



Discussion Paper Series

No.111

途上国における家計の労働配分決定とリスク：
インド・ビハール州及び
ウッタル・プラデーシュ州の農家の事例

伊藤高弘

August 2005

**Hitotsubashi University Research Unit
for Statistical Analysis in Social Sciences**

A 21st-Century COE Program

Institute of Economic Research
Hitotsubashi University
Kunitachi, Tokyo, 186-8603 Japan
<http://hi-stat.ier.hit-u.ac.jp/>

途上国における家計の労働配分決定とリスク*

インド・ビハール州及びウツタル・プラデーシュ州の農家の事例

伊藤 高弘[†]

平成 17 年 8 月 22 日

概要

途上国における家計の労働配分決定に関する研究においては、賃労働が農業リスクへの対処として重要な役割を有していることが指摘されてきた。その一方で賃労働の種類を考慮した研究は皆無である。農業との間の所得の相関は、賃労働の種類によって大きく異なると考えられ、したがってリスク対処と労働配分の決定に関する研究において、この点を考慮することは重要であると思われる。本稿では、インド中北部二州における農家の個票データを用いて、労働の種類を自営農業労働、自営非農業労働、農業賃労働、非農業賃労働の四つに分類し、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。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、特に、より大きなリスクに直面する家計ほど事前のリスク対処として自営農業労働から賃労働、とりわけ非農業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。これらの結果は、農業リスクへの対処においては農業と所得の相関が低い賃労働が家計にとって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。同時に、本稿で示された結果は農村労働市場における非農業部門が家計のリスク対処能力を高めるという側面においても重要な役割を有していることを示唆するものである。

*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の両氏には、多数の有益なコメントを頂いた。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一人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 E-mail:ed044001@srv.cc.hit-u.ac.jp

1 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先ず挙げられる。そして多くの場合、途上国農村においては信用・保険市場が未発達であり、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 & Fafchamps 2002)。またリスクの存在は、それが例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えるかもしれず、貧困削減という観点からも、このテーマの重要性が伺える (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 & Worswich (2003) がある¹。リスクの種類²と対処のタイミング³に関して、これらの研究を分類すると、Kochar (1999)、Cameron & Worswich (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 & Worswich (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一つである。その分析結果か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、及び大きな降雨量ショックに実際

¹先進国における農家についての研究には、Mishra & Goodwin (1997)、Mishra & Holthausen (2002)、Vergara et al. (2004) 等がある。いずれも米国の農家の事例についての研究である。

²リスクは理論的に二つの種類に分類することができる。一つは「個別リスク」(idiosyncratic risk) であり、もう一つは、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。

³リスクへの対処には、家計の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大きく分けて二つの手段が存在する。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」という用語を用い、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。

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全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二つに分類し、農業リスクへの対処においては賃労働の種類（すなわち農業と相関の低い部門）が重要であるという仮説への検討を試みる。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、非農業賃労働の四つに分類し、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・プラデーシュ州及びビハール州にて行われた Survey of Living Conditions 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、第二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、第三節では分析に用いるデータについて述べる。続く第四節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についてである。第五節では、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。第六節は本稿のまとめである。

2 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すると⁴、自営農地での労働、及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。

$$y = Q(L_f, X_f)(\epsilon_f + 1) + L_m\{W_m(X_m) + \epsilon_m\} \quad (1)$$

ここで、 $Q(\cdot)$ は農業純収入関数で、 L_i はタイプ i の労働への家計全体での投入日数、 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、 ϵ_i はその活動における所得の集計的リスクを表す変数で、平均 0 で分散は σ_i^2 と仮定する。 $W_m(\cdot)$ は期待される一日当りの賃金率の関数である。

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。

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、家計全体での労働供給量が完全に非弾力的でその賦存量を \bar{L} とすると、家計の最適化問題は以下のように表される。

$$\begin{aligned} \max \quad & U = E[v(y)] \\ \text{s.t.} \quad & (1) \text{ 式} \\ & \bar{L} = L_f + L_m \quad (0 \leq L_i \leq \bar{L}) \end{aligned}$$

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、ここでは $v' > 0$ 、 $v'' < 0$ 、すなわちリスク回避的家計を仮定する。

さて、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を見てみよう。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 $L_f > 0$ 、 $L_m > 0$ が成り立っているとする。

ここで、自営農業におけるリスク (ϵ_f) と賃金労働におけるリスク (ϵ_m) の関係について以下の二つのケースを考える。

$$\text{ケース (A): } \text{Cov}[\epsilon_f, \epsilon_m] = \rho\sqrt{\sigma_f^2}\sqrt{\sigma_m^2} = 0$$

$$\text{ケース (B): } \text{Cov}[\epsilon_f, \epsilon_m] = \rho\sqrt{\sigma_f^2}\sqrt{\sigma_m^2} > 0$$

⁴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。

$Cov[x, y]$ は x と y の共分散で、 ρ は相関係数である。ケース (A) はリスクが独立である場合、(B) は正の相関を持つ場合である。

ここで上記の効用最大化問題の FOC は、

$$E[v' \{Q' \cdot (1 + \epsilon_f) - (W_m + \epsilon_m)\}] = 0 \quad (2)$$

と表される (ただし、 $Q' = \partial Q / \partial L_f$)。Kurosaki & Fafchamps (2002) に倣って、 v' を家計の平均所得 \bar{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。

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

R は \bar{y} で評価した相対的リスク回避度係数で、 $R = -\bar{y} \cdot v''(\bar{y}) / v'(\bar{y})$ である。ケース (A)、(B) の両方において内点解が存在しているとする、(A) の場合についての FOC は、

$$F^{(A)} = (Q' - W_m) - \frac{R}{\bar{y}} \{QQ' \sigma_f^2 - L_m \sigma_m^2\} = 0 \quad (4)$$

となり、同様にして (B) の場合は、

$$F^{(B)} = (Q' - W_m) - \frac{R}{\bar{y}} \{QQ' \sigma_f^2 + (L_m Q' - Q) \cdot Cov[\epsilon_f, \epsilon_m] - L_m \sigma_m^2\} = 0 \quad (5)$$

となる。

さて以下では、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上の (A)、(B) それぞれのケースで見てみる。その際、上記それぞれのケースにおいて FOC を全微分して得られる次式を利用する。

$$\frac{d L_f}{d \sigma_f^2} = -\frac{F_{\sigma_f^2}}{F_{L_f}} \quad (6)$$

ただし、 F は (4) 式あるいは (5) 式の左辺で、 F_x は $\partial F / \partial x$ を意味する。したがって最大化の二階の条件より、 $d L_f / d \sigma_f^2$ の符号は、 $F_{\sigma_f^2}$ の符号と同じになる。

(A) の場合の $F_{\sigma_f^2}$ は、

$$F_{\sigma_f^2}^{(A)} = -\frac{R}{\bar{y}} \{QQ'\} < 0 \quad (7)$$

となり、農業生産のリスクが増大した場合に農家は自営農業労働 L_f への配分を減少させ、賃労働 L_m へ配分を増加させることになる。

他方、(B) のケースでは、

$$F_{\sigma_f^2}^{(B)} = -\frac{R}{\bar{y}} \left\{ QQ' + L_m \left(Q' - \frac{Q}{L_f} \frac{L_f}{L_m} \right) \frac{\rho \sqrt{\sigma_m^2}}{2\sqrt{\sigma_f^2}} \right\} \quad (8)$$

となる。(8) 式の符号は、 Q の形状、 L_f と L_m の水準、あるいは ρ の水準や σ_f^2 と σ_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逓減する、すなわち $Q' > 0$ 、 $Q'' < 0$ と仮定すると、

$$\left(Q' - \frac{Q}{L_f} \right) < 0$$

となる。したがって、賃労働への投入水準 L_m が自営農業労働への投入水準 L_f に比してそれほど大きくなければ、(8) 式右辺の中括弧の中の小括弧は負になることが予想される。いま $k = (\rho \sqrt{\sigma_m^2}) / (2\sqrt{\sigma_f^2})$ として、この k のみに着目すると、中括弧のなかが正となるくらい十分 k が小さければ、 $F_{\sigma_f^2}^{(B)} < 0$ となり、 $dL_f^{(B)} / d\sigma_f^2 < 0$ となることがわかる。すなわち、相関係数 ρ (したがって共分散 $Cov[\epsilon_f, \epsilon_m]$) が十分小さい、あるいは σ_f^2 に比して σ_m^2 が十分小さければ、農業生産のリスクが増大した場合に農家は自営農業労働 L_f への配分を減少させ、賃労働 L_m への配分を増加させることになる。

高い農業生産のリスクに直面する場合に、(A)、(B) のどちらのケースでより賃労働を増加させるかについては、(6) 式の分母の大きさにも依存するため定かでない。もし仮に、 $F_{\sigma_f^2}^{(B)} \geq 0$ であれば確実に

$$\frac{dL_f^{(A)}}{d\sigma_f^2} < \frac{dL_f^{(B)}}{d\sigma_f^2} \quad \frac{dL_m^{(A)}}{d\sigma_f^2} > \frac{dL_m^{(B)}}{d\sigma_f^2}$$

であることがわかる。

上述の例は、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、農業生産のリスクと賃労働におけるリスクとの相関もまた重要であることを示している。自営農業とのリスク相関の高さと賃労働の種類に関して、以下の分析では農業賃労働におけるリスクは非農業賃労働におけるリスクよりも自営農地における農業生産リスクとの相関が高いということ仮定する。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持つと考えられるためである。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持つが、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。

したがって、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農家ほど、農業生産とリスクの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。

3 データについて

本研究で主に用いるデータは、世銀による Living Standard Measurement Survey (LSMS) の一つとして、インド中北部に位置する二つの州で行われた Survey of Living Conditions (以下、SLC) の個票データである。このデータには、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及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、それは計 2250 世帯のうち 1695 世帯 (約 75%) に上る。

世帯の労働供給に関しては、97 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) の月平均労働日数及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四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。四つのタイプとは、(1) 自営農業労働、(2) 農業賃労働、(3) 非農業賃労働、(4) 自営非農業労働である⁵。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最も多く (41.4%)、ついで C) の自営農業と賃労働との兼業 (36.3%) 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 (2) か (3) に従事」) は 978 世帯 (58.6%) 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示唆される。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 (2) に従事」) は 473 世帯 (28.3%) である一方、非農業労働 (表の「少なくとも誰かは (3) に従事」) では 806 世帯 (48.3%) にも上り、農業賃労働の場合の 1.7 倍の水準である。農家にとっての非農業賃労働の重要性が伺える。

以上のことは、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 Natinal Sample Survey

⁵(1) 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。(2) 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。(3) 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。(4) 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。

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) 自営業のみ			D) 自営非農業と賃労働との兼業		
(1) のみ	354	21.2%	(2)、(4)	13	0.8%
(4) のみ	16	1.0%	(3)、(4)	12	0.7%
(1)、(4)	322	19.3%	(2)、(3)、(4)	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		
(2) のみ	29	1.7%	(1)、(2)、(4)	40	2.4%
(3) のみ	38	2.3%	(1)、(3)、(4)	123	7.4%
(2)、(3)	29	1.7%	(1)、(2)、(3)、(4)	74	4.4%
B) 小計	96	5.7%	E) 小計	237	14.2%
C) 自営農業と賃労働との兼業			少なくとも誰かは (1) に従事	1520	91.0%
(1)、(2)	90	5.4%	少なくとも誰かは (2) に従事	473	28.3%
(1)、(3)	332	19.9%	少なくとも誰かは (3) に従事	806	48.3%
(1)、(2)、(3)	185	11.1%	少なくとも誰かは (2) か (3) に従事	978	58.6%
C) 小計	607	36.3%	総計 (A ~ E 計)	1670	100%

(注) (1) 自営農業労働、(2) 農業賃労働、(3) 非農業賃労働、(4) 自営非農業労働である

(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六割、女性では約五割にも上ることが示されている⁶。また National Centre of Applied Economic Research (NCAER) による 93/94 年の農村家計データを用いて分析を行っている Lanjouw & 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三割に上り、非農業に限定してもそれは二割を超える水準である。

表 2 はサンプル農家全体と表 1 において多い方から上位四つのパターンに分類される家計に関して、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持っている農家は、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見て取れる。

農地所有面積に関して、宇佐美 (2002) によれば、耕地面積が 0.4ha (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

⁶ただし、これらの割合には自営非農業従事者も含まれる。

表 2: 労働配分に関する家計の特徴

	家計の特徴			
	サンプル数	下位カーストの割合 ^a (%)	年総労働時間 ^b (時間)	就労人口 ^b (人)
全農家	1670	77.60	3235.35	2.43
(1)のみ	354	67.51	1910.10	1.84
(1)、(3)	332	72.59	3547.81	2.56
(1)、(4)	322	73.60	3391.59	2.34
(1)、(2)、(3)	185	95.14	3672.14	2.85

… 続き	家計の特徴		
	労働年齢人口 ^b (人)	労働年齢以外の人口 ^b (人)	土地所有面積 (エーカー)
全農家	3.60	3.06	2.71
(1)のみ	3.21	2.56	4.51
(1)、(3)	4.10	3.04	2.59
(1)、(4)	3.81	3.41	2.87
(1)、(2)、(3)	3.24	3.19	1.18

(a) 中位、上位カースト以外の下位カースト世帯の割合。

(b) 値は全て家計平均である。労働年齢は 15 歳以上 60 歳以下と定義する。

農業以外の所得源を持っていることが表 2 から確かめられる。

労働配分に関して、(1)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、(1)、(2)、(3)に配分している家計について言えよう。年総労働時間については、就労人口で除した一人当たりの年総労働時間で見ても(1)のみに属する家計が最も小さい。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。

労働年齢以外の人口については、それが多ければ自営農業所得だけで生計を維持することが困難となるために自営農業以外の所得源を持つ必要が高まることを反映していると考えられる。

次に、農業における集計的リスクに関して、そ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) を利用した⁷。表 3 は、上述の県レベル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。

表 3: 米の生産への降雨量の影響 (within 推計)

説明変数	標準回帰係数	(標準誤差)
L:作付面積	60.308	(6.455)***
RF:降雨量	11.278	(3.338)***
定数項	172.408	(2.437)***
決定係数	0.43	
サンプル数	199	

(注) (1) 被説明変数の単位は 1,000 トン。

(2) *** は 1%水準、** は 5%水準、* は 10%水準で有意であることを示す。

(3) サンプル数は、25 県の 90/91 年から 97/98 年のハカ年で一県一カ年について欠損値があるので 199 である。

農業生産には、作付面積や降雨量以外にも、例えば灌漑率や土地質、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、within(fixed-effects) 推計をおこなった。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、米の生産量と農業の NDP 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当であると思われる。

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、農業資本額、家畜保有額、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。また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。

リスク変数に関しては、農業生産におけるリスク (σ_f^2) のみに着目し⁸、上述した降雨量の変動係数以外に、以下で述べる二つの変数を用いる。一つ目は、90 年から 99 年までの 10 年間の降雨量の平均値と 97 年の降雨量との差であ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ず、降雨量ショックはこの側面を捉えるためである。

二つ目として村レベルの灌漑率を指数化した灌漑指数を用いる。先に挙げた降

⁷Johnson et al.(2003) では、気象学の手法を用いて緯度・経度 0.5 度づ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。

⁸理論モデルにおける労働市場に伴うリスクの分散 (σ_m^2) 及び農業生産リスクとの共分散 ($Cov(\epsilon_f^2, \epsilon_m^2)$) 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ている。

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
総労働時間におけるシェア (l_i)					
自営農業労働	%	44.92	36.13	0	100
農業賃労働	%	12.39	24.78	0	100
非農業賃労働	%	25.75	32.44	0	100
自営非農業労働	%	16.95	27.96	0	99.37
家計の特徴 (X_i)					
農地所有面積 ^a	acres	2.70	4.71	0	93
世帯の灌漑率 ^a	%	80.07	32.72	0	100
農業資本額	Rs.	7226.82	30493.54	0	373600
家畜保有額	Rs.	7183.27	9545.76	0	150000
労働者平均教育年数 ^b	年	3.52	3.60	0	18.5
上位カースト ^c	-	0.17			
中位カースト ^c	-	0.02			
下位カースト(農業従事) ^c	-	0.33			
下位カースト(その他) ^c	-	0.18			
指定カースト ^c	-	0.22			
ムスリム上位カースト ^c	-	0.04			
ムスリム下位カースト ^c	-	0.05			
男性労働年齢人口 ^b	人	1.89	1.17	0	7
女性労働年齢人口 ^b	人	1.72	1.06	0	8
労働年齢以外の人口 ^b	人	3.06	2.16	0	17
農業生産の集計的リスク (σ_f^2)					
降雨量の変動係数 ^d	-	0.29	0.07	0.13	0.39
降雨量ショック ^d	mm	26.16	64.56	-57.04	166.89
村の灌漑指数 ^e	-	3.80	1.19	1	5
リスクに対する脆弱性					
農地所有ダミー ^a	-	0.95			
粗貸付額 ^f	Rs.	513.36	4752.34	0	150000
粗借入額 ^f	Rs.	3833.29	10151.58	0	170000
州ダミー (UP=1)	-	0.61			

(a) 本稿の分析に用いる「農家」とは借地を含む農地を持つ家計であることは前述した通りであるが、ここでの農地とは、世帯が所有権を有する借地を除いた農地のことである。また世帯の灌漑率は農地所有面積に占める灌漑された農地面積の割合。

(b) 表 2、注の (c) 参照。

(c) カーストは SLC における分類から作成したダミー変数である。すべてのダミーを含むことによる多重共線性を避けるために、上位カーストを参照グループとして分析からは除外した。

(d) 使用した降雨量データは 90 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と 97 年における降雨量との差である。

(e) 村の灌漑率は、1 … ほぼ 0%、2 … 25%以下、3 … 25-50%、4 … 50-75%、5 … ほぼ 100%、の五段階に分類した指数。

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

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。

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ので、これらをコントロールする必要性が生じる。そこで、家計の“リスクに対する脆弱性”を表す変数として粗貸付額、粗借入額、農地所有ダミーを用いる。粗貸付額、粗借入額には、政府、銀行、協同組合などの機関貸手による金融以外に雇用主・地主、職業金貸、あるいは親戚・知人・友人などの非機関貸手によるインフォーマルな金融も含んでいる。

4 労働供給シェア関数の推計結果

実際の農家の労働供給関数の推計には、各労働供給時間を世帯の総労働供給時間で割ったシェア関数を推計する。表5は(1) 自営農業労働、(2) 農業賃労働、(3) 非農業労働のそれぞれのシェアについて、完全誘導型で多変量トービット・モデルで推計した結果である⁹。

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、農業資本額、家畜保有額は自営農地における生産性を高める効果を通じて、自営農業労働(一列目)で正、市場労働(二、三列目)で負であることが予想される。農業資本額を除く残り三つの変数に関しては予想される符号と一致し、概ね統計的にも有意であることが示されている。農業資本額の自営農業労働(一列目)については予想される符号と逆であるが、統計的に有意ではない。

これらの変数は同時に家計の主要な資産として、リスクに対する脆弱性を下げる効果を持つと考えられるが、どちらの場合も一列目で正、二、三列目で負と同じ方向に作用するため識別は不可能である。推定結果は、農業関連の資産を多く有する家計ほど農業生産性が高く、安定しており、主にその効果を通じたものであると思われる。

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(二列目)を減少させるということが統計的にも支持される。自営農業労働では負、非農業賃労働では正となっており、どちらも統計的に有意ではないが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見て取れる。

カーストと労働配分の関係について、下位カースト、指定カーストは自営農業労働(一列目)で負、農業賃労働(二列目)では正で統計的にもともに1%水準で有意である。ただし、これが自己の選択によるものであるか何らかのアクセスの格差によるものなのかについては本稿のデータからは識別できない。

⁹(1)~(3)に全く労働を配分していない家計が16世帯存在するが、これらわずか1%以下の世帯を分析に加えることで推計の難しさは極端に増してしまう。そのため、最終的なデータセットに含まれるのは、この16世帯を除いた1654世帯である。

表 5: 農家の労働供給シェア関数の多変量トービット推計結果

説明変数	(1) 自営農業労働		(2) 農業賃労働		(3) 非農業賃労働	
家計の特徴 (X_i)						
農地所有面積	2.01	(6.55)***	-2.52	(2.12)**	-1.94	(5.26)***
灌漑率	0.15	(2.41)**	-0.27	(5.36)***	-0.16	(1.63)
農業資本額/ 10^4	-0.10	(0.20)	-0.77	(0.77)	-1.98	(2.82)***
家畜保有額/ 10^4	4.12	(1.82)*	-2.72	(0.83)	-4.88	(1.91)*
平均教育年数	-0.22	(0.44)	-2.80	(3.81)***	0.09	(0.14)
中位カーコスト	-17.91	(2.14)**	9.36	(0.63)	-11.08	(0.75)
下位カーコスト (農業)	2.73	(0.60)	25.59	(3.40)***	-8.76	(1.14)
下位カーコスト (その他)	-11.71	(2.91)***	33.33	(4.95)***	4.84	(0.67)
指定カーコスト	-18.43	(3.35)***	65.28	(7.60)***	12.26	(1.80)*
ムスリム上位カーコスト	-9.50	(1.43)	13.79	(0.97)	4.50	(0.35)
ムスリム下位カーコスト	-32.77	(5.06)***	16.58	(1.53)	6.57	(0.58)
男性労働人口	-3.10	(3.22)***	-1.14	(0.63)	8.00	(4.38)***
女性労働人口	0.33	(0.25)	-1.00	(0.52)	1.54	(0.83)
労働年齢以外の人口	-1.43	(2.53)**	2.23	(3.49)***	2.10	(2.61)***
リスク変数 (σ_f^2)						
降雨量の変動係数	-103.46	(3.61)***	44.47	(1.05)	67.45	(1.95)*
降雨量ショック/ 10^2	2.14	(0.57)	4.79	(0.80)	0.77	(0.14)
村の灌漑指数	-0.63	(0.61)	-0.15	(0.06)	-3.45	(1.67)*
リスクに対する脆弱性						
農地所有ダミー	3.05	(0.50)	-11.20	(1.67)*	2.09	(0.24)
粗貸付額/ 10^4	-4.38	(2.42)**	-34.05	(1.31)	-3.59	(0.89)
粗借入額/ 10^4	-0.62	(0.61)	-2.49	(0.78)	-3.72	(1.57)
州ダミー	-2.98	(0.81)	10.28	(1.26)	18.26	(3.98)***
定数項	81.28	(5.38)***	-47.06	(2.16)**	-46.25	(2.53)**
標準誤差	36.68	(47.88)***	58.88	(9.82)***	61.47	(15.18)***
相関行列	1		-0.83	(33.37)***	-0.86	(44.59)***
			1		0.74	(11.99)***
					1	
サンプル数		1654	対数尤度		-14677.243	
$H_0 : \beta_i = 0, \chi^2(63) = 764.14$			$H_0 : \rho_{ij} = 0, \chi^2(3) = 1779.41$			
$H_0 : \beta_{cv_rf} = 0, \chi^2(3) = 58.98$			$H_0 : \beta_{rfshock} = 0, \chi^2(3) = 7.14$			

- (注) (1) 推計には STATA の ML コマンドを使い、イタレーションは BHHH アルゴリズムを用いた。
(2) 括弧内の値は、同一県内サンプルの誤差項の相関に対して頑健な標準誤差推定量 (clustering robust standard error) を用いた z 値。
(3) *** は 1%水準、** は 5%水準、* は 10%水準で有意であることを示す。

市場労働と世帯の労働人口との関係は、男性労働人口、女性労働人口とともに農業賃労働（二列目）で負、非農業賃労働（三列目）で正となっている。統計的に有意であるのは、そのうち一つ（非農業賃労働における男性労働人口）のみであるが、労働人口が多いほど農家は市場労働のなかでも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。特に男性労働人口について、それが多ければ多いほど自営農業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という結果になっている。自営農業労働（一列目）に対する労働人口の影響に関して男性と女性で符号が異なることから、家庭内での男性、女性の役割の違いが示唆される。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わかる。

次に、本稿の焦点であるリスク変数について述べる。降雨量の変動係数は自営農業労働（一列目）で負、市場労働（二列目、三列目）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労働（三列目）については10%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、その労働が農業賃労働であるか非農業賃労働であるか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、三本の式すべてで統計的に有意でない。市場労働（二列目、三列目）に関しては係数の符号は正であり、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 (2000)の結果と矛盾しない。自営農業労働（一列目）についても正であり、これは予期しない降雨量のショックに直面した農家はその影響を小さくするために労働をより投入させていることを反映していると考えられる。

また、尤度比検定を用いて、降雨量の変動係数及び降雨量ショックのそれぞれについて、三本の式全ての係数が0であるという帰無仮説を検定した（表5下段）。降雨量の変動係数については $\chi^2(3) = 58.98$ で帰無仮説は1%水準で統計的に棄却され、降雨量ショックについては $\chi^2(3) = 7.14$ と5%水準でも棄却されない、という結果になった。農業生産の集計的リスクへの対応という側面から農家の労働配分の決定を眺めると、それは事後的な対応というよりは事前の対応としてなされていることが伺える¹⁰。

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を持つと考えられるが、前者を通じた効果は世帯レベルの灌漑率でコントロールされているので、推計された係数はリスク緩和効果を通じたものであると解釈できる。

¹⁰ただし、降雨量ショックについては、それが大きければ村落内での労働需要が減少し、それによって市場での労働に配分する時間も減少してしまうという逆の因果関係による影響も否定できない。

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（三列目）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、農業賃労働（一、二列目）についても負となっているがそれらは統計的に有意ではない。

リスクに対する脆弱性に関して農地所有の有無と粗貸付額はそれが無い、あるいは小さければリスクに対して脆弱であり、したがってリスク回避の必要性が増すと考えられる。したがって、予想される符号は自営農業労働（一列目）で正、市場労働（二、三列目）で負である。しかしながら、農地所有の有無では非農業賃労働（三列目）で、粗貸付額では自営農業労働（一列目）でそれぞれ逆の符号になっており、特に後者について5%水準で統計的に有意である。これは、もともと農業にあまり依存していない豊かな農家が貸付を行っているという逆の因果関係を捉えているためであると思われる。

純借入額の労働配分に与える影響は少し複雑である。純借入額の高さは、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も意味していると考えられるからである。最初の資産を通じた効果を通じては、一列目で負、二、三列目で正になることが予想され、二番目の効果として今度は逆に一列目で正、二、三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、結果は全てで負であり、統計的に有意ではない。

次の表6は本稿の多変量トービット・モデルの結果が頑健であるかどうかを見るために、それぞれのシェア関数を全てのサンプルを用いて個別にOLS推計した結果である。打ち切り(censored)データが存在する場合、全てのサンプルを用いた、あるいは打ち切られていない(uncensored)データのみを用いたOLS推定量には一貫性はないが、推定された係数の符号は説明変数の効果を知る上ではある程度の意味を有している。二つの結果を見比べると、幾つかの変数については、OLS推定と多変量トービット推定と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。以上のことから、多変量トービット・モデルによる結果は頑健であると言えよう。

5 労働配分決定に対する集計的リスクの影響

以下では、前節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分析を行う。

先ず、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。

労働市場参加確率の計算はCornik et al. (1994)を参考にして以下に説明する手

表 6: 農家の労働供給シェア関数の OLS 推計結果

説明変数	(1) 自営農業労働		(2) 農業賃労働		(3) 非農業賃労働	
	家計の特徴 (X_i)					
農地所有面積	1.64	(2.67)***	-0.37	(2.73)***	-0.65	(2.05)**
灌漑率	0.07	(2.20)**	-0.09	(4.08)***	0.02	(0.81)
農業資本額/ 10^4	0.34	(0.78)	0.16	(1.26)	-0.75	(3.11)***
家畜保有額/ 10^4	4.52	(4.06)***	-0.91	(1.98)**	-3.34	(3.78)***
平均教育年数	-0.12	(0.40)	-0.97	(5.90)***	0.50	(1.75)*
中位カースト	-8.21	(1.40)	-2.65	(1.04)	-11.66	(2.20)**
下位カースト (農業)	3.53	(1.16)	1.85	(1.53)	-7.83	(2.82)***
下位カースト (その他)	-10.45	(3.08)***	3.02	(1.89)*	-2.63	(0.81)
指定カースト	-16.63	(4.97)***	19.12	(9.86)***	-2.91	(0.90)
ムスリム上位カースト	-8.70	(1.64)	-1.17	(0.44)	1.74	(0.31)
ムスリム下位カースト	-22.07	(4.85)***	-3.09	(1.21)	-3.12	(0.67)
男性労働人口	-3.98	(4.65)***	-1.78	(3.77)***	4.59	(5.58)***
女性労働人口	-0.43	(0.43)	-0.26	(0.46)	0.40	(0.44)
労働年齢以外の人口	-1.26	(3.29)***	0.08	(0.34)	0.32	(0.80)
	リスク変数 (σ_f^2)					
降雨量の変動係数	-62.38	(4.53)***	19.22	(1.94)*	28.96	(2.35)**
降雨量ショック/ 10^2	1.68	(0.90)	3.29	(2.75)***	-0.51	(0.29)
村の灌漑指数	-0.23	(0.30)	1.20	(2.31)**	-1.09	(1.53)
	リスクに対する脆弱性					
農地所有ダミー	7.11	(1.98)**	-10.42	(2.91)***	1.95	(0.54)
粗貸付額/ 10^4	-3.88	(2.74)***	0.61	(1.57)	-0.07	(0.07)
粗借入額/ 10^4	0.01	(0.01)	-0.27	(0.71)	-1.48	(2.22)**
州ダミー	-5.58	(2.28)**	1.43	(0.99)	7.38	(3.24)***
定数項	65.57	(9.33)***	20.94	(4.26)***	10.70	(1.61)
サンプル数	1654		1654		1654	
R^2	0.19		0.23		0.08	
F(21, 1632)	19.14		19.93		7.95	

(注) (1) 括弧内は Huber-White 推定による t 値。

(2) *** は 1%水準、** は 5%水準、* は 10%水準で有意であることを示す。

順で行う。まず家計の労働配分の特徴に基づく“属性”を考える。例えば、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 $l_1 > 0, l_2 > 0, l_3 = 0$ である）家計は“属性”001 (R_{001}) とする。三桁の数字について、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、方程式の数は三本であるので、この“属性” R_h は 2^3 で八通り存在し¹¹、すべての家計は例外なくどれかの“属性”に属することになる。この R_h を用いて $\Pr(l_i > 0)$ を表すと、

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

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

$$\Pr(l_2 > 0) = \Pr(R000) + \Pr(R001) + \Pr(R100) + \Pr(R101) \quad (9)$$

$$\Pr(l_3 > 0) = \Pr(R000) + \Pr(R010) + \Pr(R100) + \Pr(R110) \quad (10)$$

$$\begin{aligned} \Pr(l_2 + l_3 > 0) \\ = \Pr(R000) + \Pr(R001) + \Pr(R010) + \Pr(R100) + \Pr(R101) + \Pr(R110) \end{aligned} \quad (11)$$

となる。

上式の $\Pr(R_h)$ 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、前節の多変量トービット推計から求まる分散共分散行列 $\hat{\Sigma}$ のチョルスキー分解行列 C を使って、 T 個の独立な (3×1) 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、

$$E(\hat{\mu}) = C' E(S) = 0$$

$$V(\hat{\mu}) = CV(S)C' = CIC' = \hat{\Sigma}$$

である。この $\hat{\mu}$ と $-X_i \hat{\beta}_i$ の関係から“属性”ベクトル \hat{R}_h を作り、それを用いて、

$$\Pr(R_h) \cong \frac{\sum_{t=1}^T \hat{R}_h^t}{T}$$

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	非農業賃労働	市場労働
	(9) 式	(10) 式	(11) 式
本稿の結果			
(a) 降雨量変動係数 = 0.13 (最小値)	0.14	0.17	0.27
降雨量変動係数 = 0.39 (最大値)	0.20	0.31	0.42
(b) 降雨量ショック = -2 標準偏差	0.14	0.25	0.33
降雨量ショック = +2 標準偏差	0.21	0.26	0.39
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

(注) Rose (2001) の結果については、Table3 から抜粋。

を求めた。表 7 には、以上より求めた (9) 式、(10) 式、(11) 式の結果が上段に、下段には Rose (2001) から抜粋した結果を載せてある¹²。

繰り返しになるが、Rose (2001) では賃労働の種類を区別せずに、賃金労働をすべて一緒にして分析を行っている。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% から 51% に増大することが示されている。本稿の分析でも 27% から 42% に増え、概ね同様な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見ると、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見て取れる。前者は 6% ポイントの増加であるのに対し、後者では 14% 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ということが示唆される。

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) と同様の結果になっており、非農業賃労働よりも農業賃労働で参加確率の増加分が大きい。

¹¹ R000、R001、R010、R011、R100、R101、R110、R111 の 8 通り。実際は労働供給が三つすべての式についてゼロであるような (R111 に属する) 家計は除外して分析しているので七通り。

¹² 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 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、すでに見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 年の三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。

いことがわかる。

表8は集計的リスクの代理変数である降雨量の変動係数及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ものである。降雨量の変動および降雨量ショック以外の変数についてはサンプル平均で評価し、

$$E(\ell_i|\ell_i > 0) = Z\beta_i + \sigma_i \left[\frac{\phi(Z\beta_i/\sigma_i)}{\Phi(Z\beta_i/\sigma_i)} \right]$$

及び、

$$E(\ell_i) = E(\ell_i|\ell_i > 0) \times \Pr(\ell_i > 0)$$

をそれぞれ計算した。ただし、 $\Pr(\ell_i > 0)$ は表7での計算と同様の手法を用いて計算を行った。

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	(1) 自営農業労働	(2) 農業賃労働	(3) 非農業賃労働
	$E(\ell_1 \ell_1 > 0)$	$E(\ell_2 \ell_2 > 0)$	$E(\ell_3 \ell_3 > 0)$
(a) 降雨量変動係数 = 0.13 (最小値)	71.29	31.77	38.01
降雨量変動係数 = 0.39 (最大値)	50.54	34.31	42.89
(b) 降雨量ショック = -2 標準偏差	55.86	31.96	40.63
降雨量ショック = +2 標準偏差	60.00	34.72	41.20
	$E(\ell_1)$	$E(\ell_2)$	$E(\ell_3)$
(a) 降雨量変動係数 = 0.13 (最小値)	56.70	4.40	6.57
降雨量変動係数 = 0.39 (最大値)	35.03	6.83	13.57
(b) 降雨量ショック = -2 標準偏差	40.43	4.54	10.03
降雨量ショック = +2 標準偏差	44.72	7.27	10.87

上段の条件付期待値は、該当する労働に労働力を配分している平均的な家計についての労働供給シェアであり、下段の条件付のない期待値は、該当する労働に労働力を配分していない家計も考慮に入れた、平均的な家計の労働供給のシェアであるとそれぞれ解釈できる。降雨量の変動が最低水準から最高水準に変化した場合、両方の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、農業部門及び非農業部門における賃労働のシェアの変化分に関して、降雨量の変動では、非農業賃労働の方が大きく、降雨量ショックでは農業賃労働の方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、より農業と関連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。

6 結語

インド農村においては、相対的に大きな規模の労働市場が存在し、そこで得られた賃金所得が重要な所得源となっている農村家計が多数存在する。このことは、これまで様々な研究においても指摘されてきた一方で、その中でもとりわけ非農業部門の役割に焦点が当てられるようになったのは比較的最近になってからである¹³。

非農業就業と農村貧困に着目した Lanjouw & Shariff (2004) では、非農業就業からの所得は農村家計の総所得の三分の一をも占めることが示され、また回帰分析からは非農業部門の発達に農業労働の賃金の上昇と強く結びついており、非農業部門の発展が間接的に貧困削減に寄与していることが示唆されている。

本稿で用いた SLC データにおいても、約五割の農家において家計成員の少なくとも一人が非農業賃労働に従事しており、雇用量という側面における非農業部門の重要性が伺える。また労働タイプ別に農家の労働供給シェア関数を推計した回帰分析からは、集計的リスクへの対処にはショックが起きた後での事後的な対応よりも事前の対応が重要であること、そしてその事前の対応においては非農業賃労働部門が重要であることが示された。このことは、地域内での対処が理論的に不可能な集計的リスクに対して、農村非農業部門の発達に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唆している。

もちろん、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待たない。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。

最後に、本稿において明確な回答を与えることが出来なかった幾つかの点について述べる。一つ目は、前述したようにデータの制約上村落レベルにおける労働市場の規模あるいはその質をコントロール出来ていない点である。このため、事後的な対処を明らかにする降雨量ショックについては、村落内の労働需要の程度を通じて逆の効果を持っている可能性があることは否定できない。

二点目は、家計のリスクに対する脆弱性と労働配分の決定との関係についてである。リスクに対する脆弱性の代理変数として採用した変数は十分にこの側面を

¹³インド農村における非農業部門の発展とこの分野における文献についてまとめたものとして Unni (1998) がある。

捉えていないかもしれず、この点はクロスセクション・データの限界でもある。また本稿で採用した誘導型アプローチでは、リスクに対する脆弱性と労働配分の決定との間の因果関係を明確に説明することはできない。この点は、家計のリスク対処行動を分析する上で、有効な政策インプリケーションを導き出すためにも重要な点である。

そして最後に、リスクと賃金労働のタイプとの関係に着目している本稿において最も重要な点として、本稿の分析では農村における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相関しているかは、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。

参考文献

- 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』第五章、pp.121-44.
- 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): pp.353-74.
- 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』第三章、pp.67-96.
- 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), pp.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): pp.74-82.
- Fafchamps, Marcel (2003) *Rural Poverty, Risk and Development*, Cheltenham, UK: Edward Elger
- Johnson, M., K. Matsuura, C. Willmott, and P. Zimmermann (2003) *Tropical Land-Surface Precipitation: Gridded Monthly and Annual time Series (1950-1999)*
- Kanwar, Sunil (1998) *Wage Labour in Developing Agriculture: Risk, effort and economic development*, Aldershot, UK: Ashgate
- 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): pp.50-61.
- Kurosaki, T. and M. Fafchamps (2002) "Insurance Market Efficiency and Crop Choices in Pakistan," *Journal of Development Economics*, 67: pp.419-53.
- Lanjouw, P. and A. Shariff (2004) "Rural Non-Farm Employment in India : Access, Income and Poverty Impact," *Economic and Political Weekly*, Oct. 2: pp.4429-46.
- 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): pp.880-87.
- 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): pp.187-99.

- Rose, Elaina (2001) "Ex Ante and Ex Post Labor Supply Response to Risk in a Low-Income Area," *Journal of Development Economics*, 64(2): pp.371-88.
- Townsend, Robert M. (1994) "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica*, 62(3): pp.539-91.
- Unni, Jeemol (1998) "Non-Agricultural Employment and Poverty in Rural India: A Review of Evidence," *Economic and Political Weekly*, Mar. 28: pp.A36-A44.
- 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): pp.467-79.