

# 途上国における家計の労働配分決定とリスク

インド・ビハール州およびウッタール・プラデーシュ州の農家の事例

い　とう　たか　ひろ  
伊　藤　高　弘

はじめに

農家の労働配分の決定モデルについて

データについて

労働供給シェア関数の推計結果

労働配分決定に対する集計的リスクの影響

まとめ

補論 A 推計で用いた尤度関数について

補論 B シミュレーションの手法について

補論 C 各シェア関数の OLS 推計結果

## はじめに

本稿は、降雨量の変動などの地域全体に影響を及ぼす集計的リスク（aggregate risk）への対応として、農家がどのように労働配分の決定を行っているかに焦点を当てている。家計によるリスク対処は、途上国農村における家計分析において近年注目を集めており、データの整備も相まって様々な研究が蓄積されている。これらの研究の重要性として、途上国においては農村家計の所得の大部分が天候に左右されやすい農業に依存していることがまず挙げられる。そして多くの場合、途上国農村においては信用・保険市場が発達であり、それらを通じたリスク対処が十分ではないことが指摘されている[ Kurosaki and Fafchamps 2002 ]。またリスクの存在は、それがたとえ小さなものであっても低所得層にとっては致命的となりうるかもしれず、貧

困削減という観点からも、このテーマの重要性が窺える[ 黒崎 1998；黒崎・山崎 2002 ]。

リスク対処と労働市場の利用に着目した途上国における実証研究には、インドについての Kochar (1999), Rose (2001), インドネシアについての Cameron and Worswick (2003) がある<sup>(注1)</sup>。リスクの種類と対処のタイミング<sup>(注2)</sup>に関して、これらの研究を分類すると、Kochar (1999), Cameron and Worswick (2003) は個別リスクへの事後的な対応に着目した研究であり、Rose (2001) は集計的リスクへの事前・事後両方の対応に焦点を当てた研究である。Kochar (1999) では、所得ショックへの対応として家計は市場労働時間を増やすことが示され、同じく Cameron and Worswick (2003) においても、作物の不作に直面した家計にとって消費の落ち込みを防ぐために市場労働から得られる所得が重要であることが示されている。

インドにおいては個別リスクから家計の消費がある程度守られていることが指摘されているが、地域全体を襲うような集計的リスクに関してはそれを回避できてはいないことも同時に明らかになっている[ Townsend 1994 ]。Rose (2001) は、村落全体を襲う集計的リスクについて、事前・事後の両方の対処に焦点を当てた数少ない研究のひとつである。その分析結果が

らは高い降雨量の変動に直面している家計ほど市場労働に参加する確率が高いこと、および大きな降雨量ショックに見舞われた家計ほど市場労働に参加する確率が高いことが示されている。家計は事前と事後の両方において、リスクへの対処として労働配分を決定していることが示唆される。

しかしながら、上記のいずれの研究においても市場労働の種類についてはまったく触れられていない。労働市場を通じた農業リスクへの対処においては、自営農業から得られる所得と市場労働における所得との間の相関も重要な決定要因となりうるであろう。特に事前のリスク対処の場合には、双方の所得の相関が高ければ、農家にとって労働市場の利用がリスクを分散させるための有効な手段となりえないかもしれない。そして、自営農業との間の所得の相関は、市場労働の種類によって大きく異なることが予想されるのである。

そこで本稿では、市場労働を農業賃労働と非農業賃労働の2つに分類し、農業リスクへの対処においては賃労働の種類（すなわち農業と所得相関の低い部門）もまた重要な要因であるという仮説への検討を試みた。具体的に、家計の労働配分について自営農業労働、自営非農業労働、農業賃労働、非農業賃労働の4つに分類し、労働供給関数を多変量トービット・モデル（multivariate tobit model）を用いて推計した。使用したデータは、インド中北部に位置するウッタル・プラデーシュ州（Uttar Pradesh）およびビハール州（Bihar）にて行われた Survey of Living Conditions（以下、SLC）のデータセット（1997/98年、25県2250世帯）に含まれる農家に関するデータである。この分析から、先行研

究と同様に農家の労働配分の決定に降雨量の変動が大きく影響していることが示された。特に、より大きな降雨量の変動に直面する農家ほど、事前のリスク対処として自営農業労働から非農業賃労働に労働時間をより多く配分していることが確認された。また労働市場への参加確率に関するシミュレーションからも、降雨量の変動が最も低い水準から最も高い水準に変化した場合、農業賃労働に参加する確率の増分より非農業賃労働に労働を配分する確率の増分の方が大きいことが示された。これらの結果は、農業と所得の相関が低い賃労働がより重要であるという本稿の仮説を支持するものである。

以下、第1節では分析の背景にあるリスク対処としての労働配分の決定に関する理論的な枠組みについて、第2節では分析に用いるデータについて述べる。続く第3節では農家の労働供給シェア関数についての多変量トービット・モデルによる推計結果を提示する。第4節では、前節の推計結果をもとにして農業におけるリスクが変化した場合に農家の労働供給のシェアおよび労働市場参加確率がどのように変化するかについてシミュレーションを行った。以上の分析のまとめと今後の課題を最後に述べる。

## 農家の労働配分の決定モデルについて

以下に扱うモデルにおいては、世帯は単一の経済主体として労働配分の決定を下すと仮定する。また、外部からの農業労働者の雇用は存在しないと仮定すると<sup>(注3)</sup>、自営農地での労働、および賃労働から得られる農家の総収入は以下のように定義される。

$$y = Q(\ell_f L, X_f)(\varepsilon_f + 1) + \ell_m H(X_m) + \varepsilon_m \quad (1)$$

ここで、 $Q(\cdot)$  は農業純収入関数で、 $L$  は家計の総労働供給、 $\ell_i$  は総労働供給に占めるタイプ  $i$  への労働供給の割合、 $X_i$  は農業資本や人的資本などの収入に影響を及ぼす変数のベクトルである ( $i = f, m$  で、 $f$  は自営農業労働、 $m$  は賃労働)。また、 $\varepsilon_i$  は所得の集計的リスクを表す変数で、平均ゼロで分散は  $\sigma_i^2$  と仮定する<sup>(注4)</sup>。 $W(\cdot)$  は賃労働から得られる賃金の関数である。

いま簡便化のため、家計は所得から得られる期待効用を最大化しており、家計全体での総労働供給量 ( $L$ ) が完全に非弾力的であると仮定すると、家計の最適化問題は以下のように表される。

$$\begin{aligned} \max \quad & U = E[v(y)] \\ \text{s.t.} \quad & (1) \text{式} \\ & 1 = \ell_f + \ell_m \end{aligned}$$

ただし、 $E[\cdot]$  は数学的期待値を取る関数、 $v$  はノイマン＝モルゲンシュテルン効用関数で、 $v' > 0$ 、 $v'' < 0$ 、すなわち、リスク回避の家計を仮定する。総労働供給を一定と仮定しているので、家計は効用を最大化するような労働供給シェア ( $\ell_i$ ) を選ぶことになる。

以下では、議論の単純化のために幾つかの仮定を置き、リスク対処としての農家の労働配分の決定のメカニズムについて議論を行う。まず、農家は必ず自営農地において農業生産を行い、かつ賃労働にも労働を配分しているとする。すなわち、 $\ell_f > 0$ 、 $\ell_m > 0$  が成り立っているとする。このとき、上記の効用最大化問題の FOC は、

$$E[v\{Q' L(1 + \varepsilon_f) - H(W + \varepsilon_m)\}] = 0 \quad (2)$$

と表される (ただし、 $Q' = \partial Q / \partial \ell_f L$ )。Kurosaki and Fafchamps (2002) に倣って、 $v'$  を家計の平均所得 ( $y$ ) のまわりで一階のテーラー展開により近似すると、それは以下のように書ける。

$$\begin{aligned} v(y) &\approx v(y) + v'(y - y) \\ &= v(y) \left\{ 1 - \frac{R}{y}(y - y) \right\} \end{aligned} \quad (3)$$

$R$  は  $y$  で評価した相対的リスク回避度係数で、 $R = -y \cdot v''(y) / v'(y)$  である。(3) 式を (2) 式に代入すると、FOC は、

$$\begin{aligned} F = (Q' - W_m) - \frac{R}{y} \{ QQ' \sigma_f^2 + (\ell_m L Q' \\ - Q) \cdot \text{Cov}(\varepsilon_f, \varepsilon_m) - \ell_m L \sigma_m^2 \} = 0 \end{aligned} \quad (4)$$

となる。

農業生産の集計的リスクが変化したときに労働配分がどのように変化するかについては上記の FOC を全微分して得られる次式を利用する。

$$\frac{d\ell_f}{d\sigma_f^2} = - \frac{F_{\sigma_f}}{F_{\ell_f}}$$

ただし、 $F$  は (4) の左辺で、 $F_x = \partial F / \partial x$  を意味する。したがって最大化の二階条件より、 $d\ell_f / d\sigma_f^2$  の符号は  $F_{\sigma_f}$  の符号と同じになる。 $\text{Cov}(\varepsilon_f, \varepsilon_m) = \rho \sigma_f \sigma_m$  に注意して  $F_{\sigma_f}$  を計算すると、それは以下ようになる。

$$\begin{aligned} F_{\sigma_f} = - \frac{R}{y} \left\{ QQ' + \ell_m L \left( Q' - \frac{Q}{\ell_f L} \frac{\ell_f}{\ell_m} \right) \right. \\ \left. \frac{\rho \sigma_m}{2 \sigma_f} \right\} \end{aligned} \quad (5)$$

いま、自営農業におけるリスク ( $\varepsilon_f$ ) と賃労働におけるリスク ( $\varepsilon_m$ ) との相関に着目すると、リスクが独立 ( $\rho = 0$ ) であれば、中括弧の中の項は  $QQ'$  だけになり、 $F_{\sigma_f} < 0$  となる。したがって、この場合、農業生産のリスクが増大し

たときに農家は自営農業労働に配分する割合 ( $\ell_f$ ) を減少させ、賃労働へ配分する割合 ( $\ell_m$ ) を増加させることになる。

他方、リスクが相関している場合では、(5) 式の符号は、 $Q$  の形状、 $\ell_f$  と  $\ell_m$  の大きさ、あるいは  $\rho$  の水準や  $\sigma_f^2$  と  $\sigma_m^2$  の相対的な大きさなどに依存することがわかる。ここで、農業純収入関数が規模に関して収穫逨減する、すなわち  $Q' > 0$ 、 $Q'' < 0$ 、と仮定すると、 $(Q' - Q/\ell_f L) < 0$  となる。賃労働への投入の割合 ( $\ell_m$ ) が自営農業労働への割合 ( $\ell_f$ ) に比してそれほど大きくなければ、(5) 式右辺の中括弧の中の  $(Q' - Q/\ell_f L \cdot \ell_f/\ell_m)$  は負になることが予想される。したがって、この場合、リスクが負の相関をもつならば (5) 式は負となる。正の相関が存在する場合の符号は依然明らかではないが、リスク変数に着目すると、相関係数 ( $\rho$ ) が十分小さい、あるいは自営農業リスクに対する賃労働リスクの比率 ( $\sigma_m/\sigma_f$ ) が十分小さければ (5) 式は負になりやすいことがわかる。

以上より、農業におけるリスクと労働市場におけるリスクとの関係について、それが無相関、あるいは負の相関をもつ場合 ( $\rho \leq 0$ )、

$$\frac{d\ell_f}{d\sigma_f^2} < 0, \quad \frac{d\ell_m}{d\sigma_f^2} > 0$$

となり、この不等式が、正の相関をもつ場合 ( $\rho > 0$ ) においても成り立つのは、それが十分小さい、あるいは労働市場におけるリスク ( $\sigma_m^2$ ) が農業におけるリスク ( $\sigma_f^2$ ) に比して十分小さい場合であることがわかる。

この単純な例は、農家の労働配分の決定において単に賃金水準だけではなく、農業と賃労働との所得相関もまた重要であることを示している。本稿の以下の分析では、自営農業労働との

リスクの相関の高さは賃労働の種類によって異なり、それは(農業賃労働に比べて)非農業賃労働でより小さいと仮定する。地域全体を襲う農業生産のショックが大きければ、農業労働に対する需要が減少することによって農業賃労働に就業できる確率も減少すると考えられ、したがって地域の農業生産リスクは農業賃労働からの所得の変動要因と高い相関をもつと考えられる。すなわち、農業賃労働からの所得の変動要因と地域の農業生産リスクとは農業投入財需要を通じて正の相関をもつが、非農業賃労働ではそのような直接の相関関係はなく、地域のマクロ経済的なショックを通じた、予想される正の相関は間接的であり、それほど強くはないと考えられるのである。

以上の理論的分析から、高い農業生産の集計的リスクに直面するほど、農家は農業生産とリスク相関が小さい非農業賃労働に多く労働を配分するということが示唆される。そしてこの関係を、市場労働のタイプを農業賃労働と非農業賃労働とに区別した実証分析によって確かめることが本稿のコントリビューションである。

## データについて

本稿で用いる SLC データは、世銀による Living Standard Measurement Study (LSMS) surveys のひとつとして、インド中北部に位置する 2 つの州で行われた家計調査データである。この SLC データには、1997/98 年における、ビハール州 13 県 57 村落 1035 世帯とウッタル・プラデーシュ州 12 県 63 村落 1215 世帯についての世帯に関する詳細なデータおよび村落の特徴などの情報が含まれている。本稿の分析対象である農

家とは農地を所有する、あるいは農地を借りて耕作している世帯であるとし、それは全2250世帯のうち1695世帯（約75パーセント）に上る。

世帯の労働供給に関しては、1997年1月から12月までの労働タイプ別（賃労働に関しては就業先別）の月平均労働日数および日平均労働時間が世帯員ごとに記入されている。労働配分の決定要因分析では、世帯員の家事労働以外の労働供給を以下に示す4つのタイプに区分し、それぞれの世帯全体での供給量について分析を行う。4つのタイプとは（a）自営農業労働（b）農業賃労働、（c）非農業賃労働、（d）自営非農業労働である<sup>（注5）</sup>。これらの労働供給について欠損値が存在する世帯が25世帯存在するので、本稿の分析対象となるのはそれらの世帯を除いた1670世帯である。この1670世帯について、労働配分のパターンの分布を示したのが表1である。

表1のA）からE）の分類では、A）の家計成員を自営業労働のみに配分している世帯がもっとも多く（41.4パーセント）、ついでC）の自営農業労働と賃労働との兼業（36.3パーセント）となっている。また、世帯員が労働市場に参加している世帯（表の「少なくとも誰かは（b）か（c）に従事」）は978世帯（58.6パーセント）にも上り、当該地域における労働市場が比較的規模が大きく活発であることが窺える。特に賃労働の種類を農業労働と非農業労働とで区別すると、世帯員が農業労働に従事している家計（表の「少なくとも誰かは（b）に従事」）は473世帯（28.3パーセント）である一方、非農業労働（表の「少なくとも誰かは（c）に従事」）では806世帯（48.3パーセント）にも上り、農業賃労働の場合の1.7倍の水準である。非農業賃労働の所得源としての重要性がみて取れよう<sup>（注6）</sup>。

表2は、表1において多い方から上位4つの

表1 農家の労働配分パターンの度数分布

パターン	度数	相対度数(%)	パターン	度数	相対度数(%)
A 自営農業労働のみ			D 自営非農業労働と賃労働との兼業		
(a)のみ	354	21.2	(b)∩(d)	13	0.8
(d)のみ	16	1.0	(c)∩(d)	12	0.7
(a)∩(d)	322	19.3	(b)∩(c)∩(d)	13	0.8
A)小計	692	41.4	D)小計	38	2.3
B 賃労働のみ			E その他		
(b)のみ	29	1.7	(a)∩(b)∩(d)	40	2.4
(c)のみ	38	2.3	(a)∩(c)∩(d)	123	7.4
(b)∩(c)	29	1.7	(a)∩(b)∩(c)∩(d)	74	4.4
B)小計	96	5.7	E)小計	237	14.2
C 自営農業労働と賃労働との兼業					
(a)∩(b)	90	5.4	少なくとも誰かは(a)に従事	1520	91.0
(a)∩(c)	332	19.9	少なくとも誰かは(b)に従事	473	28.3
(a)∩(b)∩(c)	185	11.1	少なくとも誰かは(c)に従事	806	48.3
C)小計	607	36.3	少なくとも誰かは(b)か(c)に従事	978	58.6
			総計	1670	100

（出所）筆者作成。

（注）a 自営農業労働、b 農業賃労働、c 非農業賃労働、d 自営非農業労働である。

表2 労働配分パターンと家計の特徴

	サンプル数	家計の特徴		
		下位カースト構成比 <sup>(1)</sup> (%)	年総労働時間 <sup>(2)</sup> (時間)	就労人口 <sup>(2)</sup> (人)
全農家	1670	77.60	3235.35	2.43
(a)のみ	354	67.51	1910.10	1.84
(a)(c)	332	72.59	3547.81	2.56
(a)(d)	322	73.60	3391.59	2.34
(a)(b)(c)	185	95.14	3672.14	2.85

  

	家計の特徴		
	労働年齢人口 <sup>(2)</sup> (人)	労働年齢以外の人口 <sup>(2)</sup> (人)	農地所有面積 (エーカー)
全農家	3.60	3.06	2.71
(a)のみ	3.21	2.56	4.51
(a)(c)	4.10	3.04	2.59
(a)(d)	3.81	3.41	2.87
(a)(b)(c)	3.24	3.19	1.18

(出所)筆者作成。

(注)1)中位 上位カースト以外の下位カースト世帯の割合。

(2)値はすべて家計平均である。労働年齢は15歳以上60歳以下と定義する。

パターンに分類される家計について、その特徴についてまとめたものである。この表から、自営農業以外の所得源をもっている農家は、所有する農地面積が小さく、労働年齢人口とそれ以外の人口が多い家計であることがみて取れる。農地所有面積に関して、宇佐美(2002)によれば、耕地面積が0.4ヘクタール(約1エーカー)以下の家計は自営農業からの所得だけでは生計を維持することが困難であり、したがってその水準が、世帯員の就業状態が自営農業従事主体になるか否かの境界になるという。単純に比較はできないが、農地面積が少ない家計ほど自営農業以外の所得源をもっていることがこの表からも確かめられる。

労働配分に関して、(a)の自営農業労働のみに労働を配分している家計が他の分類に属する家計に比べて就労人口が少なく、年総労働時間も圧倒的に少ないことがわかる。就労人口につ

いては、この分類に属する世帯の土地所有面積が他の分類のそれよりも大きいことから、この分類に属する世帯員の留保賃金が高い(余暇の主観的な価値が高い)ことが示唆される。その逆のことが、(a)、(b)、(c)に配分している家計についていえよう。年総労働時間については、それを就労人口で除した1人当たり年総労働時間でも「(a)のみ」に属する家計がもっとも小さい。これは、自営農場に世帯の外部から労働力を雇用している世帯がこの分類に多く含まれているためであると考えられる。

次に、農業における集計的リスクとして用いる変数について述べる。集計的リスクの代理変数には降雨量の時系列データから県ごとに計算した変動係数を用いる。県ごとの降雨量データは、*Tropical Land-Surface Precipitation: Gridded Monthly and Annual Time Series 1950-1999*[Johnson et al. 2003]を利用する(注7)。

表3 米の生産への降雨量の影響（fixed-effects推計）

説明変数	標準回帰係数	（標準誤差）
作付面積	60.31	（6.46）***
降雨量	11.28	（3.34）***
定数項	172.41	（2.44）***
決定係数	0.43	
サンプル数	199	

（出所）筆者推計。

（注）（1）被説明変数の単位は1000トン。

（2）\*\*\*は1パーセント水準，\*\*は5パーセント水準，\*は10パーセント水準で統計的に有意であることを示す。

（3）サンプル数は、25県の1990/91年から97/98年の8カ年で1県1カ年について欠損値が存在するので199である。

表3は、上述の降雨量データが所得リスクの代理変数として適切なものであるかどうかを確認するために、各県ごとに米の生産量を標準化した作付面積、降雨量に回帰した結果である。

農業生産には、作付面積や降雨量以外にも、例えば灌漑率や土壌質、気候などが影響を与えていると考えられ、これらの変数が除外されることから生じるバイアスを取り除くためにfixed-effects推計を行った。予想される通りに降雨量の係数は正で統計的にも有意である。また、米の生産量と州内農業純生産との相関係数は、ピハール州で0.85、ウツタル・プラデーシュ州で0.97と高く、このことから本稿で用いる降雨量データは農村における農業所得リスクの代理変数として適切であると思われる。

次節における労働供給関数の推計で用いる変数についてまとめたのが表4である。推計に当たっては、各関数を完全誘導型で推計する。自営農業の収入あるいは賃金水準に影響を与える家計の特徴（ $X_i$ ）として、農地所有面積及びその灌漑率、労働年齢人口についての平均教育年数、カーストなどを考える（注8）。世帯構成も留保賃金を通じて賃金水準に影響を及ぼしてい

ると考えられ、男性と女性の労働年齢人口と労働年齢以外の人口も変数として加える。

また家計によるリスク対処にはその家計のリスクに対する姿勢などの特徴が大きく影響していると考えられる。そこで、これらをコントロールするために農地所有ダミー、粗貸付額、粗借入額を用いる。家計の所有する農地は、自営農業において労働生産性を高める効果と担保として機能することにより家計の信用制約を緩める効果の2つが考えられる。すでに農地所有面積によって農業生産性への影響は捕捉されており、所有面積に加えてこの農地所有ダミーを用いることで、家計のリスク回避の必要度を通じた効果を捕捉することが可能となる（注9）。

リスク変数に関しては、自営農業におけるリスク（ $\sigma_f^2$ ）のみに着目し（注10）、上述した降雨量の変動係数以外に、以下で述べる2つの変数を用いる。ひとつ目は、1990年から99年までの10年間の降雨量の平均値から97年の降雨量の値を引いた差で表される降雨量ショックである。家計は実現したショックへの対応として事後的に労働配分を変化させているかもしれないが、降雨量ショックはこの側面を捉えるためである。

2つ目は、村レベルの灌漑率である。先に挙げた降雨量は地域全体を襲う農業の集計的リスクの直接的な原因ではあるが、リスクそのものでないことは指摘するまでもない。降雨量のばらつきが大きいような地域であっても灌漑設備が十分に普及していれば、農業のリスクはそれほど大きくないことは容易に想像できる。その影響を取り除くために村ごとの灌漑指数を用いる。

その他、地域的な要因をコントロールするための変数として、村の農地価格、村における土地無し世帯比率、村からの主要施設への平均距

表4 変数の基本統計量と定義

変数	単位	平均	標準偏差	最小値	最大値
総労働時間に占めるシェア					
自営農業労働の割合	%	44.91	36.13	0	100
農業賃労働の割合	%	12.39	24.78	0	100
非農業賃労働の割合	%	25.75	32.44	0	100
自営非農業労働の割合	%	16.95	27.96	0	99.37
家計の特徴 (X)					
農地所有面積 <sup>(1)</sup>	エーカー	2.70	4.71	0	93
世帯の灌漑率 <sup>(1)</sup>	%	80.07	32.72	0	100
労働者平均教育年数 <sup>(2)</sup>	年	3.52	3.60	0	18.5
カースト・ダミー <sup>(3)</sup>					
中位カースト	-	0.02			
下位カースト(農業従事)	-	0.32			
下位カースト(その他)	-	0.18			
指定カースト	-	0.22			
ムスリム上位カースト	-	0.04			
ムスリム下位カースト	-	0.05			
男性労働年齢人口 <sup>(2)</sup>	人	1.89	1.17	0	7
女性労働年齢人口 <sup>(2)</sup>	人	1.72	1.06	0	8
労働年齢以外の人口 <sup>(2)</sup>	人	3.06	2.16	0	17
農地所有ダミー	-	0.95			
粗貸付額 <sup>(4)</sup>	Rs	513.36	4,752.34	0	150,000
粗借入額 <sup>(4)</sup>	Rs	3,833.29	10,151.58	0	170,000
農業生産の集計的リスク ( $\sigma^2$ )					
降雨量の変動係数 <sup>(5)</sup>	-	0.290	0.066	0.13	0.39
降雨量ショック <sup>(5)</sup>	-	26.155	64.559	-57.04	166.89
村の灌漑指数 <sup>(6)</sup>	-	3.802	1.188	1	5
その他の要因					
農地価格 <sup>(7)</sup>	Rs/エーカー	118,146.90	103,414.20	10,000	960,000
土地無し世帯比率	%	38.82	21.22	0	99
主要施設への平均距離 <sup>(8)</sup>	Km	5.95	3.60	0.5	20
州ダミー (UP=1)	-	0.61			

(出所)筆者作成。

(注) 1) 本稿の分析における「農家」とは借地を含む農地を持つ家計であることは既述の通りであるが、ここでの農地とは、借地を除いた、世帯が所有権を有する農地のことである。また世帯の灌漑率は、農地所有面積に占める灌漑農地の割合である。

(2) 表2, 注2)を参照。

(3) カースト・ダミーはSLCにおける分類から作成したダミー変数である(参照グループは上位カースト)。

(4) 雇用主・地主、職業金貸、あるいは親戚・友人・知人などの非機関貸手による金融も含む。

(5) 使用した降雨量データは1990年から99年の10年間のものである。ショックはその10年間の降雨量の平均値から97年の降雨量の値を引いた差である。

(6) 村の灌漑率は、1 = ほぼ0パーセント、2 = 25パーセント以下、3 = 25 ~ 50パーセント、4 = 50 ~ 75パーセント、5 = ほぼ100パーセントの5段階に分類した指数。

(7) 農地価格は灌漑が施された農地の価格である。

(8) 村から最も近い銀行、警察署、中等学校への距離の平均値である。



離，およびUP州ダミーを用いる。

### 労働供給シェア関数の推計結果

表5は，(a) 自営農業労働，(b) 農業賃労働，(c) 非農業賃労働の3つの労働供給関数シェア関数について，多変量トービット・モデルにより推計した結果である<sup>(注11)</sup>。

まず家計の特徴に関する変数 ( $X_i$ ) について，農地所有面積，灌漑率は自営農地における労働生産性を高める効果を通じて，自営農業労働(1列目)で正，市場労働(2，3列目)で負であることが予想される。灌漑率での非農業賃労働(3列目)を除いて全ての変数において，推計された係数は予想される符号と一致し，概ね統計的にも有意である。

労働者の教育については，平均教育年数が高いほど，農業賃労働の割合(2列目)を減少させるということが統計的にも支持される。この結果は農業部門における賃金が人的資本にそれほど反応しないことを反映したものであると考えられる [Kurosaki and Khan 2006]。統計的には有意ではないが自営農業労働(1列目)で負，非農業賃労働(3列目)で正となっており，家計の平均的な教育水準が高いほど非農業賃労働の割合が増加することが示唆される。

カーストと労働配分の関係について，下位カースト(その他)，指定カーストは自営農業労働(1列目)で負，農業賃労働(2列目)では正で統計的にも両者ともに1パーセント水準で有意である。これらは，Lanjouw and Shariff (2004)で示された結果と整合的である。

市場労働と世帯の労働人口との関係では，自営農業労働(1列目)，農業賃労働(2列目)で

男性労働年齢人口，女性労働年齢人口の係数の符号が逆に出ており，家庭内での男性，女性の役割の違いが示唆される。非農業賃労働(3列目)ではどちらも正となっており，労働人口が多いほど非農業賃労働に配分する割合を増加させることが示唆される。特に男性労働年齢人口については，それが多ければ多いほど自営農業労働，農業賃労働に従事する割合を減らして非農業賃労働の割合を増加させることが統計的にも支持される。また世帯の労働年齢以外の人口が多いほど，自営農業労働の割合を減らして市場労働の割合を増加させることが見て取れる。

家計のリスク回避の必要度をコントロールするために採用した変数に関して<sup>(注12)</sup>，農地所有の有無と粗貸付額は資産の多さを表しており，それが無い，あるいは小さければリスクに対して脆弱である(リスク回避の必要性が高い)ことが示唆される。したがって，自営農業労働(1列目)で正，市場労働(2，3列目)で負となることが予想されるが，粗貸付額では自営農業労働(1列目)で逆の符号になっている。統計的には有意ではないが，外部から多くの労働力を雇用している豊かな農家が貸付を行っているという因果関係を捉えているためであると思われる。

粗借入額の労働配分に与える影響は少し複雑である。粗借入額の高さは，資産の少なさを意味すると同時に，家計が借入制約に直面していないことを意味している可能性があるためである。最初の資産を通じた効果を通じては，1列目で負，2，3列目で正になることが予想され，2番目の効果として今度は逆に1列目で正，2，3列目で負となることが予想される。両方の効果を識別することはできないが，後者を通じた

表5 労働供給シェア関数の推計結果（多変量トービット）

説明変数	(a) 自営農業労働	(b) 農業賃労働	(c) 非農業賃労働
	家計の特徴 ( $X_i$ )		
農地所有面積	1.94 (1.36)	-3.99 (3.26)***	-2.08 (1.31)
世帯の灌漑率	0.07 (2.01)**	-0.18 (3.34)***	0.01 (0.18)
労働者平均教育年数	-0.11 (0.24)	-3.00 (4.89)***	0.26 (0.40)
カースト・ダミー			
中位カースト	-9.08 (1.37)	2.91 (0.18)	-11.87 (0.93)
下位カースト(農業従事)	6.24 (1.92)*	20.38 (2.81)***	-11.71 (2.14)**
下位カースト(その他)	-10.09 (2.38)**	25.31 (3.32)***	2.88 (0.45)
指定カースト	-16.60 (3.99)***	57.45 (7.82)***	3.46 (0.54)
ムスリム上位カースト	-10.60 (1.66)*	10.08 (0.89)	4.07 (0.39)
ムスリム下位カースト	-23.40 (4.23)***	3.66 (0.33)	-2.28 (0.24)
男性労働年齢人口	-3.25 (3.63)***	-4.68 (3.00)***	9.46 (6.31)***
女性労働年齢人口	0.05 (0.04)	0.28 (0.15)	1.11 (0.58)
労働年齢以外の人口	-1.00 (2.46)**	1.44 (1.96)*	0.94 (1.25)
農地所有ダミー	8.49 (1.80)*	-16.03 (2.40)**	-3.11 (0.44)
粗貸付額/ $10^4$	-2.34 (0.72)	-33.49 (1.30)	-9.50 (1.89)*
粗借入額/ $10^4$	0.52 (0.55)	-4.09 (1.73)*	-4.90 (2.56)**
		リスク変数 ( $\sigma^2_f$ )	
降雨量の変動係数	-74.21 (4.61)***	15.66 (0.62)	52.22 (2.07)**
降雨量ショック/ $10^2$	2.95 (1.46)	1.18 (0.33)	1.78 (0.50)
村の灌漑指数	-0.04 (0.04)	0.86 (0.61)	-2.98 (2.14)**
		その他の要因	
農地価格	0.12 (1.10)	-0.49 (2.13)**	-0.22 (1.21)
土地無し世帯比率	-0.13 (3.00)***	0.33 (4.48)***	-0.04 (0.56)
主要施設への平均距離	0.05 (0.14)	1.27 (2.80)***	-0.16 (0.31)
州ダミー	-5.24 (1.94)*	6.21 (1.26)	17.41 (3.70)***
定数項	66.55 (7.74)***	-27.02 (1.85)*	-17.64 (1.23)
標準誤差	34.30 (53.85)***	46.74 (31.85)***	54.46 (45.02)***
相関行列	1	-0.47 (16.96)***	-0.61 (34.56)***
		1	0.01 (0.33)
			1
サンプル数 1,654		対数尤度 -15,107.34	
$H_0$ : 全ての係数がゼロ, $\chi^2(63)=878.3$		$H_0$ : 相関行列の非対角要素がゼロ, $\chi^2(3)=914.6$	
$H_0$ : 降雨量変動係数の係数がゼロ, $\chi^2(3)=28.56$		$H_0$ : 降雨量ショックの係数がゼロ, $\chi^2(3)=6.54$	

(出所)筆者推計。

(注) 1) 推計にはSTATAのMLコマンドを使用し、イタレーションはBHHHアルゴリズムを用いた。尤度関数については補論Aを参照。

(2) 括弧内の値はHuber-White分散不均一頑健標準誤差に基づくz値。

(3) \*\*\*は1パーセント水準, \*\*は5パーセント水準, \*は10パーセント水準で統計的に有意であることを示す。

効果を主に反映した結果となっていることがみて取れる。

次に、本稿の焦点であるリスク変数 ( $\sigma_f^2$ ) について述べる。降雨量の変動係数は自営農業労働 (1 列目) で負、市場労働 (2 列目, 3 列目) で正となっている。降雨量の大きな変動に直面する家計ほど、自営農業労働の割合を減らして市場労働の割合を増加させることが示唆され、市場労働のなかでも特に非農業賃労働 (3 列目) については 5 パーセント水準で統計的に有意である。この結果は、農業リスクに直面する家計はその対処として農業所得と相関の低い所得源により労働を配分するという本稿の仮説を支持するものである。本分析においては農業 / 非農業の単純な分類であるが、農業リスクへの対処として単に労働市場の利用のみならず、その労働の種類 (農業 / 非農業賃労働) もまた重要であることが示唆される。

一方、降雨量ショックについては、3本の式すべてにおいて係数の符号は正で、かつ統計的に有意ではない。市場労働 (2, 3 列目) に関しては、大きな降雨量ショックに直面している家計ほど労働市場に参加する確率が高くなるという Rose (2001) の結果と整合的であり、ショックによる農業所得の損失を補うために、市場労働の割合が増加することが示唆される。自営農業労働 (1 列目) でも係数の符号も正であるが、これはショックによって自営農地での労働 (例えば水の管理など) が増加することを反映していると考えられる。

降雨量の変動係数および降雨量ショックについては、3本の式すべての係数が 0 であるという帰無仮説を尤度比検定を用いて検定を行った (表 5 下段)。降雨量の変動係数については  $\chi^2(3)$

= 28.56、降雨量ショックについては  $\chi^2(3)$  = 6.54 で、帰無仮説はそれぞれ 1 パーセント、10 パーセント水準で統計的に棄却されるという結果になった。農家の労働配分の決定は、地域全体を襲う農業の集計的リスクから影響を受けていることが確かめられる。

村の灌漑指数は、農業生産性を高める効果と集計的リスクを緩和させる効果の両方をもつと考えられ、それらの影響はともに自営農業労働 (1 列目) で正、市場労働 (2, 3 列目) で負であることが予想される。前者を通じた効果は世帯レベルの灌漑率および村の農地価格でコントロールされていると考えられ、推計された係数は主にリスク緩和効果を通じたものであると解釈できる<sup>(注13)</sup>。結果より、集計的リスクが小さいほど農家は非農業賃労働 (3 列目) に投入する割合を減少させることがわかる。自営農業労働 (1 列目)、農業賃労働 (2 列目) では符号は逆になっているが統計的には有意ではない。

最後に地域的な要因についてである。農地価格は主に村の農業生産性を表していると考えられ、したがって、農地価格が高い地域であるほど農家は市場労働よりも自営農業労働に多く労働を配分をしていることが予想される。推計結果は予想通りの符号を示している。

土地無し世帯比率は村における潜在的な労働者の多さを主に捉えると考えられ、その比率が大きいほど賃金水準が低いことが予想される。この場合、農家の雇用者としての側面においては、その比率が高いほど外部雇用を安く利用できるように自営農業労働が減少することが予想され、被雇用者としては市場労働の利用が少なくなることが考えられる。自営農業労働 (1 列目)、非農業賃労働 (3 列目) においては予想通

表6 労働供給と農業生産の集計的リスク(多変量トービット)

	(a) 自営農業労働	(b) 農業賃労働	(c) 非農業賃労働
<b>交差項なし(表5)</b>			
降雨量の変動係数	-74.21 (4.61)***	15.66 (0.62)	52.22 (2.07)**
降雨量ショック/10 <sup>2</sup>	2.95 (1.46)	1.18 (0.33)	1.78 (0.50)
村の灌漑指数	-0.04 (0.04)	0.86 (0.61)	-2.98 (2.14)**
<b>交差項あり</b>			
降雨量の変動係数	-74.74 (5.18)***	13.72 (0.75)	52.47 (2.17)**
降雨量ショック/10 <sup>2</sup>	6.55 (2.71)***	-14.92 (3.08)***	0.31 (0.07)
降雨量ショック×小規模農家ダミー	-7.01 (2.68)***	24.53 (4.85)***	2.97 (0.66)
村の灌漑指数	0.00 (0.00)	0.74 (0.53)	-2.99 (2.21)**

(出所)筆者推計。

(注) 1)表5の注1)~(3)参照。

(2)表中の結果は、リスク変数以外の変数もすべて含めて推計を行ったものである。交差項を含むモデル(下段)のその他の変数についての推計結果は筆者より入手可能である。

りの結果となっており、農業賃労働(2列目)では期待される符合とは逆に正で、特に農業賃労働では1パーセント水準で有意となっている。土地無し世帯比率が大きいことは同時に、村において大規模な農地経営がなされていることを反映しているかもしれない、その意味で村の農業労働の需要が高いことが考えられる。土地無し世帯比率が高い地域の農家ほど農業賃労働を増加させるという結果はこの側面を主に反映していると思われる。

村から主要施設への平均距離は、都市部への距離を表していると考えられる。農業賃労働(2列目)で、係数の符号は正で統計的に有意であり、都市部から遠い村に住む家計ほど農業賃労働に多く労働を配分していることがみて取れる。

ここで、降雨量ショックへの家計の対応についてより詳細な検証を試みるために別の推計を行う。表5における結果は平均的には降雨量ショックに対して家計は有意に反応していないことを表しているが、ショックへの反応は家計の保有する資産などのエンドウメントの大小によ

って異なっている可能性がある。表6は、灌漑農地面積が1エーカー以下の農家(以下、中小規模農家と表記)<sup>注14)</sup>について1の値を取るダミー変数と降雨量ショックとの交差項を入れたモデル、および交差項を含めないモデルについての推計結果をリスク変数についてまとめたものである。交差項を含んだモデルの推計結果について、中小規模農家とそれ以外の農家(以下、大規模農家と表記)とでは、降雨量ショックへの対応に関して、自営農業労働(1列目)、農業賃労働(2列目)で正反対であることがみて取れる。大規模農家では市場労働の割合を減らして自営農業労働の割合を増加させることでショックに対応しており、中小規模農家は市場労働を増加させることでそれに対応しているといえよう。中小規模農家の対応に関して、市場労働のなかでも農業賃労働については統計的にも有意であり、降雨量が少ないことによって農地での仕事が増え、それによって村全体として農業賃労働の需要が増すために、非農業賃労働に比べて農業賃労働でより就業の機会が得やすい

表7 労働市場参加確率のシミュレーション

シミュレーション	農業賃労働 Pr( $\ell_2 > 0$ )	非農業賃労働 Pr( $\ell_3 > 0$ )	市場労働 Pr( $\ell_2 + \ell_3 > 0$ )
本稿の結果			
(a) 降雨量変動係数 = 0.13(最小値)	0.28	0.45	0.63
降雨量変動係数 = 0.33(最大値)	0.31	0.58	0.73
(b) 降雨量ショック = -2 標準偏差	0.29	0.51	0.68
降雨量ショック = +2 標準偏差	0.31	0.55	0.72
Rose(2001)			
(a) 降雨量変動係数 = 0.16(最小値)	-	-	0.32
降雨量変動係数 = 0.91(最大値)	-	-	0.51
(b) 降雨量ショック = -2 標準偏差	-	-	0.28
降雨量ショック = +2 標準偏差	-	-	0.33

(出所) 表5の結果をもとに筆者推計。

(注) Rose(2001)の結果については、Table3から抜粋。ただし、Rose(2001)における降雨量ショックの定義は該当年の降雨量からその時系列の平均値を引いたものであり、本稿とは符号が逆である。本表では比較の容易さのため、降雨量ショックに関しては本稿の定義に合わせて載せてある。

ことを反映していることが考えられる。

以上より、農業生産の集計的リスクへの事前の対応としては所得相関の低い非農業賃労働が重要な役割を果たしているのに対し、事後的な対応においては(中小規模農家にとって)農業賃労働が重要であることが結論づけられる。

#### 労働配分決定に対する集計的リスクの影響

本節では、表5の結果に基づいて労働配分の決定に与える集計的リスクの影響についてさらに詳細な分析を行う。まず、本分析と同様に集計的リスクへの対処としての労働市場の利用に着目した Rose(2001)の結果と比較するために、降雨量の変動および降雨量ショックが変化したときに、家計が労働市場に参加する確率がどれくらい変化するかについてシミュレーションを行った(手法に関しては補論Bを参照)。

表7の上段には、本稿の結果に基づいた農業賃労働、非農業賃労働、および市場労働(農業

賃労働あるいは非農業賃労働)への参加確率のシミュレーション結果が、下段には Rose(2001, 382, Table 3)から抜粋した結果を載せてある<sup>(注15)</sup>。

既述のように、Rose(2001)では賃労働の種類を区別せずに分析を行っている。その分析からは、降雨量の変動係数が最も低い水準から最も高い水準にまで気候のリスクが増すと、家計が労働市場に参加する確率が32パーセントから51パーセントに増大することが示されている。本稿の分析では63パーセントから73パーセントに増え、概ね同様の結果が導かれていることがわかる。しかしながら賃労働の種類別にみると、農業労働と非農業賃労働とでは参加確率の増大に大きな違いがあることがみて取れる。前者は3パーセントポイントの増加であるのに対し、後者では13パーセントポイントもの増大であり、この結果からも農業リスクに直面する家計はその対処として農業所得と相関のより低い所得源に労働を配分することが示唆される。

表 8 労働供給シェアのシミュレーション

シミュレーション	(a) 自営農業労働 $E[\ell_1   \ell_1 > 0]$	(b) 農業賃労働 $E[\ell_2   \ell_2 > 0]$	(c) 非農業賃労働 $E[\ell_3   \ell_3 > 0]$
(a) 降雨量変動係数 = 0.13(最小値)	60.24	29.43	42.12
降雨量変動係数 = 0.39(最大値)	46.37	30.53	47.20
(b) 降雨量ショック = -2 標準偏差	48.84	29.70	44.35
降雨量ショック = +2 標準偏差	54.20	30.52	46.10
	$E[\ell_1]$	$E[\ell_2]$	$E[\ell_3]$
(a) 降雨量変動係数 = 0.13(最小値)	51.57	10.62	19.99
降雨量変動係数 = 0.39(最大値)	35.42	11.94	28.29
(b) 降雨量ショック = -2 標準偏差	38.22	10.97	23.62
降雨量ショック = +2 標準偏差	44.51	11.89	26.47

(出所) 表 5 の結果をもとに筆者推計。

(注)  $E[\ell_i | \ell_i > 0]$  及び  $E[\ell_i]$  はそれぞれ、

$$E[\ell_i | \ell_i > 0] = X_i \beta_i + \sigma_i \left\{ \frac{\Phi(X_i \beta_i / \sigma_i)}{\Phi(X_i \beta_i / \sigma_i)} \right\}, E[\ell_i] = E[\ell_i | \ell_i > 0] \times \Pr(\ell_i > 0)$$

で計算される値の家計平均である。ただし、 $\Pr(\ell_i > 0)$  の計算は表 7 での計算と同じ手法を用いた。

市場労働参加確率に対する降雨量ショックの影響についても Rose (2001) と同様に、降雨量ショックが -2 標準偏差の水準から +2 標準偏差の水準に増大した場合、市場労働への参加確率は 4 パーセントポイント増大するとの結果になっており、ここでも農業賃労働よりも非農業賃労働で参加確率の増加分が大きいことがわかる。

次に、同じく降雨量の変動係数および降雨量ショックが変化した場合に、それぞれの労働供給のシェアがどれくらい変化するかについてシミュレーションを行った(表 8)。表より、降雨量の変動が最低水準から最高水準に変化した場合、労働供給シェアの条件付期待値(上段)、期待値(下段)の両ケースにおいて農家の自営農業労働のシェアは減少し、農業賃労働、非農業賃労働のシェアは増加することがわかる。特に、市場労働のなかでも非農業部門の方がシェアの変化分が大きいことが見て取れる。先の表 7 における参加確率の分析と同様、労働供給の

シェアについての分析からも事前のリスク対処においての方が事後的な対応の場合よりも、より農業と相関の低い非農業部門での賃労働就業が重要であることが示唆される。

## ま と め

本稿は、市場労働所得と農業所得との相関に焦点を当て、農業生産の集計的リスクが農家の労働配分決定に与える影響について考察を試みた。本稿の分析から、農家は主として集計的リスクに事前に対処しており、その事前の対応においては市場労働のなかでもとりわけ非農業部門が重要であること、また(灌漑)農地面積の少ない農家にとっては農業賃労働が事後的なリスク対処手段として機能していることが示された。

先行研究で主張されてきたように保険市場の整備あるいは集計的リスクそれ自体を削減するような政策を採用することによって、農家がより効率的な資源配分を達成することが可能とな

ることは言をまたない。本稿の結果は、農家の労働配分の決定が地域全体を襲うような農業の集計的リスクから影響を受けていること、すなわちリスク回避的な農家が確実な所得を得るために低い期待所得に甘んじている意味でリスク対処が厚生上の高い費用を伴っていることを示唆している。したがって、農業への依存度が依然として高いインド農村においては、保険市場の整備、あるいは灌漑事業などの農業の集計的リスクそれ自体を軽減するような政策は一定の有効性を持つと思われる。他方、本稿が見出した非農業雇用のリスク軽減効果は、非農業部門の発展あるいは雇用創出もまた重要であることを示している。

このことはまた、農村における非農業部門の発展が、家計の利用可能な所得源の増加に寄与し、また間接的にも貧困削減に寄与する [Lanjouw and Shariff 2004] ということのみならず、地域内での対処が理論的に不可能な集計的リスクに対する家計の対処能力を高めるという側面においても重要であることを示していると言えよう。

最後に、本稿の分析における限界と残された課題について述べる。まず、変数欠落によるバイアスの可能性である。例えば、家計のリスク回避の必要度などの家計の特徴に関して、これらの代理変数として用いた変数は十分にこの側面を捉えていない可能性がある。この点に関しては、家計の複数年の情報を含むパネル・データなどによるさらなる分析が望まれよう。

また本稿の文脈において最も重要な点として、本稿では農村非農業部門を一括して扱っている点が挙げられる。非農業労働からの所得が自営農業所得とどのように関連しているかは、本来、

業種別・職種別で大きく異なっている可能性がある。データの制約上、各所得間の相関とともにこの点を無視していることは非常に大きな限界であり、今後の課題としたい。

## 補論 A 推計で用いた尤度関数について

本稿のモデルは以下のように書き表される。

$$\ell = XB + \mu$$

$$\ell = \begin{bmatrix} \ell_1 \\ \ell_2 \\ \ell_3 \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} X_1 & 0 & 0 \\ 0 & X_2 & 0 \\ 0 & 0 & X_3 \end{bmatrix},$$

$$B = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \beta_3 \end{bmatrix}, \mu = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \mu_3 \end{bmatrix},$$

ただし、 $\mu \sim N(0, \Sigma)$  で、 $\Sigma$  は  $N \times N$  の誤差項の分散共分散行列、

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_1 \sigma_2 \rho_{12} & \sigma_1 \sigma_3 \rho_{13} \\ & \sigma_2^2 & \sigma_2 \sigma_3 \rho_{23} \\ & & \sigma_3^2 \end{bmatrix}$$

である。この時、自営農業労働、農業賃労働、非農業賃労働の3つすべてに労働を配分している家計の尤度関数は以下のように表される。

$$L^{R000} = (2\pi)^{-\frac{3}{2}} |\Sigma|^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \mu' \Sigma^{-1} \mu \right\} \\ = \phi_3(\mu_1, \mu_2, \mu_3 | \beta, \Sigma)$$

ただし、 $\phi_3(\cdot)$  は3変量正規密度関数で、 $R_{000}$  は3つすべてについて労働を配分している家計の属する分類を示し、3桁の数字について、1はデータが打ち切られている(censored)ことを、0はそれ以外を表す。いま、本稿の分析では3つの選択肢があり、すべてについてまったく労働を供給していない家計を分析から除いているので、尤度関数は上記以外に6つのものから構成される。一例として、非農業賃労働の



みに労働を配分している（ $R_{110}$ に属する）家計の尤度関数は以下ようになる。

$$L^{R110} = \int_{-\infty}^{-X_1\beta_1} \int_{-\infty}^{-X_2\beta_2} \phi_3(\mu_1, \mu_2, \mu_3 | \beta, \Sigma) d\mu_1 d\mu_2$$

ここで、条件付分布の計算より

$$\begin{aligned} \phi_3(\mu_1, \mu_2, \mu_3 | \beta, \Sigma) &= \phi_2(\mu_1 - \bar{\mu}_1, \mu_2 - \bar{\mu}_2 | \beta, \bar{\Sigma}) \cdot \phi(\mu_3 | \beta_3, \sigma_3^2), \\ \bar{\mu} &= [\bar{\mu}_1, \bar{\mu}_2] = \begin{bmatrix} \frac{\sigma_1}{\sigma_3} \sigma_{13} \mu_3 & \frac{\sigma_2}{\sigma_3} \sigma_{23} \mu_3 \end{bmatrix}, \\ \bar{\Sigma} &= \begin{bmatrix} \sigma_1^2(1 - \rho_{13}^2) & \sigma_1 \sigma_2(\rho_{12} - \rho_{13}\rho_{23}) \\ \sigma_2^2(1 - \rho_{23}^2) \end{bmatrix}, \end{aligned}$$

であるので、 $R_{110}$ に属する家計の尤度関数は、

$$\begin{aligned} L^{R110} &= \phi(\mu_3 | \beta_3, \sigma_3^2) \int_{-\infty}^{-X_1\beta_1} \int_{-\infty}^{-X_2\beta_2} \phi_2(\mu_1 - \bar{\mu}_1, \mu_2 - \bar{\mu}_2 | \beta, \bar{\Sigma}) d\mu_1 d\mu_2 \\ &= \phi(\mu_3 | \beta_3, \sigma_3^2) \cdot \Phi_2(-X_1\beta_1 - \bar{\mu}_1, \\ &\quad -X_2\beta_2 - \bar{\mu}_2 | \beta, \bar{\Sigma}) \end{aligned}$$

と書き直すことができる。ただし、 $\Phi_2$ は2変量正規累積分布関数である。残りの5つについても同様に尤度関数を定義できる。また尤度関数の最大化計算において、上記からも明らかなように本稿の分析では2変量正規累積分布関数の計算が求められる。分析には、2変量の計算まで可能である統計ソフトウェア、STATAを用いて収束計算を行った。推計で用いたプログラムについては筆者より入手可能である。

## 補論B シミュレーションの手法について

以下に説明する労働市場参加確率のシミュレーションにおける計算はCornik et al.(1994)を参考にした。

いま、自営農業労働、農業賃労働には配分しているが非農業賃労働は行っていない（すなわ

ち $\ell_1 > 0, \ell_2 > 0, \ell_3 = 0$ である）家計が属する分類を $R_{001}$ とする。3桁の数字について、1はデータが打ち切られている（censored）ことを、0はそれ以外を表す。本稿の分析では、労働供給が3つすべての式についてゼロであるような（ $R_{111}$ に属する）家計は除外して分析しているので、この $R_h$ は7通り（ $2^3 - 1$ ）存在し、すべての家計は例外なくどれかの分類に属することになる。この $R_h$ を用いて、家計がタイプ $i$ の活動に労働を配分している確率、 $\Pr(\ell_i > 0)$ を表すと、

$$\Pr(\ell_i > 0) = \sum_{\ell_i > 0} \Pr(R_h)$$

となる。よって、農業労働市場、非農業労働市場、あるいは少なくともそのどちらか一方に、家計が参加する確率はそれぞれ

$$\Pr(\ell_2 > 0) = \Pr(R_{000}) + \Pr(R_{001}) + \Pr(R_{100}) + \Pr(R_{101})$$

$$\Pr(\ell_3 > 0) = \Pr(R_{000}) + \Pr(R_{010}) + \Pr(R_{100}) + \Pr(R_{110})$$

$$\begin{aligned} \Pr(\ell_2 + \ell_3 > 0) &= \Pr(R_{000}) + \Pr(R_{001}) \\ &\quad + \Pr(R_{010}) + \Pr(R_{100}) \\ &\quad + \Pr(R_{101}) + \Pr(R_{110}) \end{aligned}$$

と表される。上の式中の $\Pr(R_h)$ については、モンテカルロ法を用いてシミュレーションを行い求める。具体的に、第5節表5の多変量トビット推計から求まる分散共分散行列のチョルスキー分解行列 $C$ を使って、 $T$ 個の独立な（ $3 \times 1$ ）の乱数ベクトル $S$ から

$$\hat{\mu} = C'S$$

となるような（ $3 \times T$ ）の誤差項を作る。ちなみに、 $E[\hat{\mu}] = C'E[S] = 0, V[\hat{\mu}] = CV[S]C' = CVC' = \hat{\Sigma}$ である。この $\hat{\mu}$ と $-X\hat{\beta}$ の関係から $\hat{R}_h$ を求めることができる。すなわち、 $\hat{\mu}_1' > -X_1\hat{\beta}_1, \hat{\mu}_2' > -X_2\hat{\beta}_2, \hat{\mu}_3' < -X_3\hat{\beta}_3$ であるような



表C - 1 労働供給シェア関数の推計結果 (OLS)

説明変数	(a) 自営農業労働	(b) 農業賃労働 家計の特徴( $X_i$ )	(c) 非農業賃労働
農地所有面積	1.90 ( 2.94 )***	-0.44 ( 2.90 )***	-0.89 ( 2.43 )**
灌漑率	0.05 ( 1.80 )*	-0.07 ( 3.04 )***	0.02 ( 0.79 )
平均教育年数	-0.08 ( 0.25 )	-0.89 ( 5.49 )***	0.33 ( 1.15 )
カースト・ダミー			
中位カースト	-9.18 ( 1.53 )	-2.69 ( 1.03 )	-10.61 ( 1.99 )**
下位カースト( 農業 )	5.69 ( 1.88 )*	1.09 ( 0.95 )	-8.91 ( 3.20 )***
下位カースト( その他 )	-10.09 ( 2.92 )***	2.64 ( 1.64 )	-2.33 ( 0.71 )
指定カースト	-15.75 ( 4.56 )***	18.11 ( 9.21 )***	-2.26 ( 0.69 )
ムスリム上位カースト	-9.40 ( 1.75 )*	-0.94 ( 0.35 )	1.76 ( 0.32 )
ムスリム下位カースト	-21.93 ( 4.70 )***	-3.57 ( 1.41 )	-3.07 ( 0.66 )
男性労働年齢人口	-3.42 ( 4.02 )***	-2.02 ( 4.30 )***	4.22 ( 5.20 )***
女性労働年齢人口	-0.23 ( 0.23 )	-0.01 ( 0.01 )	-0.02 ( 0.02 )
労働年齢以外の人口	-1.00 ( 2.61 )***	0.02 ( 0.07 )	0.15 ( 0.37 )
農地所有ダミー	8.16 ( 2.26 )**	-11.45 ( 3.20 )***	1.67 ( 0.46 )
粗貸付額/10 <sup>4</sup>	-2.40 ( 1.47 )	0.63 ( 1.54 )	-1.72 ( 1.45 )
粗借入額/10 <sup>4</sup>	0.55 ( 0.70 )	-0.18 ( 0.55 )	-2.31 ( 3.75 )***
		リスク変数( $\sigma^2_f$ )	
降雨量の変動係数	-63.98 ( 4.60 )***	23.08 ( 2.33 )**	25.87 ( 2.03 )**
降雨量ショック/10 <sup>2</sup>	2.87 ( 1.49 )	2.28 ( 1.93 )*	-0.15 ( 0.08 )
村の灌漑指数	-0.01 ( 0.01 )	1.15 ( 2.24 )**	-1.33 ( 1.80 )*
		その他の要因	
農地価格	0.11 ( 1.15 )	-0.14 ( 3.42 )***	-0.10 ( 1.21 )
土地無し世帯比率	-0.13 ( 3.08 )***	0.09 ( 3.25 )***	-0.05 ( 1.39 )
主要施設への平均距離	-0.01 ( 0.04 )	0.27 ( 1.61 )	-0.37 ( 1.51 )
州ダミー	-5.43 ( 2.19 )**	1.18 ( 0.82 )	6.89 ( 3.00 )***
定数項	67.78 ( 8.79 )***	16.43 ( 2.97 )***	19.16 ( 2.54 )**
サンプル数	1,654	1,654	1,654
	0.19	0.23	0.07
F( 21,1631 )	16.50	20.37	6.33

( 出所 ) 筆者推計。

( 注 ) 1 ) 括弧内の値はHuber-White分散不均一頑健標準誤差に基づくt値。

2 ) \*\*\*は1パーセント水準, \*\*は5パーセント水準, \*は10パーセント水準で統計的に有意であることを示す。

家計は  $\hat{R}_{001}^i = 1$  となる。以上より求める  $\hat{R}_h^i$  より, った。

$$\Pr [ R_h = 1 ] = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{R}_h^t}{T}$$

を計算し, それを用いて参加確率の計算を行った。また, 表7に報告の値は  $T=50$  として計算を行ったものであり, 50を超える値ではシミュレーション結果にほとんどは変化はみられなか

## 補論C 各シェア関数のOLS推計結果

本稿における多変量トービット・モデルの結果が頑健であるかどうかを確かめるために, 同様の分析をOLSによっても行った。表C-1は, 各シェア関数について個別にOLSで推計した

結果である。多変量トービットの結果と見比べると、幾つかの変数については、両方で係数の符号に変化が見られるものの、それらのほとんどすべてがOLS推定で統計的に有意でない変数である。また、OLS推定で統計的に有意であった変数については、そのほとんどが多変量トービット・モデルでは符号はそのままであることが確認できる。

(注1) 先進国における農家についての研究には、Mishra and Goodwin (1997)、Mishra and Holthausen (2002)、Vergara et al. (2004) 等がある。

(注2) リスクは理論的に2つの種類に分類することができる。ひとつは「個別リスク」(idiosyncratic risk)であり、もうひとつは、本稿で着目している「集計的リスク」である。前者は家計間で統計的に独立に生じるリスクで、例えば、家計の働き手の怪我や病気による所得の変動部分などがそれに当たる。後者については既述のように、例えば降雨量の変動などの地域全体を襲うようなリスクのことである。また対処のタイミングに関して、家計が直面するリスクそれ自体を軽減させようとする事前の対処と、実現したリスク(ショック)からの影響を軽減させようとする事後的な対処の2つに分類することができる。幾つかの研究においては、事前の対応としてリスク削減(risk reduction)、事後的な対応としてリスク対処(risk coping)という用語を使い、それら両方を含むものとしてリスク管理(risk management)なる用語を用いているが、本稿ではFafchamps(2003)の定義に倣い、事前・事後の対処両方を含むものとして「リスク対処」という用語を使い、両者を区別する場合は単に事前、事後と明記することにする。

(注3) この仮定は、インドにおける農業経営の文脈においては必ずしも妥当なものではないが、以下に示すモデルにおいて雇用労働者を明示的に取り入れても、それが家族労働と完全に代替的でない限り本稿の分析には影響はない。よって簡便化のために以下では自営農地における農業労働者の雇用は捨象して考える。

(注4) 以上の定式化からも明らかなように、本稿では集計的リスクのみに焦点を当て、個別リスクについては特に言及しない。その理由として、既述のように、地域全体を襲う集計的リスクは、地域内においてフォーマル/インフォーマルな手段を通じて回避することが基本的に不可能であり[Townsend 1994]、したがって集計的リスクへの対処が農村家計にとってより重要であると考えられるためである。

(注5)(a)については自営農地における労働であり特に説明しないが、それ以外の労働については以下の通り。(b) 農業賃労働とは自営農地外における農地で従事する賃労働で、現金以外の現物支給のものも含む。(c) 非農業賃労働とは農地以外での賃労働で、その大部分は村落内や近隣の街での建設業などに従事する日雇い労働である。(d) 自営非農業労働には、商店の経営、ビディ(廉価なタバコ)などの日用品や家具、服飾品などの家内手工業、物売り、ゴミ拾いなどが含まれる。

(注6) このことは、本稿と異なるデータを用いてインドの農村労働市場を分析した既存研究の結果と整合的である。例えば、1999/2000年のNational Sample Survey(NSS)によるデータを用いた宇佐美(2002)においては、農村全就業者に占める自営農業従事者・耕作者以外の割合は男性で約6割、女性では約5割にも上ることが示されている(ただし、この割合には自営非農業従事者も含まれる)。またNational Centre of Applied Economic Research(NCAER)による1993/94年の農村家計データを用いて分析を行っているLanjouw and Shariff(2004)でも、農村家計の総所得に占める賃労働からの所得は3割に上り、非農業に限定してもそれは2割を超える水準である。

(注7) Johnson et al.(2003)では、気象学の手法を用いて各観測所で得られたデータをもとに緯度・経度0.5度ずつの降雨量を推計している。各県から一番近い緯度・経度の降雨量の推計値を県の降雨量として用いた。

(注8) 自営農業における生産性には、本稿で扱う農地所有面積と灌漑率以外にも家畜や農機具などの農業資本も影響を及ぼしていることは想像に難くない。しかしながら、家畜などの農業資本は労働配分ととも

に重要な家計のリスク回避手段でもあり、その売買が労働配分と同時に進行している可能性がある。その場合、説明変数にこれらの変数を含むことによって、推計された係数には同時性に起因するバイアスが生じてしまう。これらの変数については有効な操作変数がみつからず、よって外生性テストなどでそれを確かめることも不可能であり、本稿の分析においては説明変数から除外した（いずれにしろ、誘導アプローチの場合、全く同じ説明変数で記述することになる）。また、これらの変数を含んで推計を行った結果からも、推計された係数は本稿の結果と比べて若干の変化がみられるものの、それらは軽微であることが確かめられ、変数欠落によるバイアスの影響もほとんどないと判断される。これらの変数を含んだ推計結果については筆者より入手可能である。

（注9）農地所有面積と農地所有ダミーとの間の相関は0.14とそれほど高くはなく、両者を含むことによる多重共線性の可能性は小さいであろう。

（注10）理論モデルにおける労働市場に伴うリスクの分散（ $\sigma_m^2$ ）及び農業生産リスクとの共分散（ $Cov(\varepsilon_f, \varepsilon_m)$ ）は、データの制約上適切な変数が取れない。これらのうちすべての世帯について同一である部分に関しては定数項でコントロールされると考えられる。

（注11）シェア関数の推計においては、すべての式を含めて推計を行うことはできない。したがって、本稿の文脈においてはそれほど重要でない（d）自営非農業労働についてのシェア関数を分析から除外した。付言すると、比率（労働供給シェア）の変化の方向は水準（労働供給量）のそれとは必ずしも一致するとは限らない。しかしながら本稿の仮説を確かめる上ではシェア関数の推計で十分であると考えられる。任意のタイプの労働に関して、仮にその水準が減少していたとしても相対的な比率が高まっているならば、家計全体の総労働供給が落ち込むなかで、その労働への供給の落ち込みが少ないことを意味しており、家計の所得源として相対的に重要であることが確かめられるのである。また、(a)~(c)にまったく労働を配分していない家計が16世帯存在し、これらわずか1パーセント以下の世帯を含むことによって推計の困難さを極端に増してしまう。そのため、これらの世帯はサンプルか

ら除外し、最終的なデータセットに含まれるのは1654世帯である。

（注12）粗貸付額及び粗借入額に関して、家計の労働配分状況が貸付・借入行動に影響を及ぼしているという可能性があり、その場合これらの変数を用いることには同時性に起因するバイアスの存在が示唆される。粗貸付額に関しては、家計の労働配分状況が貸付行動に影響を及ぼしているとは考えにくい。特に問題はないと思われるが、粗借入額に関しては農業所得の落ち込みに直面した家計が、市場労働を十分に利用できなかったために多く借入を行っているなどの可能性が考えられる。この場合、粗借入額の推計された係数は市場労働（2列目、3列目）で負のバイアスが存在することが示唆される。そこで、これらの変数についてはSmith and Blundell（1986）で示された外生性テストを行った。粗貸付額、粗借入額がそれぞれ外生変数であるという帰無仮説に対するカイ二乗統計量はそれぞれ2.47、2.73（p値はそれぞれ0.48、0.43）で、帰無仮説は棄却されなかった。したがって、本稿の分析結果には内生性によるバイアスの可能性は小さいと判断し、以下の係数の解釈においては内生性バイアスの方向性について議論は行っていない。この外生性テストの詳細な結果については筆者より入手可能である。

（注13）村の灌漑指数は栽培可能な村の土地のうち、灌漑が施されているものの割合を1から5の数値で表したものであり、それは個々の家計の灌漑率の集計値という性格を有している。したがって、この2つの変数を同時に用いることには多重共線性の可能性が示唆されるが、両者の相関係数は0.41とそれほど高くはなく、心配される多重共線性の可能性は小さいであろう。

（注14）本稿のサンプルにおける灌漑農地面積の平均値は1.96エーカーで、中小規模農家（灌漑農地面積が1エーカー以下の農家）に含まれる農家は全サンプルの約47パーセントに上る。

（注15）Rose（2001）と本分析の違いとして、まず分析手法の違いが挙げられる。Rose（2001）では労働市場への参加／不参加を1、0の二値変数として、ランダム・エフェクト・プロビット（random effects probit）の手法を用いて労働市場参加確率を推計している。求められた平均参加確率はサンプル平均で評価し

た参加確率の推計値である。他方、すでにみたように本稿の分析では、多変量トービット・モデルを用いて推計を行っており、参加確率を直接求めることができない。したがって、上述した手法を用いている。またデータに関して、Rose（2001）で使われているものは13州 2115 家計についての1968/69年から70/71年の3カ年のパネルデータであるが、本稿と同様1年間ごとの労働供給について分析を行っており、大きな違いはその年次と対象地域にあると言える。

## 文献リスト

### < 日本語文献 >

- 宇佐美好文 2002. 「インド農村における就業構造の特徴と変化」 絵所秀紀編『現代南アジア（2）経済自由化のゆくえ』東京大学出版会 121-144.
- 黒崎卓 1998. 「貧困の動態的分析 研究展望とパキスタンへの応用」『経済研究』54(4) 353-374.
- 黒崎卓・山崎幸治 2002. 「南アジアの貧困問題と農村世帯経済」 絵所秀紀編『現代南アジア（2）経済自由化のゆくえ』東京大学出版会 67-96.

### < 英語文献 >

- Cameron, L. A. and C. Worswick 2003. "The Labor Market as a Smoothing Device: Labor Supply Response to Crop Loss." *Review of Development Economics* 7 (2) : 327-341.
- Cornick, J., T. L. Cox, and B. W. Gould 1994. "Fluid Milk Purchases: A Multivariate Tobit Analysis." *American Journal of Agricultural Economics* 76(1) : 74-82.
- Fafchamps, Marcel 2003. *Rural Poverty, Risk and Development*. Cheltenham :Edward Elger.
- Johnson, M., K. Matsuura, C. Willmott and P. Zimmermann 2003. *Tropical Land-Surface Precipitation: Gridded Monthly and Annual Time Series (1950-1999)*. Newark : Center for Climatic Research Dept. of Geography, Univ. of Delaware.
- Kochar, Anjini 1999. "Smoothing Consumption by Smoothing Income: Hours of Work Response to Idiosyncratic Agricultural Shocks in Rural India." *Review of Economic and Statistics* 81(1) 50-61.
- Kurosaki, T. and M. Fafchamps 2002. "Insurance Market Efficiency and Crop Choices in Pakistan." *Journal of Development Economics* 67(2)(April) : 419-453.
- Kurosaki, T. and H. Khan 2006. "Human Capital, Productivity, and Stratification in Rural Pakistan." *Review of Development Economics* 10(1) 116-134.
- Lanjouw, P. and A. Shariff 2004. "Rural Non-Farm Employment in India: Access, Incomes and Poverty Impact." *Economic and Political Weekly* 39 (40) (Oct. 2) : 4429-4446.
- Mishra, A. K. and B. K. Goodwin 1997. "Farm Income Variability and the Supply of Off-farm Labor." *American Journal of Agricultural Economics* 79 (3) : 880-887.
- Mishra, A. K. and D. M. Holthausen 2002. "Effect of Farm Income and Off-farm Wage Variability on Off-farm Labor Supply." *Agricultural and Resource Economics Review* 31(2) 187-199.
- Rose, Elaina 2001. "Ex Ante and Ex Post Labor Supply Response to Risk in a Low-Income Area." *Journal of Development Economics* 64(2) 371-388.
- Smith, R. J. and R. W. Blundell 1986. "An Exogeneity Test for a Simultaneous Equation Tobit Model with an Application to Labor Supply." *Econometrica* 54(3) 679-686.
- Townsend, Robert M. 1994. "Risk and Insurance in Village India." *Econometrica* 62(3) 539-591.
- Vergara, O., K. H. Coble, G. F. Patrick, T. O. Knight, and A. E. Baquet 2004. "Farm Income Variability and Supply of Off-farm Labor by Limited-Resource Farmers." *Journal of Agricultural and Applied Economics* 36(2) 467-479.

【付記】本稿の執筆にあたり、一橋大学経済研究所黒崎卓教授、一橋大学大学院経済学研究科川口大司助教授には、多数の有益なコメントをいただいた。また掲載にあたって、2名の匿名査読者が

ら原稿の改善に対する有意義なご指摘を多数いただいた。ここに記して感謝の意を表したい。もとより、本稿に含まれる誤りはすべて筆者ひとりの責任に帰するものである。

（一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程，  
2005年9月22日受付，2006年3月20日レフェリーの審査を経て掲載決定）