

「女性の自律性は子供の厚生を改善しうるか？」

インド・マイクロデータの実証分析」

和田一哉

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た。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、家計を一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、家計を一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、家計を一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中、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を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¹。また経済学の文脈で言えば、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、その第三の目標として「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四の目標として「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喫緊の課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²が、人口の男女比が先進国の傾向とは異なることもよく知られている。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、インドでは二十代の後半まで女性の死亡率が男性を上回っており、総人口で見ると男性の方が多い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[Dreze and Sen 1995, 147; Ramanathayer and MacPherson 2000, 27]。センサスにみられる1981年の性比は935、1991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大きな理由として指摘されている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出来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等の問題がある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、開発を考える上で改善を要する喫緊の課題である。Bardhan(1974; 1982)に示されているように、インドにおける女性に対する抑圧は未だ根強いものがある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ほとんど

存在せず、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⁶。このため今後の開発を考える上で、「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である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%、1991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見えよう。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、90年代には進展がほとんどなかった可能性が高い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、家計を一つの意思決定主体として見なすことが主流であった。この場合、意思決定主体がただ一人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出来ない、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、家計を一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一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得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]¹⁰。

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。また依然厳しい抑圧状況下にある子供に注目し、子供の厚生として医療・保健状況を取り上げることとする。「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)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% を占める 26 州¹² を対象としたサンプル調査に基づいている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 のデータの中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¹⁴

インドにおける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‰、中央部のウッタル・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‰ と際だって低水準にあ

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、ウッタール・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、過去一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してみると、ラージャスターン州で 39%、ウッタール・プラデーシュ州で 47%、マディヤ・プラデーシュ州で 57%、ケーララ州で 88% と、大きな地域格差があることが分かる。

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る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言われており[Ramachandran 1997; Van der Klaauw and Wang 2005]、農村部での貧困は特に厳しい状況にある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 89199 に対し、農村部のみのサンプル数は 62248 である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過程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¹⁷。インドでは、女性は外出を制限されること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言われることが多いが、NFHS-2 により作成された「女性の自律性」の数値からは、問題はそれほど単純ではないことが分かる。たとえばパンジャブ州で 5.08 を示す一方、ラージャスターン州では 2.82 と、北部の州の中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「女性の自律性」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等の問題があることに留意すべきであろう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。

III 分析モデル

1. 理論モデル

先述の通り本稿では、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、意思決定主体が二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。従って、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通りである。

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

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²²。 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 に影響を与えると想定する²³。

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。先述の通り、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上げることとする。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、過去一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二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が考え得る[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通りである(尤度関数については補論を参照)。

$$\begin{aligned} f &= X\beta_1 + \alpha y + u_1 \\ z^* &= X\beta_2 + \delta f + u_2 \quad z = \begin{cases} 1 & \text{if } z^* > 0 \\ 0 & \text{otherwise} \end{cases} \end{aligned}$$

f は女性の自律性、 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 が少なくとも一つ必要となることに注意を要する。つまり「女性の自律性」に影響を及ぼしうるが、女性の選好には無関係であるような変数で、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OLSとプロビット分析によって検索したところ、「週に最低一度はラジオを聴く機会があるか否か」という0または1の値のみをとるダミー変数が適切であることが判明し、これを操作変数として採用した。

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・保健状況を表す2変数を用い、本稿で注目しているFA(女性の自律性)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²⁴、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。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、省略された変数によるバイアス(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と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。

IV 実証分析

前章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(子供の医療受診状況)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31862、51019)。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²⁵。

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²⁶。まず、操作変数として利用しているRADIO(週に最低一度はラジオを聴く機会があるか否か)が、FAに対し有意なプラスの値を示している。つまりラジオを聴く機会のある女性ほど、「女性の自律性」は高い傾向にあることが分かる。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。

教育指標に関しては、女性の教育年数がFAに対し有意なプラスの値を示す一方、男性の教育年数は有意な効果を持たない。この分析結果から、女性の教育水準を高めることによって「女性の自律性」が改善し、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も、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²⁷。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を窺うことができる。

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²⁸。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 19.1%改善することを示している。「女性の自律性」の改善は、子供の生死に関わるような状況に対しては影響を持ち得ないが、子供の日常的な医療・保健状況の改善をもたらすのである。

教育指標に関しては、CD では妻の教育年数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分かる。しかし CC では妻の教育年数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_Agrilabor が CC にマイナスの有意な効果を有するほか、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高い職種がある。特に CC の分析では多くの職種で有意なマイナスの符号を示している。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、子供のケア等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。これは、子供の生死に関わるような貧困の下で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、子供の日常の医療・保健状況に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によって「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有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り、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、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。しかしながら、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。このことから、「女性の自律性」の向上が必ずしも子供の厚生の改善をもたらすとは限らないことに注意すべきである。この分析結果は、「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を達成し得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。CD は子供の生死に関わる極限の貧困状況を表し、CC はそのような極限の貧困状況を脱した段階での子供の日常的な医療・保健状況を示していると考えられる。極限の貧困状況では両親の医療・保健に関する知識や家計の経済状況といった直接的要因が大きく働くが、そのような状況を脱した段階において FA - 「女性の自律性」 - が大きな効果を持つことを示唆しているのである。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に入れ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った。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上で、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。そこでは、本稿で考案した「女性の自律性」が両者の交渉力に反映すると想定した。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ていることが本稿の分析より示された。ただし、女性の労働参加を促進する場合には、職種によっては必ずしも好ましい効果を持たないことに留意すべきである。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・モデルの想定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、単なる「女性の自律性」の向上によっては子供の医療・保健状況の改善に結びつか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、子供の医療受診状況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、子供の生死に関わるような極限の貧困状況においては「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等が直接貢献する。しかしそのような極限の貧困状況を脱した段階における子供の医療・保健状況 - 日常の医療 - の改善に対して貢献するのは「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。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 EEPs 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 EEPs 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通りである。

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

$g(\cdot, \cdot)$ 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 は以下のようになる。

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

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 $\beta_1, \beta_2, \alpha, \delta, \tau_1, \rho$ で最大化を行う。

文献リスト

< 日本語文献 >

和田一哉 2007. 「乳幼児死亡率にみられるジェンダーバイアスと女性の教育、労働参加」『アジア経済』第48巻 8号: 24-44.

< 英語文献 >

Anderson, S. and M. Eswaran 2005. "What Determines Female Autonomy? Evidence from Bangladesh." *BREAD Working Paper* No.101.

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.

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." *Population and Development Review* Vol.13 No.1 (March): 77-100.

Dreze, 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.
- 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.
- 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. Dreze 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. M., M. R. Rosenzweig, and Md. N. Hassan 1990. "Productivity, Health, and Inequality in the Intrahousehold Distribution of Food in Low-Income Countries." *American Economic Review* Vol.80 No.5 (December): 1139-1156.
- 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.
- 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

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
<ul style="list-style-type: none">● 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● 過去数ヶ月間に 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)			
北部	平均	標準偏差	北東部	平均	標準偏差
Haryana	4.57	(1.63)	Assam	3.28	(1.66)
Himachal Pradesh	5.41	(1.40)	Manipur	4.17	(1.68)
Jammu & Kashmir	3.28	(1.84)	Meghalaya	5.09	(1.76)
Punjab	5.08	(1.64)	Mizoram	5.24	(1.82)
Rajasthan	2.82	(1.81)	Nagaland	4.17	(1.43)
Delhi	4.04	(1.79)	Sikkim	4.33	(1.72)
			Arunachal Pradesh	5.10	(1.62)
中央部	平均	標準偏差	西部	平均	標準偏差
Madhya Pradesh	2.74	(1.77)	Goa	5.05	(1.73)
Uttar Pradesh	2.85	(1.89)	Gujarat	4.46	(1.99)
東部	平均	標準偏差	Maharashtra	3.54	(1.95)
Bihar	3.32	(1.95)			
Orrisa	3.25	(1.84)	南部	平均	標準偏差
West Bengal	3.03	(2.00)	Andhra Pradesh	3.57	(1.76)
			Karnataka	3.58	(1.99)
			Kerala	4.39	(1.99)
			Tamil Nadu	5.01	(1.78)

出所)NFHS-2 より筆者計算。

注 1) 数値は全ての農村データを利用して計算した平均値。

注 2) 地域区分は NFHS-2 フルレポート[IIPS 2000]に基づく。

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	Female Age(妻の年齢)、Male Age(夫の年齢)、Female Education(妻の教育年数)、Male Education(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) RADIO(妻・週に最低一度ラジオを聴く機会の有無: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)
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	51019	0.275	0.446	0	1
CC	31862	0.601	0.490	0	1
FA	51019	3.592	1.946	0	8
Female Age	51019	31.530	8.338	15	49
Male Age	51019	37.565	9.583	15	97
Female Education	51019	2.585	3.824	0	22
Male Education	51019	5.395	4.745	0	30
M_Prof	51019	0.056	0.231	0	1
M_Clerical	51019	0.027	0.161	0	1
M_Sales	51019	0.072	0.258	0	1
M_Agriself	51019	0.358	0.479	0	1
M_Agrilabor	51019	0.141	0.348	0	1
M_House	51019	0.002	0.044	0	1
M_Service	51019	0.039	0.192	0	1
M_Skilled	51019	0.175	0.380	0	1
M_Unskilled	51019	0.100	0.300	0	1
F_Prof	51019	0.014	0.118	0	1
F_Clerical	51019	0.002	0.046	0	1
F_Sales	51019	0.012	0.108	0	1
F_Agriself	51019	0.189	0.392	0	1
F_Agrilabor	51019	0.128	0.334	0	1
F_House	51019	0.004	0.061	0	1
F_Service	51019	0.002	0.040	0	1
F_Skilled	51019	0.035	0.183	0	1
F_Unskilled	51019	0.030	0.170	0	1
ASSET	51019	19.694	9.406	1	61
RADIO	51019	0.345	0.475	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。

注 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5 FAの分析結果(CD・第一段階)

FA	係数	(Z値)
Female Age	0.018	(9.45)**
Male Age	0.004	(2.26)*
Female Education	0.039	(13.27)**
Male Education	0.002	(0.81)
M_Prof	-0.020	(-0.36)
M_Clerical	0.020	(0.31)
M_Sales	-0.069	(-1.33)
M_Agriself	-0.254	(-5.59)**
M_Agrilabor	-0.267	(-5.36)**
M_House	-0.094	(-0.53)
M_Service	0.221	(3.80)**
M_Skilled	-0.004	(-0.09)
M_Unskilled	-0.084	(-1.66)
F_Prof	0.631	(9.38)**
F_Clerical	0.678	(4.11)**
F_Sales	0.550	(7.67)**
F_Agriself	0.074	(3.23)**
F_Agrilabor	0.207	(7.14)**
F_House	0.531	(4.24)**
F_Service	0.439	(2.33)*
F_Skilled	0.237	(5.50)**
F_Unskilled	0.181	(3.80)**
ASSET	0.008	(6.72)**
RADIO	0.096	(5.31)**

出所)NFHS-2より筆者計算。

注1) *、**はそれぞれ有意水準5%、1%を表す。

注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)
Female Age	0.019	(7.67)**
Male Age	0.003	(1.59)
Female Education	0.041	(11.08)**
Male Education	0.001	(0.34)
M_Prof	0.085	(1.19)
M_Clerical	0.112	(1.31)
M_Sales	0.050	(0.75)
M_Agriself	-0.133	(-2.24)*
M_Agrilabor	-0.144	(-2.20)*
M_House	-0.112	(-0.48)
M_Service	0.258	(3.41)**
M_Skilled	0.114	(1.85)
M_Unskilled	0.011	(0.16)
F_Prof	0.597	(6.59)**
F_Clerical	0.480	(2.04)*
F_Sales	0.564	(5.76)**
F_Agriself	0.010	(0.34)
F_Agrilabor	0.140	(3.70)**
F_House	0.539	(2.77)**
F_Service	0.736	(2.39)*
F_Skilled	0.170	(3.01)**
F_Unskilled	0.145	(2.34)*
ASSET	0.006	(4.04)**
RADIO	0.117	(5.02)**

出所)NFHS-2より筆者計算。

注1) *、**はそれぞれ有意水準5%、1%を表す。

注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7 CD の分析結果(第二段階)

CD	dy/dx (Z値)
FA	-0.001 (-0.02)
Female Age	0.013 (12.02)**
Male Age	0.000 (-1.03)
Female Education	-0.006 (-2.97)**
Male Education	-0.005 (-8.84)**
M_Prof	0.047 (3.05)**
M_Clerical	0.026 (1.43)
M_Sales	0.032 (2.15)*
M_Agriself	0.037 (2.10)*
M_Agrilabor	0.030 (1.56)
M_House	0.074 (1.51)
M_Service	0.028 (1.40)
M_Skilled	0.039 (3.04)**
M_Unskilled	0.040 (2.81)**
F_Prof	0.007 (0.19)
F_Clerical	0.113 (1.76)
F_Sales	0.008 (0.24)
F_Agriself	0.026 (3.64)**
F_Agrilabor	0.016 (1.23)
F_House	-0.014 (-0.33)
F_Service	-0.017 (-0.30)
F_Skilled	0.014 (0.87)
F_Unskilled	0.017 (1.15)
ASSET	-0.003 (-4.85)**
Log likelihood = -126357.81	
n=51019	

出所)NFHS-2 より筆者計算。

注1) *, **はそれぞれ有意水準 5%、1%を表す。

注2) dy/dx はある外生変数が一単位増加した場合の変化率を表す。

注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。

表 8 CC の分析結果 (第二段階)

CC	dy/dx (Z値)
FA	0.191 (10.97)**
Female Age	-0.009 (-9.80)**
Male Age	-0.001 (-1.84)
Female Education	-0.003 (-1.54)
Male Education	0.000 (0.65)
M_Prof	-0.013 (-0.72)
M_Clerical	-0.023 (-1.03)
M_Sales	0.011 (0.63)
M_Agriself	0.012 (0.75)
M_Agrilabor	0.051 (3.03)**
M_House	0.015 (0.25)
M_Service	-0.043 (-2.07)*
M_Skilled	-0.006 (-0.38)
M_Unskilled	0.022 (1.26)
F_Prof	-0.131 (-5.07)**
F_Clerical	-0.035 (-0.48)
F_Sales	-0.104 (-3.73)**
F_Agriself	0.008 (1.07)
F_Agrilabor	-0.035 (-3.59)**
F_House	-0.153 (-2.99)**
F_Service	-0.261 (-3.24)**
F_Skilled	-0.029 (-1.87)
F_Unskilled	-0.027 (-1.68)
ASSET	0.001 (1.32)
Log likelihood = -80559.957	
n=31862	

出所)NFHS-2 より筆者計算。

注1) *, **はそれぞれ有意水準 5%、1%を表す。

注2) dy/dx はある外生変数が一単位増加した場合の変化率を表す。

注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。

-
- 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。
- 2 2001年におけるインドの人口は約10億3千万人で中国の12億9千万人には及ばないが、人口成長率(2001~2005年)ではインドが1.5%で中国の0.5%を上回っている(国連人口基金ホームページ、<http://www.unfpa.org/>)。
- 3 Dyson and Moore(1983)、Das Gupta(1987)、Dreze and Sen(1995)などを参照。
- 4 インドにおいてこのように女性が抑圧される理由の一つに、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、女性の労働参加が結婚持参金の負の側面を緩和する可能性を指摘している。
- 5 その他Kishor(1993)、Murthi, Guio and Dreze(1995)、和田(2007)などを参照。
- 6 Kantor(2003)、Anderson and Eswaran(2005)が希少な実証研究の事例として挙げられる。
- 7 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1991年には4.3へと僅かな低下が確認されたのみであったが、NFHS-2では2.9と大きく低下している。ただし、後述するようにNFHS-2の数値はサンプルデータに基づいているため、センサスの数値と単純に比較することはできないことに留意すべきである。
- 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。
- 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。
- 10 一方Rosenzweig and Schultz(1982)の古典的研究をはじめ、Pitt, Rosenzweig, and Hassan(1990)等のように、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。
- 11 NFHS-1は1992~93に行われているが、NFHS-2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。
- 12 このうち北東州のトリプラ州で他の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。
- 13 USAID(米国国際開発庁)やユニセフ等の資金援助に加え、ORC Macro、East-West Center(米国)等の技術支援を受けている。
- 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。
- 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分かる。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%、農村部で59.2%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。
- 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。
- 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。

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%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。

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のみ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」とは内容を異にする。

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が確認できる。

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の数値が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。

²² ナッシュのバー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61337人の農村女性のうち238人のみ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。

²³ 厳密には、 V_0 は利得の計算方法に影響する交渉力、 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。

²⁴ CDの分析で用いる51019のサンプルのうち34694が、またCCの分析で用いる31862のサンプルのうち19383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。

²⁵ 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データに含める場合、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て行っ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。

²⁶ 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。

²⁷ リファレンスは「無職」である。

²⁸ 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 $\chi^2(1)=0.00$)。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ほぼ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の分析ではFAの外生性は棄却される(ワルド統計量 $\chi^2(1)=23.17$)。