

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

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つ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・保健状況を示す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<sup>24</sup>、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に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では夫婦各自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<sup>25</sup>。

##### 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<sup>26</sup>。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聞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。つまりラジオを聞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、様々な考え方や知識を取り入れることで、自らの考え方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<sup>27</sup>。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<sup>28</sup>。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う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しうる。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、 $\Phi$ 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。

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

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"><li>● 料理を決定するのは誰か</li><li>● 自分自身の医療受診を決定するのは誰か</li><li>● 貴金属や家財の購入を決定するのは誰か</li><li>● 自分の両親や姉妹宅への外泊を決定するのは誰か</li><li>● 市場への外出に許可が必要か</li><li>● 親戚や友人を訪ねる場合に許可が必要か</li><li>● 自分が自由に使えるお金を持つことを許されているか</li><li>● 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</li></ul>

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)

全国	平均 標準偏差 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)	南部	平均 標準偏差
Orrisa	3.25 (1.84)	Andhra Pradesh	3.57 (1.76)
West Bengal	3.03 (2.00)	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	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聞く機会の有無:操作変数) Muslim(ムスリム)、Christ(クリスチヤン)、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(村のマーケットの有無)、Fair Prics 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・マンダルの有無)、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)、州ダメー

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。

<sup>1</sup> 「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。

<sup>2</sup> 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/>)。

<sup>3</sup> Dyson and Moore(1983)、Das Gupta(1987)、Dreze and Sen(1995)などを参照。

<sup>4</sup> 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。

<sup>5</sup> その他 Kishor(1993)、Murthi, Guio and Dreze(1995)、和田(2007)などを参照。

<sup>6</sup> 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。

<sup>7</sup> 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。

<sup>8</sup> 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。

<sup>9</sup> 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。

<sup>10</sup> 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。

<sup>11</sup> 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。

<sup>12</sup> 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。

<sup>13</sup> 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。

<sup>14</sup> 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。

<sup>15</sup> 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。

<sup>16</sup> 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。

<sup>17</sup> 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。

<sup>18</sup> 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。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。

<sup>19</sup> 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」とは内容を異にする。

<sup>20</sup> 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。

<sup>21</sup> 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位であることからも、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。

<sup>22</sup> 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。

<sup>23</sup> 厳密には、 $V_0$ は利得の計算方法に影響する交渉力、 $\gamma$ 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、 $\gamma$ 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、 $\gamma$ 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。

<sup>24</sup> 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。

<sup>25</sup> 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。

<sup>26</sup> 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。

<sup>27</sup> リファレンスは「無職」である。

<sup>28</sup> 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 $\chi^2(1)=23.17$ )。

# 最近の少子化関連施策について

少子化研究会

2007年11月8日

池永肇恵

## 報告内容

1. 少子化対策の変遷
2. 政策決定の枠組み
3. 少子化関連施策の中核
4. 現在進行中の検討

