齢計）

OLS の適用にあたっては、すべて変数の階差をとり、定数項を含めないで推定を行った。推定期間はすべて 1970～97 年で統一している ((8)式のみ 1985～97 年)。また、(6)式の IS 曲線のパラメータの推定については、これを消費関数で代替した。推定結果は表 1 のとおりである。なお、d は変数の 1 階の階差をとっていることを表している。

表1 (1)～(8)式の推定結果

(1) db=0.8317*dm-0.091*dl-0.1412*dw (2.587) (-1.523) (-1.349)	R^2=0.10
(2) dm=0.0864*dwm-0.0782*dw-0.0155*dl-0.5407*du (0.863) (-0.630) (-0.402) (-0.244)	R^2=0.03
(3) dl=0.4486*d(Y-T)/1000-0.1219*db (2.839) (-0.231)	R^2=0.16
(4) dw=0.4660*d(Y-T)/1000-0.3032*dl (6.899) (-3.811)	R^2=0.36
(5) dwm=0.3997*d(Y-T)/1000 (5.048)	R^2=0.25
(6) dC=0.6203*d(Y-T) (15.775)	R^2=0.68
(7) dr=0.1486*dY/1000 (0.292)	R^2=0.01
(8) dln(Y)=-0.3747*dln(u) (-0.640)	R^2=0.41