

インド農村部における児童労働・就学と家計内資源配分

不破信彦・伊藤成朗・久保研介・黒崎卓・澤田康幸

家計内資源配分に関する最適化問題の統一的な理論枠組みに基づきつつ、インドのアーンドラ・プラデーシュ州農村部において筆者らが独自に収集した詳細な家計データを用い、児童労働や就学の決定要因を実証的に分析した。第1に、誘導型モデルと、母親の就労や家計の信用制約に焦点を当てたより構造的な実証モデルの両方から、子供の祖父母世代の属性がシステマティックに子供の時間配分に影響することが判明した。ここから示唆されるのは、調査地域では、家計を統一的な経済主体とみなした理論モデルよりも、父親と母親間のバーゲニングをとり入れた理論モデルの方が適切である可能性である。より構造的なモデルの推定結果からは、信用制約が家計の主観的利子率を引き上げ、就学の人的資本投資としての魅力を減少させる効果だけでなく、母親の市場向け労働を増やし、そのことが子供、とりわけ女子の家事・育児負担を増やす効果をも通じて児童の就学を妨げることが示唆された。

1. はじめに

児童労働の蔓延と低い就学率は、インドが抱える深刻な開発課題である。ILO-IPEC(2005)の推定によれば、アジア太平洋地域において、5歳から14歳の児童のうち何らかの形で労働にかかわっている者は約1億2700万人にも上り、うち約1億人がインドに存在する。一方、児童労働に関する理論研究・実証研究は、近年大いに進展しており(Basu 1999; Basu and Tzannatos 2003)、インドを対象としたミクロ計量経済学的実証研究も増えつつあるが¹⁾、児童の就労や就学のメカニズムが十分明らかになっているとはいえない。このことが、政府やNGOなどの努力にもかかわらず、インドの児童労働がごく緩慢にしか減少していない理由の1つと考えられる。

まずインドの児童労働に関する実証研究のほとんどが、国際機関やインド政府が集めた既存のミクロデータを用いたものであるがゆえに、標準的な家計調査で容易に得られる変数の分析にとどまっている。しかしミクロ経済学的に考えた場合に、児童の就労や就学は家計内部の資源配分(intrahousehold resource allocation)のプロセスとして捉える必要があり、そのためには世帯員個別の詳細な情報や、家計内部の交渉過程を分析するための情報が必要になる。そのような情報は標準的な家計調査からは得られないことが多い。

そこで本稿では、個人レベルの時間配分データと、

信用制約を明らかにするための詳細な情報、そして家計内バーゲニングに影響を与える可能性のある両親世代の結婚以前ないしは前世代の情報を集めた、オリジナルのクロスセクション・データ(Fuwa *et al.* 2006a)を用いて、児童の時間配分を実証的に分析する。詳細な家計データを用いていること、家計内資源配分に関する最適化問題の統一的な理論枠組みに基づいた様々な実証モデルを推定していることの2点が、本稿の分析を既存研究とは異なったものになっている。実証モデルにおいては、既存研究で一般的な誘導型モデルだけでなく、母親の就労という内生変数が子供の時間配分に与える影響を明らかにするための「条件つき労働供給モデル」や、家計が信用制約下にあるかどうかという内生変数が与える影響を明らかにするための「内生的スイッチング・モデル」も推定している。インドの女性の就労行動に関する実証的研究はMammen and Paxson (2000)など多数存在するが、児童労働との相互規定をミクロ計量経済学的に分析するのはSawada *et al.* (2006)と本稿が初の試みである。信用制約は貧困を生み出す重要な要因の1つと考えられるが(Deaton 1997; Morduch 1994)、母親の就労と児童労働・信用制約それぞれの相互関係を直接分析した実証研究はほとんど存在しない。すなわち本稿の実証作業は、信用制約下の家計における家計全体の労働供給に関する研究と(Kochar 1999; Skoufias 1996; Ito and Kurosaki 2006; Rose 2001)、信用

制約下の家計における教育投資・児童労働に関する研究(Jacoby 1994; Jacoby and Skoufias 1997; Beegle *et al.* 2003; Baland and Robinson 2000)のギャップを埋めるものである。

本稿の構成は以下の通りである。第2節で、家計内資源配分に関する最適化問題の理論枠組みを示し、そこから本稿の実証モデルを導出する。児童労働と信用制約を実際にどう計測するかに焦点を当て、データを紹介するのが第3節である。続いて推定結果を、誘導型モデル(第4節)、母親就労の条件つき児童労働供給モデル(第5節)、信用制約の内生的スイッチング・モデル(第6節)の順に議論する。最終第7節で本稿の分析結果をまとめる。

2. モデル

信用制約下の労働配分と子供の就労・就学について理論的に検討するため、子供と父親、母親の3名からなる核家族の単純な2期間モデルを考える。家計にとっての潜在的な内生変数は、 C_t, F_t, M_t, L_t ($t=1, 2$), S で、それぞれ、家計全体の消費、父親の労働時間、母親の労働時間、子供の労働時間、貯蓄である。第1期の予算制約は、

$$C_1 + S = Y_1 + w_F F_1 + w_M M_1 + w_C L_1, \quad (1)$$

第2期の予算制約は、

$$C_2 = Y_2 + (1+r)S + w_F F_2 + w_M M_2 + w_C f(T - L_1) L_2, \quad (2)$$

(ただし、下付き文字の1と2はそれぞれの期、 r は市場利子率、 Y_t は不労所得、 w_h は賃金、 $f(\cdot)$ は子供への人的投資の粗収益を示す関数($f' > 0, f'' < 0$)、 T は時間賦存量)で与えられる。内生変数は、時間制約と信用制約

$$0 \leq F_t, M_t, L_t \leq T, t = 1, 2 \quad (3)$$

$$S \geq -K, \quad (4)$$

を満たす必要がある(ただし K は、外生的に与えられた借り入れ上限額)。単純化のために、第2期の労働供給は外生的に決まっているものとし、分析の対象としない。

2.1 ユニタリー・ハウスホールド・モデルにおける労働配分

上記(1)-(4)の制約のもと、家計は以下の目的関数を最大化する：

$$\max U(C_1, F_1, M_1, L_1) + U(C_2, F_2, M_2, L_2)/(1+\delta) \quad (5)$$

(ただし δ は主観的割引率)。 (1)式、(2)式を(5)式

に代入し、(4)式のラグランジュ乗数を λ とし、(3)式に関して内点解を仮定すれば、最大化のための1階の必要条件は、

$$S: -U_{C1} + U_{C2}(1+r)/(1+\delta) + \lambda = 0, \quad (6)$$

$$F_1: U_{F1} + w_F U_{C1} = 0, \quad (7)$$

$$M_1: U_{M1} + w_M U_{C1} = 0, \quad (8)$$

$$L_1: U_{L1} + w_C U_{C1} - w_C f'(\cdot) L_2 U_{C2}/(1+\delta) = 0, \quad (9)$$

$$\lambda: \lambda(S+K) = 0, \quad (10)$$

となる(ただし U の下付き文字は、 U の偏微分を示す)。

信用制約が効いていない(non-binding)場合、 $\lambda=0$ より、(6)式は

$$U_{C1} = U_{C2}(1+r)/(1+\delta), \quad (6')$$

という通常のオイラー式(Euler equation)となる。言い換えると、第1期と第2期の消費水準は、割引き限界効用が均等になるように、決定される。(9)式は、

$$U_{L1} + w_C \{1 - f'(\cdot) L_2/(1+r)\} U_{C1} = 0, \quad (9')$$

となる。この式は、 $w_C \{1 - f'(\cdot) L_2/(1+r)\}$ が第1期における児童労働のシャドー賃金であることを示す。第1期に子供を働かせると、 w_C の名目賃金を得られるが、人的投資が減るために第2期の賃金が下がってしまう。その分を割り引いて家計は第1期の子供の就労水準を決めるのである。 $\lambda=0$ より(10)式は自動的に満たされるので、(6'), (7), (8), (9')の4つの式からなるシステムを、4つの内生変数、 S, F_1, M_1, L_1 について解くことで、最適解が得られる。

信用制約が効いている(binding)場合、 $\lambda > 0$ より、(6)式は

$$U_{C1} = U_{C2}(1+r)/(1+\delta) + \lambda > U_{C2}(1+r)/(1+\delta), \quad (6'')$$

となる。第1期の限界効用は、第2期の割引き限界効用よりも高いから、家計は、第2期の消費を減らし、第1期の消費を増やすインセンティブを持つ。しかしこの家計はすでに借り入れ上限まで借りてしまっているため($S=-K$)、これ以上第1期の消費を増やすことができない。(9)式は、

$$U_{L1} + w_C \{1 - (1-\mu) f'(\cdot) L_2/(1+r)\} U_{C1} = 0, \quad (9'')$$

となる(ただし $\mu = \lambda/U_{C1}, 0 < \mu < 1$)。この式は、第1期における児童労働のシャドー賃金が名目賃金よりも下がる度合、すなわち人的資本投資の収益を考慮する度合が、信用制約が効いているがゆえに、小さくなることを意味している。

(6''), (7), (8), (9)の4式と, (10)式から得られる $S+K=0$ という式をあわせた5つの式からなるシステムを, 5つの内生変数, $S, F_1, M_1, L_1, \lambda$ について解くことで, 最適解が得られる. 次のような逐次的な(sequential)解き方が可能である. まず $S+K=0$ という関係から S が決まる. 次に(7)-(9)式のサブシステムを解いて, F_1, M_1, L_1 が得られる. 最後にこれらを, (6'')式に代入して, λ が得られる.

2.2 夫婦間のバーゲニングが労働配分に影響するモデル

同じ構造の2期間モデルであるが, 母親と父親の間でのバーゲニングが労働配分に影響するモデルとして, Browning and Chiappori(1998)のバレット効率的なコレクティブ・ハウスホールド・モデルのアイデアを取り入れる. 利他的(altruistic)効用を仮定して父親の効用関数を $U^F(C, F, M, L)$, 母親のそれを $U^M(C, F, M, L)$ とし, 家計の目的関数を

$$\begin{aligned} \max \omega(EEP)\{ & U^F(C_1, F_1, M_1, L_1) \\ & + U^F(C_2, F_2, M_2, L_2)/(1+\delta^F)\} \\ & + (1-\omega(EEP))\{ & U^M(C_1, F_1, M_1, L_1) \\ & + U^M(C_2, F_2, M_2, L_2)/(1+\delta^M)\} \end{aligned} \quad (5')$$

とし, (1)-(4)の同じ制約条件を課す. EEP は, 「家計外の環境パラメータ」(extra-household environmental parameters)と呼ばれるもの, すなわち, 両親の間で余剰をどう配分するかを決定するバーゲニング・パラメータ ω のシフターであり, 効用関数の要素ではないものを指す. たとえば, 地域の結婚市場の状況, 同居していない祖父母の属性などである. 関数 $\omega(EEP)$ が定数の場合, あるいは U^F と U^M の関数型が同一の場合, (5')の最適化問題は, (5)の最適化問題と同値, すなわちユニタリー・モデルとなる.

ω が EEP によってシフトし, かつ U^F と U^M の関数型が異なる場合, (5')の最適化問題は, 非ユニタリー・モデルとなる. この場合, EEP が, 内生変数 $S, F_1, M_1, L_1, \lambda$ のシフターとして, 最適解の説明変数に加わる. したがって, EEP の代理変数が統計的に有意に労働供給に影響を与えるかを検定することによって, ユニタリー・モデルが適切であるかどうか検討することができる.

2.3 就労・就学の説明要因: 誘導型による実証モデル

以上の理論モデルから, 児童労働を説明する要因

に関して, 次のような誘導型の実証モデルが得られる(以下, 第1期を表わす下つき文字の1は省略し, 各家計を意味する下つき文字 h と, 家計内の個別の子供を表わす下つき文字 i を用いる):

$$L_{hi} = L(X_i, X_h, EEP_h) + u_{hi}, \quad (11)$$

ただし X は家計の嗜好, 各家計員の労働生産性, 人的資本投資の生産性, 借り入れ上限額それぞれのシフターである. 具体的に X_i には子供の年齢, 性別など子供の属性, X_h には家計の年齢別・性別構成, 世帯主の属性, 父親や母親の属性, 土地所有量など各種の家計資産, 家計の各種市場へのアクセスなどの家計の属性, EEP_h には祖父母の属性が含まれる. u_{hi} は期待値ゼロの誤差項である. 地域の労働市場の特徴や社会的ネットワークとそれに基づく嗜好の差など, 観察できないが重要な家計の属性をコントロールするために, 推定では, 村の固定効果と, 社会集団の固定効果(SC [指定カースト], ST [指定部族], UMH [ヒンドゥー上中位カースト], $Muslim$ [ムスリム], OBC [その他後進諸階級])を付け加えた.

前述したように, ユニタリー・モデルが適切かどうかの検討は, EEP_h に含まれる諸変数がすべてゼロの係数を持つという帰無仮説の検定によって行なう. ただしこの作業は, 本稿で用いる EEP_h の代理変数である祖父母の属性が, 家計の嗜好, 人的資本投資の生産性, 借り入れ上限額などに直接の影響を与えないという仮定の下でのみ有効である. 非同居祖父母の属性であっても遺伝を通じて人的資本投資の生産性に直接の影響を与える可能性などが否定できないから(Kurosaki *et al.* 2006; Fuwa *et al.* 2006b), 計量分析結果の解釈は慎重に行なう必要がある.

(11)式の被説明変数としては, 労働従事時間については労働のタイプによって分けて個別に推定し, 加えて, 余暇や就学・学習時間を用いたモデルをも推定する. これらの推定作業によって, 子供の就学・就労にどのような要因が強い影響を与えているかを, 定量化することができる.

2.4 母親の就労のインパクト: 条件つき労働供給関数

(11)式のような誘導型モデルの推定は, 子供の就学・就労に対してある変数がネットでのどのような影響を与えるかを明らかにしてくれる半面, さまざまな外生変数や, 子供の就学・就労以外の内生変数が

どのような経路を経て、子供の就学・就労に影響しているのかの構造的な理解につながらない。とりわけ、母親の労働決定は、母親の家内労働と子供の家内労働との代替性が、父親のそれとの代替性に比べてはるかに大きいと考えられるため、母親の家外労働供給と子供の時間配分の密接さを定量的に把握することが興味深い。母親の家外労働供給が外生的理由によって増加した場合に、子供の時間配分がどのような影響を受けるかを分析するために、本稿では、Pitt and Rosenzweig(1990)の条件つき需要関数(conditional demand function)のアイデアを、労働供給に応用する。

(11)式同様の誘導型のモデルが、母親の労働供給 M やその他の内生変数に関しても得られる。そこで、子供の労働供給 L を M に条件つけた関数を推定したいのであるが、理論モデルの構造上、 M の L への影響を識別するような M の外生的な変動が存在しない。Pitt and Rosenzweig(1990)は、このような場合に M の L への影響を識別するための仮定として、同じ世帯の子供の間では、説明変数 X のいくつかが同一の影響を及ぼすという条件を課すことを提案している。(11)式に母親の労働供給を加えた上で、単純化のために変数 EEP_h を落とし、線形近似して説明しよう。同じ世帯に属する子供でも、男女間で母親の就労との代替性などが異なると考えられるから、(11)式を線形近似したものは、男子(下つき文字 b)と女子(下つき文字 g)とで、いくつかの説明変数に関しては異なる係数となると考えられる：

$$L_{hib} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{ib} + \alpha_2 X_{2h} + \alpha_3 X_{3h} + \alpha_4 M_h + u_{hib}, \quad (12)$$

$$L_{hig} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{ig} + \alpha_2 X_{2h} + \alpha_3 X_{3h} + \alpha_4 M_h + u_{hig}, \quad (13)$$

この定式化の下、同じ家計に属する子供同士について(12)、(13)式の差分をとって、

$$L_{hib} - L_{hig} = \alpha_1 \Delta X_i + \Delta \alpha_2 X_{2h} + \Delta \alpha_4 M_h + \Delta u_{hi}, \quad (14)$$

という式が得られる。このモデルの右辺に含まれる内生変数である M_h の係数を識別するための操作変数として、 X_{3h} を用いることができるというのが、Pitt and Rosenzweig(1990)のアイデアである。この場合、母親の就労の外生的な変動が男子、女子それぞれの時間配分に与えるレベルを識別することはできないが、母親の就労の外生的な変動が男子・女子間の差異に与える影響を識別することはできる。そしてその情報は、母親の家内労働と子供の家内労働との代替性を考える上で、男子・女子間のジェン

ダー差について貴重な示唆を与えてくれる。そこで本稿では、(14)式と、母親の労働供給に関する誘導型のモデル

$$M_h = \beta_0 + \beta_2 X_{2h} + \beta_3 X_{3h} + u_h, \quad (15)$$

とを連立させて、推定する。 X_{3h} の候補として例えば灌漑農地経営面積は、母親と子供の就労両方に影響を与えると考えられるが、年少の子供の場合には圃場で行なう農作業に男女差はなく、体力差も少ない。調査時に行った家計インタビューからも、年少の子供については農作業において固定のジェンダー間分業があるという傾向を見出せなかった。したがって、灌漑農地経営面積などを X_{3h} として用いることが許されるものと考ええる。

2.5 信用制約のインパクト：内生的スイッチング・モデル

子供の就学・就労に影響を与えるもう1つの重要な内生変数に、信用制約が挙げられる。この場合も、母親の就労ではなく信用制約に条件づけた「条件つき労働供給関数」を、前項と同じ枠組みによって推定することが不可能ではないが、信用制約の場合には、児童労働のレベルに対する信用制約の悪影響を定量化することが求められるから、差分効果しか明らかにできない前項の分析枠組みでは不満が残る。

そこで、理論モデルにおいて信用制約が効いている場合の逐次的な解き方に着目した、より構造的な推定方法を検討する。理論モデルの λ は観察できないので、Sawada *et al.* (2006)同様に、これを観察可能なダミー変数 cc_h で置き換える(cc_h を家計調査によって明らかにする方法については、次節で議論する)。信用制約が効いていない時に労働供給を決める外生変数は、子供の属性、家計の嗜好や家計員の労働生産性、教育投資収益性のシフターを含むベクトルなので、これらを X_i , X_{1h} とする。これに対し、理論モデルの K に対応した借り入れ上限額の外生シフターは、信用制約が効いている時のみ労働供給に影響を与える。この変数を K_h で表す。信用制約が効いている家計を下つき文字 c 、効いていない家計を下つき文字 u で示すと、

$$L_{hi} = (\alpha_{0u} + \alpha_{0c} CC_h) + (\alpha_{1u} + \alpha_{1c} CC_h) X_i + (\alpha_{2u} + \alpha_{2c} CC_h) X_{1h} + \alpha_{3c} CC_h K_h + u_{hi}, \quad (16)$$

$$CC_h = 1 \text{ if } \lambda_h^* > 0 \text{ and } CC_h = 0 \text{ if } \lambda_h^* \leq 0, \quad (17)$$

$$\lambda_h^* = \beta_1 X_{1h} + \beta_2 K_h + \varepsilon_h, \quad (18)$$

(λ_h^* は観察されない latent variable) という内生的スイッチング・モデル(endogenous switching

表 1. 標本家計に含まれる子供の男女別時間配分

(単位: 半日)

	5-9 歳			10-14 歳		
	男子	女子	男女平均同 一の t 検定	男子	女子	男女平均同 一の t 検定
標本数	198	196	(自由度 392)	312	296	(自由度 606)
<i>schooling</i> (通学および学習)	5.869 (5.018)	4.541 (4.941)	2.646 <i>0.009</i>	3.455 (4.888)	2.652 (4.353)	2.135 <i>0.033</i>
<i>chores</i> (家事)	0.066 (0.571)	0.740 (2.550)	-3.630 <i>0.000</i>	0.317 (1.427)	2.145 (4.185)	-7.282 <i>0.000</i>
<i>child_care</i> (子供の世話)	0.121 (1.182)	1.102 (3.663)	-3.584 <i>0.000</i>	0.147 (1.386)	0.189 (1.544)	-0.351 <i>0.726</i>
<i>rem_work</i> (市場向け労働)	0.808 (3.032)	1.077 (3.433)	-0.823 <i>0.411</i>	4.356 (5.981)	4.791 (5.957)	-0.898 <i>0.370</i>
<i>leisure</i> (余暇)	5.621 (4.912)	4.740 (5.009)	1.764 <i>0.079</i>	2.750 (3.970)	1.649 (2.874)	3.901 <i>0.000</i>

注) 上段の数字は平均ないし t 統計量。下段のかっこに入った数字は標準偏差, 斜体の数字は p 値。

model) のシステムが理論モデルから導出できる。さらにこのモデルに, $\alpha_{1c} = \alpha_{2c} = \alpha_{3c} = 0$ という制約を課せば, (16) 式は,

$$L_{hi} = \alpha_0 + \alpha_{0c}CC_h + \alpha_1 X_i + \alpha_2 X_{1h} + u_{hi}, \quad (16')$$

すなわち切片のみが信用制約の有無で異なるモデルとなり, これと (17), (18) 式とを連立させたモデルは, プログラム評価でよく用いられる内生的プログラム配置(endogenous program placement)の推定式に一致する。いずれの場合も, 内生変数 cc によって決定されるレジームが観察可能な場合として, Amemiya (1985) のタイプ 5 トービット・モデルとして推定可能である。実際の推定作業では, (16') 式と (17), (18) 式とを連立させたモデルをまず最尤法によって推定して信用制約の効果を検討し, 次に, 説明変数のいくつかに関してスロープの差を許容した (16) 式と (17), (18) 式とを連立させたモデルを 2 段階法によって推定する。

3. データ

3.1 インド, アーンドラ・プラデーシュ州での農村調査

本稿で用いるのは, 2005 年 2 月から 3 月にかけて, 南インドのアーンドラ・プラデーシュ (Andhra Pradesh: AP) 州クルヌール県 (Kurnool District) にて筆者らが実施した農村家計調査のマイクロデータである。32 の調査村から無作為に抽出された約 400 世帯のデータを収集した²⁾。調査では詳細な質問票を用いて, 家計の属性や消費・所得・資産などの標準的家計調査の項目に加えて, 個人レベルの時間配分, 信用制約を明らかにするための詳細な情報, そし

てバーゲニングに影響を与える可能性のある両親世代の結婚以前ないしは前世代の情報などを記録した。

調査地域は南インドの半乾燥熱帯農業地域に属し, 農業生産のリスクが大きいことで知られる (Walker and Ryan 1990)。例年であれば 2-3 月は農繁期に近いが, 調査対象の 2005/06 年度は干ばつ年であったため, 農業賃労働需要が例年よりも低下していた。AP 州では全国向けの種子生産農業が盛んであり, ハイブリッド棉花の種子など, 手間がかかるものの, 体力をあまり必要としない仕事で児童労働が頻繁に見られる (黒崎 2004)。また, 北インドに比べて南インドでは, 同様の所得水準の場合に女子が賃労働に従事することへの人々の忌避が弱いと言われる (Aggarwal 2004)。この結果, 調査地域はインドの平均よりも児童労働が頻繁で, かつ, 女子の就労頻度が高い地域となっている³⁾。すなわち本稿の使うデータは, 干ばつによって労働需要が低下していたにも関わらず, 児童労働がある程度見られたという調査地の状況を示したものである。

3.2 児童の時間配分

家計調査では, 5 歳以上の全員について調査前 1 週間の午前午後 14 回の主活動や, 調査前日の 30 分単位の主活動について尋ねた。本稿ではその前者 (one week module) を用い, ILO の基準に基づき 5 歳から 14 歳の子供を「児童」とみなして, その時間配分を実証分析の対象とする。

「労働」としては, 農業・非農業での自営の手伝いを含む市場向け労働 (変数名: *rem_work*) だけでなく, 水汲み・炊事などの家事 (変数名: *chores*), 年

少児の世話(変数名: *child_care*)も分析対象とする。労働以外の時間としては、就学および学習等に要した時間である *schooling* と、働いておらず、就学もしていない時間である *leisure* について分析する。これら以外に、病気療養、社会活動などにも児童の時間が配分されていたが、それらがプラスとなる観測数が少ないこと、その厚生上の評価や、理論モデルでの時間配分との関連づけが難しいことなどの理由から本稿では分析対象としない。

半日を単位にして0から14の間の値を取る児童の時間配分変数5つについて、年齢別、性別に整理したのが表1である。就学(*schooling*)および余暇時間(*leisure*)は、年少者の方が年長者よりも大きく、男子の方が女子よりも大きい。男女差は1%から10%水準で統計的にも有意である。市場向け労働(*rem_work*)では、男女差はほとんどなく、他方、年長者でこの値が大きくなるという年齢差が極端に見られる。水汲み・炊事などの家事(*chores*)と年少児の世話(*child_care*)は、どちらも女子の時間配分のほうが男子よりも大きい。年上のグループの年少児の世話では差が統計的に有意でない(残りの3つの比較では差が1%水準で有意である)。ここからは、主に女子が家内労働を担う反面、年長者の市場向け労働は男女差なしに長くなるため、年長の女子で特に就学と余暇の時間が短くなるという関係が見出せる。

家内労働の担い手としては母親も重要と考えられるため、児童の時間配分変数5つを母親の就労状況別に整理すると(Sawada *et al.* 2006, Table 1)、女子の就学や余暇時間は母親が就労している家計において短く、市場向け労働は長くなっている。表1にあるように母親の就労と関連づけなければ性差が見られない市場向け労働において、母親の就労と関連づけた場合に有意な性差が見られることは、母親の就労がもたらす家計内時間配分変更への圧力が主に女子に向かう可能性を示唆している。

3.3 信用制約

実証研究において信用制約を取り入れる際によく用いられるのが、土地所有・資産所有や所得水準を用いて家計が信用制約下にあるかどうかを外生的に分けるアプローチ(exogenous split approach)である(例えば Zeldes 1989)、しかしこの方法には、消費者の借入能力を正確に反映する単一の変数が見つかるかどうか疑わしいこと(Garcia *et al.* 1997, p.

158; Jappelli 1990)、信用制約が内生変数である以上、それを外生的に扱うことは内生バイアスをもたらす可能性があること(Scott 2000)といった問題がある。そこで本稿では、Scott(2000)の提案に沿って信用取引の詳細なデータを収集し、それに基づいて家計が信用制約下にあるかどうかを判断し、計量分析においてはこのステータスを内生として扱うことにする。

具体的な手順は以下の通りである。まず、ある信用源に対して、調査時から過去1年間に家計が借入れを申し込んだかどうかを尋ね、必要な信用を得ることができた場合は信用制約下になく、必要な額を借りることができなかった場合には信用制約下であるとみなす。次に、申し込まなかった場合にはその理由を尋ね、必要ないがゆえに申し込まなかった家計は信用制約下ないとみなす。必要であるが申し込まなかった場合、申し込まなかった理由をさらに尋ね、「既に過剰な負債状態にあるから」、「拒否されることが期待されたから」、「貸し手と面識がなかったから」、「保証人が見つからなかったから」などの理由の場合には、信用を必要としていたにもかかわらず借りることができなかったと考えられるので、信用制約下であるとみなす。「貸し付け条件が魅力的でなかったから」、「書類が膨大だったから」、「貸し手が遠くに住んでいるから」などの理由が得られた場合は、取引費用を考慮すると信用を需要していないとも考えられるが、潜在的には信用が必要であるにもかかわらず信用へのアクセスが不足しているともみなすこともできる。そこでこれらの最後のカテゴリーも、信用制約下であるとみなした定義を「広義の信用制約」、信用制約下ないとみなした定義を「狭義の信用制約」とし、それぞれ、制約下にあるときに1の値を取るダミー変数 cc_1 , cc_2 で表わす。

実際の調査では様々な信用源ごとに上記の情報を集めたが、本稿では、銀行・政府系金融機関などフォーマル金融機関からの信用を対象にする。その第1の理由は、調査地域においては、抵当として土地所有権が重視されるがゆえにフォーマル金融において明確な信用制約が観察されるのに対し、インフォーマルな金貸し業者や親類縁者友人間の貸借り、地主や雇用主からの借金などにおいては、その多様性とあいまいな抵当条件ゆえに個別の家計が信用制約下にあるかどうかを明確に分けることが難しいことである(Pender 1996)。第2の理由は、調査地域においても過去数十年の間にフォーマルな金融機関の

表 2. 回帰分析で用いた変数の定義と基本統計量

変数名	定義(単位)	標本数	平均	標準偏差	最小値	最大値
内生変数, 子供レベル						
<i>schooling</i>	通学および学習時間(半日)	1002	3.339	4.677	0	14
<i>chores</i>	家事(半日)	1002	0.970	2.941	0	14
<i>child_care</i>	子供の世話(半日)	1002	0.487	2.475	0	14
<i>dom_work</i>	<i>chores</i> + <i>child_care</i>	1002	1.457	3.749	0	14
<i>rem_work</i>	市場向け労働時間(半日)	1002	3.311	5.473	0	14
<i>leisure</i>	余暇時間(半日)	1002	3.612	4.650	0	14
外生変数, 子供レベル						
<i>age</i>	年齢	1002	10.061	2.677	5	14
<i>agesq</i>	$(age-5)^2$	1002	32.774	26.541	0	81
<i>sex</i>	性別(女児ダミー)	1002	0.497	ダミー	0	1
内生変数, 家計レベル						
<i>motwor</i>	母親の市場向け労働時間(半日)	385	5.772	5.612	0	14
<i>cc₁</i>	信用制約(広義)	368	0.620	ダミー	0	1
<i>cc₂</i>	信用制約(狭義)	368	0.509	ダミー	0	1
外生変数, 家計レベル						
<i>hd_age</i>	世帯主の年齢	387	44.45	10.90	20	82
<i>f_edud</i>	父親の就学ダミー(就学年数が正の場合に 1)	335	0.279	ダミー	0	1
<i>m_edud</i>	母親の就学ダミー	383	0.114	ダミー	0	1
<i>hhsiz</i>	世帯員数	387	7.906	4.550	3	29
<i>s_am</i>	世帯員に占める労働年齢男性比率(%)	387	25.31	11.78	0	66.67
<i>s_af</i>	世帯員に占める労働年齢女性比率(%)	387	23.72	10.05	0	66.67
<i>s_cm</i>	世帯員に占める 5-14 歳男性比率(%)	387	19.94	13.02	0	66.67
<i>s_cf</i>	世帯員に占める 5-14 歳女性比率(%)	387	19.56	14.76	0	75.00
<i>s_inf</i>	世帯員に占める 0-4 歳児比率(%)	387	6.62	9.56	0	37.50
<i>infants</i>	0-4 歳児の世帯員数	387	0.655	1.017	0	5
<i>landval</i>	所有する土地の評価額(100,000Rs)	387	0.966	2.585	0	48
<i>acr_irr</i>	経営する灌漑農地の面積(acres)	387	3.615	30.773	0	500
<i>bullock_q</i>	所有する役牛の数	387	0.871	1.031	0	4
<i>bplhold</i>	配給制度における「貧困線以下」認定の有無	387	0.728	ダミー	0	1
<i>hdf_lit</i>	父方祖父の識字ダミー	376	0.236	ダミー	0	1
<i>hdm_lit</i>	父方祖母の識字ダミー	376	0.017	ダミー	0	1
<i>spf_lit</i>	母方祖父の識字ダミー	385	0.212	ダミー	0	1
<i>spm_lit</i>	母方祖母の識字ダミー	385	0.012	ダミー	0	1
<i>hdp_adiff</i>	父方祖父母の年齢差	375	4.911	4.599	0	30
<i>spb_adiff</i>	母方祖父母の年齢差	379	4.621	4.662	0	25
<i>OBC</i>	その他後進諸階級(reference)	387	0.685	ダミー	0	1
<i>SC</i>	指定カースト	385	0.177	ダミー	0	1
<i>ST</i>	指定部族	385	0.056	ダミー	0	1
<i>UMH</i>	その他上中位カースト	385	0.038	ダミー	0	1
<i>Muslim</i>	ムスリム	385	0.043	ダミー	0	1

注) 平均と標準偏差の計算の際には、抽出確率の違いを調整した。

融資が急速に浸透してきたため、そこへのアクセスの有無が家計の行動や厚生に与える影響を分析することが意義深いと思われることである。

この作業の結果、広義の定義($cc_1=1$)を用いた場合、データが揃っている 331 家計中 205 家計、すなわち全体の約 6 割がフォーマル金融機関からの信用制約下にあり、狭義の定義($cc_2=1$)を用いた場合、

331 家計中 164 家計、全体の約 5 割が制約下にあることが判明した。家計の特徴を比べると(Sawada *et al.* 2006, Table 2)、世帯主の年齢、教育水準、1 人当たり消費額では両者に顕著な差はないが、土地所有では統計的に有意な差が観察され、土地所有の少ない家計ほど信用制約下にある傾向が見て取れた。

表 3. 児童の時間配分の説明要因(誘導型モデルのトービット推定結果)

	schooling		dom_work		rem_work		leisure	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
1. 基本モデル								
age	1.107	(0.516)**	3.298	(1.598)**	8.823	(2.187)***	-2.509	(0.411)***
agesq	-0.264	(0.054)***	-0.088	(0.147)	-0.292	(0.187)	0.119	(0.042)***
sex	-3.835	(0.889)***	17.298	(2.856)***	1.821	(2.409)	-2.543	(0.706)***
hd_age	0.016	(0.039)	-0.087	(0.106)	0.062	(0.114)	0.057	(0.032)*
f_edud	-0.005	(1.284)	1.336	(3.963)	-4.808	(3.767)	-0.114	(1.035)
f_edud*sex	-1.100	(1.835)	2.927	(4.778)	-3.023	(5.146)	-0.039	(1.456)
m_edud	0.687	(1.754)	3.681	(5.284)	-11.902	(5.788)**	0.026	(1.468)
m_edud*sex	5.053	(2.358)**	-6.424	(6.247)	5.962	(7.646)	2.429	(1.954)
hhsz	0.188	(0.135)	0.323	(0.341)	-0.796	(0.368)**	0.002	(0.103)
landval	0.258	(0.113)**	-1.083	(1.046)	-0.706	(0.607)	0.167	(0.092)*
bullock_q	-0.905	(0.470)*	0.315	(1.251)	3.610	(1.345)***	-1.302	(0.378)***
bplhold	0.423	(0.985)	2.050	(2.574)	0.500	(2.743)	-0.612	(0.778)
SC	0.548	(1.067)	0.500	(2.606)	-4.926	(2.974)*	-0.303	(0.863)
ST	-5.439	(3.471)	23.442	(11.582)**	-25.093	(9.786)**	3.321	(2.561)
UMH	5.629	(2.143)***	-4.197	(6.145)	-17.009	(8.059)**	0.766	(1.781)
Muslim	3.605	(2.152)*	5.118	(4.681)	-18.225	(7.030)**	-3.509	(1.698)**
標本数	838		838		838		838	
うち最小値	463		697		594		406	
うち最大値	48		46		121		67	
$\chi^2(47)$ 統計量(zero slope)	266.01***		177.28***		279.24***		247.29***	
擬似決定係数	0.082		0.125		0.140		0.073	
2.EEP 変数の入ったモデル								
hdf_lit	4.080	(1.025)***	3.422	(2.662)	-7.195	(2.842)**	0.515	(0.863)
hdm_lit	-0.318	(2.658)	7.897	(5.926)	-13.550	(9.462)	-2.456	(2.483)
spf_lit	2.081	(1.017)**	-8.764	(2.942)***	-3.641	(2.873)	0.942	(0.870)
spm_lit	-2.116	(3.737)	-6.024	(11.529)	16.106	(10.962)	-1.888	(3.345)
hdp_adiff	-0.240	(0.109)**	-0.269	(0.275)	0.571	(0.302)*	-0.118	(0.092)
spp_adiff	0.265	(0.117)**	0.028	(0.307)	-0.183	(0.330)	-0.057	(0.099)
標本数	779		779		779		779	
うち最小値	442		646		546		384	
うち最大値	44		45		115		64	
$\chi^2(53)$ 統計量(zero slope)	299.58***		200.20***		282.10***		243.24***	
擬似決定係数	0.102		0.151		0.149		0.078	
F(6,726)統計量(EEP=0)	5.32***		2.06*		2.91***		1.25	

注 1) 統計的有意水準: 1%***, 5%**, 10%* (以下の表も同じ).

2) すべてのモデルに村の固定効果が入っており, 村の固定効果全体はそれぞれの式で統計的に 1% 水準で有意であった(スペースの都合から村の固定効果の係数は省略).

3) 「2.EEP 変数の入ったモデル」にも, 「1. 基本モデル」の説明変数はすべて入っている. 係数の値と統計的有意性が「1. 基本モデル」での推定結果とほぼ同じだったため, スペースの都合でそれらの係数を省略する.

4. 就労・就学の説明要因

表 1 同様に 5 歳から 14 歳の子供を観察単位として, 各児童の時間配分を被説明変数, 子供の属性(年齢, 性別), 家計の属性, EEP_h として祖父母の属性などを説明変数とした誘導型モデル(11)式をトービット推定した⁴⁾. 家計の属性としては, 世帯規模と

年齢別・性別構成, 世帯主の属性, 父親や母親の属性, 土地所有など各種の家計資産, 社会集団・居住村の固定効果などを用いた. 各変数の定義と主要統計量は, 次節以降で用いられる変数も含めて, 表 2 に示してある. 家事と年少児世話の 2 つの被説明変数に関してはゼロの値が多かったため, 安定的に推定を行う必要上, 両者を足し合わせた「家庭内労働」

(*dom_work*)を被説明変数とした。両者とも調査地域では主に女子の仕事とみなされている。推定結果が表3である。

児童の属性についての推定結果を見ると、女子は男子よりも家庭内労働時間が長く、市場向け労働では性差が小さい。その分、女子の就学時間・余暇時間ともに男子よりも短くなっている。年齢効果は、市場向け労働、家庭内労働ともに線形項が統計的に有意に正の係数を持つ一方、2乗項は有意でなく、年齢が高い児童ほど就労する傾向を示している。就学への年齢効果は線形項がプラス、2乗項がマイナスでどちらも統計的に有意である(5歳時点ではプラスだが、年齢を経るにつれて通減し、8歳以降ではマイナスになる)。他方、余暇への年齢効果は5歳時点でマイナスであり、2乗項のプラス効果ゆえに年齢を経るにつれてその絶対値は小さくなるが、14歳時点でも年齢効果はマイナスである。すなわち年長の児童ほど、教育・余暇を犠牲にして就労していることが分かる。

父親の教育⁵⁾は有意な影響を与えない。一方、母親が教育を受けていると、*schooling*への効果はプラス、*rem_work*への効果はマイナスだが、この影響は前者が女子に対して、後者は男子・女子双方に対して統計的に有意である。*dom_work*への影響は男子に対してプラス、女子に対してもマイナスだが、統計的には有意でなかった。

家計の属性のうち、世帯規模(*hsize*)は市場向け労働に対して有意にマイナスの効果を持つ。世帯規模を構成員別に見るために、性別・年齢別の構成員比率を示す5つの説明変数(表2の *s_am*, *s_af*, *s_cm*, *s_cf*, *s_inf*)を加えた場合、ほとんどの場合で個別に有意でなく、これら5つの変数すべてを除去できるという帰無仮説が4つの被説明変数すべてについて棄却されなかったため、表3ではこれら5つの変数を入れない推定結果を報告する。

土地所有(*landval*)の影響は、就学時間(*schooling*)および子供の余暇(*leisure*)に対して有意にプラス、就労時間に対しては市場向け家庭内を問わずマイナスだが有意でない。南アジアの文脈でしばしば指摘されるのは、土地が家計の資産であると同時に、農業生産財として家族労働の農業労働生産性を高めるため、後者の効果が仮に十分強ければ、土地所有は就学にマイナス、児童労働にプラスの影響をもたらすという資産パラドックス(*wealth paradox*)である(Bhalotra and Heady 2003)。われわれ

のサンプルからはこのパラドックスが観察されず、土地所有が大きいほど子供をより学校に出し、仕事させないという通常の資産効果が観察されることになる。この理由としては、干ばつによって土地が農業自営での家族労働生産性を引き上げる効果が小さくなってしまっていることが考えられる。

社会集団の固定効果を「その他後進諸階級」*OBC*を基準に見ると、統計的に有意なのは、指定部族(*ST*)の家計で児童の家庭内労働時間が長く、市場向け労働時間が短いこと、イスラム教徒の子供の市場向け労働時間が少なく、就学時間が長いことである⁶⁾。前者については、*ST*の母親における就業比率の高さを反映している可能性がある。

EEP変数として、母親の両親、父親の両親の属性を表わす6変数(*hdf_lit*, *hdm_lit*, *spf_lit*, *spm_lit*, *hdp_adiff*, *spp_adiff*)を入れると(モデル2)、就学時間(*schooling*)と児童労働(*dom_work*, *rem_work*双方)への影響が統計的に有意に観察される。母親の交渉力上昇につながると思われる変数(*spp_adiff*, *spf_lit*)が、子供の就学とプラス、家庭内労働とマイナスに関係していることは、第2節で議論した家庭内バーゲニング・モデルが、ユニタリーなハウスホールド・モデルよりも、説明力が高い可能性を示唆している。

以上、誘導型モデルの推定から明らかになったのは、児童労働を説明する要因と、就学を説明する要因とは明確な逆相関の関係にはならないこと、児童労働でも家庭内(*dom_work*)と市場向け(*rem_work*)とで説明要因が異なることである。前者については、Ravallion and Wodon(2000)が就学確率と就労確率が不完全代替の関係にあることをバングラデシュのデータで見出している。より豊かな情報を持つ量的変数を用いたわれわれの推計結果は、質的変数を用いた彼らの研究を量的に確認するものである。このような傾向は、余暇も含む詳細な時間配分データを用いて初めて判明する、本稿の重要な発見である。なお、「主たる経済活動」という質問に基づく就学ダミー、就労ダミー変数を被説明変数として同様の誘導型モデルを推定した Kurosaki *et al.* (2006)の実証結果と、本稿の結果とは定性的にほとんど同じであり、分析の頑健性が確認された。

5. 母親の就労と児童の時間配分

前節で明らかになった児童の時間配分への外生変数の影響が、どのようなメカニズムを通じて生じて

表 4. 母親の市場向け労働時間の説明要因

	1. 基本モデル		2. EEP 変数の入ったモデル	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
<i>hd_age</i>	0.025	(0.020)	0.045	(0.021)**
<i>f_edud</i>	-2.024	(0.495)***	-2.136	(0.553)***
<i>m_edud</i>	-0.138	(0.629)	0.646	(0.784)
<i>hhsz</i>	-0.014	(0.051)	-0.015	(0.053)
<i>s_am</i>	0.072	(0.035)**	0.083	(0.041)**
<i>s_af</i>	0.049	(0.034)	0.075	(0.043)*
<i>s_cm</i>	0.212	(0.034)***	0.232	(0.037)***
<i>s_cf</i>	0.212	(0.034)***	0.239	(0.037)***
<i>s_inf</i>	0.126	(0.041)***	0.134	(0.048)***
<i>landval</i>	0.308	(0.077)***	0.320	(0.083)***
<i>bullock_q</i>	0.424	(0.205)**	0.408	(0.206)**
<i>bplhold</i>	-0.749	(0.494)	-0.757	(0.607)
<i>hdf_lit</i>			0.801	(0.482)*
<i>hdm_lit</i>			-2.207	(1.232)*
<i>spf_lit</i>			-1.170	(0.524)**
<i>spm_lit</i>			-0.887	(2.302)
<i>hdp_adiff</i>			-0.086	(0.053)
<i>spb_adiff</i>			0.105	(0.061)*
SC	-0.071	(0.494)	0.194	(0.537)
ST	3.227	(0.807)***	3.150	(0.940)***
UMH	-1.488	(1.649)	-2.752	(1.678)
Muslim	-1.893	(0.722)***	-1.823	(0.711)***
標本数	867		805	
F 統計量(zero slope)	11.62***		12.22***	
決定係数	0.181		0.219	
F(6,782)統計量(EEP=0)			2.40**	

注) 被説明変数は *motwor*(母親の市場労働時間)。表5の第1段階推定でもあるため、子供を単位とする回帰分析結果、サンプリング確率の違いを考慮したウェイトつき最小二乗法による推定。

いるかを探るために、母親の労働供給モデル(15)式と、母親の労働供給に条件づけられた子供の時間配分の家庭内階差モデル(14)式とを、同時推定した。モデルは逐次的構造になっているため、第1段階として、(15)式をウェイトつき最小二乗法によって推定し、第2段階で、世帯員に占める年少児比率 *s_inf* 以外の家計レベルの変数を識別のための操作変数とした、ウェイトつき操作変数法によって(14)式を推定した⁷⁾。なお、(15)式の被説明変数として、市場向け労働時間でなく、就労ダミーを用いた Sawada *et al.*(2006)の実証結果と、本稿の結果とは定性的にほとんど同じであり、その点で本節の分析は頑健である。

5.1 母親就労の説明要因

表4が、母親の市場向け労働時間(*motwor*)の説明要因に関する(15)式の推定結果である。父親の教

育(*f_edud*)は有意にマイナスの係数を持つが、母親自身の教育(*m_edud*)は有意な影響を労働供給に与えていない。先進国の場合に自分の教育が労働供給にプラスの影響を与えるのと対照的であるが、調査地における女性の市場向け労働の中心が、農家における農作業従事や、低賃金で社会的ステータスが低い農業賃労働であることを考慮すると、不思議ではないだろう。

子供の時間配分に世帯員構成が有意な影響を与えていないのとは対照的に、母親の労働供給に対しては世帯員構成の影響が統計的に有意である。先進国の場合とは逆に、祖父母世代の人数が多い家計(推定では年配者の比率がレファレンスになっている)の母親ほど就労せず、子供の人数が多い家計の母親ほど就労している。とりわけ本稿で問題にしている就学年齢の児童数(*s_cm*, *s_cf*)は、母親の市場向け労働時間を増やす効果が強い。これは、就学年齢の児童が多い家計ほど、家計に現金所得が必要であり、その児童が母親の家庭内労働を肩代わりして母親の市場向け労働を促進している可能性を示唆する。

土地所有(*landval*)の母親就労への影響は有意にプラスであるが、このことは、土地を多く持つ家庭において母親が自営農業労働に長時間従事していることを反映している。言い換えると、雇用労働によって家族労働を完全に代替することはできないという農業労働市場の特徴を示していると考えられる。社会階層固定効果を見ると、指定部族で母親の労働時間が長く、中上位カーストやムスリムで短いことが示されており、インド社会で通常言われるパターンに一致した結果となっている。

EEP 変数6つは全体として5%有意である。父方の祖母であれ母方の祖母であれ、祖母の教育は母親の就業を有意に低めているが、このことも、調査地における女性の市場向け労働が社会的ステータスが低いタイプの労働であると考えれば納得できる。この EEP 変数の入ったモデルを、(14)式を推定するための第1段階モデルとして採用する。

5.2 母親就労の児童の時間配分への影響

母親の労働供給に条件づけられた子供の時間配分の家庭内階差モデル(14)式の推定結果を表5に示す。上半分が娘・息子のペアのみをサンプルにした場合で、(14)式の説明変数 ΔX_i として年齢差(変数名: Δage)、 X_{2h} として年少者数(変数名: *infants*)を用

表 5. 子供の時間配分への母親就労の影響

	<i>schooling</i>	<i>chores</i>	<i>child_care</i>	<i>rem_work</i>	<i>leisure</i>
A. 娘・息子のペアのみを用いた推定(被説明変数 = 娘の時間配分 - 息子の時間配分)					
Δage	-0.466*** (0.079)	0.196*** (0.058)	-0.126*** (0.046)	0.862*** (0.097)	-0.523*** (0.089)
<i>infants</i>	-0.174 (0.285)	-0.320* (0.171)	0.753*** (0.261)	-0.064 (0.371)	-0.012 (0.332)
<i>motwor</i>	-0.210*** (0.050)	0.310*** (0.054)	0.043* (0.026)	0.061 (0.068)	-0.231*** (0.061)
<i>F</i> (3,402)統計量(zero slope)	20.25***	16.51***	5.43***	28.17***	22.85***
B. すべての子供のペアを用いた推定(被説明変数 = 娘の時間配分 - 息子の時間配分, および同性の場合は上の子供の時間配分 - 下の子供の時間配分)					
Δage	-0.340*** (0.089)	0.288*** (0.074)	-0.076 (0.064)	0.661*** (0.112)	-0.827*** (0.114)
<i>infants*girls*oldyoung</i>	0.852** (0.368)	-0.183* (0.109)	0.254 (0.269)	0.229 (0.558)	-1.534*** (0.503)
<i>infants*difsex*oldyoung</i>	0.621* (0.319)	-0.405* (0.240)	0.255 (0.245)	-0.147 (0.530)	-0.277 (0.324)
<i>infants*difsex*youngold</i>	-1.215*** (0.310)	-0.165 (0.215)	1.437*** (0.507)	-0.091 (0.448)	0.335 (0.660)
<i>infants*boys*oldyoung</i>	-0.183 (0.305)	0.087 (0.291)	0.265 (0.567)	0.167 (0.355)	-0.337 (0.513)
<i>motwor*girls*oldyoung</i>	-0.144 (0.088)	-0.121** (0.048)	0.054 (0.061)	0.067 (0.151)	0.185 (0.149)
<i>motwar*difsex*oldyoung</i>	-0.381*** (0.081)	0.248*** (0.074)	0.063 (0.041)	0.251** (0.104)	-0.030 (0.077)
<i>motwar*difsex*youngold</i>	0.009 (0.075)	0.387*** (0.108)	0.015 (0.055)	-0.175 (0.119)	-0.487*** (0.129)
<i>motwar*boys*oldyoung</i>	-0.178*** (0.061)	0.078 (0.100)	0.054 (0.067)	0.138 (0.096)	0.003 (0.091)
<i>F</i> (9,790)統計量(zero slope)	17.86***	8.38***	2.17**	19.94***	21.88***

注 1) 標本数は A が 405, B が 799.

2) かっこ内は標準誤差.

3) 説明変数の *motwor* は内生変数であるため, 表 4 のモデル 2 に基づく誘導型モデルを第 1 段階とした IV 推定法で, 推定した. また, サンプル確率の違いによるウェイト付けをほどこした.

いている.

年齢差の係数はすべての被説明変数に対して 1% 水準で有意であり, 娘の年齢が息子に対して高いほど, 娘の就学時間(*schooling*), 年少者世話時間(*child_care*), 余暇時間(*leisure*)が息子に比して減り, 家事(*chores*)と市場向け労働時間(*rem_work*)が息子に比して増えることがわかる. つまり家計内資源配分における娘に不利なジェンダー差は, 娘の年齢が大きくなるほど強まっている. 年齢差が年少児の世話に与える影響がマイナスなのは予想に反するが, 娘の年齢がより低いほど, 学齢に満たない年少児の世話を優先的に行っており, 娘が年長になると息子同様に市場向け労働時間に時間配分がシフトすることが現われていると考えられる. 世帯の年少者数が多いほど, 娘が年少児の世話に割く時間が

息子に比して増える, その分, 家事に割かれる時間がやや減る.

内生変数である母親の市場向け就労時間(*motwar*)の影響を見ると, 就学と余暇時間に対して有意にマイナス, 家事と年少児の世話に対して有意にプラスの係数となっている. つまり母親が家庭外で働けば働くほど, 息子に比した娘の就学時間が減り, 家事時間が増え, 年少児の世話時間が増え, 余暇時間が減っていることになる. つまり, 家計内資源配分における娘に不利なジェンダー差は, 母親が家外に働きに行けば行くほど強まっているのである.

母親の就労の影響は, 息子・娘間だけでなく同性間の児童においても年少・年長とで異なっている可能性がある. このことを検証するために, 表 5 の下

表 6. 信用制約の説明要因

	広義の信用制約(cc_1)		狭義の信用制約(cc_2)	
	dF/dX*	標準誤差	dF/dX*	標準誤差
<i>hd_age</i>	0.0004	(0.0021)	0.0010	(0.0023)
<i>f_edud</i>	0.0820	(0.0490)	0.0121	(0.0528)
<i>m_edud</i>	-0.1637	(0.0818)**	0.0094	(0.0846)
<i>hhsiz</i>	0.0181	(0.0049)***	0.0189	(0.0049)***
<i>s_am</i>	0.0022	(0.0036)	0.0043	(0.0036)
<i>s_af</i>	0.0037	(0.0042)	0.0074	(0.0037)**
<i>s_cm</i>	0.0051	(0.0036)	0.0093	(0.0033)***
<i>s_cf</i>	0.0067	(0.0037)*	0.0108	(0.0032)***
<i>s_inf</i>	0.0043	(0.0043)	0.0116	(0.0040)***
<i>landval</i>	-0.0307	(0.0167)*	-0.0179	(0.0101)*
<i>bullock_q</i>	0.0114	(0.0225)	0.0255	(0.0234)
<i>bplhold</i>	0.0363	(0.0572)	0.1879	(0.0545)***
<i>hdf_lit</i>	0.0671	(0.0490)	0.0663	(0.0520)
<i>hdm_lit</i>	-0.1361	(0.1430)	-0.0605	(0.1488)
<i>spflit</i>	0.1273	(0.0479)**	0.0406	(0.0552)
<i>spmlit</i>	0.0903	(0.1935)	0.1775	(0.1776)
<i>hdp_adiff</i>	-0.0114	(0.0054)**	-0.0075	(0.0056)
<i>spp_adiff</i>	-0.0008	(0.0057)	0.0032	(0.0060)
SC	0.1314	(0.0435)***	0.0741	(0.0493)
ST	0.1917	(0.0681)**	0.2651	(0.0737)***
UMH	-0.0630	(0.1336)	-0.0253	(0.1360)
Muslim	0.1840	(0.0686)**	0.1971	(0.0777)**
$\chi^2(22)$ 統計量(zero slope)		70.93***		97.86***
擬似決定係数		0.079		0.083
$\chi^2(6)$ 統計量(EEP=0)		16.99***		5.29

注 1) 標本数は 761.

2) 表 7 後半部の第一段階推定でもあるため、子供を単位とする回帰分析結果.

3) "dF/dX" は、連統的説明変数の場合には、信用制約が効いている確率に対して与える限界効果、ダミー変数の場合には、信用制約が効いている確率がダミー変数の値 0 と 1 とでどう変化するかとの差分効果を示す.

半分では、同じ家計の中のすべての子供のペアで差分をとって、(14)式を推定した。それぞれのペアは同性と異性か、どちらが年長かで 4 通りに分かれるので、(14)式の説明変数 X_{2h} (実証での変数は *infants*)と M_h (実証での変数は *motwor*)については、4 通りそれぞれに異なるスローブとなる定式化を用いた。

世帯内年少者数の影響を見ると、*infants*difsex*youngold* の *schooling* および *childcare* への係数が 1% の水準で有意であり、その絶対値も大きい。このことは、娘に不利なジェンダー差が、年少者の数が大きくなるほど強まる度合が、娘と資源配分上競合関係にある子供が息子であり、かつ娘よりも彼が年長の場合に顕著になることを示している。

母親の就労の影響を見ると、まず、*motwor*difsex*oldyoung* の *schooling* への係数が有意にマイナ

スで、*chores* と *rem_work* への係数が有意にプラスである。すなわち、娘に不利な就学時間配分が母親の就労によって強められる度合は、娘と資源配分上競合関係にある子供が息子であり、かつ娘が彼よりも年長の場合に強められることになる。また、*motwor*difsex*youngold* の *leisure* への係数が有意にマイナスで、*chores* への係数が有意にプラスであることは、娘と競合する子供が息子であり、かつ娘が彼よりも年少の場合には、母親の就労は年少の娘の余暇時間を削り家事負担を増やすことを意味している。同性の子供のペアを見ると *motwor*boys*oldyoung* の *schooling* への係数が 1% の有意水準でマイナスである。すなわち、母親就労が息子の就学に与える悪影響があるとすれば、それは主に年長の息子に向かっている。

6. 家計の信用制約と児童の時間配分

これまで分析してきた児童の時間配分や母親の就労に影響を与える構造的な要因の 1 つに、信用制約が挙げられる。ここでは、信用制約が児童の時間配分に与える影響を定量的に明らかにする。具体的には、信用制約の誘導型モデル(17)-(18)式と、信用制約が効いているかいないかに応じて児童労働の決定要因が変化する(16)ないし(16')式からなる内生的スイッチング・モデルを最尤法ないしは 2 段階法によって推定した。信用制約の効果を識別するための操作変数として、世帯の所有する土地の評価額 *landval* を(16)ないし(16')式から除去した⁸⁾。

6.1 信用制約の説明要因

表 6 が、信用制約の説明要因に関する(17)-(18)式のウェイトつきプロビット・モデルによる推定結果である。広義、狭義どちらの定義を用いた場合でも、世帯員数(*hhsiz*)は 1% の有意水準でプラス、土地所有(*landval*)は 10% と有意水準は下がるが有意にマイナスの係数である。すなわち、他の条件が一定ならば、世帯員数が多いほど、土地所有が小さいほど、信用制約が効いている確率が上昇することになる。

世帯員構成を見ると、児童や 4 歳以下の年少者の比率が高いほど、信用制約が効く傾向を示すが、狭義の信用制約(cc_2)を用いた場合の方が、係数の絶対値も有意水準も高くなる。配給制のカード配分で測った政府による貧困者認定(*bplhold*)は、信用制約とプラスに相関しており、狭義の定義では 1% 水

表 7. 児童の時間配分への信用制約の影響

	<i>schooling</i>		<i>dom_work</i>		<i>rem_work</i>		<i>leisure</i>	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
1. 信用制約によって切片のみが異なるモデル ¹⁾								
cc_1 を用いた場合	-6.531	(0.858)***	1.541	(1.054)	0.412	(1.110)	-6.577	(1.007)***
$\chi^2(1)$ 統計量	48.02	***	2.12		0.07		31.84	***
cc_2 を用いた場合	-5.110	(2.139)**	2.447	(1.201)**	-0.283	(1.583)	-5.542	(1.181)***
$\chi^2(1)$ 統計量	4.32	**	3.07	*	0.03		19.16	***
2. 信用制約によって一部の変数のスロープが異なるモデル ²⁾								
cc_1 を用いた場合								
$age*cc_1$	-1.450	(0.750)*			-2.748	(1.539)*		
$agesq*cc_1$	0.235	(0.084)***			0.227	(0.177)		
$sex*cc_1$	2.815	(1.993)	4.091	(2.090)*	-6.151	(2.726)**	4.178	(2.570)
hd_age*cc_1	0.182	(0.111)						
$f_educ*sex*cc_1$							-10.628	(3.700)***
$hhsz*cc_1$			0.661	(0.298)**				
$bullock_q*cc_1$	-4.053	(1.215)***						
$bplhold*cc_1$			3.961	(2.302)*				
hdf_lit*cc_1	-4.878	(3.115)			8.189	(3.350)**		
hdm_lit*cc_1	26.270	(11.658)**	-25.129	(9.925)**	-14.863	(9.177)		
cc_2 を用いた場合								
$age*cc_2$	-1.037	(0.366)***			-2.712	(1.523)*		
$agesq*cc_2$	0.185	(0.058)***			0.222	(0.176)		
$sex*cc_2$	3.518	(1.854)*	4.796	(1.989)**	-4.260	(2.441)*	-0.524	(2.349)
hd_age*cc_2							0.262	(0.130)**
$hhsz*cc_2$			0.619	(0.263)**				
$hdp_adiff*cc_2$	-0.266	(0.184)						

注 1) 最尤法による信用制約ダミーのモデルとの同時推定。標本数は 754。信用制約と児童の時間配分の 2 式が独立であるという帰無仮説を検定する Wald 検定の統計量を $\chi^2(1)$ として報告。

2) 2 段階推定法 (Maddala 1983, p. 223-228) による推定結果 (第 1 段階推定結果は表 6 を参照)。標本数は 779。

3) 信用制約 cc_1 および cc_2 は内生変数。すべてのモデルは、表 5 と同じ説明変数を含む (ただし識別のため $landval$ を除去した上で、農地経営が労働配分に直接与える影響をコントロールするために灌漑農地経営面積 acr_irr を加えた)。村や社会集団の固定効果を入れた線形モデルを、標本抽出確率の違いを考慮したウェイトをつけて、分散不均一性に対して頑健な標準誤差を用いて推定した。スペースの都合で表に掲載した以外の変数の係数は省略する。

準で有意である。したがって、配給制のカードの分配は、信用へのアクセスの少ない家計に適切にターゲットされていると思われる。教育水準はほとんど有意でないが、広義の信用制約 (cc_1) を用いた場合には母親の教育水準が有意にマイナスとなっており、教育のある家計の方が信用へのアクセスが良好であることを示唆している。社会階層別には、指定カースト、指定部族、ムスリムの家計において信用制約が深刻である。これは、インド社会で通常指摘されている経済格差のパターンと整合的である。

EEP 変数 6 つは全体として、広義の定義の場合には 1% 有意だが、狭義の場合には有意でない。前者の有意水準が高いことを考慮して、児童労働への信用制約の影響を見る 2 段階目の推定のための 1 段階目の推定としては、 cc_1 、 cc_2 ともに EEP の入った表 6 の定式化を採用する。

6.2 信用制約が児童の時間配分に与える影響

表 7 の前半に、信用制約下にある ($cc=1$) ことの切片効果のみを許容するモデル、すなわち (16') 式の推定結果を示す⁹⁾。広義、狭義ともに信用制約を受けている家計の児童は、有意に就学時間 (*schooling*) と余暇時間 (*leisure*) が少ない。係数の大きさは 5 から 6、すなわち 2.5 日から 3 日という経済的にも顕著な効果である。市場向け労働 (*rem_work*) への効果は係数が小さく、有意でないのに対し、家庭内労働 (*dom_work*) への効果はプラスの係数が広義の場合で 20% 水準、狭義の場合で 5% 水準で統計的にも有意である。つまり信用制約は、子供の就学を妨げ、家庭内での労働を増やしていることがわかる。信用制約が効いていると家計にとっての主観的な利子率が上昇するため、投資としての就学の魅力が下がるという解釈と、*schooling* へのマイナスの効果

は整合的である。本調査地の場合、この効果に加えて、信用制約を受けている家計においては母親が市場向け就労を有意に増やすため(Sawada *et al.* 2006)、母親に代わって子供が家庭内の労働を増やしているという可能性も重要である。

信用制約ダミー以外の説明変数の係数は、おおむね、完全誘導型での結果(第4節参照)と同じであったため、スペースの都合から割愛する。一点興味深い変化としては、ST および Muslim ダミーの *dom_work* や *leisure* への影響が、完全誘導型の場合よりも信用制約ダミーを入れたモデルの方が小さくなる。言い換えると、指定部族やムスリムの児童が家内労働に多く従事し余暇時間が少ない理由のかなりの部分が、嗜好や労働生産性ではなく信用制約に帰せられることになる。

次に、より制約の緩い(16)式を、Heckman=Leeの2段階推定法のアプローチに基づき、Maddala(1983, pp. 223-228)の定式化を用いて推定した。家計レベルの変数すべてについてスロープが異なることを許容した場合、信用制約によるスロープの変化がすべての変数に関してゼロという帰無仮説は、4つの被説明変数のうち *leisure* を除く3本について棄却された。とはいえそれらの説明変数すべてについて解釈するのは困難であるため、Maddala(1983, p. 227)での推奨に倣い、制約のないモデルにおいてスロープの違いがレジーム間で統計的に有意でなかった説明変数に関してはスロープが同じという制約を課した。ただし家計内資源配分上のジェンダー差を分析したいがゆえに、女子ダミーについては制約のないモデルでスロープの差がたとえ有意でなくてもレジーム間でのスロープの違いを許容した。このモデルの推定結果を表7の後半で報告する。なお、10%水準で有意でない変数も、表に係数が報告されている変数は、 cc_2 を用いた *leisure* 式における $sex * cc_2$ の係数以外のすべて、20%水準ならば有意である。

就学(*schooling*)を見ると、信用制約下にある家計に付加的に生じる効果は、年齢の線形項がマイナス、2乗項がプラスである。表3と比較して分かるように、信用効果は年齢効果を打ち消す方向で作用する。信用制約下にあると就学自体が難しくなるために、よりフラットな年齢プロファイルになると考えられる。女子ダミー(*sex*)と信用制約のクロス項の符号はプラスであるから、信用制約が教育投資を損なう度合は女子の方が弱いといえる(ただし有意水準は

10%ないし20%である)。信用制約の教育投資への悪影響は、男子よりも女子に対してより強く出るという澤田(2003, 図1-5)の予測はわれわれの推定結果からは支持されないことになるが、本稿での結果は、女子の就学時間が増えたのではなく、男子の就学時間が信用制約があると女子並みに下がった、と解釈すべきであろう。

家庭内労働(*dom_work*)は、児童が女子である場合に長くなるが(第4節)、その度合は、家計が信用制約下にある場合により強められる。また、信用制約下にあると、世帯員数(*hhsz*)や政府による貧困者認定(*bplhold*)が家庭内労働に有意に正の効果を持つようになる。市場向け労働(*rem_work*)は、信用制約下にある女子は男子よりも有意に短くなる。しかし信用制約がない場合、女子の就労は男子に比べ、係数4から6程度多いから、クロス項の負の係数は、信用制約下においてその様な男女格差が統計的に有意に縮小又は解消される傾向を示しているにすぎず、女子の市場向け労働時間が減っているのではない。信用制約下で女子の家庭内労働が増えていることとあわせると、信用制約がもたらす児童の労働強化は、男子と女子とで市場向けが家庭内かという点で明確なコントラストを示しているのである。

7. 結び

本稿は、インドのアーンドラ・プラデーシュ州農村部において筆者らが独自に収集した詳細な家計データを用い、家計内資源配分に関する最適化問題の統一的な理論枠組みに基づきながら、児童労働や就学の決定要因を実証的に分析した。第1に、実証モデルを問わず、子供の祖父母世代の属性がシステムティックに子供の時間配分に影響することが判明し、家計を統一的な経済主体とみなした理論モデルよりも、父親と母親間のバーゲニングが重要な理論モデルのほうが適切であることが示唆された。誘導型モデルからは、子供の年齢・性別、世帯員数、土地資産、社会集団ダミー、子供の祖父母の属性などが子供の時間配分に影響し、児童労働を説明する要因と就学を説明する要因とが明確な逆相関の関係にはならないこと、児童労働でも家庭内と市場向けとで説明要因が異なることがわかった。条件つき労働供給モデルからは、家計内資源配分における娘に不利なジェンダー差が、母親が家外に働きに行けば行くほど強まること、そしてその絶対的係数はかなり大きいことが判明した。信用制約の影響に焦点を当てた

内生的スイッチング・モデルからは、信用制約を受けている家計ほど子供の就学時間、余暇時間が短くなり、その分、家内労働時間が長くなる傾向が見出された。信用制約下での家内労働時間の長期化は、とりわけ女子に対して顕著に生じている。信用制約は、家計の主観的利子率を引き上げて、就学の人的資本投資としての魅力を減少させる効果だけでなく、母親の家外就労を増やし、それが子供、とりわけ女子の家事・育児負担を増やすというマイナスの効果を持つことが示唆された。このことは、母親の家外就労が、女子の就学の機会費用を増加させる可能性を示している。

本稿に残された課題の1つとして、児童の性別と年齢によって時間配分に極端な違いが生じ、そこに、父親・母親間のバーゲニングが影響するようなメカニズムを、より構造的に理解することが挙げられよう。なぜなら本稿の実証作業は、信用制約が子供の時間配分に影響する特定のメカニズムを厳密に明らかにしたものではないからである。信用制約はどのように家計内の価格に影響し、それは最終的に児童の就労や就学にいかなる影響を与えるのであろうか。これらの観点を明示的に示す理論モデルを提示し、信用制約と個人レベルの時間配分の情報を用いつつ、その理論モデルの構造パラメータを推定する作業は、今後の課題としたい。

(千葉大学大学院自然科学研究科・
JETRO アジア経済研究所開発センター・
JETRO アジア経済研究所開発センター・
一橋大学経済研究所・
東京大学大学院経済学研究科)

注

- 1) 例えば Kurosaki *et al.* (2006) の参考文献を参照。
- 2) 児童労働ありの家計となしの家計とをあらかじめ別の strata とみなした variable probability sampling 法によってサンプルを抽出した。本稿において、サンプル抽出確率の差をコントロールしたウェイトつき推定を頻繁に採用するのは、このサンプリング方法に対応している。詳しくは Fuwa *et al.* (2006a) を参照。
- 3) 例えば、子供の主たる活動が何であるかという質問に基づいて、10 から 14 歳の子供を分類すると、全国をカバーした NSS 1999/2000 データでは、各種労働(市場向け労働および家事の両方を含む)に従事する児童は全体の 12.5%、インドの貧困地域として知られるビハール州とウッタル・プラデーシュ州の LSMS 1997/98 データでは、同じ数字が 28.3% となっているのに対し、われわれのデータでは 54.2% となる (Kurosaki *et al.* 2006, Table 1)。
- 4) 被説明変数は、0 以上 14 以下の値を取るため、この上下限を考慮したトービット・モデルに、村の固定効

果・社会集団の固定効果を加えた実証モデルを推定した。標本抽出確率の違いを考慮したウェイトつき最小二乗法で推定し、Huber-White 法による分散不均一性に対して頑健な標準誤差を用いた線形モデルの推定結果も表 3 と定性的に同じであった。

5) 本稿では両親の教育を、就学年数がプラスの場合に 1 となるダミー変数によって表わした。これは、表 2 にあるように、まったく教育を受けていない両親が多数を占めるためである。

6) イスラム教徒の女性が就学で不利であるという、インドでしばしば指摘されてきた関係が成立するかどうかを見るために、sex と Muslim のクロス項を入れて表 3 のモデルを再推定すると、確かにその符号はマイナスで、基本モデルでは 10% 水準、EEP 変数の入ったモデルでは 5% 水準で統計的にも有意であった。ただし表 2 に示すとおり、基準となる OBC 以外の社会集団カテゴリーの子供の比率は高くない。そのため、すべての社会集団について同時に女子ダミーとのクロス項を加えることは線形従属を生むため、推定不可能に陥る。そこで自由度を確保するためにも、以下の分析では社会集団固定効果と他の説明変数とのクロス項は用いない。

7) (15) 式の推定においても前節同様に被説明変数のセンサリングの問題があるが、Pitt and Rosenzweig (1990) が議論しているように、(15) 式は家計内差分をとっているため、センサリングを決める主たる要因としての家計および村レベルの効果が自動的にコントロールされて、線形モデルに大きなバイアスが生じない。

8) これは、土地の評価額は信用市場へのアクセスに影響する一方、児童の時間配分に直接影響するのは評価額ではなく面積であることを想定している。

9) 切片のみ異なる (16') 式の推定では、表 6 の推定結果に基づく 2 段階推定法ではなく、(17)-(18) 式と (16') 式とを完全に同時推定する最尤法を採用した。このため、児童の時間配分ごとに、信用制約の説明要因の係数は表 6 とは僅かに異なった値となっている。2 段階推定法によって (16') 式を推定しても、表 7 と定性的に同じ結果が得られた。

参考文献

- 黒崎卓 (2004) 「連載 南方見聞録⑧：ハイブリッド棉花生産で働く子供たち」『経済セミナー』2004 年 11 月号, pp. 58-59.
- 澤田康幸 (2003) 「教育開発の経済学：現状と展望」大塚啓二郎・黒崎卓編『教育と経済発展』東洋経済新報社, pp. 13-48.
- Aggarwal, S. C. (2004) "Child Labour and Household Characteristics in Selected States: Estimates from NSS 55th Round," *Economic and Political Weekly*, January 10, pp. 173-185.
- Amemiya, T. (1985) *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- Baland, J. M. and J. Robinson (2000) "Is Child Labour Inefficient?" *Journal of Political Economy*, Vol. 108, No. 4, pp. 663-681.
- Basu, K. (1999) "Child Labor: Cause, Consequence, and Cure, with Remarks on International Labor

- Standards," *Journal of Economic Literature*, Vol. 37, No. 3, pp. 1083-1119.
- Basu, K. and Z. Tzannatos (2003) "The Global Child Labor Problem: What Do We Know and What Can We Do?" *World Bank Economic Review*, Vol. 17, No. 2, pp. 147-173.
- Beegle, K., R. Dehajia, and R. Gatti (2003) "Child Labor, Crop Shocks, and Credit Constraints," NBER Working Paper No. 10088.
- Bhalotra, S. and C. Heady (2003) "Child Farm Labor: The Wealth Paradox," *World Bank Economic Review*, Vol. 17, No. 2, pp. 197-227.
- Browning, M. and P. A. Chiappori (1998) "Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests," *Econometrica*, Vol. 66, No. 6, pp. 1241-78.
- Deaton, A. (1997) *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Fuwa, N., S. Ito, K. Kubo, T. Kurosaki, and Y. Sawada (2006a) "An Introduction to a Study of Intrahousehold Resource Allocation and Gender Discrimination in Rural Andhra Pradesh, India," *Developing Economies*, Vol. 44, No. 4, in printing.
- (2006b), "Gender Discrimination, Intrahousehold Resource Allocation, and Importance of Spouse's Fathers: Evidence on Household Expenditure from Rural India," *Developing Economies*, Vol. 44, No. 4, in printing.
- Garcia, R., A. Lusardi, and S. Ng (1997) "Excess Sensitivity and Asymmetries in Consumption: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 29, No. 2, pp. 154-176.
- ILO-IPEC (2005) *Combating Child Labour in Asia and in the Pacific: Progress and Challenges*, ILO-IPEC.
- Ito, T. and T. Kurosaki (2006) "Weather Risk and the Off-Farm Labor Supply of Agricultural Households in India," paper presented at the International Association of Agricultural Economists Conference, Gold Coast, Australia, August 12-18, 2006.
- Jacoby, H. (1994) "Borrowing Constraints and Progress through School: Evidence from Peru," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 76, No. 1, pp. 151-160.
- Jacoby, H. and E. Skoufias (1997) "Risk, Financial Markets and Human Capital in Developing Countries," *Review of Economic Studies*, Vol. 64, No. 3, pp. 311-335.
- Jappelli, T. (1990) "Who Is Credit-Constrained in the U. S. Economy?" *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 105, No. 1, pp. 219-234.
- Kochar, A. (1999) "Smoothing Consumption by Smoothing Income: Hours-of-Work Responses to Idiosyncratic Agricultural Shocks in Rural India," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 1, pp. 50-61.
- Kurosaki, T., S. Ito, N. Fuwa, K. Kubo, Y. Sawada (2006) "Child Labor and School Enrollment in Rural India: Whose Education Matters?," *Developing Economies*, Vol. 44, No. 4, in printing.
- Maddala, G.S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press.
- Mammen, K. and C. Paxson (2000) "Women's Work and Economic Development," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 14, No. 4, pp. 141-164.
- Morduch, J. (1994) "Poverty and Vulnerability," *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, Vol. 84, No. 2, pp. 221-225.
- Pender, J. L. (1996) "Discount Rates and Credit Markets: Theory and Evidence from Rural India," *Journal of Development Economics*, Vol. 50, No. 2, pp. 257-296.
- Pitt, M. and M. Rosenzweig (1990) "Estimating the Intrahousehold Incidence of Illness: Child Health and Gender-Inequality in the Allocation of Time," *International Economic Review*, Vol. 31, No. 4, pp. 969-989.
- Ravallion, M. and Q. Wodon (2000) "Does Child Labour Displace Schooling? Evidence on Behavioural Responses to an Enrollment Subsidy," *Economic Journal*, Vol. 110, pp. C158-C175.
- Rose, E. (2001) "Ex Ante and Ex Post Labor Supply Response to Risk in a Low-Income Area," *Journal of Development Economics*, Vol. 64, No. 2, pp. 371-388.
- Sawada, Y., K. Kubo, N. Fuwa, S. Ito, and T. Kurosaki (2006) "On the Mother and Child Labor Nexus under Credit Constraints: Findings from Rural India," *Developing Economies*, Vol. 44, No. 4, in printing.
- Scott, K. (2000) "Credit," in Margaret Grosh and Paul Glewwe, eds., *Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries: Lessons from Ten Years of LSMS Experience*, Volume Two, the World Bank.
- Skoufias, E. (1996) "Intertemporal Substitution in Labor Supply: Micro Evidence from Rural India," *Journal of Development Economics*, Vol. 51, No. 2, pp. 217-237.
- Walker, T. S. and J. G. Ryan (1990) *Village and Household Economies in India's Semi-arid Tropics*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Zeldes, S. P. (1989) "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 2, pp. 305-346.