

論文 女性の自律性は子供の厚生を改善しうるか？ インドのマイクロデータを用いた計量分析

著者	和田 一哉
権利	Copyrights 日本貿易振興機構（ジェトロ）アジア 経済研究所 / Institute of Developing Economies, Japan External Trade Organization (IDE-JETRO) http://www.ide.go.jp
雑誌名	アジア経済
巻	50
号	4
ページ	25-45
発行年	2009-04
出版者	日本貿易振興機構アジア経済研究所
URL	http://hdl.handle.net/2344/00007178

女性の自律性は子供の厚生を改善しうるか？

——インドのマイクロデータを用いた計量分析——

和田 一哉

《要約》

途上国の開発を考える際、家計内での資源配分問題が重要であるとの認識が近年高まってきている。またミレニアム開発目標にも掲げられているように、女性のエンパワーメントが各国の重要な政策目標となっている。このような背景から本稿では、家計内の意思決定過程への影響を通じ、「女性の自律性」が家計内資源配分の帰結にいかなる効果を有するかに関して検討した。実証分析では家計内資源配分の帰結として「子供の厚生」を取り上げ、同時方程式モデルによって分析を行った。主な結果は次の通りである。まず、女性の教育と労働参加の促進により「女性の自律性」の向上——エンパワーメント——が期待される。しかし、「女性の自律性」の向上によって「子供の厚生」の改善という目標は一部達成しうるものの、必ずしも効果を及ぼしうるわけではないことが分析より明らかとなった。これらの分析結果より、影響経路を考慮した適切な開発政策を立案することの重要性が示された。

はじめに

- I 背景
- II データ
- III 分析モデル
- IV 実証分析
- おわりに

はじめに

途上国の開発を考える際、家計内での資源配分問題が重要であるとの認識が近年高まってきている。それは、家計内資源配分に偏りがある場合、家計構成員の間に格差が生じ、政策介入の効果や帰結に多大なる影響を及ぼす可能性があることに起因する。

従来の経済分析ではデータの制約というきわめて困難な問題のため、家計をひとつの経済主体と想定し、その経済行動を検証する研究が主流であった。ところがHaddad and Kanbur(1990)の研究に代表されるように、家計をひとつの経済主体と想定する場合、家計内での貧富の偏りが無視されるため、貧困状態が過小評価される可能性があることが明らかとなっている。またBeaton and Ghassemi(1982)に示されているように、家計をひとつの意思決定主体とみなした場合、政策が予想したような効果を必ずしももたらさないことがある。これらのような問題から、異なる選好——効用関数——を有する構成員からなる家計を想定し、経済分析を行う必

要性が近年高まってきた。

このような問題に対応した研究が蓄積されつつあるなか、本稿では特に「女性の自律性」(female autonomy)が意思決定過程を通じて家計内資源配分にもたらす影響に焦点を当てる。ここで「女性の自律性」とは、女性が家計内において「自らに関連する事柄に自らの意思を反映させることができる程度」を指すこととする^(注1)。また経済学の文脈でいえば、本稿で扱う「自律性」は家計内での交渉力(bargaining power)に相当するものと考えられる。1995年の北京女性会議(第4回世界女性会議)以来、女性のエンパワーメントは重要な政策目標となってきた。ミレニアム開発目標でも、その第3の目標として「男女平等と女性のエンパワーメントを図る」と明記され、それは多くの好ましい波及効果を有する点でも注目されている[Anderson and Eswaran 2005]。またミレニアム開発目標の第4の目標として「幼児死亡率を低下させる」ことが掲げられているように、子供の厚生改善も重要な政策目標となっている。このような背景から本稿では、「女性の自律性」と、その家計内資源配分への影響を通じた子供の厚生に対する効果に焦点を当てる。女性と子供に対する抑圧が深刻な問題となっている国として、現在でも子供の生存環境が劣悪で、かつ女性の地位が男性に比して著しく低く、家計内での交渉力あるいは発言力もきわめて弱いとされているインドを分析対象としてとりあげる。

I 背景

1. 女性と子供に対する抑圧

インドは中国に次ぐ人口大国である^(注2)が、

人口の男女比が先進国の傾向とは異なることでよく知られている。先進国では男性の方が女性に比べて若年での死亡可能性が高く、総人口で女性の数が男性を上回る。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考えられている。この傾向に対し、インドでは20代の後半まで女性の死亡率が男性を上回っており、総人口でみると男性の方が多というのが特徴的である。インドでは20世紀に入って以来、性比(男性1000人に対する女性の割合)は一貫して低下してきた[Drèze and Sen 1995, 147; Ramanathaiyer and MacPherson 2000, 27]。センサスにみられる1981年の性比は935、91年には927、2001年では933と、近年は930前後で推移しているが、依然特異な人口構成を示していることに注意を要する。

この状況に関しては、インドでは女性に対する抑圧が存在することが大きな理由として指摘されている^(注3)。とりわけ男性に比して女性の死亡率が高いという、生死に関連する抑圧が問題であり、栄養摂取や医療を十分に受けることができないといったことが大きく影響していると考えられている。またそれ以外にも男性に比して教育を十分に受けさせてもらえないことや、結婚の意思決定に女性自身の意思が反映されることが少ないこと、家庭外での労働あるいは外出すること自体に制約があるなどの問題がある^(注4)。女性が意思決定を自ら行うことのできる範囲がきわめて狭い状況にあるという点でも、インドにおける女性の抑圧は深刻であり、開発を考えるうえで改善を要する喫緊の課題である。Bardhan(1974; 1982)で示されたとおり、インドにおける女性に対する抑圧は未だ根強い

である^(注5)。

このような問題に対処する形で、近年、特に1995年の北京女性会議以来、女性のエンパワメントは途上国の主要な政策課題となっている。経済学の文脈では、女性の家庭外での労働従事や、信用の供与、資産の所有などが家計内での女性の交渉力にプラスの影響をもたらすことが指摘されている [Anderson and Eswaran 2005]。また、Thomas (1990) やLundberg, Pollak and Wales (1997) のように、女性のエンパワメントが家計に好ましい波及効果をもたらすことを示す研究もある。しかしながら「女性の自律性」そのものを検討した研究はきわめて稀であり、経済学関連の文献の多くは「女性の自律性」を間接的に扱ったものがほとんどである^(注6)。このため今後の開発を考えるうえで、「女性の自律性」を明示的に扱いその効果を検証するような実証研究の蓄積が待たれる。

またインドでは子供に対する抑圧も根強い。子供の厚生重要な指標と考えられる乳幼児死亡率（5歳未満での死亡確率、千分率）は、センサスのデータで1981年に152%、91年に94%と低下しているが、先進国が10%前後あるいはそれに満たない水準にあることを考慮すると、子供に対する抑圧は適切な栄養摂取や医療の受診がなされていないという形で根強く残っているといえよう。本稿で扱う1998-99 National Family Health Survey (NFHS-2) のデータによると、乳幼児死亡率は95%と未だ高水準にあり、子供に対する抑圧の問題に関しては、1990年代にはほとんど進展がなかった可能性が高い^(注7)。

2. 先行研究

これまで通常の経済分析では、データの制約

と分析の実行可能性という制約から、家計をひとつの意思決定主体とみなすのが主流であった。この場合、意思決定主体がただひとり存在する独裁者の家計、あるいは家計構成員の選好が同一であるということが暗黙に想定される。このような家計をユニタリー・ハウスホールド・モデル (unitary household model) と呼ぶ。

これに対し近年、家計がユニタリー・ハウスホールド・モデルとして表すことのできない、ノン・ユニタリー・ハウスホールド (non unitary household) であることを裏付ける実証研究が増えてきている。家計構成員が多様な選好を持ち、家計の意思決定に影響を及ぼしている可能性があることを示す実証研究が蓄積されてきているのである。Thomas (1990) はブラジルのマイクロデータを用い、家計内における女性と男性の意思決定への影響力が異なることを示している。またUdry (1996) はブルキナファソを事例に、家計構成員の限界生産性が一致しないことを示し、ユニタリー・ハウスホールド・モデルの前提が現実に適合しないことを実証分析によって示している^(注8)。

このような研究が必要とされるのは、家計内資源配分に偏りがある場合、家計構成員の間に格差が生じ、政策介入の効果や帰結に多大なる影響を及ぼす可能性があることに起因する。Haddad and Kanbur (1990) では、家計をひとつの経済主体と想定する場合と、家計構成員の多様性を考慮する場合とで貧困指数が異なり、前者の場合に貧困を過小評価してしまう可能性があることを示している。またBeaton and Ghassemi (1982) は、子供の栄養摂取状況の改善を目指した学校給食プログラムが、家計内資源配分の変化のために必ずしも予想したような

効果をもたらさない事例を示している。これらの事例が示すように家計をひとつの経済主体とみなす場合、予測される帰結を必ずしも達成しえないことがあるため、途上国における開発政策を考慮する際には家計内における資源配分行動に留意することが不可欠なのである^(注9)。このような問題に対し好ましい影響をもたらすと考えられているのが、家計内での女性の交渉力の改善である [Thomas 1990; Lundberg, Pollak and Wales 1997; Eswaran 2002; Anderson and Eswaran 2005]^(注10)。ただしすでに述べたとおり、ほとんどの先行研究は家計内での女性の交渉力を間接的に扱うのみであり、交渉力の効果を直接検討したものは存在しない。また、Kantor (2003) や Anderson and Eswaran (2005) は家計内での女性の交渉力の向上に資する要因を調べた研究だが、交渉力の向上が子供の厚生にいかなる影響を及ぼしうるかという点まで踏み込んだものではない。

以上のような理由から、本稿では女性のエンパワーメントの重要な一項目である「女性の自律性」に注目し、家計内での交渉力と密接に関連するものであると想定する。すなわち本稿では「女性の自律性」を交渉力の代理変数として明示的に扱う。これにより、「女性の自律性」と女性の教育水準、家計の経済状況の子供の厚生への影響をそれぞれ個別に検討することができ、先行研究では十分に論じられていない開発における「女性の自律性」の効果を明らかにすることが可能となる。また子供の厚生に関しては、依然厳しい抑圧状況下にあることに注目し、子供の医療・保健状況をとりあげることとする。「女性の自律性」が家計内での意思決定過程を通じ、子供の医療・保健状況にいかなる影響を

及ぼすかを検討するのが本稿の主たる目的である。

II データ

1. 1998–99 National Family Health Survey (NFHS-2) について

本稿の分析では、マイクロデータである1998–99 National Family Health Survey (NFHS-2)^(注11)を用いる。このデータはInternational Institute for Population Sciences (IIPS, ムンバイ) が中心となって作成されたもので、インドの人口の99パーセントを占める26州^(注12)を対象としたサンプル調査に基づいている^(注13)。調査は15~49歳の既婚女性に対するアンケートによって行われており、特に母子の医療・保健状況に関する質問項目が中心である。

その他の項目には、母子の医療・保健状況に影響があると考えられる家計構成員と家計の属性、地域の経済環境や福祉環境、社会環境等に関するデータが含まれている。サンプル数は約9万に上る一方、欠損値が多いことや経済関連のデータが十分でないといった問題がある。

NFHS-2のデータのなかで特に注目されるのは質問票に「女性の地位」(status of woman) というセクションが存在することで、NFHS-2のフルレポート [IIPS 2000] ではこれを“Women's Autonomy”と同義に扱っている。後に詳述するように、このセクションの質問項目は本稿で注目している「女性の自律性」と性質がきわめて近い。このセクションには5個(細分化すると13個)の質問項目が含まれるが、それ以外のセクションにも「女性の自律性」を念頭に置いていると思われる質問項目が存在し、インドの女

性に対する抑圧を強く意識した内容となっていることが窺われる。

2. データの概要^(注14)

インドの人口構成を表す指標や教育関連の指標は、宗教や民族による差異よりも地域差の方が一層顕著であることが指摘されている [Bardhan 1974; 1982; Dyson and Moore 1983; Das Gupta 1987]。乳幼児死亡率は人口構成に大きな影響を及ぼすが、NFHS-2では、北部のラージャスターン州で115%、中央部のウツタル・プラデーシュ州で138%、マディヤ・プラデーシュ州で123%であるのに対し、南部のケーララ州では19%と際立って低水準にある。

同じく人口構成に密接に関連する合計特殊出生率は、ラージャスターン州で3.78、ウツタル・プラデーシュ州で3.99、マディヤ・プラデーシュ州の3.31に対し、ケーララ州で1.96と多様な地域性が確認される。また5歳未満児を持つ女性のうち、過去1年間に子供に何らかの医療を受けさせたことがある女性の割合についてみると、ラージャスターン州で39パーセント、ウツタル・プラデーシュ州で47パーセント、マディヤ・プラデーシュ州で57パーセント、ケーララ州で88パーセントと、大きな地域格差があることがわかる。

教育関連の指標に目を移すと、地域的な差異が顕著であると同時に、男女格差の多様性を容易に確認できる。教育年数の中央値をみてみると東部のビハール州で女性と男性がそれぞれ0.0年と3.6年、中央部のマディヤ・プラデーシュ州でそれぞれ0.0年と4.8年となっているのに対し、南部のタミル・ナードゥ州ではそれぞれ4.5年と6.4年、ケーララ州ではそれぞれ7.6年

と8.1年で、地域によって水準が大きく異なり、とともに男女格差の多様性も非常に大きい。

以上の数値は都市部と農村部をあわせて算出した数値であるが、インドでは都市部と農村部とで貧困の程度が大きく異なるといわれており [Van der Klaauw and Wang 2005]、農村部での貧困は特に厳しい状況にある^(注15)。このことから、本稿の分析対象を農村部に絞ることとする。トリプラ州を除くNFHS-2の総サンプル数8万9199に対し、農村部のみのサンプル数は6万2248である^(注16)。

3. 「女性の自律性」(female autonomy)

本稿で用いるデータで、NFHS-2に含まれる「女性の自律性」に関連する質問項目は8項目で、表1に示すとおりである。これらの項目は家計内で行われる意思決定への女性の関与の有無を示すもので、本稿では女性が何らかの形で意思決定に関わっている場合に1の値をとるダミー変数として扱っている^(注17)。インドでは、女性は外出を制限される場合が多いことを背景とし、外出に関連する質問項目がいくつか含まれていることが特徴として挙げられる。これらは全てダミー変数であるが、各変数の「女性の自律性」としての重要性を判断するのは困難である^(注18)。このため本稿では、ダミー変数であるこれらの項目を単純に加算したものを「女性の自律性」を表す代理変数 (FA) とする^(注19)。

FAを州別に示したものが表2で、農村部の全国平均は3.63である^(注20)。Dyson and Moore (1983) に代表されるように、女性の地位は北部で低く南部で高いといわれることが多いが、NFHS-2により作成されたFAの数値からは、問題はそれほど単純ではないことがわかる。たと

表1 「女性の自律性」の構成要素

女性の家計内での意思決定への関与に関する質問項目
料理を決定するのは誰か
自分自身の医療受診を決定するのは誰か
貴金属や家財の購入を決定するのは誰か
自分の両親や姉妹宅への外泊を決定するのは誰か
市場への外出に許可が必要か
親戚や友人を訪ねる場合に許可が必要か
自分が自由に使えるお金を持つことを許されているか
過去数カ月間にFP (family planning) に関して夫と相談したことがあるか

(出所) NFHS-2より筆者作成。

(注) NFHS-2の質問項目の英文を原文のまま訳したものである。

表2 「女性の自律性」(FA)

	平均	標準偏差		平均	標準偏差
全国	3.63	(2.00)			
全国(都市部)	4.49	(1.98)			
北部	平均	標準偏差	北東部	平均	標準偏差
ハリヤーナー	4.57	(1.63)	アッサム	3.28	(1.66)
ヒマーチャル・プラデーシュ	5.41	(1.40)	マニプル	4.17	(1.68)
ジャンム・カシュミール	3.28	(1.84)	メガラヤ	5.09	(1.76)
パンジャブ	5.08	(1.64)	ミゾラム	5.24	(1.82)
ラージャスターン	2.82	(1.81)	ナガランド	4.17	(1.43)
デリー	4.04	(1.79)	シッキム	4.33	(1.72)
			アルナーチャル・プラデーシュ	5.10	(1.62)
中央部	平均	標準偏差	西部	平均	標準偏差
マディヤ・プラデーシュ	2.74	(1.77)	ゴア	5.05	(1.73)
ウッタル・プラデーシュ	2.85	(1.89)	グジャラート	4.46	(1.99)
東部	平均	標準偏差	マハーラーシュトラ	3.54	(1.95)
ビハール	3.32	(1.95)			
オリッサ	3.25	(1.84)	南部	平均	標準偏差
西ベンガル	3.03	(2.00)	アーンドラ・プラデーシュ	3.57	(1.76)
			カルナータカ	3.58	(1.99)
			ケーララ	4.39	(1.99)
			タミル・ナードゥ	5.01	(1.78)

(出所) NFHS-2より筆者計算。

(注) 1) 数値はすべての農村データを利用して計算した平均値。

2) 地域区分はNFHS-2フルレポート [IIPS2000] に基づく。

例えばパンジャブ州で5.08を示す一方、ラージヤスターン州では2.82と、北部の州のなかでも大きな格差がある。南部でもタミル・ナードゥ州の5.01に対しアーンドラ・プラデーシュ州の3.57と、東西南北の地域によって単純に区分するのは必ずしも適切でない。このため、居住地区の環境や家計の属性を考慮し、その要因を慎重に分析することが必要である。ただしここで扱っているFAの変数の構成要素として、外出に関連する項目が比較的多く含まれていることや、各要素のウェイトを考慮していないなどの問題があることに留意すべきであろう^(注21)。

またFAのヒストグラムから統計的な性質の一部をみると、平均値を中心にほぼ左右対称の比較的きれいな山型を描く。さらに左右の両端にトランケーションはみられないことから、分析の便宜上FAを連続変数として扱うこととする^(注22)。

III 分析モデル

1. 理論モデル

先述のとおり本稿では、家計の意思決定が複数の構成員の選好の影響を受けるような状況を考慮する。本稿では特に妻の夫に対する交渉力に注目し、意思決定主体が2人である場合を検討する。このように複数の意思決定主体が互いの意見を主張するような場合に適した分析モデルとして、対称なナッシュ均衡点を持つ協力的バーゲニングモデルがまず想起される。しかし本稿で扱うインドでは妻の交渉力が夫に比してきわめて弱いのが現状であり、妻と夫は対等な力関係にはない。したがって、これを明示的に考慮に入れたモデルによる分析が不可欠である。

そこで本稿ではEswaran (2002) に倣い、この状況に適合するモデルとして非対称なナッシュ均衡点を持つ協力的バーゲニングモデルを利用することとする。このモデルでは、対称なナッシュ均衡点を持つ協力的バーゲニングモデルと異なり、交渉に対する意思決定主体の選好が考慮される。家計の最大化問題は次のとおりである。

$$\begin{aligned} \max_{x,z} & [U^f(x,z) - V_0^f]^\gamma [U^m(x,z) - V_0^m]^{1-\gamma} \\ \text{s.t.} & px + qz \leq I^f + I^m \end{aligned}$$

U は効用関数で上付きの f , m はそれぞれ妻、夫を表す。また同様に V_0 は交渉が決裂した場合の効用水準(スレット・ユーティリティ)を表す^(注23)。 x は妻と夫の私的財、 z は子供の厚生、 p は私的財の価格、 q は子供の厚生の維持に要するコストである。 γ は妻と夫の交渉に対する選好に基づいた相対的な力関係を表し、 I^f と I^m はそれぞれの所得を示す。本稿で注目している「女性の自律性」は、このバーゲニングモデルで交渉力を表す V_0 と γ を包括的に反映するものと想定する^(注24)。

この最大化問題を解き、通常的需求関数として次式が得られる。

$$z = z(p, q, I^f, I^m, V_0^f, V_0^m, \gamma)$$

この理論モデルを元に、次項で実証モデルについて述べる。

2. 実証モデル

前項で検討した理論モデルに基づき、ここでは具体的な分析手法について説明する。先述の

とおり、本稿では家計内資源配分の帰結である子供の厚生に影響を及ぼしうる要因を探ることにある。そこで子供の厚生として、子供の医療・保健状況に関する変数を取りあげることとする。具体的には、「その女性が過去に産んだ子供のうち、5歳未満で死んだ子供があったか否か」(CD)という子供の死亡可能性を示す変数と、「調査時点で5歳未満児を持つ女性のうち、過去1年間に子供に何らかの医療を受けさせたか否か」(CC)という子供の医療受診状況を表す変数の2点について分析を行う。

また本稿で注目している「女性の自律性」は子供の医療・保健状況に関する変数と同様に、夫婦の教育水準や所得状況、家計の属性、村の経済環境や社会・福祉環境等の属性によって影響を受ける可能性を考へうる [Kantor 2003; Anderson and Eswaran 2005; Basu 2006]。このため、「女性の自律性」と子供の医療・保健状況の2本の関数を考慮した同時方程式モデルによって分析を行うこととする。推定するモデルは次のとおりである (尤度関数については補論を参照)。

$$f = X\beta_1 + \alpha y + u_1$$

$$z^* = X\beta_2 + \delta f + u_2 \quad z = \begin{cases} 1 & \text{if } z^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

f は「女性の自律性」^(注25)、 z^* は子供の医療・保健状況を表す潜在変数で、 X は外生変数である。このモデルが推定可能となるために、上の式に操作変数 y が少なくともひとつ必要となることに注意を要する。つまり「女性の自律性」に対する影響をコントロールしたうえで子供の医療・保健状況には影響を及ぼさないような変数で、統計的に適切な変数を選択することが操作変数の条件として必要である。このような変

数を最小2乗法 (OLS) によって検索したところ、「週に最低一度はラジオあるいはテレビを視聴する機会がある」場合に1の値をとるダミー変数 (MEDIA) が適切であることが判明し、これを操作変数として採用する^{(注26)(注27)}。

分析に用いる変数は表3のとおりである。またそのうちの主な変数の記述統計量を表4に示す。被説明変数は子供の医療・保健状況を示す2変数を用い、本稿で注目している「女性の自律性」(FA)は上述のように内生の説明変数 (endogenous regressor) として分析に利用する。外生変数には、夫婦と家計の属性^(注28)、村の経済環境や社会・福祉環境等の属性に関する変数、そして上で述べた操作変数を用いて分析を行う。夫婦の属性としては、特に教育年数と職種ダミー変数に注目する^(注29)。経済環境と社会・福祉環境については説明変数が多数に上るが、説明変数の欠落によるバイアス (omitted variable bias) を避けるため、利用可能なものは全て利用している。ただし、本稿では特に夫婦と一部の家計の属性に注目していること、また説明変数が多数に上ることから、以下の実証分析では夫婦と一部の家計の属性のみレポートすることとする^(注30)。

IV 実証分析

前節で論じた実証モデルによる分析結果について以下で検討する。CC (子供の医療受診の可能性) は、5歳未満の子供を持つ女性のみデータを限定しているため、CD (子供の死亡可能性) の分析とはサンプル数が異なる (それぞれ3万1866、5万1023)。また先述のようにNFHS-2では夫婦各々の所有する資産が不明であるた

表3 分析に用いる変数

	変数の記号 (説明)
内生変数	CD (過去に5歳未満で死亡した子供の有無) CC (過去1年間での5歳未満の子供の医療受診の有無) FA (女性の自律性)
家計の属性	F_Age (妻の年齢), M_Age (夫の年齢), F_Edu (妻の教育年数), M_Edu (夫の教育年数), First Marriage (妻の初婚年齢), Adultfemale (成人女性数), Adultmale (成人男性数) F_Prof (妻・専門職), F_Clerical (妻・事務職), F_Sales (妻・営業), F_Agriself (妻・農業自営), F_Agrilabor (妻・農業労働者), F_House (妻・ハウスキーパー), F_Service (妻・サービス業), F_Skilled (妻・熟練職), F_Unskilled (妻・非熟練職) M_Prof (夫・専門職), M_Clerical (夫・事務職), M_Sales (夫・営業), M_Agriself (夫・農業自営), M_Agrilabor (夫・農業労働者), M_House (夫・ハウスキーパー), M_Service (夫・サービス業), M_Skilled (夫・熟練職), M_Unskilled (夫・非熟練職) MEDIA-HEALTH (過去1カ月間における家族計画関連情報のラジオあるいはテレビでの視聴の有無) MEDIA (「週に最低一度はラジオを聴く機会がある」あるいは「週に最低一度はテレビを見る機会がある」場合に1の値をとるダミー変数: 操作変数) Muslim (ムスリム), Christ (クリスチャン), SC・ST (指定カースト・指定部族), OBC (その他後進カースト) ASSET (家計の資産状況) HF WORKER (過去1年間におけるヘルス・ワーカーあるいはファミリー・プランニング・ワーカーの訪問の有無)
経済・社会属性	Town (最も近い町までの距離), District (県庁所在地までの距離), Station (最も近い鉄道駅までの距離), Other Transport (その他交通機関までの距離), Pavement (舗装道路までの距離), Primary (プライマリースクールまでの距離), Middle (ミドルスクールまでの距離), Secondary (セカンダリースクールまでの距離), Higher Secondary (ハイアーセカンダリースクールまでの距離), College (カレッジまでの距離), Health (医療センターまでの距離), Sub-Center (サブセンターまでの距離), Primary Health (一次医療センターまでの距離), Community Health (コミュニティ医療センター/農村病院までの距離), Gov. Dispensary (公立診療所までの距離), Gov. Hospital (公立病院までの距離), Private Clinic (私立診療所までの距離), Private Hospital (私立病院までの距離), Post Office (郵便局までの距離), Telegraph (電信局までの距離), STD (長距離電話までの距離), Bank (銀行までの距離), Village Private (村の開業医の有無), Visiting Dr. (村の訪問医の有無), VHG (村の医療相談所の有無), Dai (村の伝統医の有無), Mobile Health (村の巡回医の有無), M/SSI (村の工場の有無), CCS (村の信用協同組合の有無), ACS (村の農業協同組合の有無), MCS (村の乳業協同組合の有無), K/GMS (村のK/GMSの有無), Weekly Market (村のウィークリーマーケットの有無), Fair Prices Shop (村のフェアプライスショップの有無), Paan (村のパーンショップの有無), Pharmacy (村の薬局の有無), Mahila (村のマヒラ・マングールの有無), Youth (村のユースクラブの有無), Anganwadi (村の保育所兼栄養施設の有無), Community Center (村のコミュニティセンターの有無), IRDP (村のIRDP参加者数), NREP (村のNREP(農村雇用プログラム)参加者数), TRYSEM (村のTRYSEM (青年職業訓練プログラム) 参加者数), EGS (村のEGS (雇用保障計画) 参加者数), DWARCA (村のDWARCA (農村女性子供開発) 参加者数), IAY (村のIAY (SC・STのための住居建設プログラム) 参加者数), SGNY (村のSGNY (年金プログラム) 参加者数), 州ダミー

(出所) NFHS-2より筆者作成。

表4 記述統計量

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最小	最大
CD	51,023	0.275		0	1
CC	31,866	0.309		0	1
FA	51,023	3.592	1.946	0	8
F_Age	51,023	31.530	8.339	15	49
M_Age	51,023	37.565	9.583	15	97
F_Edu	51,023	2.585	3.824	0	22
M_Edu	51,023	5.395	4.745	0	30
M_Prof	51,023	0.056		0	1
M_Clerical	51,023	0.027		0	1
M_Sales	51,023	0.072		0	1
M_Agriself	51,023	0.358		0	1
M_Agrilabor	51,023	0.141		0	1
M_House	51,023	0.002		0	1
M_Service	51,023	0.039		0	1
M_Skilled	51,023	0.175		0	1
M_Unskilled	51,023	0.100		0	1
F_Prof	51,023	0.014		0	1
F_Clerical	51,023	0.002		0	1
F_Sales	51,023	0.012		0	1
F_Agriself	51,023	0.189		0	1
F_Agrilabor	51,023	0.128		0	1
F_House	51,023	0.004		0	1
F_Service	51,023	0.002		0	1
F_Skilled	51,023	0.035		0	1
F_Unskilled	51,023	0.030		0	1
ASSET	51,023	19.693	9.406	1	61
MEDIA-HEALTH	51,023	0.477		0	1
MEDIA	51,023	0.494		0	1

(出所) NFHS-2より筆者作成。

- (注) 1) CCとCDの分析でサンプル数が異なるが、便宜的にCDのサンプル数で示している。
2) 経済環境, 社会・福祉環境, その他の家計の属性に関しては紙面の都合上省略した。

め、家計全体が所有する資産（ASSET、家計の資産状況）を分析に利用している^{(注31)(注32)}。

1. FAの分析結果

本稿の同時方程式モデルで、いわば第一段階推定であるFA——「女性の自律性」——の分析結果を表5、表6に示す^(注33)。まず、操作変数として利用しているMEDIA（週に最低1度はラジオあるいはテレビを視聴する機会があるか否か）が、FAに対し有意なプラスの値を示して

いる。つまりメディアにふれる機会の多い女性ほど、「女性の自律性」は高い傾向にあることがわかる。メディアを通じ、様々な考えや知識を取り入れることで、自らの考えや意見を表明する傾向が高まり、家計内での交渉力が改善することが想像される。またMEDIA-HEALTHも同様な傾向がみられ、子供の医療・保健状況を考えることを通じて家計厚生に対する問題意識が醸成されることを示唆しているものと考えられる。

表5 FAの分析結果（CD・第一段階）

FA	係数	(Z値)
F_Age	0.019	(9.79)***
M_Age	0.004	(2.39)**
F_Edu	0.036	(12.20)***
M_Edu	0.001	(0.26)
M_Prof	-0.021	(-0.38)
M_Clerical	0.014	(0.22)
M_Sales	-0.079	(-1.54)
M_Agriself	-0.249	(-5.50)***
M_Agrilabor	-0.267	(-5.36)***
M_House	-0.091	(-0.51)
M_Service	0.216	(3.72)***
M_Skilled	-0.015	(-0.33)
M_Unskilled	-0.090	(-1.79)*
F_Prof	0.636	(9.47)***
F_Clerical	0.680	(4.13)***
F_Sales	0.547	(7.63)***
F_Agriself	0.086	(3.72)***
F_Agrilabor	0.215	(7.41)***
F_House	0.535	(4.28)***
F_Service	0.437	(2.32)**
F_Skilled	0.234	(5.45)***
F_Unskilled	0.195	(4.11)***
ASSET	0.006	(4.58)***
MEDIA-HEALTH	0.163	(7.95)***
MEDIA	0.073	(3.42)***

(出所) NFHS-2より筆者計算。

(注) 1) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を表す。

2) 経済環境, 社会・福祉環境, その他の家計の属性に関しては紙面の都合上省略した。

表6 FAの分析結果（CC・第一段階）

FA	係数	(Z値)
F_Age	0.020	(7.93)***
M_Age	0.004	(1.70)*
F_Edu	0.037	(10.05)***
M_Edu	0.000	(-0.07)
M_Prof	0.087	(1.23)
M_Clerical	0.107	(1.25)
M_Sales	0.043	(0.65)
M_Agriself	-0.125	(-2.10)**
M_Agrilabor	-0.143	(-2.18)**
M_House	-0.093	(-0.40)
M_Service	0.259	(3.42)***
M_Skilled	0.107	(1.74)*
M_Unskilled	0.010	(0.15)
F_Prof	0.604	(6.68)***
F_Clerical	0.489	(2.08)**
F_Sales	0.558	(5.71)***
F_Agriself	0.022	(0.74)
F_Agrilabor	0.150	(3.96)***
F_House	0.554	(2.85)***
F_Service	0.735	(2.39)**
F_Skilled	0.165	(2.92)***
F_Unskilled	0.162	(2.62)***
ASSET	0.004	(2.36)**
MEDIA-HEALTH	0.184	(7.04)***
MEDIA	0.074	(2.73)***

(出所) NFHS-2より筆者計算。

(注) 1) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を表す。

2) 経済環境, 社会・福祉環境, その他の家計の属性に関しては紙面の都合上省略した。

教育指標に関しては、F_Edu（妻の教育年数）がFAに対し有意なプラスの値を示す一方、M_Edu（夫の教育年数）は有意な効果を持たない。この分析結果から、女性の教育促進は家計内での交渉力の向上に寄与すると考えられる。

職種ダミーの分析結果をみてみると、FAに対し女性の職種で有意なマイナスの効果を持つものは存在せず、総じてプラスの傾向にある^(注34)。つまり、女性が何らかの職に従事し所得を得ることで、家計内での交渉力を改善させる可能性が高いことを示している。一方、男性の職種に目を向けると、符号がマイナスであるものが多く、特にM_Agrilabor（夫・農業労働者）、M_Agriself（夫・農業自営）は有意なマイナスの値を示している。このことから、夫が農業に従事している家計では夫の交渉力が強く、妻が意思決定過程に参加する機会が減少する傾向があることが窺われる。

2. CD, CCの分析結果

次に第二段階の分析結果について検討を行う。本稿で注目しているFAは、CDの分析（表7）ではマイナスの符号を示してはいるものの、ほとんど有意な影響を持たない^(注35)。一方、CC（表8）の分析結果では有意なプラスの効果を持ち、FAが1上昇するとCCは12.4パーセント改善することを示している。つまり、「女性の自律性」の改善によって子供の医療受診の可能性は高まるものの、生死が問題となるような深刻な状態に対しては影響を及ぼさないことを、この分析結果は意味している^(注36)。

教育指標に関しては、CDではF_Eduが有意なマイナスの符号を示していることから、女性の教育促進による直接的な影響によって子供の

死亡可能性は低下する傾向にあることがわかる。しかしCCではF_Eduは有意な効果を持たないことが分析結果より明らかである。

女性の職種については、F_AgriselfがCDにプラス、F_ProfがCCにマイナスの有意な効果を示すほか、有意ではないものの子供の医療・保健状況に好ましくない効果を及ぼす可能性のあ

表7 CDの分析結果（第二段階）

CD	dy/dx	(Z値)
FA	-0.009	(-0.12)
F_Age	0.013	(9.70)***
M_Age	-0.0005	(-0.87)
F_Edu	-0.006	(-1.99)**
M_Edu	-0.005	(-8.57)***
M_Prof	0.047	(2.97)***
M_Clerical	0.026	(1.41)
M_Sales	0.031	(1.99)**
M_Agriself	0.034	(1.46)
M_Agrilabor	0.027	(1.08)
M_House	0.074	(1.50)
M_Service	0.030	(1.31)
M_Skilled	0.039	(3.00)***
M_Unskilled	0.039	(2.50)**
F_Prof	0.011	(0.22)
F_Clerical	0.119	(1.57)
F_Sales	0.012	(0.27)
F_Agriself	0.026	(3.01)***
F_Agrilabor	0.017	(0.97)
F_House	-0.009	(-0.18)
F_Service	-0.012	(-0.20)
F_Skilled	0.017	(0.79)
F_Unskilled	0.018	(0.96)
ASSET	-0.002	(-3.92)***
MEDIA-HEALTH	-0.012	(-0.79)

Log likelihood = -126313.31

Number of obs = 51023

(出所) NFHS-2より筆者計算。

(注) 1) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を表す。

2) dy/dxはある外生変数が1単位増加した場合の変化率を表す。

3) 経済環境, 社会・福祉環境, その他の家計の属性に関しては紙面の都合上省略した。

る職種が多い。このような結果をもたらす理由としては、女性が労働時間を増加させることにより、子供のケアなどの家事が十分に行き届かなくなる可能性が挙げられる。つまり、女性のエンパワーメントをもたらすと考えられている労働参加促進は、必ずしも子供の医療・保健状況に好ましい効果を持たないことに注意が必要

表8 CCの分析結果（第二段階）

CC	dy/dx	(Z値)
FA	0.124	(1.94)*
F_Age	-0.007	(-10.97)***
M_Age	-0.002	(-3.11)***
F_Edu	-0.002	(-0.69)
M_Edu	-0.001	(-0.69)
M_Prof	0.017	(0.73)
M_Clerical	0.018	(0.64)
M_Sales	0.025	(1.17)
M_Agriself	0.018	(1.01)
M_Agrilabor	0.050	(2.76)***
M_House	0.109	(1.64)*
M_Service	-0.003	(-0.08)
M_Skilled	0.017	(0.75)
M_Unskilled	0.031	(1.53)
F_Prof	-0.091	(-2.43)**
F_Clerical	0.021	(0.27)
F_Sales	-0.046	(-0.97)
F_Agriself	0.029	(2.35)**
F_Agrilabor	-0.010	(-0.63)
F_House	-0.005	(-0.07)
F_Service	-0.110	(-1.31)
F_Skilled	-0.019	(-1.05)
F_Unskilled	-0.024	(-1.27)
ASSET	0.0002	(0.26)
MEDIA-HEALTH	0.005	(0.21)

Log likelihood = -80558.012

Number of obs = 31866

(出所) NFHS-2より筆者計算。

(注) 1) *, **, ***はそれぞれ有意水準10%, 5%, 1%を表す。

2) dy/dxはある外生変数が1単位増加した場合の変化率を表す。

3) 経済環境, 社会・福祉環境, その他の家計の属性に関しては紙面の都合上省略した。

である。

家計の資産状況を表すASSETに視点を移すと, CCでは有意な効果を持たないが, CDでは有意なマイナスの値を示していることがわかる。これは, 子供の生死が問題となるような深刻な状態に対しては家計の経済状況の改善によってその緩和が期待される一方, 子供の医療受診の可能性という, いわば日常的な医療・保健状況に対しては影響を有しないことを示唆している。

3. 考察

以上の分析結果は, 開発政策の立案に際して重要な示唆を与えてくれる。女性のエンパワーメントを進める場合, 従来から指摘されているように女性の教育と労働参加の促進は「女性の自律性」の改善に寄与することが明らかである。そしてFAがCCの分析で有意な効果を示していたことから明らかなように, 家計内の意思決定過程を考慮する必要がある。すなわち近年多くの研究で指摘されているごとく, 政策立案に当たってはノン・ユニタリー・ハウスホールド・モデルを想定するのが適切であると考えられる。

また, CCに対しては教育水準や家計の経済状況は影響を持たない一方, FAの向上による改善が期待される。しかしながら, 教育水準や経済状況の改善によってCDが低下する一方, FAは有意な効果を持たない。つまりこの分析結果は, 政策目標が「乳幼児死亡を減少させる」ことである場合, 「女性の自律性」のみを改善させるような政策によっては目標達成には貢献しえない場合があることを意味しているのである。

以上をまとめると次のように考えられる。子供に医療行為を受けさせるという家計行動には

FA——「女性の自律性」——が重要な意味を持つが、子供の生死に関わる結果については、両親の医療・保健に関する知識や家計の経済状況などが重要な影響を持つ。すなわち、「女性の自律性」が向上することで子供の医療受診の可能性は改善し、子供の厚生は高まる。しかし、子供の生死が問題となるような深刻な状況では、「女性の自律性」の向上によって子供の医療受診の可能性は高まるものの、実際の生死に対して大きな影響をもたらすことはない。そのような状況に対しては、両親の医療・保健に関する知識や家計の経済状況といった要因が直接大きく働くのである。また女性の労働参加によって「女性の自律性」は改善する一方、子供の医療・保健状況は悪化する可能性があることにも注意が必要である。すなわち、貧困緩和に関する政策立案に際しては目標に対する政策の影響経路に注意を要すること、つまり目標に適合した政策の立案を考慮しなければならないことが、本稿の分析より明らかとなったのである。

おわりに

本稿の目的は、女性のエンパワーメントとしての「女性の自律性」の向上に資する要因を探り、それが家計の意思決定過程を通じ資源配分の帰結にいかなる影響を有するかを検討することにあつた。特に、インドのマイクロデータである1998-99 National Family Health Surveyより作成した「女性の自律性」という変数を利用し、家計の意思決定過程を考慮したうえで、家計内資源配分の帰結として子供の厚生に注目し分析を行うこととした。理論モデルとして交渉力の異なる妻と夫が意見を主張する状況を想定し、

非対称なナッシュ均衡点を持つ協力的バーゲニングモデルから実証モデルを導出した。ここでは、本稿で考案した「女性の自律性」を妻の交渉力の代理変数として想定した。また「女性の自律性」が外生変数の影響を受ける可能性を考慮するため、同時方程式モデルによって分析を行った。主な分析結果は以下のようにまとめられる。

まず、女性のエンパワーメントとしての「女性の自律性」の改善には、女性の教育と労働参加の促進が大きく貢献しうることが本稿の分析により示された。そして家計内資源配分の帰結として注目した子供の医療受診状況に関し、「女性の自律性」が有意な効果を示していたことから、政策立案にあたってはノン・ユニタリー・ハウスホールド・モデルを想定するのが適切である可能性が高い。またこのことは、貧困緩和を考える際に「女性の自律性」の改善を通じた家計内資源配分の変化を考慮に入れるべきことを意味している。

一方で本稿の分析にみられたように、「女性の自律性」が子供の死亡可能性に対し有意な影響を示していないことに注意を要する。このことは、「女性の自律性」の向上のみでは子供の厚生の改善という目標に対して十分でない場合があることを表すものである。また夫婦の教育水準と家計の保有する資産が子供の死亡可能性を引き下げる効果を有する一方、子供の医療受診の可能性に対しては影響を持たないという分析結果を勘案すると、次のように考えられる。すなわち、子供の医療受診可能性といった、いわば日常的な医療・保健状況の改善に対して貢献しうるのは「女性の自律性」であり、教育は間接的な効果を持つのみである。一方、子供の

生死が問題となるような深刻な状況では、「女性の自律性」によって医療受診の可能性は高まるものの、実際の生死に対しては大きな影響はもたらしえない。そのような状況では「女性の自律性」というより、教育促進による医療・保健の知識や経済状況の改善などが直接大きく貢献しうる。つまり、目標によってその影響経路が異なることを考慮し、適切に政策を策定することが不可欠なのである。

最後に本稿の課題について述べる。最も大きな課題として、「女性の自律性」に大きな影響を及ぼすと思われる家計外環境要因 (extra-household environmental parameters, EEPs) が本稿の分析では欠けており、きわめて不十分な分析となっていることが挙げられる。McElroy (1990) やFuwa et al.(2006) では、それぞれの両親の資産や教育水準などがEEPとして交渉力に大きな効果を持ち、家計内資源配分に多大な影響を及ぼす可能性が指摘されている。このため、例に挙げたようなEEPを変数として含んだデータを用いて分析を行うことが必要であるが、これは本稿における最大の課題である。また、妻と夫それぞれが所有する土地などの資産や不労所得に関するデータの欠落にも注意を要する。さらに、本稿では女性の労働に関する変数を外生変数として扱ったが、女性の労働参加や職業選択は「女性の自律性」の影響を受ける可能性がある [Anderson and Eswaran 2005 ; Basu 2006]。このため、今後は女性の労働に関する変数を内生変数として議論することが望ましい。

補論

本稿の実証モデル

$$f = X\beta_1 + \alpha y + u_1$$

$$z^* = X\beta_2 + \delta f + u_2 \quad z = \begin{cases} 1 & \text{if } z^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases}$$

に対する尤度関数は次のとおりである。

$$L = \prod \left[\int_{-\infty}^{-X\beta_2 - \delta f} g(u_1, u_2) du_2 \right]^z \times \left[\int_{-X\beta_2 - \delta f}^{\infty} g(u_1, u_2) du_2 \right]^{1-z}$$

$g(\cdot, \cdot)$ は同時正規分布関数を表す。条件付き分布関数を用いると、

$$g(u_1, u_2) = g(u_1)g(u_2 | u_1)$$

となる。これを利用し、 Φ を正規累積分布関数とすると尤度関数Lは以下ようになる。

$$\begin{aligned} L &= \prod \left[\int_{-\infty}^{-X\beta_2 - \delta f} g(u_1, u_2) du_2 \right]^z \times \left[\int_{-X\beta_2 - \delta f}^{\infty} g(u_1, u_2) du_2 \right]^{1-z} \\ &= \prod \left[\int_{-\infty}^{-X\beta_2 - \delta f} g(u_1)g(u_2 | u_1) du_2 \right]^z \times \left[\int_{-X\beta_2 - \delta f}^{\infty} g(u_1)g(u_2 | u_1) du_2 \right]^{1-z} \\ &= \prod g(u_1) \prod \left[\int_{-\infty}^{-X\beta_2 - \delta f} (u_2 | u_1) du_2 \right]^z \times \left[\int_{-X\beta_2 - \delta f}^{\infty} (u_2 | u_1) du_2 \right]^{1-z} \\ &= \prod g \left(\frac{f - X\beta_1 - \alpha y}{\tau_1} \right) \prod [\Phi(w)]^z [1 - \Phi(w)]^{1-z} \end{aligned}$$

ただし、

$$w = \frac{X\beta_2 + \delta f + (\rho/\tau_1)(f - X\beta_1 - \alpha y)}{(1 - \rho^2)^{1/2}}$$

$$\tau_1^2 = \text{Var}(u_1)$$

$$\rho = \text{Corr}(u_1, u_2)$$

である。この尤度関数に関して β_1 , β_2 , α , δ , τ_1 , ρ で最大化を行う。

(注1) 「自律性」という言葉には広義と狭義の意味があり、本稿の定義は広義の意味にあたる。狭義の意味ではカントによる厳密な定義が存在する。

(注2) 2001年におけるインドの人口は約10億3000万人で中国の12億9000万人には及ばないが、人口成長率(2001~05年)ではインドが1.5パーセントで中国の0.5パーセントを上回っている(国連人口基金ホームページ, <http://www.unfpa.org/>)。

(注3) Dyson and Moore (1983), Das Gupta (1987), Drèze and Sen (1995)などを参照。

(注4) インドにおいてこのように女性が抑圧される理由のひとつに、結婚持参金(dowry)の存在が指摘されている。女性の結婚相手は、女性の両親が準備可能な結婚持参金の額によって選択の幅が決まり、また結婚後、女性が相手の家族から受ける扱いも決定される。結婚持参金の額が少ない場合は、結婚相手の社会的地位は低くなり、また男性とその家族から暴力を受けることが多くなるなど、家計内でも負の影響がきわめて大きいとされている。このような問題に対しBardhan (1974)は、女性の労働参加によって結婚持参金の負の側面が緩和される可能性を指摘している。

(注5) その他Kishor (1993), Murthi, Guio and Drèze (1995)などを参照。

(注6) Kantor (2003), Anderson and Eswaran (2005)が稀少な実証研究の事例として挙げられるが、これらは「女性の自律性」の決定要因を調べたものに過ぎない。

(注7) なお2005~06年に実施されたNFHS-3では、乳幼児死亡率は74%となっている。一方、人口構成に大きな影響を与え、かつ乳幼児死亡率と深い関連があると考えられている合計特殊出生率は、センサスでは1981年の4.9から91年には4.3へと僅かな低下が確認されたのみであった。

その後のNFHS-2では2.9と大きく低下し、NFHS-3では2.7となっている[IIPS 2000; 2007]。ただし、後述するようにNFHSの数値はサンプルデータに基づいているため、単純にセンサスの数値と比較することはできない点に留意すべきである。

(注8) その他のノン・ユニタリー・ハウスホールド・モデルの実証分析を行ったものとしてはSchultz (1990), Browning et al. (1994), Lundberg, Pollak, and Wales (1997), Fuwa et al. (2006)などを参照。また、女性の労働収入上昇の性比と就学の性差に対する影響の分析を通じてユニタリー・ハウスホールド・モデルとノン・ユニタリー・ハウスホールド・モデルの検討を試みるQian (2008)の研究も注目に値する。

(注9) このような事例についてはAlderman et al. (1995)のサーベイ論文が詳しい。

(注10) 一方、Rosenzweig and Schultz (1982)の古典的研究をはじめ、Pitt and Rosenzweig (1990), Pitt, Rosenzweig, and Hassan (1990)などのように、ユニタリー・ハウスホールド・モデルにより家計内資源配分の問題の検証を試みる研究もある。

(注11) NFHS-1は1992~93年に行われているが、NFHS-2とは質問項目が異なる。また2007年10月より、05~06年に実施されたNFHS-3のデータが順次公開されており、08年10月22日の時点で“Survey Datasets”の全てのデータが利用可能となっている。NFHS-3も、前の2つとは質問項目が異なる。これらはいずれもDemographic and Health Surveys (DHS)のホームページ(<http://www.measuredhs.com>)よりダウンロード可能である。

(注12) このうち北東州のトリプラ州では他の25州よりも半年~1年程度遅れて調査が開始されたため、データの質が若干異なる可能性がある。このため、NFHS-2のフルレポート[IIPS 2000]をはじめ、このデータを用いてなされた研究ではトリプラ州を除いた25州のデータによって分析が行われることが通常であり、本稿でもこれを踏襲する。

(注13) USAID (アメリカ国際開発庁) やユニセフなどの資金援助に加え、ORC Macro, East-West Center (アメリカ) などの技術支援を受けている。

(注14) 本項の数値は主にNFHS-2のフルレポート [IIPS 2000] に基づいている。

(注15) たとえば乳幼児死亡率に関し、NFHS-2の全国平均は都市部で65.4%、農村部で111.5%となっており、都市部に比して農村部での貧困が厳しい状況にあることがわかる。また教育に関しては識字率に注目してみると、2001年のセンサスの全国平均は都市部で80.1パーセント、農村部で59.2パーセントとなっており、1991年の数値より改善はみられるものの依然その格差は顕著である。

(注16) ただし分析に用いる変数によっては欠損があるため、後の分析では必ずしもこのサンプル数に一致しない。

(注17) NFHS-2で具体的な回答の選択肢が(1)女性が決定する、(2)夫が決定する、(3)夫と二人で決定する、(4)他の家族が決定する、(5)夫以外の家族と決定する、となっている場合、本稿では(1)(3)(5)の場合に1の値をとるダミー変数とした。

(注18) たとえば「自分が自由に使えるお金を持つことを許されているか」という質問項目は一見、「女性の自律性」として重要性の高い項目であるかのように思われる。しかしこの変数の平均は55.8パーセントという数値を示し、またこの質問でどのような用途の金銭を指しているのかは質問票からも不明である。このようなことから、それぞれの変数の重要性(あるいはウェイト)を推測することは難しい。

(注19) この他に「自ら稼いだお金の使い道を決定するのは誰か」という項目が存在するが、労働に従事し、かつ賃金をキャッシュで受け取っている女性だけにデータが限定されてしまうため、本稿ではこの項目を省くこととした。また、女性が家庭内で受ける暴力に関する詳細な質問項目も「女性の地位」のセクションに存在するが、本稿で扱う「女性の自律性」とは内容を

を異にする。

(注20) 一方、都市部の全国平均は4.49となっており、ここにも都市部と農村部の格差を確認することができる。

(注21) たとえば、女性の地位が他州に比して高いとされているケーララ州が25州中第10位であることから、指標作成方法に何らかの問題がある可能性は否定できない。

(注22) なお最新のデータであるNFHS-3にも、本稿で扱う「女性の自律性」の構成要素に相当する質問項目が存在する。可能であればNFHS-2と比較することで時系列的な変化を検討すべきであるが、NFHS-2における「女性の地位」の質問項目とほぼ同じ項目がNFHS-3に存在する一方、質問の内容が若干異なるものがある。また、NFHS-3には存在しない質問項目もある(「自分が自由に使えるお金を持つことを許されているか」など)。このため、NFHS-3独自の「女性の自律性」の変数作成は可能ではあるが、これをNFHS-2と同じ変数として扱うことはできない。このような理由から、「女性の自律性」の時系列的な変化の検討は本稿では行わない。

(注23) ナッシュのバゲニングモデルでは、交渉が決裂した場合に夫婦間に起こる状況(スレット・シナリオ)を考慮する必要がある。一般的にはスレット・シナリオとして離婚を想定し、そのときのスレット・ユーティリティを考えることが多いが、インドでは離婚することはきわめて稀で、本稿で利用するNFHS-2でも、判別可能な6万1337人の農村女性のうち238人だけが離婚し独身状態である(ただし過去の離婚歴については不明)。Anderson and Eswaran (2005)のバングラデシュの実証研究でも示されているように、南アジアでは家計内での非協力状態の効用水準がスレット・ユーティリティとなる場合が多いと考えられるが、本稿の分析では各々の所有する資産や不労所得に関するデータが不十分であり、スレット・ユーティリティが離婚となるか家計内での非協力状況であるかの検証は困難である。

(注24) 厳密には、 V_0 は利得の計算方法に影響

響する交渉力, γ は利得の計算方法には影響を与えないが利得の配分方法に影響を与える交渉力であると考えられる。一般的には, γ が現れる理由として両者の時間選好の違いや, 交渉決裂の予測確率の違いなどが挙げられる [Binmore, Rubinstein and Wolinsky 1986]。この場合, γ は両者の時間選好あるいは交渉決裂の予測確率の比で表される。またMcElroy (1990) やFuwa et al. (2006) で示されているように, 家計外環境要因 (extra-household environmental parameters, EEPs) が夫婦各々の交渉力に影響を及ぼす可能性が大きいと考えられるが, NFHS-2ではこれに関するデータが欠落しており, この点に注意を要する。

(注25) すなわち理論モデルにおける V_0 と γ という2つの変数を, f というひとつの変数が包括的に反映しているものとする。

(注26) 操作変数 (MEDIA) とFAとの相関については表5, 6を参照されたい。この操作変数は, 「週に最低一度はラジオを聴く機会がある」あるいは「週に最低一度はテレビを見る機会がある」場合に1の値をとるダミー変数として作成している。ラジオやテレビで放送される番組には子供の医療・保健に関連する情報が含まれることが考えうるが, この影響をコントロールするため「過去1カ月間に家族計画に関する情報をラジオで聴いたことがある」あるいは「過去1カ月間に家族計画に関する情報をテレビで見たことがある」場合に1の値をとるダミー変数 (MEDIA-HEALTH) を作成し, 説明変数として利用することとした。インドの保健家族省の年次報告書 [Government of India 1993] にみられるように, 映像などのメディアを通じた情報普及のための番組制作に関する指針として, 家族計画のみならず子供の医療・保健, 女性の地位などを含めた多面的で統合的なアプローチをとることとされている。またインドの高い乳幼児死亡率が高出生率に結びついていることを考え合わせれば, 家族計画に関連する番組に子供の医療・保健に関連する情報が含まれていることは想像に難くない。以上のようなことから

本稿では, メディアにふれる機会と子供の医療・保健状況との直接的な相関はMEDIA-HEALTHによって除去されているものと想定する。

(注27) 操作変数に関しては, 他にいくつかの問題が指摘されよう。第1に, 「女性の自律性」が高いためにラジオやテレビの視聴機会が増えるという, 逆の因果関係 (reverse causality) が存在する可能性である。この場合, MEDIAは外生性の条件を満たさない。しかしJensen and Oster (2008) によるインドの女性の地位とケーブルテレビの視聴機会に関する研究では, ケーブルテレビの敷設は供給側の要因, すなわち外生的要因によって決定されていることが示されている。そしてケーブルテレビの敷設という外生的にもたらされる変化によって女性のケーブルテレビ視聴機会は増え, 女性の地位が向上することが明らかにされている。このことから本稿でも, MEDIAのほとんどが外生的な要因によって生じていると想定する。ただし, MEDIAはラジオの視聴機会をも含んでいることから, Jensen and Oster (2008) のケースがそのまま適用可能というわけではない点に, なお留意すべきであろう。第2に, MEDIAがその他の社会・経済属性の影響を含むことによって内生性の問題が生じる可能性を挙げられよう。たとえばラジオやテレビの視聴が可能であるような豊かな地域では, 医療・保健機関なども充実している可能性が高い。本稿ではこの影響を除去するため, 利用可能な社会・経済属性を表す変数を全て分析に用いることで対処することとしている。またJensen and Oster (2008) はパネルデータを利用し地域属性を除去したうえで分析を行ったものだが, すでに述べたとおり, 女性の地位はケーブルテレビの敷設という供給側の外生的要因によって説明しうるのである。第3にMEDIAとMEDIA-HEALTHの相関の問題を考えうるが, 相関係数は0.65とそれほど大きくない。以上のようなことから, 本稿で操作変数として用いるMEDIAの外生性の条件は満たされていると想定する。

(注28) CDの分析で用いる5万1023のサンプルのうち3万4284が、またCCの分析で用いる3万1866のサンプルのうち1万9122が妻の夫が家長である家計である。拡大家族である場合の影響を考慮するため、家計の成人女性数と成人男性数を外生変数として利用している。

(注29) 女性の労働が内生である場合 u_1 と正の相関を持つと考えられるため、「女性の自律性」に対する係数は過大に推定される。そして、これによって得られる f の理論値は過大推定される。このため、女性の労働が内生である場合の「女性の自律性」の子供の厚生に対する効果は希釈バイアス (attenuation bias) を持つことが予想される。NFHS-2には適切な操作変数が存在しないため、本稿では女性の労働を外生として扱うこととするが、このような点に留意すべきである。

(注30) 先述のとおりEEPsは夫婦各々の交渉力に影響を及ぼす可能性が大きいと考えられる。しかし、NFHS-2ではこれに関するデータが欠落しており、説明変数の欠落によるバイアス (omitted variable bias) が生じる可能性がある。たとえば、EEPsとして夫婦の両親の教育水準や資産状況などが挙げられる。妻の両親の教育水準や資産状況は「女性の自律性」と正の相関があると考えられるが、これらを用いずに分析を行う場合「女性の自律性」と誤差項には正の相関が生じ、子供の厚生に対する「女性の自律性」の推定結果には上方バイアスが含まれることとなる。一方、夫の両親の教育水準や資産状況は「女性の自律性」と負の相関を有する可能性が高く、この場合下方バイアスが生じることとなる。最終的なバイアスの方向はそれぞれの相対的な大きさに依存するが、このような点に留意が必要である。

(注31) CDの分析では、第一子を産んでから5年が経過していない女性データを含める場合、推定結果にバイアスが生じる可能性がある。確認のため、第一子を産んでから5年に満たない女性を除いて推定を行ったところ、ほぼ同じ結果が得られた。このため、利用可能な女性のデータを全て含めた分析によって得られた推定

結果を掲載している。またASSETはNFHS-2の Standard Living Indexの計算方法に基づいて算出している。

(注32) なお、推定結果の頑健性を確認するため2段階最小2乗法 (2SLS) により分析を行ったところ、表5～8と定性的に同じ結果が得られた。またCDの分析で用いるサンプルをCCの分析で用いるサンプルに限定して分析を行っても、定性的に同じ結果が得られる。

(注33) 分析に利用している説明変数が多数に上るため、本稿で注目している妻と夫の属性と、主な家計属性以外の説明変数の分析結果は省略した。FAの推定に関しては、CCとCDの両方の分析結果を示している。

(注34) リファレンスは「無職」である。

(注35) CDの分析におけるFAの外生性のテスト ($H_0: \rho = 0$) では、 H_0 を棄却できない (ワルド統計量 $\chi^2(1) = 0.01$, $\text{Prob} > \chi^2(1) = 0.926$)。実際にCDの分析でFAを外生変数として扱い、FAとCDを別々に分析しても定性的に同じ結果が得られる。このため本稿では便宜的に同時推定の分析結果を掲載している。一方、CCの分析でもFAの外生性を棄却できないが、有意性は比較的高い (ワルド統計量 $\chi^2(1) = 2.02$, $\text{Prob} > \chi^2(1) = 0.156$)。

(注36) なおCCに対してはSub-Center (サブセンターまでの距離) やVillage Private (村の開業医の有無) などがプラスの有意な効果を、またCDに対してはPrimary Health (一次医療センターまでの距離) やVHG (村の医療相談所の有無) などがマイナスの有意な効果を示すなど、村の福祉環境も子供の厚生に影響を及ぼす。

文献リスト

<英語文献>

- Alderman, H., P. A. Chiappori, H. Lawrence and J. Hoddinott 1995. "Unitary versus Collective Models of the Household: Is It Time to Shift the Burden of Proof?" *World Bank Research Observer* Vol.10, No.1 (February): 1-19.

- Anderson, S. and M. Eswaran 2005. "What Determines Female Autonomy? Evidence from Bangladesh." *BREAD Working Paper* No.101.
- 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.
- Basu, Kausik 2006. "Gender and Say : a Model of Household Behavior with Endogenously Determined Balance of Power." *Economic Journal* Vol.116 (April) : 558-580.
- Beaton, G. H. and H. Ghassemi 1982. "Supplementary Feeding Programs for Young Children in Developing Countries." *American Journal of Clinical Nutrition* Vol.35, Suppl. 4 : 863-916.
- Binmore, K., A. Rubinstein and A. Wolinsky 1986. "The Nash Bargaining Solution in Economic Modelling." *RAND Journal of Economics* Vol.17, No.2 (Summer) : 176-188.
- Browning, M., F. Bourguignon, P. A. Chiappori and V. Lechene 1994. "Income and Outcomes : a Structural Model of Intrahousehold Allocation." *Journal of Political Economy* Vol.102, No.6 (December) : 1067-1096.
- Das Gupta, Monica 1987. "Selective Discrimination in Rural Punjab, India." *Population and Development Review* Vol.13, No.1 (March) : 77-100.
- Drèze, J. and A. Sen 1995. *India Economic Development and Social Opportunity*. Oxford : Oxford University Press.
- Dyson, T. and M. Moore 1983. "On Kinship Structure, Female Autonomy, and Demographic Behavior in India." *Population and Development Review* Vol.9, No.1 (March) : 35-60.
- Eswaran, M. 2002. "The Empowerment of Women, Fertility, and Child Mortality : Towards a Theoretical Analysis." *Journal of Population Economics* Vol.15 : 433-454.
- Fuwa, N., S. Ito, K. Kubo, T. Kurosaki and Y. Sawada 2006. "Gender Discrimination, Intrahousehold Resource Allocation, and Importance of Spouses' Fathers : Evidence on Household Expenditure from Rural India." *Developing Economies* Vol.44, No.4 (December) : 398-439.
- Government of India 1993. "Information, Education and Communication." *Annural Report 1992-1993 of Ministry of Health and Family Welfare*. Delhi . http://mohfw.nic.in/reports/Performance%20Budget%201992_93/65.pdf.
- Haddad, L. and R. Kanbur 1990. "How Serious is the Neglect of Intra-Household Inequality?" *Economic Journal* Vol.100, No.402 (September) : 866-881.
- International Institute of Population Sciences 2000. *National Family Health Survey (NFHS-2), 1998-99*. Mumbai.
- 2007. *National Family Health Survey (NFHS-3), 2005-06*. Mumbai.
- Jensen, R. and E. Oster Forthcoming. "The Power of TV : Cable Television and Women's Status in India." *Quarterly Journal of Economics*. An earlier version is *NBER Working Paper* No.13305. Cambridge, Mass. : National Bureau of Economic Research.
- Kantor, Paula 2003. "Women's Empowerment Through Home-based Work : Evidence from India." *Development and Change* Vol.34, No.3 (June) : 425-445.
- 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.
- Lundberg, S., R. A. Pollak and T. J. Wales 1997. "Do Husband and Wives Pool Their Resources? Evidence from the United Kingdom Child Benefit." *Journal of Human Resources* Vol.32, No.3 (Summer) : 463-480.
- McElroy, Marjorie B. 1990. "The Empirical Content of Nash-Bargained Household Behavior." *Journal of Human Resources* Vol.25, No.4

- (Autumn) : 559–583.
- 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.
- Pitt, M. and M. R. Rosenzweig 1990. “Estimating the Intra-household Incidence of Illness : Child Health and Gender-Inequality in the Allocation of Time.” *International Economic Review* Vol.31, No.4 (November) : 969–989.
- Pitt, M. M., M. R. Rosenzweig and Md. N. Hassan 1990. “Productivity, Health, and Inequality in the Intra-household Distribution of Food in Low-Income Countries.” *American Economic Review* Vol.80, No.5 (December) : 1139–1156.
- Qian, Nancy 2008. “Missing Women and the Price of Tea in China : the Effect of Sex-specific Earnings on Sex Imbalance.” *Quarterly Journal of Economics* Vol.123, No.3 (August) : 1251–1285.
- 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 Intra-family Resource Distribution : Child Survival in Rural India.” *American Economic Review* Vol.72, No.4 (September) : 803–815.
- Schultz, Paul 1990. “Testing the Neoclassical Model of Family Labor Supply and Fertility.” *Journal of Human Resources* Vol.25, No.4 (Autumn) : 599–634.
- Thomas, Duncan 1990. “Intra-Household Resource Allocation : An Inferential Approach.” *Journal of Human Resources* Vol.25, No.4 (Autumn) : 635–664.
- Udry, Christopher 1996. “Gender, Agricultural Production, and the Theory of the Household.” *Journal of Political Economy* Vol.104, No.5 (October) : 1010–1046.
- Van der Klaauw, B. and L. Wang 2004. “Child Mortality in Rural India.” *World Bank Policy Research Working Paper* No.3281.
- 【付記】 本稿は厚生労働省科学研究費補助金政策科学総合研究事業「社会保障と経済の相互関係に関する研究」と一橋大学グローバルCOEプログラム「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築」の研究成果の一部である。本稿の作成に際しては、一橋大学経済研究所の黒崎卓先生に丁寧かつ適切なご指導をいただいた。また一橋大学経済研究所の青木玲子先生、経済産業研究所の小西葉子先生より多くのアドバイスをいただいた。さらに武蔵野大学の野田浩二先生、大阪大学社会経済研究所の伊藤高弘先生、ならびに本誌匿名のレフェリーからは数々の貴重なご助言をいただいた。ここに記して感謝の意を表したい。もちろん、本稿のありうべきすべての誤りは、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課程後期, 2008年4月24日受付, レフェリーの審査を経て2008年11月28日掲載決定)