

乳幼児死亡率でみたジェンダーバイアスと女性の教育、労働参加

——インド・人口センサスデータの実証分析——

和田 一哉

- はじめに
- I 研究の概要
- II 分析手法
- III 分析結果
- おわりに

はじめに

本稿の関心は、「女性の教育と労働参加は、女兒^(注1)の生存環境を改善しうるか?」という点にある。

男性の方が女性に比べて若年での死亡の可能性が高いのは、先進国では一般的にみられる傾向である [Bardhan 1974; Kishor 1993]。出生時には男性の数が女性を上回るのが通常であるが、北米やヨーロッパ各国の総人口でみると、女性の数が男性を上回る^(注2)。統計的にみると、男性の死亡率が女性のそれを上回る傾向があり、このため年齢を重ねるにつれ男性の絶対数は減少していき、総人口で女性の数が男性を上回るのである。これとは対照的に、2004年の性比(男性1000人に対する女性の人口比率)はバングラデシュで957、インドで949である^(注3)。インドでは20代の後半まで(いくつかの州では30代後半まで)、女性の死亡率が男性のそれを上回っている。これは、男女が平等な栄養をとり、医療保健ケアを受けた場合にみられるであろう帰結と

は対照的である [Drèze and Sen 1995, 140]^(注4)。そして、20世紀に入って以来、インドの性比は着実に低下している [Drèze and Sen 1995, 147; Ramanathaiyer and MacPherson 2000, 27]。

子供の世代に目を向けると問題は鮮明に浮かび上がる。Rosenzweig and Schultz (1982) は、低所得国において子供の生存可能性は両親の投資に敏感に反応するインディケータとなる傾向があると述べている。つまり成人と異なり、子供は外部からの影響を受けやすく脆弱な存在で、自ら生活環境を改善する能力に欠けるのである。このため乳幼児期における栄養摂取、医療保健ケアが適切に行われるか否かが子供の健康にとって極めて重要であるとされる。これらの点で男児と女児の間に差別がある場合、相対的な死亡率にその格差は顕在化すると考えられている [Das Gupta 1987; Kishor 1993; Drèze and Sen 1995, 144]。

ミレニアム開発目標 (Millennium Development Goals) に掲げられているようにジェンダーの平等、子供の死亡率削減は、貧困削減の目標として重要な位置にある。しかし、インドには栄養摂取や医療保健の面で女兒が軽視される地域が根強く存在している [Bardhan 1974; 1982; Dyson and Moore 1983; Das Gupta 1987]。子供の死亡率の問題が深刻であることに加え、社会

制度や文化的背景に内在する男女格差が子供の生存可能性の不平等として顕在化しているとするならば、極めて厳しい貧困状態にあると考えられる。ゆえに、乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスの要因について分析を行うことは、貧困削減を考えるうえで極めて重要である。

以上のような理由から本稿では、現在でも依然としてこの問題が大きな課題となっているインドを分析対象とする。特に、男性に対して被抑圧的な立場にあると言われる女性^(注5)の役割に焦点を当てる。女性が教育や労働参加によってエンパワーされることはそれ自体、貧困削減にとって重要である。しかし教育や労働参加の持つ効果はそれに止まらず、家庭内や社会における女性の発言力の強化などを通じ、社会に好ましい効果をもたらすことが予想される。インドでは弱者とされている女性が知識や経済力を持つことによって、乳幼児の健康状態にいかなる影響がもたらされるかということに関して考察を行うことは、貧困削減を考えるうえで大きな意味を持つのである。

I 研究の概要

1. 分析対象地域の概要

前節で述べたとおり、分析対象地域はインドとし、1991年の人口センサスの県 (district) レベルデータを利用する。データの欠落があるため、本稿の分析で利用可能なのは主要14州 (state) の358県である^(注6)。

表1は本稿で注目する主要な指標の1981年から91年の間の変遷を示すものである。インドの1991年の総人口約8億4000万人に対し、本稿で用いる14州の人口は約7億9000万人で94パーセ

ントを占め、81年からの10年間で23パーセントの増加となっている^(注7)。性比は14州平均で1981年に936、91年に928となっており、前節で述べたように北米やヨーロッパ各国とは異なった傾向を示していることがわかる。地域別にみると北部が最も低く、南部が最も高い。このような地域的な傾向は1981年、91年を通じ一貫している。

人口の動向に大きな影響を及ぼす合計特殊出生率は14州平均で5.1から4.5へ低下し、乳幼児死亡率 (5歳未満で死亡する子供の割合、千分率) は160%から107%へと大幅な低下がみられる。変化の幅に地域的な差はあるが、両指標とも低下の傾向を示している。各地域の水準をみると、1981年と91年を通じ両指標とも南部が最も低く、北部が最も高い。1991年の州別水準では、北部のマディヤ・プラデーシュ州で合計特殊出生率と乳幼児死亡率はそれぞれ4.9、147%、またラージャスターン州ではそれぞれ5.0、110%という高水準を示している。一方、南部のタミル・ナードゥ州でそれぞれ3.1、67%、またケーララ州では2.6、60%と北部とは対照的に低水準で、地域によって格差が極めて大きいことが分かる。

次に男女別の乳幼児死亡率に関しては、1981年には14州平均でそれぞれ155%、166%であったが、91年には男女とも低下し、それぞれ104%、111%となっている。女兒の死亡率が男児を上回るという傾向は不変である。地域別にみると1981年には南部以外のすべての地域で、女兒の死亡率が男児を上回っていたが、91年には西部で僅かに女兒が男児を下回った。男女ともに乳幼児死亡率は低下傾向にあるが、女兒の死亡率が男児を上回る県は1991年において半数

表1 1981-1991年間の各指標の変化

地域区分	年	総人口 (万人)	性比		合計特殊出生率 (TFR)	合計
			全年齢	0歳		
14州計	1981	63,927	936	967	5.1	160.3
	1991	78,883	928	937	4.5	107.0
北部	1981	22,701	901	956	5.7	182.4
	1991	28,604	895	907	5.0	126.8
西部	1981	9,686	939	961	4.5	144.7
	1991	12,024	934	927	4.0	92.3
東部	1981	15,086	939	974	4.9	144.6
	1991	18,611	923	951	4.6	108.4
南部	1981	16,454	981	983	4.2	130.6
	1991	19,644	979	965	3.4	72.5

(注) 1) 各地域に含まれる州については表2を参照。総人口と性比以外の指標の数値は、県レベルデータによる
2) FDの計算方法については本文Ⅱ節1項を参照。県レベルデータのFDより算術平均を求めているため、
(出所)Centre for Monitoring Indian Economy(1991), Government of India(1983;1987;1988;1993;1997;

以上(229県)存在し、また大きな地域格差が確認される^(注8)。前節で触れたように、男女が平等な栄養を摂り医療保健ケアを受けた場合に予想される帰結とは異なり、いびつな人口特性を示唆していると言えよう。

次に合計特殊出生率や乳幼児死亡率に大きな影響があると考えられている女性の教育水準と労働状況についてみてみよう。女性の読み書き能力を表す指標である女性識字率^(注9)は、1981年から91年にかけて14州平均で22パーセントから30パーセントへ上昇しているものの、男性に比べてなお低水準にある。また大きな地域格差がみられることも特徴的である。例えば、1991年において北部のラージャスターン州では女性識字率は17パーセント、東部のビハール州では19パーセントであるのに対し、南部のケーララ州では75パーセントと高水準を示し、地域的な多様性が認められる。一方女性の労働状況を示す女性労働参加率^(注10)に関しては、時間的変化

は大きくないが地域的な差異がみられる。

医療保健の面でも1981年から91年の間に大きな改善があったことが、人口センサスデータよりみてとれる。各県で何らかの医療保健施設を持つ農村の割合は全国平均で6パーセントから33パーセントへと改善しており、福祉環境の向上が窺える。しかしながらこの指標に関しても地域格差はやはり大きい。例えば、1991年に南部のケーララ州では95パーセントと高水準を示す一方、北部のマディヤ・プラデーシュ州では9パーセントと際立って低水準にある。また1970年代前半から80年代後半にかけてインド農村部における貧困指数も改善しており、経済力の向上が推察されるが、他の指標と同様に地域的な差異が確認できる^(注11)。

以上のように、主要な人口指標には大きな改善がみられるが、1991年においても依然として低水準にとどまる地域が残っている。また、それに影響があると考えられている指標の地域格

乳幼児死亡率 (Q5, %)		識字率 (%)		女性労働参加率 (%)	乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアス (FD, %)
男性 (Q5M)	女性 (Q5F)	男性	女性		
155.0	166.2	44.4	22.1	15.1	5.1
104.2	111.0	51.3	29.9	16.4	4.1
171.7	194.6	39.0	15.8	11.6	10.2
121.5	133.3	47.2	23.7	12.5	6.6
143.1	145.4	54.2	30.8	21.0	0.0
92.8	92.3	61.1	40.0	24.1	-2.3
142.5	147.2	43.5	20.5	9.4	2.2
105.7	114.1	45.6	23.4	11.0	2.8
133.0	127.9	50.5	31.7	22.8	-6.5
73.0	72.0	59.0	42.7	24.9	-3.6

る算術平均である。

Q5FとQ5Mの地域平均から得られる数値とは必ずしも一致しない。

1998b ; 1998c) より筆者計算。

差も大きい。このような地域的多様性が存在する状況から、1991年のデータを分析することにより貧困削減に向けての重要な指針が得られると期待されよう。

2. 先行研究

インドの人口センサスの県レベルデータを利用し、乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスに関する実証分析を行ったものとして、Rosenzweig and Schultz (1982), Kishor (1993), Murthi, Guio and Drèze (1995) がよく知られている^(注12)。

Rosenzweig and Schultz (1982) は1961年の人口センサスデータを利用し、女性の経済的価値に注目して乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスの要因について検討を行った実証研究である。この分析から、女性の雇用機会の拡大が女兒への投資のインセンティブを高め、その結果ジェンダーバイアスを緩和させる可能性がある、という結論が得られている。

Kishor (1993) では1981年の人口センサスデータが用いられ、特に域外結婚 (exogamy)^(注13) に注目した実証分析が行われている。インドの社会では、域外結婚によって女性が実家を離れることがひとつの要因となって、女性の家庭内での地位が弱まると考えられている^(注14)。このような背景を反映し、実証分析では女性の域外結婚の割合が低い地域ほど、女兒にとって好ましい生存環境にあることが、結論として得られている。

Murthi, Guio and Drèze (1995) による研究は、1981年の人口センサスデータを用い、特に女性の識字率、女性の労働参加率に注目した実証分析である。合計特殊出生率と乳幼児死亡率、乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスの3つを内生変数とし、構造型モデルによる推定が困難であるという理由から誘導型による推定が行われている。結論として、女性の識字率と労働参加率が高い地域ほど、女兒の生存にとっ

てより好ましい状況にある傾向が示されている。

合計特殊出生率、乳幼児死亡率、乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスの3つの変数には、相互依存関係があることが疑われている [Das Gupta 1987; Murthi, Guio and Drèze 1995; Das Gupta and Mari Bhat 1997; Irudaya Rajan, Sudha and Mohanachandran 2000]。だが推定モデルの構築が困難であるとの理由から、いずれの先行研究もこれを考慮して分析を行うことが不十分であり、各要因相互の影響経路は示されていない。3つの変数間に依存関係がある場合、外生的な要因はこれらの変数に対し直接、間接に影響を及ぼす。このため本稿では先行研究で明らかになっていない3つの変数の相互依存関係を考慮し、直接効果と間接効果の存在を確認する。

以上の先行研究を踏まえ、本稿の分析での注目点は以下の3点とする。1点目は、合計特殊出生率、乳幼児死亡率、乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスの3つの相互依存関係を考慮し、実証分析によってこれを明らかにすることである。3つの変数の相互の影響経路を考慮することで、外生的要因の直接・間接の効果の検討が可能となる。2点目は、女性の学校教育水準の効果について考察することである。途上国開発を進めるに当たって教育の重要性が注目されて久しいが、識字率といった最も基礎的な指標と同時に学校教育水準に焦点を当てることで、何らかのインプリケーションが得られると期待される。3点目は、女性の労働参加の効果について調べることである。ここでは女性の労働参加率と同時に職種の分布特性が持つ効果に注目する。エンパワーメント効果を持つとされる労働参加や、雇用水準の改善を期待される

職種の多様化が、実際にいかなる影響を有するかに関して考察する。

本稿の意義は、以上の3点を明らかにすることにある。

II 分析手法

1. モデル、内生変数

前節で述べたとおり、(1) 合計特殊出生率、(2) 乳幼児死亡率、(3) 乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアス（以下それぞれTFR, Q5, FD）の3つを相互に影響を及ぼし合う内生変数とし、これら3本の構造式を同時推定する。TFRは、女性が15～49歳の間に出産する平均子供数、Q5は5歳未満で死亡する子供の割合(千分率)である。FDはMurthi, Guio and Drèze (1995) に倣い、男児と女児の死亡率をそれぞれQ5M, Q5Fとして、次の式で表される^(註15)。

$$FD = \frac{Q5F - Q5M}{Q5F} \times 100$$

FDの概略は表1右端のコラムに示すとおりである。FDは北部で最も高く、南部で最も低い値を示しており、この地域的な傾向は1981年、91年を通じて一貫している。北部とは対照的に、南部はケララ州の例に代表されるように女性の地位が比較的高いことで知られており、これがFDの値に反映していると一般的に考えられている^(註16)。FDは1981年から91年の10年間に14州平均で5.1パーセントから4.1パーセントへと低下し、乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスは改善していることがわかる。地域別にみると、北部では1981年の10.2パーセントから91年には6.6パーセントへと大幅な低下を示している。西部でも低下傾向がみられ、1991

年には負の値となっている。一方東部では上昇傾向をみせてはいるが微増にとどまり、北部ほどの水準とはなっていない。また南部でも上昇を示してはいるものの、負の値を維持している^(注17)。14州平均の低下に確認できるように、総じてFDは低下傾向にあると考えられるが、北部では1991年においても依然6.6パーセントと高水準にある。このことから、女兒の生存環境に対する抑圧の未だ根強く残る地域が存在していると言えよう。

ここで内生変数相互の依存関係について検討を行う。

まずTFRに対するQ5の影響に関しては、子供が死亡する可能性が高い状況にある場合、親は子供の成人前の死亡をある程度考慮したうえで子供をもつことに関する意思決定を行うことが考えられる^(注18)。このため、TFRの説明変数としてQ5を導入し、実証分析によってQ5のTFRに対する影響について検討する。

次にQ5に対するTFRの影響について考える。出生率が高い状態にある場合、出産間隔が狭まることで母体の健康に悪影響が生じ、それを通じて子供の健康状態が低下すると言われている。また子供が多数である場合、子供1人あたりに配分される食料、栄養、医療保健等のサービスの量や質が低下し、子供の生存環境に影響を及ぼすこともあるかもしれない。このようなことを考慮し、Q5の説明変数としてTFRを導入し、実際の効果について調べる。

最後にFDに対するTFRとQ5の影響を検討する。インドでは出生順位が後の女兒ほど、死亡率が高くなる傾向がある。このため、出生率の低下は女兒の死亡率低下へと結びつくことが考えられる。またこれとは逆に、出生率が低下す

ることで両親が望む男児数の達成が困難となり、女兒の生存環境が圧迫される事態も起こりうる [Das Gupta 1987; Murthi, Guio and Drèze 1995; Das Gupta and Mari Bhat 1997]^(注19)。このように、TFRはFDに対して双方向の影響を持つことが想像される。また子供が死亡する可能性の高い状況下では、男児にとって好ましい生存環境を親が提供する可能性も考えられる。以上の理由から、FDの説明変数としてTFRとQ5を取り入れ、実証分析でその効果を確認する。

2. 外生変数

外生変数にはTFR、Q5、FDに影響がありうると考えられる教育指標、経済指標、医療保健環境を表す指標、衛生環境を表す指標、近代化を表す指標、社会・文化指標を導入する^(注20)。分析に用いる変数群と基本統計量はそれぞれ表2、表3に示す。

「男性識字率」と「女性識字率」は、県内の読み書き能力のある人口比率を表し、これを男女の基礎的な教育の程度を表す代理変数とする^(注21)。教育は人的資本に対する投資として経済的価値のあるものと考えられる。他方、特に女性の教育がもたらす影響として女性の家庭内あるいは社会での地位が高まること、また正しい知識が身に付く（避妊の知識、育児・衛生の知識など）といった効果があると考えられている [Bardhan 1974; Drèze and Sen 1995, 159-160, 167-171; Murthi, Guio and Drèze 1995]。

「女性労働参加率」は、県内の女性のうち年間183日以上を経済的生産活動に従事している（メインワーカー）女性の人口比率を表す^(注22)。労働参加が世帯の消費可能性を高めることは言うまでもない。一方、女性の労働参加のもたらす効果として、Bardhan (1974) が述

表2 分析に用いる変数群

カテゴリ	本稿で用いる外生変数			
教育指標 女性識字者の 学校教育水準	女性識字率, 男性識字率 中学卒業以上割合 高校卒業以上割合 大学卒業以上割合			
経済指標 メインワーカーとして 働く女性の職種の 分布特性	貧困者比率, 女性労働参加率 ハーフィンダール指数 (H)			
医療保健関連指標 (農村部のみ)	何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合			
衛生環境指標 (農村部のみ)	安全な飲料水源を持つ農村世帯の県内割合			
社会・文化指標	指定カースト人口比率 指定部族人口比率 ムスリム人口比率 結婚年齢男女差 (男性-女性)			
近代化指標	都市人口比率			
地域ダミー	北部	西部	東部	南部
	ハリヤーナー州, マデ イヤ・プラデーシュ州, パンジャープ州, ラー ジャスターン州, ウッ タル・プラデーシュ州	グジャラート州, マハーラーシュ トラ州	西ベンガル州, ビハール州, オ リッサ州	アーンドラ・プラ デーシュ州, カル ナータカ州, タミ ル・ナードゥ州, ケーララ州

(注) 下線のついたものは操作変数。
(出所) 筆者作成。

べるように女性が労働で重要な役割を担うことで結婚持参金 (dowry) の必要性が低下し、両親にとって女兒の「負債」としての側面が緩和される^(註23)、という効果が想像される。また、老後の保障を「息子」に求める必要がなくなる、妊娠・出産・育児の機会費用が高まる、女性の家庭内あるいは社会的地位や発言力が上昇する、といった影響をもたらす可能性が考え得る [Murthi, Guio and Drèze 1995]^(註24)。

以上のように、女性の教育と労働参加は女性の経済的な生産性の上昇を意味すると同時に、家庭内や社会における女性の役割に変化をもた

らし、TFR、Q5、FDに影響を及ぼす可能性がある^(註25)。

所得等の経済的な状況は、TFR、Q5、FDに対し影響を及ぼしうる重要な要因のひとつであると考えられる。この影響を考慮するため、代理変数として「貧困者比率」を利用する^(註26)。

都市部では近代化が進み保健や医療、教育施設等多くの公共機関の利用可能性が高く、それに関連する様々な情報を入手しやすい状況にあることが想像される。この影響をコントロールするため、各県の「都市人口比率」を近代化を表す指標として導入する。

表3 基本統計量

変数	単位	平均	標準偏差	最小値	最大値
TFR		4.45	0.94	1.85	6.65
Q5	%	106.98	36.24	39.00	205.00
FD	%	4.13	12.43	-64.91	41.62
女性識字率	%	29.86	15.50	6.18	84.27
男性識字率	%	51.25	12.49	11.36	86.71
女性労働参加率	%	16.39	10.77	1.10	45.10
貧困者比率	%	37.29	15.70	8.40	77.00
都市人口比率	%	21.57	13.93	2.75	86.16
何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合	%	41.60	31.66	0.00	100.00
指定カースト人口比率	%	16.81	7.06	0.73	51.76
指定部族人口比率	%	9.01	15.54	0.00	93.96
ムスリム人口比率	%	10.57	10.05	0.13	67.37
東部ダミー		0.20			
西部ダミー		0.13			
南部ダミー		0.21			
結婚年齢男女差		4.50	1.01	2.50	7.20
安全な飲料水源を持つ農村世帯の県内割合	%	54.61	23.46	3.08	98.13
女性識字者の中卒以上割合	%	36.63	9.17	15.40	62.00
女性識字者の高卒以上割合	%	17.96	6.13	7.70	43.20
女性識字者の大卒以上割合	%	3.75	2.29	0.90	15.60
メインワーカーとして働く女性の 職種の分布特性 H		0.67	0.20	0.21	0.96

サンプルサイズ 358

(注) 結婚年齢男女差はSMAM (Singulate Mean Age at Marriage) に基づいて算出。

(出所) Centre for Monitoring Indian Economy (1991), Drèze and Srinivasan (2000), Government of India (1993; 1994; 1996; 1997; 1998a; 1998b; 2001) より筆者計算。

社会・文化指標も各内生変数に対し影響があると考えられ、代理変数として「指定カースト人口比率」「指定部族人口比率」「ムスリム人口比率」を利用する。それぞれ、県内に居住している指定カースト、指定部族、ムスリムの人口比率を表す。指定カーストや指定部族はカースト制において最も低い位置にあり、そこでは男女が比較的平等であると言われている^(注27)。そしてムスリムについてはその教義から、様々な点において男女格差が現れる可能性があると考えられる。

また地域的な傾向を考慮するため、表2に示

すとおり14州を東西南北の4地域に区分し、3つの地域ダミーを説明変数として導入する(北部をレファレンスとする)^(注28)。

さらに、識字率といった基本的な教育指標から一歩踏み込んだものとして、「女性識字者の学校教育水準」を説明変数として導入し分析を行う。具体的には「女性識字者の中学卒業(中卒)以上割合」という教育指標を用いる。同様に、「高校卒業(高卒)以上」「大学卒業(大卒)以上」についてもそれぞれ分析を行う。これらによって、女性の教育水準を高めていくことに関し何らかの示唆が得られると期待される。

加えて本稿では、メインワーカーとして働く女性の職種の分布特性が持つ影響について考察を行う。19世紀後半以降、様々な雇用の拡大によってより良い雇用水準の請求が可能となった事例がみられる [柳沢 1995]^(注29)。また1980年代以降には職種の多様化が政策の柱のひとつとして掲げられ、多様な所得創出の実現が目標とされるようになった [押川 1995]。そして Rosenzweig and Schultz (1982) の実証研究では、女性の雇用機会の拡大が乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスを緩和する傾向があるとの結論が得られている。このようなこと等から、本稿ではメインワーカーとして働く女性の職種の分布特性にも注目する。

人口センサスからデータとして得られる女性の職種は表4に掲げる10種類で、これらからハーフィンダール指数 (H)^(注30) を作成し、メインワーカーとして働く女性の職種の分布特性の分析に用いる。この際、自営農民と農業労働者は農業に携わるという点で同職種と考え、両数値をひとつの指標として足し合わせ、9種の職種により計算することとする^(注31)。Siを各職種 (i)

の割合とすると、女性の職種の分布特性を表すハーフィンダール指数 (H) の計算方法は次のとおりである。

$$H \equiv \sum S_i^2$$

直観的には、考慮されるべき女性をランダムに2人選んだ場合に、2人の職種が同じである可能性を、Hは示していると考えられる。つまりHが高いほど、女性労働者の職種の分布に偏りがある (ある職種に集中している)、あるいはHが低いほど職種は多様に分布していると考えられる。

メインワーカーとして働く女性の職種は表4にみられるとおり、農業従事者 (自営農民、農業労働者) に偏っている。表5は女性労働者の自営農民と農業労働者の割合を地域別に示したもので、自営農民割合は北部で高く、南部で低い傾向にあることが分かる。両者を合計した農業従事者割合は西部で最も高いのだが、総じて七割超の高水準にある。メインワーカーとして働く女性の職種割合の概略は以上のとおりであるが、分布特性を表すハーフィンダール指数H

表4 メインワーカーとして働く女性の職種別割合 (1991年)

変数	単位	平均	標準偏差	最小値	最大値
農業従事者 (自営農民+農業労働者)	%	76.14	21.18	9.80	98.10
畜産業その他	%	2.00	6.74	0.00	70.00
鉱山業、石材業	%	0.39	1.31	0.00	19.80
家庭内製造業	%	3.69	5.75	0.10	67.90
家庭外製造業	%	3.96	6.04	0.00	49.30
建設業	%	0.64	0.87	0.00	8.30
商業	%	2.01	1.74	0.10	12.00
運送業	%	0.31	0.57	0.00	7.70
その他サービス業	%	10.89	12.36	0.80	65.60

サンプルサイズ 358

(出所) Government of India (1998b) より筆者計算。

表5 メインワーカーとして働く女性の農業従事者の地域別割合 (1991年)

変数		単位	平均	標準偏差	最小値	最大値
自営農民	合計	%	35.00	21.54	1.60	97.40
	北部	%	44.90	22.64	1.60	97.40
	西部	%	38.06	16.62	6.70	79.00
	東部	%	25.53	16.48	3.00	75.80
	南部	%	20.67	12.78	2.30	50.00
農業労働者	合計	%	41.14	19.54	0.40	82.90
	北部	%	30.52	15.36	0.40	67.40
	西部	%	45.36	14.99	11.40	75.50
	東部	%	53.67	20.24	9.70	82.90
	南部	%	49.57	17.52	10.20	77.90
農業従事者 (自営農民+農業労働者)	合計	%	76.14	21.18	9.80	98.10
	北部	%	75.42	22.18	9.80	97.80
	西部	%	83.43	11.46	45.40	96.00
	東部	%	79.20	21.12	13.40	98.10
	南部	%	70.24	22.26	12.70	91.60

サンプルサイズ 358

(出所) Government of India (1998b) より筆者計算。

により、何らかのインプリケーションが得られると期待される。

3. 操作変数

次に、各内生変数の操作変数について考える。

人口センサスから採取可能なデータのうち、TFRの操作変数の候補としては、「家族計画センターを持つ農村の県内割合」「産院を持つ農村の県内割合」「女性の結婚年齢」「結婚年齢男女差」^(注32)「域外結婚指標」^(注33)などが考え得る。

Q5の操作変数の候補としては、「一次医療センターを持つ農村の県内割合」「医療センターを持つ農村の県内割合」「診療所を持つ農村の県内割合」「児童養育施設を持つ農村の県内割合」「個人開業医のいる農村の県内割合」などの医療保健関連のデータを得ることが可能である。また、「安全な飲料水源を持つ農村世帯の県内割合」といった衛生環境を表す指標もQ5の操作変数の候補であると考えられる。

FDに対しては、「結婚年齢男女差」「域外結婚指標」の2つが候補として挙げられる。

これらの候補に対し操作変数としての適正を検討するため、各内生変数に関しすべての外生変数によって最小二乗推定を行った^(注34)。その結果、TFRに対しては「結婚年齢男女差」が操作変数として適切であることが明らかとなった。Q5に対しては、「医療センターを持つ農村の県内割合」「安全な飲料水源を持つ農村世帯の県内割合」等、5つが操作変数として利用可能である一方、FDの操作変数となり得るものは存在しなかった。ここで、Q5の操作変数として上で挙げられた複数の候補のうち、どれを利用するかが問題となるのだが、農村部ではひとつの医療保健施設が様々な機能を兼ねている可能性があることを鑑み、「安全な飲料水源を持つ農村世帯の県内割合」を利用することとする。また操作変数の候補として挙げた医療保健関連

の指標については、「何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合」というひとつの代理変数として用い、TFR, Q5, FDの説明変数として利用する。これは、県の社会福祉の状況を表す指標とも考えられよう。

以上を考慮したうえで、次節において実証分析の結果を検討する。

III 分析結果

表6は前節で論じた同時方程式モデルを三段階最小二乗法(Three Stage Least Squares: 3SLS)によって分析した推定結果である^(注35)。先述のとおり、1991年人口センサスの358県のデータを利用している。

1. 分析結果(1) ——TFR, Q5, FDの相互関係

内生変数相互間の影響については、TFRに対してQ5が正の効果を持つことが分かる(有意水準5パーセント)。つまり乳幼児が死亡する可能性の高い状況下にある地域では、出生数が多い傾向があると言える。これは蓄積効果、あるいは置き換え効果を反映しているものと考えられよう。Q5, FDでは内生変数間の影響に有意なもののみられない。

上で明らかになった関係から、TFRに対してはQ5を通じた間接的な効果が存在することが分かる。例えば、女性識字者の中卒以上割合にはTFRに対する直接的な効果はみられないが、Q5に対して有意な負の効果を持つことを通じ、間接的にTFRを低下させる影響を持っている。つまり、既存研究では不明とされていた直接効果と間接効果の違いが示されたのである。

2. 分析結果(2) ——女性の識字率, 学校教育水準

女性の識字率は、TFRに対して負の効果を持つことが分かる(有意水準1パーセント)。識字率は最も基本的な教育水準を表すものであると考えられるが、女性の識字率が高い地域ほど出生数は低い傾向にあることを示している。女性の識字率が高い場合、適切な避妊によって望ましい子供数をより容易に達成可能となることや、夫に対する妻の発言力が高まり妊娠による身体的負担を避けることができるようになる、といったエンパワーメント効果があることが考えられよう。一方、Q5とFDに対しては、有意な効果はみられなかった。

では女性識字者の学校教育水準は、いかなる影響を持つだろうか。女性識字者の中卒以上割合にはTFR, FDに対し有意な効果を確認できないが、Q5では負の効果がある(有意水準1パーセント)。これは中卒以上の女性が多い地域ほど、乳幼児死亡率は低い傾向にあることを表している。表6は中卒水準を教育指標の境界として分析を行ったものだが、高卒、大卒を境界としてそれぞれ分析したものが表7である^(注36)。高卒を境界とした分析は、中卒を境界としたものと同じ結果となった。一方、大卒を境界とした分析ではいずれの内生変数に対しても有意な影響を確認できなかった^(注37)。

以上をまとめると、女性の教育に関して次のように要約出来る。識字は最も根本的な教育であるが、その拡充は出生数の低下に対し影響を持つ一方、乳幼児の死亡を減少させるという目標に対しては、1991年時点では望ましい効果を期待できない状況であると言えよう。そのため、女性に対する一層の識字教育を進めるとともに、

表6 推定結果

TFR	係数	Z値	Q5	係数	Z値
Q5	0.007	2.03 **	TFR	-17.803	-0.82
女性識字率	-0.044	-8.67 ***	女性識字率	-0.650	-0.66
男性識字率	0.017	2.73 ***	男性識字率	-0.743	-1.93 *
女性労働参加率	-0.016	-3.94 ***	女性労働参加率	-0.028	-0.07
貧困者比率	0.004	1.13	貧困者比率	0.817	3.97 ***
都市人口比率	0.002	0.64	都市人口比率	-0.234	-1.66 *
何らかの医療保健施設を 持つ農村の県内割合	0.003	2.68 ***	何らかの医療保健施設を 持つ農村の県内割合	-0.017	-0.21
結婚年齢男女差	-0.108	-3.01 ***	安全な飲料水源を持つ 農村世帯の県内割合	-0.354	-4.23 ***
指定カースト人口比率	-0.004	-0.95	指定カースト人口比率	0.070	0.24
指定部族人口比率	-0.004	-1.91 *	指定部族人口比率	-0.046	-0.30
ムスリム人口比率	0.016	5.20 ***	ムスリム人口比率	0.267	0.75
東部ダミー	-0.289	-2.00 **	東部ダミー	-42.197	-2.98 ***
西部ダミー	-0.094	-0.59	西部ダミー	-32.828	-3.26 ***
南部ダミー	-0.222	-0.92	南部ダミー	-69.610	-3.89 ***
女性識字者の中卒以上割合	0.007	1.49	女性識字者の中卒以上割合	-0.688	-3.20 ***
H	0.427	1.73 *	H	-25.274	-1.74 *
定数項	4.108	5.59 ***	定数項	304.836	2.61 ***
R ²		0.77	R ²		0.46
サンプルサイズ		358	サンプルサイズ		358

(注) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%であることを示す。

(出所) 筆者計算。

FD	係数	Z値
TFR	0.851	0.12
Q5	0.065	0.74
女性識字率	-0.284	-0.84
男性識字率	0.096	0.56
女性労働参加率	-0.421	-2.71 ***
貧困者比率	0.047	0.61
都市人口比率	0.021	0.38
何らかの医療保健施設を 持つ農村の県内割合	0.052	1.65 *
指定カースト人口比率	-0.014	-0.13
指定部族人口比率	-0.178	-3.21 ***
ムスリム人口比率	-0.101	-0.84
東部ダミー	0.669	0.15
西部ダミー	0.930	0.25
南部ダミー	3.364	0.56
女性識字者の中卒以上割合	0.118	1.13
H	14.630	2.32 **
定数項	-12.733	-0.37
R ²		0.37
サンプルサイズ		358

表7 学校教育水準別の推定結果

TFR	係数	Z値
女性識字者の高卒以上割合	0.011	1.35
女性識字者の大卒以上割合	0.015	0.77

Q5	係数	Z値
女性識字者の高卒以上割合	-0.943	-2.68 ***
女性識字者の大卒以上割合	-0.375	-0.32

FD	係数	Z値
女性識字者の高卒以上割合	0.271	1.32
女性識字者の大卒以上割合	0.133	0.3

(注) 1) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%であることを示す。
 2) 表6の推定で「中卒以上」の変数に代えてそれぞれ推定を行った分析結果。
 (出所) 筆者計算。

少なくとも中卒水準まで教育を深化させる必要があると考えられる。

しかしながら、女性識字率がQ5とFDに対し有意な効果を表していないこと、また女性識字者の学校教育水準がTFRとFDに対して有意な影響を有していないことについては、直観的には理解が難しい。このことに関しては、後の項で再検討する。

3. 分析結果(3) ——女性の労働参加率、職種分布特性

次に女性労働参加率の影響を順に検討する。TFRに対し、女性労働参加率は負の効果を持つ(有意水準1パーセント)。メインワーカーとして労働に従事する女性の割合が高い県ほど、出

生数は減少する傾向にあることを示している。女性の労働に従事する日数の増加による妊娠・出産・育児期間の減少、また経済力向上に伴う家庭内での発言力の改善といったエンパワーメント効果を通じ、出生数が低下することが想像される。Q5に対しては符号は負を示しているが、有意な結果を得られなかった。女性の労働はエンパワーメント効果をもたらすと考えられる一方、育児の時間が削られることなどを理由に、乳幼児の健康状態に対する影響は表れにくくなっているという状況が推察される。FDに対しては、女性労働参加率は負の効果を持つ(有意水準1パーセント)。これは女性の労働参加率の高い地域ほど、乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスは小さい傾向にあることを表している。労働参加によって女性の経済的価値が上昇し女兒への投資インセンティブが高まること、あるいは女性の家庭内での発言力の向上などによって、男児に対し劣悪な状態にある女兒の生存環境が改善することが期待されよう。

メインワーカーとして働く女性の職種の分布特性を示すHの効果についてはどうだろうか。HはTFRに対しては正の効果をもつ(有意水準はともに10パーセント)。そしてFDに対しては正の符号を示している(有意水準5パーセント)。女性の職種の集中度が高い地域ほど出生数が多く、乳幼児の死亡は低水準にあり、そして乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスは大きい傾向にあることを表している。つまり女性の職種多様化を促進すると、合計特殊出生率と乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスは低下するが、乳幼児死亡率は上昇する、ということを示唆している。これらの分析結果に関し、HのTFRとFDに対

する効果から検討する。まず、女性の職種の多様化が進むことによって、雇用水準の改善や所得源多様化による所得安定化がもたらされるだろう。これによって女性の経済力が強化され、家庭内での地位や発言力が向上することで出産の身体的負荷を避けることが可能となり、また女兒への投資インセンティブが高まることを通じ女兒の生存環境が改善する、といった状況が想像される。このような影響を通じ、女性の職種の多様化の促進によって合計特殊出生率と乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスの低下が期待されるのである。

次に、HのQ5に対する効果に関しては以下のように考えられる。表4、表5で明らかなようにメインワーカーとして働く女性の職種は自営農民と農業労働者に集中しているのだが、両職種は土地所有構造を表す指標でもあるため、Hという指標によってはその効果を捉えることが不十分である、という可能性があることを想起する必要がある^(注38)。土地所有の有無は貧富の差となって表れ、それを通じて両者で労働時間の自由度が異なってくることは、想像に難くない。両職種を比較してみると、自営農民は農業労働者に比して裕福で時間を自由に使うことができるため、Q5に対する影響に違いが生じているということが可能性として考えられる。このことを検討するために、元の推定モデルのHの代わりに自営農民、農業労働者の割合を説明変数として用いて分析を行った(付表)。その結果、両職種でQ5に対する効果は逆方向(自営農民割合は負、農業労働者割合は正)^(注39)だが、TFRとFDへの効果には違いがない(両者とも正)、という可能性が示唆された。この結果から、自営農民の方が裕福で時間的自由度が高いため育

児が容易となり、乳幼児の健康状態が良くなる一方、子供をもつことについての意思決定や女兒の生存環境に対する影響力については両者に差は存在しない、という状況が推察される。農村の女性が「弱者の中の弱者」[押川 1995]となっている一端を、ここに窺い知ることができるのである。

女性の職種の多様化を促進する場合、次のような点にも注意が必要であると考えられる。インドには生活困窮者が従事することの多い、身体的に過酷な労働を伴う職種や、賤業視される職種が存在する[押川 1995]。過酷な労働によって身体的負担が課されることを通じ、胎児の健康に悪影響が出る[Fulekar 2000]ことや、社会的に蔑視されているような職への従事が必ずしもエンパワーメントに結びつかないことは、想像に難くない。つまり職種の多様化を進める場合、それぞれの職種が持つ特徴に注目する必要があると言えるだろう。

以上をまとめると、次のように要約出来る。女性の労働参加と職種の多様化を促すことで、TFRとFDの低下が期待できる。一方Q5に対しては、女性の労働参加の促進は効果が不明であり、職種の多様化は悪影響をもたらす可能性があるため、注意を要する。このようなことから女性の職種の多様化が進む場合、職種が有する特徴として時間的な自由度、身体的影響、社会的な評価などに注目し、これらの点で改善を図って行くべきであると考えられる。

4. ジェンダーバイアスは本当に改善しているか

表1にみられるとおり1981年から91年の間に乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスは低下していることが明らかであるが、インドの

社会全体としてジェンダーバイアスが改善してきているか否かについては疑問が残る。1981年と91年の0歳児人口の性比の推移を表1でみると、14州平均では81年の967から91年には937へと低下していることが分かる。地域別では北部の低下幅が最大で、特にパンジャブ州は946から854へと大幅な減少を示している。Das Gupta and Mari Bhat (1997) や Arnold, Kishor and Roy (2002) が指摘しているように、近年では性別選択による産み分けの問題が新たに生じている可能性が窺われるのである^(註40)。

本稿の分析では、女性識字率はQ5とFDに対して有意な効果を持たないという結果が得られた。これについて性別選択による産み分けの問題との関連性を鑑みると、次のように考えられる。産み分けが可能となって望ましい男児の数を達成できるようになれば望まない女児の出生は減少し、パリティ効果を通じてQ5とFDは低下するだろう。このように産み分けによってQ5とFDの水準が下がることで、女性識字率のFDに対する限界効果は明確には表れなくなっているのかも知れない(非有意、符号は負)。

また表6の分析結果では、女性識字者の中卒以上割合はFDに対して有意ではないが、正の符号を示している。これについてはどのように解釈されるだろうか。Das Gupta (1987) や Das Gupta and Mari Bhat (1997) は、インドでは女性(母親)の教育水準が高いほど男児を選好する傾向があることを指摘している。女性識字者の中卒以上割合のFDに対する効果が有意ではないが符号が正であることは、これらの先行研究が指摘するような傾向を示唆しているものと思われる^(註41)。女性識字者の高卒以上割合の場合も同様である。つまり女性の教育水準の向上

を促進する場合は、そこから発生する乳幼児死亡率低下の効果が男女平等に波及するよう、教育内容への配慮が必要とされる段階に入りつつある、と言えるのかも知れない。

以上から、今後は乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスに留意する一方で、性別選択による産み分けの問題に注目する必要があると考えられる。また、学歴の高い女性ほど男児を選好する傾向があることに對し注意を払うべきであると思われる。

おわりに

本稿の主たる関心は、貧困問題のなかで最も重要なもののひとつとして乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスを取り上げ、それに影響を及ぼしうる要因を探ることにあつた。これを調べるため、(1) 合計特殊出生率、(2) 乳幼児死亡率、(3) 乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスの相互依存関係を考慮し、推定モデルを構造型として構築した。そして実証分析では特に女性の教育と労働参加の効果に注目し、女性のエンパワーメントが持つ波及効果に関して検討した。分析結果は次のようにまとめられる。

第1に、乳幼児死亡率が合計特殊出生率に対し正の効果を持つことである。これは子供をもつことに関する意思決定が蓄積効果あるいは置き換え効果を通じて行われていることを示唆するものである。またこの関係から、乳幼児死亡率に影響を与えるような外生要因は合計特殊出生率に対して直接効果だけでなく、間接効果も持つことが明らかとなった。第2に女性の教育に関しては、女性識字率の合計特殊出生率に対

する負の効果、また女性識字者の中卒以上割合の乳幼児死亡率に対する負の効果分析結果として得られた。この結果から、女性の識字教育を促進するとともに、少なくとも中卒以上の教育水準の達成を目指すべきであると考えられる。一方で、教育水準の高い女性ほど男児を選好する傾向があることに留意が必要である。第3に、女性の労働参加率と職種の分布特性を表すハーフィンダール指数が、合計特殊出生率と乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスに対し負の効果を持していることが確認された。つまり女性の労働参加と農業以外への職種の多様化を促進することにより、合計特殊出生率と乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスの低下が期待されるのである。しかしながら乳幼児死亡率に対しては、女性の職種の多様化が進む場合、職種によっては望ましい効果をもたらさない可能性があることに注意を要する。

最後に本稿の課題について述べる。近年のインドでは、乳幼児死亡率とそのジェンダーバイアスは低下傾向にあることが本稿の分析で明らかになったが、新たに性別選択による産み分けの問題が疑われるようになってきている。すなわち、本稿の分析では捉えられていない側面へと、ジェンダーバイアスの問題は移りつつある可能性がある。このため今後は、より広い視点でジェンダーバイアスを捉える必要があると言えよう。また本稿で行った分析はクロスセクション分析であること、女性の労働参加の内生性を考慮していないこと等の問題点が挙げられる。これらは今後、改善の余地のある課題である。

(注1) 本稿で乳幼児とは0歳以上5歳未満児を指す。また女児、男児という場合はこの年齢時期に

あることを示す。

(注2) 総人口でみた場合、北米やヨーロッパ各国の男性1000人に対する女性の比率は1050程度 [Drèze and Sen 1995, 141; Ramanathaiyer and MacPherson 2000, 27]。

(注3) 世界銀行ホームページ (<http://www.worldbank.org> 最終閲覧日2006年11月20日)の数値より計算。なお、性比は女性100人に対する男性の割合で示される場合もあるが、インドでは男性1000人に対する女性の比率で示されるのが一般的 [押川 1995] であるため、本稿ではこれを踏襲している。

(注4) ただし、妊産婦死亡減少の平均寿命の伸長への貢献が指摘されている [日本人口学会 2002, 72] こと等からも推察されるように、性比に対しては女性の栄養摂取水準とともに妊産婦死亡も影響していると考えられる。

(注5) 特に農村部貧困層の女性は、「弱者の中の弱者」と言われている [押川 1995]。

(注6) 1991年のインドの全州数は、連邦直轄の7州とセンサスの行われなかったジャンム・カシュミール州を含めて32州である。本稿の分析で用いるデータの具体的な州名については表2を参照。この他、北東州のアッサム州のデータ (県数23) も利用可能であるが、本稿後半の分析で北東州ダミーを利用するにはデータが少数であること、歴史的にインド他地域とは別個の扱いを受けてきたこと [井上 2003] 等から、本稿の分析から除くこととした。

(注7) 1981年の総人口は約6億6000万人。インドは中国に次ぐ世界第2位の人口大国で、1995~2000年の年平均人口増加率は中国を上回っている [日本人口学会 2002, 874]。インドでは1951年の第1次5カ年計画に始まる人口政策が導入されており、本稿の分析対象となる91年は第7次5カ年計画と第8次5カ年計画の狭間に当たる。人口抑制の必要性を説いて来たそれまでの5カ年計画と比較すると、第8次5カ年計画は個人の選択性を強調する内容となっている。詳しくは、日本人口学会 (2002, 874-879) を参照。

(注8) この229県のうち北部の県が120で過半数を占める。また、女児の死亡率が男児を上回る県の各地域に占める割合についても北部が最大で、73.6

パーセントを示す。次いで東部が52県（73.2パーセント）、南部が35県（46.1パーセント）、西部が22県（45.8パーセント）となっている。

（注9）識字率については本文Ⅱ節2項の説明を参照されたい。

（注10）労働参加率については本文Ⅱ節2項の説明を参照されたい。

（注11）1972-73年のインド農村部の貧困者比率（Head Count Ratio）は全国平均で47.3パーセント [Jain, Sundaram and Tendulkar 1988]であったが、87-88年には34.1パーセント [Drèze and Srinivasan 2000] まで改善している。1987-88年のデータを州別にみても、北部のパンジャブ州の11.0パーセント、ハリヤーナー州の15.0パーセントに対し、東部のオリッサ州で55.5パーセント、南部のカルナータカ州で59.5パーセントなどの数値例にみられるとおり、地域格差が極めて大きい。

（注12）本稿で利用する1991年の人口センサスデータと時期が近いもので、NFHS-1（1992-93 National Family Health Survey）のマイクロデータを利用した Arnold, Choe and Roy（1998）の分析がある。これは特に家族構成に注目して分析を行ったもので、地域的な違いはあるものの男児に比べて女児の死亡率が高く、また出生順位が後の女児ほど死亡のリスクにさらされる傾向にあることが示されている。同じくNFHS-1を利用した研究にKishor and Parasuraman（1998）などがある。

（注13）実際には、ある地域における「移民女性数/移民ではない女性数」を、「移民男性数/移民ではない男性数」で除したものを、間接的に「域外結婚」を表す指標として利用している。Kishor（1993）は、女性の移民は結婚を目的としたものがほとんどであるとの理由から、この指標を「域外結婚」を間接的に表すものと考えている。またKishor（1993）が用いているexogamyという単語は、「族外結婚」という直訳が適当かも知れないが、本稿では指標の作成方法が示すとおり「域外結婚」と表記することとする。

（注14）域外結婚により女性は実家を離れ、財産相続のラインから除外されることとなる [Kishor 1993]。これにより将来的に女性は息子の援助、ある

いは息子が存在することに伴う地位のみを頼りとする事となるため、女児は男児に対し不利な扱いを受ける可能性があると考えられる。また域外結婚が一般的である状況では、女性に結婚の選択権はないことが多い。さらに、子供をもつことについての意思決定に関わることのできない可能性が高くなる [Dyson and Moore 1983; Malhotra, Vanneman and Kishor 1995]。

（注15）符号が正の場合、男児に対して女児が多く死亡する割合を表し、負の場合はその逆を表す。なお乳幼児死亡率のデータに関しては、ケーララ州Wayanad県の数値例にみられるようにQ5、Q5F、Q5Mがそれぞれ89、57、94と著しい偏りがあり、入力ミスの可能性が疑われるものがいくつか存在したが、それらを除いても分析結果は不変であったため、そのまま用いている。

（注16）南部では財産相続や結婚の慣習にみられる母系社会の特徴や、女性の教育水準、労働における役割等を反映し、女性の地位がインド他地域に比して高い。これとは対照的に、特に北部は男系社会で女性の財産相続権がないことなどを反映し、女性の地位は低いと言われている [Bardhan 1974; 1982; Dyson and Moore 1983; Das Gupta 1987; Kishor 1993; Malhotra, Vanneman and Kishor 1995; Murthi, Guio and Drèze 1995]。

（注17）南部のFDの上昇に関連する研究として、近年では他地域と同じように女性の地位が南部においても低下しつつある可能性があることを指摘するものもある [Irudaya Rajan, Sudha and Mohanachandran 2000]。

（注18）このような効果は「蓄積効果」(hoarding effect)と呼ばれている。他に、Q5がTFRに影響を及ぼす要因として、子供が死亡した場合にそれを補完する形で子供をもつことについて意思決定を行うことが考え得る。これは「置き換え効果」(replacement effect)と呼ばれている [Doepke 2005]。

（注19）前者はパリティ効果 (parity effect)、後者は増強効果 (intensification effect)と呼ばれている。

（注20）操作変数に関連する指標については、次項で説明する。

（注21）ただし、7歳未満児は読み書き能力無し

と想定して計算されている。

(注22) 「メインワーカー」の定義は人口センサスに従う。このなかには15歳未満の児童労働者も含まれる。労働の定義として、1日の労働時間や賃金の有無については特に定められていないが、家庭内消費のためのみの生産活動や非売品の生産活動については労働とは見做さない、とされている。

(注23) 結婚持参金のため、「娘」の存在は両親にとって大きな経済的負担となる [Arnold, Choe and Roy 1998; Clark 2000]。

(注24) 一方、家庭外での労働と家事という2つの大きな負荷が、女性の身体、精神両面に極めて重大なストレスを与える可能性もある [Murthi, Guio and Drèze 1995; Fulekar 2000]。

(注25) 女性の労働参加率とTFRの内生性が疑われるが、適切な操作変数が存在しないため、本稿では前者を外生変数として扱っている。

(注26) 人口センサスには所得等の経済状況を示す指標が存在しないため、1987-88年のNational Sample Survey (NSS) より得られる農村部の貧困者比率 [Drèze and Srinivasan 2000] を利用する。

(注27) 一般に指定カーストなど下位カーストの間では、女性隔離など女性に対する社会規範が弱く、また労働力としても重要であることから女性の地位は比較的高く、性比の不均衡も小さいと言われている [押川 1995]。

(注28) 地域区分はMurthi, Guio and Drèze (1995) に基づく。地域ダミーを利用することにより、固定効果を考慮したモデルを推定することとなる。

(注29) 理論的には、労働市場において需要独占がある場合、完全競争の場合に比して賃金は低くなる。後述するようにメインワーカーとして働く女性の職種は農業に偏っていること、また農業部門における厳しい経済状況 [押川 1995] などから、熟練工のような高賃金労働への拡がりでもなくとも、職種の多様化によって雇用水準は改善することが期待される。

(注30) ハーフインダール指数の説明についてはKurosaki (2006) を参考。

(注31) 自営農民割合と農業労働者割合を合計した指標を「農業従事者割合」とする。

(注32) 結婚年齢男女差は、SMAM (Singulate Mean Age at Marriage) を利用し、男性年齢と女性年齢の差をとって算出している。

(注33) 「域外結婚指標」の考え方と計算方法はKishor (1993) に基づく。

(注34) この分析結果に関しては筆者より入手可能である。

(注35) 3 SLSでは漸近分散共分散行列が得られ、通常は正規分布に基づいて推定を行う。3 SLSの詳細についてはZellner and Theil (1962) を参照。

(注36) その他の変数の分析結果はほとんど不変であったため、教育水準の指標のみを表示している。

(注37) これは大卒以上のキャリアを持つ女性の割合が極めて少ない (女性識字者のうち約3.8パーセント) ことに起因するものと思われる。

(注38) 自営農民と農業労働者を別職種として作成したハーフインダール指数によって行った分析においても、同指数の有意性はやや低下するものの符号に変化はない (その他の変数の結果も不変)。なおこの分析結果に関しては筆者より入手可能である。

(注39) HがQ5に対し負の効果を持つのは、自営農民の負の効果が強く表れているものと思われる。

(注40) 一方、出生の性比に低下がみられるのは、母体の健康状況の改善を反映した自然な傾向であるとの反論もある [Jayaraj and Subramanian 2004]。

(注41) 女性識字者の中卒以上割合のTFRに対する効果についても、同様の説明が適用可能であると思われる。

文献リスト

<日本語文献>

- 井上恭子 2003. 「インド北東地方の紛争——多言語・他民族・辺境地域の苦悩」武内進一編『国家・暴力・政治——アジア・アフリカの紛争をめぐる』アジア経済研究所 43-78.
- 押川文字 1995. 「独立後の『不可植民』——なにが、どこまで変わったのか」押川文字編『カースト制度と被差別民 第5巻 フィールドからの現状報告』明石書店 19-111.
- 日本人口学会編 2002. 『人口大事典』培風館.

柳沢悠 1995. 「南インド水田地帯農村の経済構造とカースト——19～20世紀」柳沢悠編 『カースト制度と被差別民 第4巻 暮らしと経済』明石書店 101-131.

<英語文献>

- Arnold, F., M.K. Choe and T.K. Roy 1998. "Son Preference, the Family-building Process and Child Mortality in India." *Population Studies* Vol. 52, No. 3 (November) : 301-315.
- Arnold, F., S. Kishor and T.K. Roy 2002. "Sex-Selective Abortions in India." *Population and Development Review* Vol. 28, No. 4 (December) : 759-785.
- Bardhan, Pranab 1974. "On Life and Death Questions." *Economic and Political Weekly* Vol. 9, Nos. 32-34 (August) : 1293-1304.
- 1982. "Little Girls and Death in India." *Economic and Political Weekly* Vol. 17, No. 36 (September) : 1448-1450.
- Centre for Monitoring Indian Economy 1991. *1991 Census : First Results for All-India States & Districts*. Bombay.
- Clark, Shelly 2000. "Son Preference and Sex Composition of Children : Evidence from India." *Demography* Vol. 37, No. 1 (February) : 95-108.
- Das Gupta, Monica 1987. "Selective Discrimination in Rural Punjab, India." *Population and Development Review* Vol. 13, No. 1 (March) : 77-100.
- Das Gupta, M. and P.N. Mari Bhat 1997. "Fertility Decline and Increased Manifestation of Sex Bias in India." *Population Studies* Vol. 51, No. 3 (November) : 307-315.
- Doepke, Matthias 2005. "Child Mortality and Fertility Decline : Does the Barro-Becker Model Fit the Facts?" *Journal of Population Economics* Vol. 18, No. 2 (June) : 337-366.
- Drèze, J. and A. Sen 1995. *India : Economic Development and Social Opportunity*. Oxford : Oxford University Press.
- Drèze, J. and P.V. Srinivasan 2000. "Poverty and Inequality in India : Evidence from Regional Data." *Journal of Quantitative Economics* Vol. 16, No. 1 (January) : 33-50.
- Dyson, T. and M. Moore 1983. "On Kinship Structure, Female Autonomy, and Demographic Behavior in India." *Population and Development Review* Vol. 9, No. 1 : 35-60.
- Fulekar, M.H. 2000. "Occupational Health of Women." *Asian-Pacific Newsletter* 3 : 69-73.
- Government of India 1983. *Primary Census Abstract. Census of India 1981 series 1 part 2*.
- 1986. *Study on Distribution of Infrastructural Facilities in Different Regions and Levels and Trends of Urbanization*. Census of India 1981 Occasional Paper 1 of 1986.
- 1987. *General Economic Tables*. Census of India 1981 series 1 part 3.
- 1988. *Social and Cultural Tables*. Census of India 1981 series 1 part IV-A.
- 1993. *Final Population Totals*. Census of India 1991 series 1 paper- 1 of 1992.
- 1994. *Housing and Amenities a Data Base on Housing and Amenities for Districts, Cities and Towns*. Census of India 1991 Occasional Paper No. 5 of 1994.
- 1996. *Religion Table C-9*. Census of India 1991 series 1 part IV-B (ii).
- 1997. *District Level Estimates of Fertility and Child Mortality for 1991 and Their Inter Relations with Other Variables*. Occasional Paper No. 1 of 1997.
- 1998a. *Availability of Infrastructural Facilities in Rural Areas of India : An Analysis of Village Directory Data*. Census of India 1991.
- 1998b. *District Profile 1991*. Census of India 1991.
- 1998c. *Socio-Cultural Tables*. Census of India 1991 series 1 Part IV A - C series Vol. 2.
- 2001. *Female Age at Marriage : An Analysis of the 1991 Census Data*. Census of India 1991.
- Irudaya Rajan, S., S. Sudha and P. Mohanachandran 2000. "Fertility Decline and Worsening Gender Bias in India : Is Kerala No Longer an Exception?" *Development and Change* Vol. 31, No. 5 (November) : 1085

- 1092.
- Jain, L.R., K. Sundaram and S.D. Tendulkar 1988. "Dimensions of Rural Poverty: An Inter-Regional Profile." *Economic and Political Weekly*, Special Number (November) : 2395-2408.
- Jayaraj, D. and S.Subramanian 2004. "Women's Wellbeing and the Sex Ratio at Birth: Some Suggestive Evidence from India." *Journal of Development Studies* Vol.40, No.5 (June) : 91-119.
- Kishor, Sunita 1993. "May God Give Sons to All : Gender and Child Mortality in India." *American Sociological Review* Vol.58, No.2 (April) : 247-265.
- Kishor, S. and S. Parasuraman 1998. "Mother's Employment and Infant and Child Mortality in India." *National Health Survey Subject Reports Number* 8.
- Kurosaki, Takashi 2006. "Long-term Agricultural Growth and Crop Shifts in India and Pakistan." *Journal of International Economic Studies* No.20 (March) : 19-35.
- Malhotra, A., R. Vanneman and S. Kishor 1995. "Fertility, Dimensions of Patriarchy, and Development in India." *Population and Development Review* Vol.21, No.2 (June) : 281-305.
- Murthi, M., A.C. Guio and J. Drèze 1995. "Mortality, Fertility, and Gender Bias in India: A District-Level Analysis." *Population and Development Review* Vol.21, No.4 (December) : 745-782.
- Ramanathaiyer, S. and S. MacPherson 2000. *Social Development in Kerala: Illusion or Reality?* Aldershot : Ashgate
- Rosenzweig, M.R. and T.P. Schultz 1982. "Market Opportunities, Genetic Endowments, and Intrafamily Resource Distribution: Child Survival in Rural India." *American Economic Review* Vol.72, No.4 (September) : 803-815.
- Zellner, A. and H. Theil 1962. "Three-Stage Least Squares: Simultaneous Estimation of Simultaneous Equations." *Econometrica* Vol.30, No.1 (January) : 54-78.

[付記] 本稿の執筆にあたり、一橋大学経済研究所黒崎卓教授には丁寧かつ適切なご指導をいただいた。また谷口晋吉教授、寺西俊一教授（以上一橋大学大学院経済学研究科）、ならびに本誌匿名のレフェリーからは貴重なご指摘をいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。もちろん、本稿のありうべき誤りは、筆者の責任に帰すべきものである。

（一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程，2006年11月21日受付，2007年3月8日レフェリーの審査を経て掲載決定）

付表 自営農民割合，農業労働者割合の効果に関する推定結果

TFR	係数	Z値	Q5	係数	Z値
Q5	0.007	2.04 **	TFR	-34.493	-1.34
女性識字率	-0.042	-7.61 ***	女性識字率	-1.525	-1.30
男性識字率	0.014	2.32 **	男性識字率	-0.251	-0.52
女性労働参加率	-0.015	-3.99 ***	女性労働参加率	-0.321	-0.69
貧困者比率	0.005	1.69 *	貧困者比率	0.760	3.31 ***
都市人口比率	0.001	0.50	都市人口比率	-0.190	-1.18
何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合	0.003	2.58 ***	何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合	0.008	0.09
結婚年齢男女差	-0.117	-3.20 ***	安全な飲料水源を持つ農村世帯の県内割合	-0.446	-4.33 ***
指定カースト人口比率	-0.003	-0.70	指定カースト人口比率	-0.085	-0.24
指定部族人口比率	-0.005	-1.96 **	指定部族人口比率	-0.002	-0.01
ムスリム人口比率	0.016	5.26 ***	ムスリム人口比率	0.629	1.46
東部ダミー	-0.291	-1.90 *	東部ダミー	-60.632	-3.36 ***
西部ダミー	-0.114	-0.68	西部ダミー	-46.488	-3.53 ***
南部ダミー	-0.264	-1.11	南部ダミー	-90.402	-3.94 ***
女性識字者の中卒以上割合	0.006	1.48	女性識字者の中卒以上割合	-0.583	-2.25 **
自営農民割合	0.004	1.86 *	自営農民割合	-0.225	-1.34
農業労働者割合	0.003	1.49	農業労働者割合	0.223	1.21
定数項	4.278	7.17 ***	定数項	376.232	2.75 ***
R ²		0.77	R ²		0.25
サンプルサイズ		358	サンプルサイズ		358

(注) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%であることを示す。

(出所) 筆者計算。

FD	係数	Z値
TFR	3.154	0.46
Q5	0.045	0.63
女性識字率	-0.211	-0.67
男性識字率	0.051	0.32
女性労働参加率	-0.309	-2.27 **
貧困者比率	0.052	0.73
都市人口比率	-0.018	-0.35
何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合	0.040	1.34
指定カースト人口比率	-0.017	-0.15
指定部族人口比率	-0.182	-3.27 ***
ムスリム人口比率	-0.15	-1.30
東部ダミー	1.164	0.25
西部ダミー	1.131	0.28
南部ダミー	3.026	0.49
女性識字者の中卒以上割合	0.121	1.24
自営農民割合	0.062	1.11
農業労働者割合	0.068	1.25
定数項	-16.141	-0.49
R ²		0.37
サンプルサイズ		358