

インドの経済発展と農村環境

さくら い たけ し なつはら かず み か じ さ けい
櫻井 武司 ・ 夏原 和美* ・ 加治佐 敬**

1. はじめに
 2. 研究の課題と分析の枠組み
 3. 調査の場所と方法
 - (1) マディア・プラデシュ州
 - (2) 調査村落の選択
 - (3) 調査の方法
 4. 調査村落の特性
 - (1) 人 口
 - (2) インフラ・耐久消費財
 - (3) 教育・人的資本
 - (4) 農業構造
 5. 住民参加型森林管理と家畜
 - (1) インドの森林管理制度
 - (2) 村落調査の分析
 - (3) 住民参加型森林管理制度の分析
 - (4) 小 括
 6. 管井戸への私的投資と所得分配
 - (1) 調査村落における灌漑の普及過程
 - (2) 高収量品種の導入状況
 - (3) 高収量品種導入の要因とその影響
 - (4) 小 括
 7. 経済発展と生活環境
 - (1) 調査村落の現状
 - (2) 健康の決定要因
 - (3) 健康が農業生産に与える影響
 - (4) 小 括
 8. インドの農村環境問題——結論と課題——
 - (1) 結 論
 - (2) 今後の課題
- 補論 計量分析モデル
- (1) ランダム効用モデル
 - (2) 自己選択バイアスの除去
 - (3) スイッチング・リグレーション

1. はじめに

インドは総人口9億を超える大国である⁽¹⁾。そのうちおよそ30%から40%, すなわち3億人前後が絶対的貧困にあると推定されている⁽²⁾。このような大量の貧困層を抱えるため, GNPを国民1人当たりになるとわずか320ドルであり, 数字の上ではインドは低所得国の一つとなる⁽³⁾。しかし, いわゆる低

所得国の中にあっては, 群を抜く工業国なのである⁽⁴⁾。経済成長率は1985年から1994年の10年間に年平均2.9%。マイナス成長が目につく低所得国群の中で中国に次ぐ高成長率である。とりわけ1991年のナラシマ・ラオ政権により始められた経済自由化政策は, 海外からの直接投資を大量に呼び込み, 経済発展に勢いをつけている。自由化政策以後の実質経済成長率は, 0.6% (1991年), 4.0% (1992年), 4.6% (1993年), 5.4%

* 東京大学大学院

** ミシガン州立大学大学院

(1994 年)と順調に推移した(伊藤・絵所〔21〕)。

このような急速な経済発展が、インドの環境、とりわけ農村の環境にいかなる影響をもたらしているか、またもたらす可能性があるかを解明することが本稿の課題である。

インドの農村は面積的にも人口的にも広大である。農村人口はいまだに全人口の70%前後をしめ⁽⁵⁾、しかも絶対的貧困層の大半が農村に居住する土地無し層である⁽⁶⁾。だが、経済発展の波はそうした農村部にも確実に押し寄せている⁽⁷⁾。それは、都市への労働力の移動の場合もあろうし、農村部での雇用機会の増大の場合もあるだろう。そのような経済発展が個々の村落の環境に与える変化はまだ小さいかもしれないが、その総和はインドの広大なゆえに巨大である。

本稿では、農村環境の分析に、家計や村落調査を中心とするミクロのアプローチを採用する。特に問題とするのは、地域環境の保全における共同体、つまり村落の役割である。個々人の行動が地域環境に直接影響することはまれであろう。個人と地域環境の間には地域の共同体があり、共同体は個人の行動を規制することで地域環境の変化をコントロールしていると考えられる。速水〔19〕はそのような共同体の役割を地域公共財の供給であるとし、それは市場や政府には担えない仕事であると強調する。しかしインドの村落は多様である。インドの村落が地域環境の保全に関していかなる役割を果たしているのかは、多数の村落を調査することにより実証的に明らかにしていかなければならない。

注(1)『世界開発報告1996』(世界銀行〔37〕)

の巻末の基礎指標によると、1994年末の推計値は9億1360万人である。本論中で用いる統計数値は、特に断りのない限り同書からの引用である。

(2) 貧困の定義は様々であるため推定は定しえない。また、貧困層割合の数値の増減は政治

的に利用されることが多く、政治的バイアスのかかった推計には注意も必要である。インド政府が1993~94年に公表した数字には、1987/88年度の貧困線以下の人口比率として全国平均29.9%と39.3%の2種類があり、伊藤・絵所〔21〕は後者の方が正確であると説明している。これは農村部成年男子の1日当たりに必要なカロリー摂取量を2400キロカロリー、都市部のそれを2100キロカロリーとして、その基準に満たないものを貧困線以下と定義したものであり、州ごとの物価指標で実質化してある。一方、桑田〔30〕はインド応用研究所が1992/93年度のデータに基づき産出した数字を引用しているが、世帯当たりの年間所得18000ルピー未満の層が全体の約60%、18000から36000ルピーの層が約20%であるとし、両者の合計約80%を貧困層であるとしている。これを、膨大な貧困層の存在とみるか、「富裕層、中間層の人口はすでに約2億人……米国を上回る市場規模だ」(桑田〔30〕)と見るかは、見方の違いによる。州別に貧困線以下の人口比率の変化を分析したG. Datt and M. Ravallionの論文は藤田〔12〕が引用している。それによると、1960年と1990年を比較すればほとんどの州で貧困線以下の人口比率が低下しているが、それでも1990年の時点で各州とも40%前後の貧困線以下人口を抱えているという。しかしながら、家計所得分布の統計に基づき伊藤・絵所〔21〕が指摘するように、所得分配に関して現在のインドは既成のイメージほどの格差はない。ラテンアメリカやアフリカ諸国よりはるかに「平等」であり、中国や韓国と同じくらいに「平等」な国なのである。

- (3) 世界銀行の定義では、1人当たりのGNP 725ドル以下が低所得経済である。インドと中国は1人当たりのGNPに基づく低所得経済に含まれるが、世界銀行は注で中国とインドを低所得経済から除くとしている。
- (4) 中国とインドを除く低所得国でGDPに占める工業の割合は平均で21%である。それに対して、インドはGDPの28%が工業に由来する。しかも、GDPのサイズが他の低所得

国と比べてけた違いに大きいので、工業生産の絶対額では新興工業国なみである。

- (5) 藤田 [13] によると、総人口の 74.3 % が農村人口であり、労働力の 64.9 % が農業に従事している。
- (6) 1992 年の貧困線以下の人口比率は農村が 41.7 %、都市が 37.7 % である (伊藤・絵所 [21])。人口の 7 割以上が農村人口であることを考えると、貧困者の大半が農村ににいるといえるであろう。
- (7) 経済自由化によって引き起こされた消費ブームは、農村や低所得層にまで相当浸透していると伊藤・絵所 [21] は指摘する。

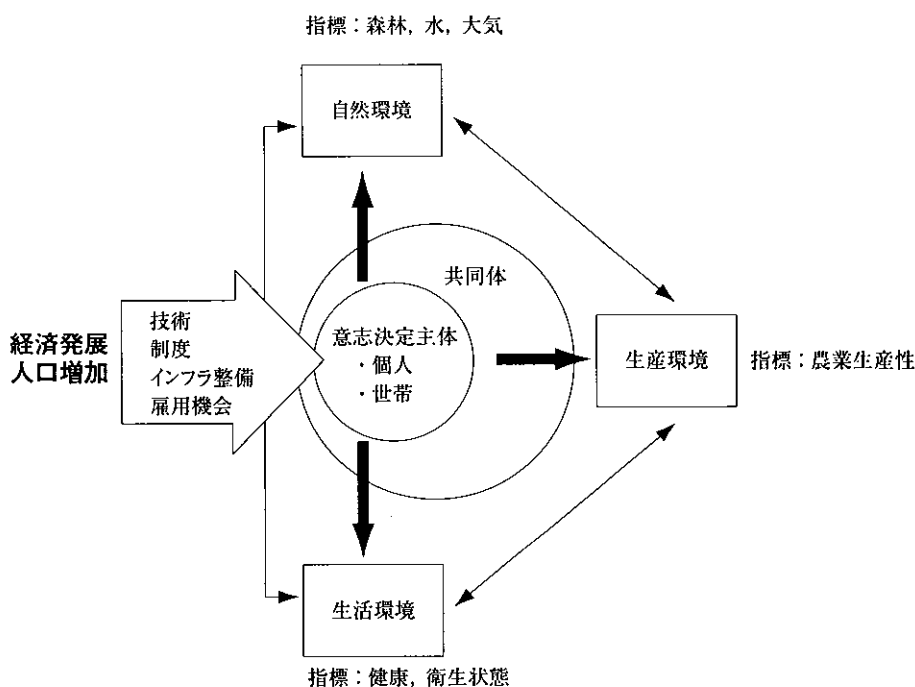
2. 研究の課題と分析の枠組み

本稿で用いた分析の概念的枠組みを第 1 図に示す。特徴は、共同体の役割を明確にしている点である。以下はこの図にしたがって、

分析の枠組みを説明しよう。

まず、行動の意思決定主体として個人 (または家計) を考える。彼らは、与えられた外的条件に対して合理的に反応し、行動を決定するものとする。その意思決定の基準は、抽象的にいえば各自の効用の最大化である。

次に各主体の行動を条件づける外生的要因として、経済発展と人口増加を考える。経済発展は具体的には、技術や制度の導入、雇用機会の増加、各種施設やインフラストラクチャの整備などの形で、外部からもたらされるものである。本稿で特に取り上げた技術は、高収量品種や個人の投資による管井戸である。また、制度では、農民参加型の森林管理制度 (ジョイント・フォレスト・マネジメント) を分析の対象とした。外生的な経済発展がもたらすものは、あくまで新しい選択肢としての新技術や新制度であり、それを採



第 1 図 分析概念

用するか否かは、各意思決定主体の判断による。同様のことは、外部からもたらされた雇用機会や教育施設、医療施設などについてもいえる。一方、人口増加の指標としては、各意思決定主体が所属する村落の人口増加を考える。村落の人口は、外部からの移入と内部の自然増により増えるが、このうち移入人口は外生的であると仮定してよいだろう⁽¹⁾。内部の自然増の原因は、死亡率の低下と出生率の増加が考えられる。そのうち死亡率の低下については外部からもたらされた保健・医療施設の整備による面が多く、外生的である。出生については、基本的には各意思決定主体の内生的な判断による。しかし、その判断は、子供の雇用機会の増加など、外部からの要因により条件づけられる。いずれにしても村落全体の人口を考えると、各意思決定主体の判断が総人口に与える影響は小さいので、総人口を所与として各人が産児数の決定をしていると考えてよいだろう。その意味でも、各人にとって人口増加は外生的である。なお、経済発展と人口増加には相互的な因果関係があり、それを無視することは適当でないかもしれないが、ここでは両者の相互関係自体は分析の対象としない。以上の議論を、生産要素の相対価格の変化と生産可能曲線のシフトに整理しなせば、誘発的技術革新、誘発的制度改革のモデルを容易に適用することが可能であるが、本稿では以上のような直観的な議論にとどめることにする⁽²⁾。

最後に、農村のローカルな環境を、自然環境、生産環境、生活環境という次元の異なる三つの環境に階層化する。それぞれ村落、家計、個人の次元に対応するものである。これらの環境は、短期的には各意思決定者にとって外生的かつ不変であるが、ここでは、それらが人間行動の結果変容すると考える。すなわち、被説明変数とする。自然環境は、村落やそれよりも大きい人間集団に共通の環境であり、いわば地域の共有資源である。森林

や水、大気などがその例である。その中で本稿では、森林を取り上げる。すると自然環境の質は森林の状態（バイオマス量、有用樹種の割合など）により測定できる。次に、生産環境とは、家計の経済活動の基盤となる環境を意味する。生産環境の測定には様々な観点を採用することが可能であるが⁽³⁾、インドの農村では農業が基本的な経済活動であるため、生産環境の指標として本稿では農業生産性をとりあげる。最後の生活環境は、外生的に供給される様々な保健・医療施設に対する村落側の反応として村落の生活環境がどのような水準になっているかを問題とする。その指標は個人の健康状態である。「環境」と通常呼ばれるものは、地域やそれ以上の広がりを持つ共有資源であり、個々の意思決定主体にとっては所与のものとして扱われることが多い。それに対して本稿では、農業生産性や健康といった微小な環境を自然環境と同列に扱う点、環境を内生変数とみなす点、の2点において通常とは異なる環境の定義を採用していることに注意して欲しい。

まず、これらが外生的な「環境」と異なるのは、意思決定主体の働きかけがこれらの環境の質の水準を決定すると考えるからである。つまり、森林をどの程度利用するか、農業生産性をどの水準に維持するか、あるいは健康の基準をどのように設定するか、は各人が内生的に決定し、それに従って行動している、少なくとも行動するよう努力をしていると見なされる。なおこの三つの環境には相互の因果作用もあるので、それについては三つのうち二つの環境の組合せにより考察することにする。その際には、片方の環境を所与と見なすことになる。

次に家計や個人の状態を「環境」とよんで自然環境と同列に扱うのは、以下のような考えに基づく。まず、個々の家計の農業生産性や個人の健康状態の村落レベルの総和は、自然環境と同様に地域の環境であると考えられ

る。次に、個々の家計の農業生産性や個人の健康状態といえども、個別の意思決定主体の選択だけでは決まらない。つまり、自分以外の家計や個人の行動により左右される部分がある。例えば、灌漑用水の管理や伝染病の予防などでは共同的な行動 (collective action) が要求される。この場合には、農業生産性や健康は、共同的な行動を実施する単位、すなわち共同体が内生的に実現する地域環境であると見なされるのである。こう考えると、共同体の特性は地域環境の重要な決定要因であるといえよう。なぜなら、共同体の特性は、その内部での情報伝達の手続き、合意形成の難易度や費用、慣習や制度の強制力、強制するための費用などに大きな影響を与えるからである。

まとめると、分析の対象とする環境は、森林、農業生産性、健康の三つである。本稿の課題は、それらが経済発展と人口増加によりどのような影響を受けているかを解明することである。この二つの外生的要因と三つの環境指標を結びつけるものは、外生的要因に反応する個別の意思決定主体の行動であり、具体的には高収量品種の導入、灌漑開発、家畜飼養、生活・衛生環境の整備などがあげられる。地域環境は、こうした個人の活動を通して変容していく。しかし、これらの環境は個人に属するものではないため、環境の水準の決定には共同体が重要な役割をはたす。つまり、個別意思決定主体が経済発展や人口増加にどのように反応するかは、共同体の特性に依存するわけである。このように、環境変化に対する共同体の役割を明示的に取り入れた点が、本稿の大きな特徴である⁽⁴⁾。

注(1) 外部からの人口移入をコントロールする受け入れ側のメカニズムが存在するはずで、人口移入が全く外生的であると言い切ることはできない。

(2) 誘発的技術革新と誘発的制度改革について

は速水 [19] を参照。

(3) 経済学的に言えば、究極的な生産環境の指標は消費 (あるいは消費に由来する効用) の時間を越えた平準化である (consumption-smoothing)。インドの農村の文脈でいえば、どんな条件下にあっても必要な食料が確保できるかどうか (food security) であるといつてよい。もちろん、それは農業生産だけでなく、様々な手段の組み合わせによって達成されるものである。

(4) 速水 [19] は経済発展における共同体の役割を強調しているが、実証的な証拠はまだ豊富とはいえない。われわれの研究プロジェクトの最終的な目的は、地域環境保全に関する共同体の役割について実証的な証拠を提示することにある。

3. 調査の場所と方法

(1) マディア・プラデシュ州

インドの一部であるマディア・プラデシュ (Madhya Pradesh) 州を農村調査の対象として選択した。同州がインドを代表すると考えられるがゆえに選択したわけではない。以下に同州の特徴をあげて、選択の理由を説明する。

マディア・プラデシュ州はインド中央部の内陸州で、デカン高原の北部、ちょうど北回歸線の真下に位置する (位置は第2図、インド各州の比較は第1表をそれぞれ参照)。面積ではインド最大の州である。日本より広い44万2800 km²に、約6600万の人口を持つ。人口密度は1 km²当たり約149人であり、これはインド全体の257人を大きく下回り、ミャンマーとの国境にある小州群 (インド東北部) をのぞくとインドで最も人口希薄な州の一つである。逆に森林は比較的多く残存し、州ごとの比較では同州はインドで最大の森林面積を有することがわかる。州面積に対する森林率約30%は、インド東北部を除くとインドで最も高い数値である。なおインド全土の平均は約19%である。



第2図 インド

同州の全域が雨期と乾期が明確なモンスーン気候に属するが、年間降水量や気温の違いにより、南部は熱帯モンスーン気候、北部は亜熱帯モンスーン気候、さらに西部の一部は熱帯半乾燥地帯に分類される。年間降水量は700mmから1400mm、かなり乾燥度が高い。しかし灌漑の発達が遅れている。1989/90年時点で灌漑面積率は全作物の作付け面積に対して16.7%であり、パンジャブ州やハリヤナ州のような農業先進州には遠く及ばず、インド北東部を除くとインド全体でも最低水

準である。それでも乾期の主要作物である小麦の灌漑率は1981/82年には29.7%だったのが1989/90年には47.1%に上昇している (Government of India [16])。個人の投資による管井戸が急速に普及しているためである。

同州は内陸にあって全般に起伏の多い土地のため、インフラの整備が遅れ、インドの最貧州の一つに数えられる。1986/87年の一人当たり州内総生産額は583ルピーであった (第1表)。また1990年における同州の貧

第1表 インド各州の比較

州	(1) 面積 (km ²)	(2) 人口	(3) 人口密度 (人/km ²)	(4) 森林面積 (km ²)	(5) 森林率 (%)	(6) 灌漑 面積率 (%)	(7) 1人当たり GDP (Rs)	(8) 人口 増加率 (年平均%)	(9) 乳児死亡率 (1000人 当たり)
アンドラ・プラデシュ	276814	66304854	239.53	47911	17.31	41.1	758	2.14	116
アルナチャル・プラデシュ*	83578	858392	10.27	67911	81.25	13.1	n.a.	3.06	n.a.
アッサム*	78523	22294562	283.92	26058	33.19	15.2	605	2.12	n.a.
ビハール	173876	86338853	496.55	26934	15.49	39.6	482	2.11	117
ゴア	3709	1168622	315.08	1300	35.05	9.0	1659	1.48	n.a.
グジャラート	195984	41174060	210.09	11670	5.95	21.5	860	1.89	115
ハリヤナ	44222	16317715	369.00	563	1.27	75.3	1233	2.33	133
ヒマチャル・プラデシュ	55673	5111079	91.81	13377	24.03	18.1	855	1.77	125
ジャム・カシミール	222236	7718700	34.73	20424	9.19	40.9	684	2.58	106
カルナタカ	191773	44817398	233.70	32100	16.74	21.3	799	1.88	113
ケララ	38864	29011237	746.48	10149	26.11	13.2	639	1.31	56
マディヤ・プラデシュ	442841	66135862	149.34	133191	30.08	16.7	583	2.37	176
マハラシュトラ	307762	78706719	255.74	44058	14.32	11.0	1039	2.26	133
マニプル*	22356	1826714	81.71	17885	80.00	40.8	596	2.51	42
メーガラヤ*	22489	1760626	78.29	15690	69.77	15.4	n.a.	2.76	110
ミゾラム*	21087	686217	32.54	18178	86.20	11.0	n.a.	3.29	n.a.
ナガランド*	16527	1215573	73.55	14356	86.86	29.5	n.a.	4.50	81
オリッサ	155782	31512070	202.28	47437	30.45	25.3	535	1.78	154
パンジャブ	50362	20190795	400.91	1161	2.31	93.6	1652	1.85	106
ラジャスタン	342214	43880640	128.23	12966	3.79	24.9	646	2.47	155
シッキム*	7299	403612	55.30	3124	42.80	10.9	n.a.	2.43	125
タミル・ナドゥ	130069	55638318	427.76	17715	13.62	44.6	828	1.39	116
トリプラー*	10477	2744827	261.99	5325	50.83	9.8	n.a.	2.90	137
ウタール・プラデシュ	294413	138760417	471.31	33844	11.50	56.7	607	2.24	165
西ベンガル	87853	67982732	773.82	8394	9.55	22.9	860	2.20	112
直轄地	11007	11370267	1033.00	7861	71.42	n.a.	1842(Delhi)	4.10(Delhi)	n.a.
全インド	3287790	843930861	256.69	639582	19.45	32.9	n.a.	2.11	135

注. (1)–(2) 1991年センサスによる。出典はKumar [30]。 (3)=(2)/(1)。 (4)Jha [23] による。データは1989年度。 (5)=(4)/(1)×100。 (6)1988/89年の値。 Government of India [16]。 (7)1986/87年度の州別GDPを1970/71年度価格で表示した。国際農林業協力協会 [28] による。 (8)Bose [4] より。1981年センサスと1991年センサスに基づく。 (9)2歳以前に死亡した割合。農村部のみの値。1981年センサスより。出典はGupta *et al.* [18]。*インド東北部の各州。

困線以下の人口比率は約45%であり、ビハール州の約58%に次ぐ高さとなっている(藤田 [12])。1981センサス年から1991センサス年の平均人口増加率は1年当たり2.37%だった。これはインド東北部諸州とデリー地区を除くと、ラジャスタン州の2.47

%に次ぐ高率である。一方、同州の農村における2歳までの乳児死亡率は1000人当たり176人であり、これはインドで最高の数値である。

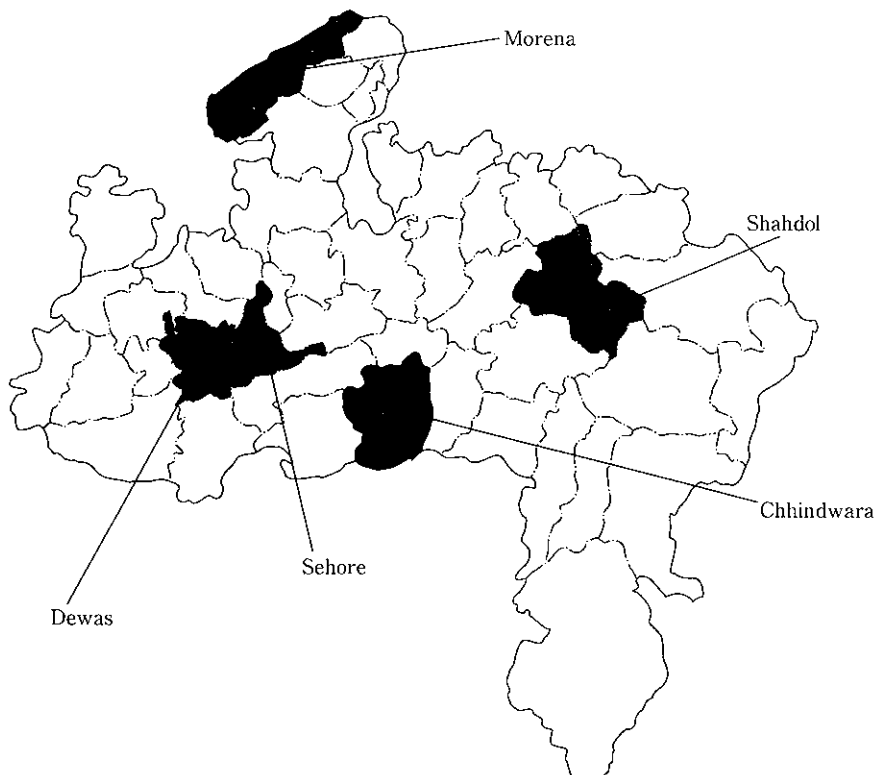
以上をまとめると、①マディヤ・プラデシュ州はインド中央部にある貧困州で、人口

希薄であり、従来までは森林が比較的多く残されてきた。②近年では高率の乳児死亡率のまま人口の急激な増加が始まっている。③増加する人口を扶養するため、灌漑投資により農業生産性を向上させる努力がなされている。つまり同州の農村では、人口増加や経済発展により、豊かな森林と低い農業生産性を特徴とした貧困州からの変容が起こっている。森林、農業生産性、健康という村落の「環境」が、人口増加と経済発展によりいかに変容していくかを解明するのに最適のフィールドであると思われる。

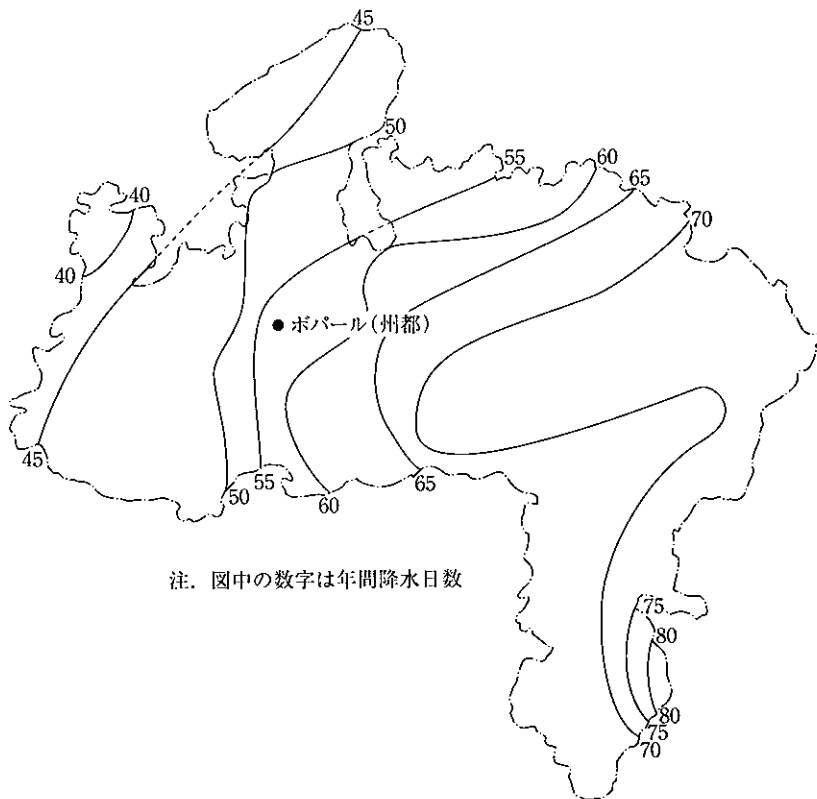
(2) 調査村落の選択

マディヤ・プラデシュ州というインド全体からみれば比較的均質な場所で、なるべく多

様な村落を調査対象として選択した。マディヤ・プラデシュ州は45の県(district)に分かれている。多様性の確保という条件で、まず五つの県、すなわちSehore県、Morena県、Dewas県、Chhindwara県、Shahdol県を選んだ。それらの県の同州における位置を地図に示す(第3図)。それら五つの県の特徴を他県と比較する目的で第2表に各指標をまとめた。第4図には年間降雨日数の分布を示した。この分布は年間降水量の分布とほぼ一致すると考えてよい。第3図と第4図を並べて見ればわかるように、選択した五つの県は年間降水量の点でかなりの幅を持っている(第2表によりそれは704.5 mmから1143.7 mmの幅であることがわかる)。また灌漑率も降水量と逆相関する形で4.27%から52.10%までの幅がある⁽¹⁾。しかし、人口1人当た



第3図 マディヤ・プラデシュ州と調査対象県



注. 図中の数字は年間降水日数

第4図 マディア・プラデシュ州年間降水日数分布

りの森林面積を比較すると、調査した五つの県はかなり似ているといえる。

このように県を選択した後、現地に赴いてから調査対象の村を選択した。Sehore県、Dewas県、Shahdol県からは2村、Morena県とChhindwara県からは3村、合計で12村である⁽²⁾。

- (1) 調査対象の5県では、灌漑率と降水量には強い負の相関(相関係数-0.83)がある。45県全体でも負の相関があるが、強くない(相関係数-0.35)。
- (2) 実際には県内の各郡にある州政府林業部(Forest Department)の出先事務所を訪れ、森林保護官やレンジャーに相談して条件の異なる村を複数個紹介してもらい、その中

から私たちが調査村を選択した。村を選択する際に重視した事前の情報は、都市からの距離、灌漑の有無、カーストの構成などである。つまり、調査では選択した村落が多様であるように、調査対象村落の選択を意図的に行った。

(3) 調査の方法

調査対象の異なる三つの調査を実施した。村落調査(village survey)、家計調査(household survey)、個人調査(individual survey)の三つである。すべての調査はあらかじめ用意した記入式の質問票を使って行った⁽¹⁾。事前の予告なしに村を訪れ、当日または翌日までの2日間で全調査を完了するようにし

第2表 マディア・プ

県	面積	人口(1991年)	人口密度	人口増加率	総森林面積	森林面積率	森林面積	粗耕作面積
	km ²	1000人	人/km ²	%(81-91年)	km ²	%	1人当たりha	1000ha
Balaghat	9229	1365.87	148.00	19.00	4051.84	43.90	0.297	348
Bastar	39114	2271.31	58.07	23.25	21525.79	55.03	0.948	894
Betul	10043	1752.07	174.46	27.68	3939.12	39.22	0.225	477
Bhind	4459	1219.00	273.38	25.18	91.45	2.05	0.008	355
Bhopal	2772	1351.48	487.55	51.05	429.94	15.51	0.032	191
Bilaspur	19897	3793.57	190.66	28.45	7913.28	39.77	0.209	1045
Chhatarpur	8687	1158.08	133.31	30.61	1993.18	22.94	0.172	410
Chhindwara	11815	1568.70	132.77	27.21	4336.35	36.70	0.276	538
Datia	2038	396.37	194.49	27.07	267.39	13.12	0.067	132
Dewas	7020	1033.81	147.27	29.99	2500.39	35.62	0.242	448
Dhar	8153	1367.41	167.72	29.31	1369.91	16.80	0.100	597
Damoh	7306	898.13	122.93	24.49	3046.78	41.70	0.339	317
Durg	8537	2397.13	280.79	26.80	1723.64	20.19	0.072	758
Guna	11065	1310.32	118.42	30.77	4252.64	38.43	0.325	669
Gwalior	5214	1412.61	270.93	27.51	1396.89	26.79	0.099	271
Hoshangabad	10037	1267.21	126.25	26.22	3402.19	33.90	0.268	638
Indore	3898	1835.92	470.99	30.26	851.91	21.86	0.046	365
Jabalpur	10160	2649.96	260.82	20.52	2189.55	21.55	0.083	523
Jhabua	6782	1120.41	165.20	42.16	1882.24	27.75	0.168	396
Khandwa	10779	1431.66	132.82	24.11	4707.24	43.67	0.329	497
Khargone	13450	2028.15	150.79	24.35	1479.94	11.00	0.073	715
Mandla	13269	1291.26	97.31	24.47	6666.09	50.24	0.516	498
Mandsaur	9791	1555.21	158.84	23.10	2242.36	22.90	0.144	754
Morena	11594	1710.57	147.54	31.26	4898.86	42.25	0.286	461
Narsimhpur	5133	785.50	153.03	20.76	1240.98	24.18	0.158	354
Panna	7135	687.95	96.42	27.40	4012.04	56.23	0.583	245
Raigarh	12924	1722.29	133.26	19.34	6081.61	47.06	0.353	582
Raipur	21258	3901.04	183.51	26.91	7200.21	33.87	0.185	1171
Raisen	8466	876.46	103.53	23.35	3353.09	39.61	0.383	502
Rajgarh	6154	992.76	161.32	23.88	284.24	4.62	0.029	504
Rajnandgoan	11127	1439.95	129.41	23.34	2936.81	26.39	0.204	597
Ratlam	4861	971.89	199.94	24.17	1181.18	24.30	0.122	406
Rewa	6314	1554.99	246.28	28.77	1051.90	16.66	0.068	438
Sagar	10252	1647.74	160.72	24.53	2763.11	26.95	0.168	586
Sarguja	22337	2082.63	93.24	27.50	11903.92	53.29	0.572	665
Satna	7502	1465.38	195.33	27.05	2230.16	29.73	0.152	422
Sehore	6578	841.36	127.90	27.99	1730.79	26.31	0.206	472
Seoni	8758	1000.83	114.28	23.60	2840.37	32.43	0.284	375
Shahdol	14028	1743.87	124.31	29.64	5492.96	39.16	0.315	497
Shajapur	6196	1033.25	166.76	22.97	57.73	0.93	0.006	566
Shivpuri	10278	1132.98	110.23	30.84	3249.18	31.61	0.287	455
Sidhi	10526	1373.43	130.48	38.67	4373.49	41.55	0.318	419
Tikamgarh	5048	940.83	186.38	27.66	773.05	15.31	0.082	348
Ujjain	6091	1383.09	227.07	23.82	101.96	1.67	0.007	629
Vidisha	7371	970.39	131.65	23.92	1166.61	15.83	0.120	477

注. 1)粗耕作面積/県面積, 2)粗灌漑面積/粗耕作面積. Surjan and Verma [42] より作成.

ラデシュの各県の比較

耕作面積率 %(耕作/県) ¹⁾	粗灌漑面積 ha	灌漑面積率 %(灌漑/耕作) ²⁾	平均降水量 mm/年	作付け面積 (ha/戸)	識字率 都市部, %	識字率 農村部, %	指定カースト %	指定部族 %
37.71	117175	33.67	1425.7	1.4	75.75	50.80	8.28	21.87
22.86	24665	2.76	1292.8	3.3	71.34	21.15	5.85	67.36
47.50	68643	14.39	918.5	3.4	76.29	38.78	10.79	37.51
79.61	115206	32.45	679.3	2.6	62.74	45.68	21.34	0.27
68.90	36618	19.17	1156.6	3.8	71.55	33.12	13.80	3.05
52.52	252932	24.20	1244.9	1.4	71.63	39.67	18.12	23.03
47.20	113626	27.71	1036.6	2.6	63.44	28.27	23.70	3.75
45.54	66595	12.38	911.2	3.0	72.45	36.25	12.20	34.47
64.77	53559	40.58	735.5	2.8	62.99	37.89	24.67	1.71
63.82	90679	20.24	974.1	4.6	67.03	35.90	18.15	15.04
73.22	131068	21.95	747.0	3.7	67.42	29.36	6.94	53.48
43.39	41820	13.19	1082.5	2.4	73.77	40.01	20.08	12.37
88.79	193308	25.50	1027.9	2.0	73.53	50.37	12.76	12.43
60.46	85256	12.74	949.5	3.4	64.04	27.23	18.08	12.01
51.98	119931	44.25	792.5	2.7	71.04	37.91	20.44	2.90
63.56	262593	41.16	1351.1	4.0	77.99	42.52	16.28	17.36
93.64	100193	27.45	867.0	3.7	75.92	43.70	16.65	5.50
51.48	85412	16.33	1161.9	1.9	76.79	43.62	12.83	17.90
58.39	36887	9.31	720.9	2.6	69.99	13.74	3.06	85.67
46.11	82280	16.56	750.9	3.8	68.41	36.40	11.40	26.77
53.16	165533	23.15	737.0	3.7	66.86	30.13	9.76	46.23
37.53	14248	2.86	1306.7	2.7	76.87	33.84	5.23	60.84
77.01	197256	26.16	732.7	2.8	70.82	41.88	15.86	4.80
39.76	240180	52.10	704.5	1.9	60.96	36.14	19.89	5.57
68.97	88879	25.11	1105.2	2.7	79.30	51.37	16.59	12.90
34.34	27212	11.11	1061.6	2.4	62.33	29.27	20.40	14.90
45.03	39609	6.81	1136.9	2.5	69.95	38.18	11.38	47.70
55.09	405692	34.64	1223.3	1.8	70.59	42.40	14.42	18.27
59.30	91546	18.24	1141.6	9.1	65.10	36.13	16.55	14.40
81.90	90644	17.98	945.9	3.2	62.00	25.65	18.00	3.30
53.65	70291	11.77	1065.9	2.4	70.75	39.27	10.28	25.16
83.52	89253	21.98	830.6	3.0	72.06	30.56	13.72	23.27
69.37	58248	13.30	1071.5	2.4	64.98	40.54	14.79	12.42
57.16	82821	14.13	1106.1	2.9	75.49	44.01	21.09	8.46
29.77	24258	3.65	1207.5	2.2	67.23	24.89	5.51	53.66
56.25	61940	14.68	949.4	2.1	65.04	39.52	17.85	13.81
71.75	98133	20.79	1120.1	4.1	65.76	34.72	20.30	10.18
42.82	40569	10.82	1172.8	3.0	78.68	40.76	10.77	36.95
35.43	21202	4.27	1143.7	2.4	62.65	27.21	7.70	46.32
91.35	128281	22.66	948.1	3.7	64.37	33.72	22.34	2.37
44.27	118753	26.10	764.6	3.0	85.14	27.11	19.36	11.28
39.81	35836	8.55	1172.7	2.3	66.43	26.54	11.37	30.43
68.94	128568	36.94	812.3	1.9	55.35	30.57	22.75	4.13
103.27	150261	23.89	843.1	4.3	72.13	33.49	24.56	2.11
64.71	79737	16.72	970.3	5.0	70.24	37.23	20.31	4.40

た。

村落調査は訪れた12の村すべてで実施した。この調査は、村の指導的立場にある人物を中心に、我々の調査に自発的に集まってきた村民多数を相手に、村全体に関する質問を質問票にそって行うものである。Shahdol県の2村を除く10カ村では、村落調査と同時に個人調査を実施した。これは、無作為に抽出した村人を対象に、本人に関する個人的な事柄を中心に質問するものである。ただし、事後の分析を考えて本人が属する世帯についても少し質問した。Morena県のE村を除く9カ村では村人（成人のみ）から男性5人、女性5人の計10人をランダムに調査対象として選んだ。E村では、全戸数を調査することを目標としたので、ランダムでなく全戸にあたる20世帯からひとりずつ個人を選んだ。一方、家計調査は、個人でなく世帯を調査の対象とするもので、農業生産や現金収入、食料消費など世帯単位の経済活動についてより詳細な聞き取りを行った。家計調査を実施したのはShahdol県の2カ村のみで、対象世帯を村内からランダムに選び、全世帯数のほぼ半数を調査した。

注(1) 現地調査は、著者の3名がインド森林管理研究所(Indian Institute of Forest Management)の協力を得て、1996年11月から12月にかけて実施した。

4. 調査村落の特性

本章では、村落調査によって明らかとなった12の村落の特性を、人口、インフラ・耐久消費財、教育・人的資本、農業構造の4項目にわけて概説し、サンプル村落の多様性と一般性について検討を加える。

(1) 人 口

センサスによればマディヤ・プラデシュ州

全体の1981年から1991年の10年間の年平均人口増加率は2.37%である(第1表)。調査対象村が属する県の同期間の人口増加率は州全体を上回る(第2表)。対象期間は異なるが、今回の調査で各村落の過去10年間(1986年から1996年)の人口の変化を調べたところ、州全体や県の平均を下回る村は二つだけで、あとはすべて州平均、県平均を上回った(第3表)。全体の半数の村で、過去10年間に村外からの移入世帯があり、それも人口増加に寄与しているが、移入を割り引いてもかなりの自然増加率である⁽¹⁾

人口密度を見ると、12村落中4村落が、州や県のレベルの人口密度を上回る(第3表)。特にH村とF村の人口密度は高い。しかし、残りの8村落の人口密度は非常に低く、1km²当たり50人を下回る村が三つもある。一部の例外があるものの、調査村落は一般に、インド国内で人口希薄なマディヤ・プラデシュ州においてもさらに人口が希薄な地域であることがわかる。

最後に村ごとのカースト構成をみる。インドのカースト制度ではヴァルナと呼ばれるブラーマン、クシャトリア、バイシャ、シュードラの4カーストとそのカースト外のアウトカースト、いわゆる不可触民(指定カースト)が知られている⁽²⁾。しかし、第3表に示すようにすべてのカーストが一つの村にそろっているわけではない。ブラーマンと指定カーストの両カーストがいる村(A, C, D, F)はヒンドゥ・カーストの村である。しかし、その中でもA村は指定カーストが75%を占め、カーストの分離居住化が進んでいることをうかがわせる。一方、G, H, I, Jの村は村民の全員が先住民(指定部族)である⁽³⁾。インド全体では指定部族の人口は8.08%であるが、マディヤ・プラデシュ州は指定部族の割合が23.27%と多い(Surjan and Verma [42])。そのことを反映して指定部族だけからなる村が四つも選ば

第3表 村落調査結果1 (人口)

県 村 落	Sehore		Morena			Dewas		Chhindwara			Shahdol	
	A村	B村	C村	D村	E村	F村	G村	H村	I村	J村	K村	L村
総人口 (1996年)	560	773	910	350	400	2500	400	800	250	425	940	487
総人口 (1986年)	400	400	600	315	200	2000	300	500	150	313	500	150
年平均人口増加率(%)	3.42	6.81	4.25	1.06	7.18	2.26	2.92	4.81	5.24	3.11	6.52	12.50
純移入世帯数 (1986-1996年)	0	25	-144	0	-9	35	5	4	0	0	8	4
総世帯数 (1996年)	56	152	110	41	20	550	50	125	35	85	108	40
純移入世帯割合 (%)	0	16	-131	0	-45	6	10	3	0	0	7	10
村の面積 (ha)	523	886	1610	1001	264	1042	305	162	1204	363	2000	282
人口密度 (人/km ²)	107	87	57	35	152	240	131	494	21	117	47	173
カースト構成												
ブラーマン (%)	3.6	0	10	0	10	0.7	0	0	0	0	0	0
指定カースト ¹⁾ (%)	75	0	1	0	0	14.5	0	0	0	0	30	2.8
指定部族 ²⁾ (%)	0	70	0	0	0	0	100	100	100	100	15	8.3

注. ¹⁾ 指定カースト (scheduled caste) はアウトカーストまたは不可触民と呼ばれるカースト外の最下層民を指す行政用語である。

²⁾ 指定部族 (scheduled tribe) はヒンドゥーのカースト制度に組み込まれていないインド亜大陸の先住民を指す行政用語である。

れた。

以上から、人口増加率、人口密度、カースト構成のいずれの点でも、調査した12村落には非常に多様性があることが判明した。

注(1) 村の人口は実測値ではなく、村民の回答に基づく。したがって、絶対数は正確なものではない。しかし村民が共通して実感する人口の「変化」をおおむねうまく反映していると考えてよいだろう。なお、12村落中10の村落については、村落ごとのセンサスデータが利用できるため、1981年と1991年の人口およびその間の年平均人口増加率を今回の調査と比べることができる。その結果、今回の調査とセンサスはあまり一致しないことが判明した。その理由は、①調査時期が5年ずれている、②村民が認識する「村」の範囲とセンサスが定義する行政単位としての村の範囲にずれがある、の二つである。センサスデータの無い二つの村を除いて、センサスと我々の調査の人口増加率の相関関係を見てみると0.22であった。相関が正であることは当然ではあるが、強い相関ではない。

(2) ヴァルナとは別に職業別カーストとして

ジャーティがあり、日常生活ではジャーティが機能している。そのため、農村調査でカーストを尋ねると、ブラーマンと指定カースト以外の者は、ヴァルナでなく職業別カーストのジャーティを答える（指定部族の場合は部族名）。その結果、一つの村で10以上のカーストが存在することも珍しくない。

(3) 指定部族は、アーリア民族の進入以前からインド亜大陸に住む先住民で、ヒンドゥー・カーストに組み込まれていないが、指定カーストと同様に社会の底辺層を構成する。調査した部族村 (tribal village) の部族名は次の通りである。G村はコルク (Korku)、H村はゴンド (Gonde)、I村はバーリア (Bharia)、J村はバーリアが75%でゴンドが25%。

(2) インフラ・耐久消費財

経済発展を表す指標には、インフラストラクチャの整備のように村落にとって外生的なものと、耐久消費財の購入や農業生産の技術革新のように、それ自体は村落外部からもたらされたものではあっても村民による選択という形で村落にとって内生化しているものがある。そのうちインフラストラクチャ

と耐久消費財に関して第4表にまとめた。

地方行政のある都市は、村民の生活にとって重要である。行政機関だけでなく、商業、教育、医療などの中心地となっている場合が多いからである。村からその都市までの所要時間が村の「遠さ」を最も適切に表現していると考えられる。I村の5時間30分がもっとも遠く、E村の20分が最も近い。なお都市までの距離の近いA村を除くと、年間を通して利用できる車道がある村にはすべてバスが通じていた。

調査対象村の中には電化されていない村はなかった。インド政府が農村への電力の普及に力をいれている証左であろう⁽¹⁾。電力は家庭の照明用としてだけでなく、管井戸に付設するポンプの動力源として村民の生活に重要である。しかし、12村のうち3村では4年前に初めて電気が通じたばかりであり、L村ではまだ全世帯の20%にしか配電されていない。一方、非常に後進地域であるがゆえに様々なプロジェクトが実施されてきたI村では、遠隔地であるにもかかわらず、15年

前から電気が供給されていた。しかしいまだに普及率が70%である。電気と比べると電話サービスの農村への普及は大変遅れている。調査村落の中では、二つの村だけに電話があった。

次に、村での耐久消費財の普及状況をみると、テレビの普及率がずば抜けて高い二つの村には村内に電話もある。この点から、電話とテレビが村落レベルの経済発展の指標として重要であることがわかる。しかし、自転車の普及率は必ずしも他の経済発展指標とは一致しない。これは、自転車の利用が平坦地の村に限られるためであろう。オートバイも村の立地に左右される点では同じであるが、高額なものであるため、村の経済的豊かさを強く反映している。12村落中8村落ではオートバイが1台もなかった。

最後に耐久消費財ではないが、金融機関へのアクセスができる世帯の割合を示す。他の経済発展指標との明らかな関連はみられない。その理由は、農村部ではクレジット供与を中心に様々なプロジェクトが実施されてお

第4表 村落調査結果2 (インフラ・耐久消費財)

県 村 落	Sehore		Morena			Dewas		Chhindwara			Shahdol	
	A村	B村	C村	D村	E村	F村	G村	H村	I村	J村	K村	L村
地方行政からの距離(km)	4	25	15	9	10	28	8	19	25	12	17	23
地方行政までの交通手段 ¹⁾	徒歩	バス	バス	徒歩	バス	バス	徒歩	バス	徒歩	徒歩	バス	バス
バス停までの距離(km)	4	0	0	3	0	0	8	1	6	12	5	3
地方行政までの所要時間	1	1.5	1	2	0.33	1	2.5	0.75	5.5	3	2	1.5
通年利用できる車道の有無 ²⁾	あり	あり	あり	なし	あり	あり	なし	なし	なし	なし	なし	なし
電気は何年前から	20	4	30	18	20	25	4	17	15	18	12	4
電力普及率(%)	100	80	100	100	100	100	100	48	70	100	32.4	20
最寄りの電話器の場所(km)	4	8	0	3	3	0	8	1	17	12	7	7
農産物市場の場所(km)	4	8	15	3	10	28	8	1	6	12	17	3
テレビを所有する世帯(%)	23.6	7.2	45.5	0	5	30	8	2.4	0	4.7	0	0
自転車を所有する世帯(%)	9.8	11.8	25	24.4	75	90	30	9.6	0	12.9	50	37.5
バイクを所有する世帯(%)	1.8	2	10	0	0	1	0	0	0	0	0	0
正規の金融機関の利用(%)	0	15	50	7.3	25	100	0	0	8.8	100	60	10

注. ¹⁾ バス停が村内にない場合は、当然、バス停までは徒歩である。

²⁾ 全く徒歩しかアクセスのない村はI村だけである。他の車道が「ない」村は、乾期に4輪駆動車でなら行けるが、雨期には不通になる確率の高い村である。

り、条件不利な後進地域に重点的に配分されているためである。

注(1) もちろん、未電化村は残されている。著者の櫻井が1996年10月にマティア・ブラデシュ州で行った事前調査で訪れた村の一つには電気がなかった。その村では、小学校が村内に開校したのはわずか4年前だった。

(3) 教育・人的資本

教育・人的資本の指標を第5表にまとめた。調査した村のすべてに小学校があった。60年以上前から小学校があるのはC村とF村で、今までに見てきた経済発展の指標と一致する。この2村にだけ中学校もある。小学校が存在する年数と中学校までの距離の二つの変数は、外部からもたらされた経済発展の指標であるとみてよいだろう。

次に、就学年数や識字率を男女別に検討する。これらの指標は村民の意思決定によるので、耐久消費財の普及と同様に内生的な変数であると考えられる。まず、相対的に発展段階の高いと思われるC村とF村では、男女とも平均就学年数が長く、村に居住する高卒者の数も多い。おおざっぱに言えば、外からの

人的資本への投資（教育施設の設置）は、村内で教育への需要を高め、村レベルでの人的資本水準を上昇させているという傾向がある。

しかし、男女間で教育への需要は異なる。まず、平均就学年数は最近の数字であるので、男女でそれほど大きな開きはない。A村やL村では、男女に全く差がない（しかし、これは男子の中学進学率が低いことを意味している）。その他の村では、男子の方が上級学校へ行く率が高い。しかし、E村だけは特殊である。現在でも、女子がまったく就学していないのだ。その結果、女性の識字率はゼロである。識字率は過去の蓄積なので、現在の就学率に男女間で大きな違いがない村でも、男女の差が大きい。読み書きできる女性がまったくいない村は、12村中5村もあった。女性の識字率が高いのは、やはり経済的に進んだ村である。

(4) 農業構造

村レベルの降水量データは存在しないので、県レベルの降水量で村の降水量水準とみなすことにする(第6表)。降水量のもっとも少ないMorena県に灌漑率をもっとも高い村

第5表 村落調査結果3（教育・人的資本）

県 村 落	Sehore		Morena			Dewas		Chhindwara			Shahdol	
	A村	B村	C村	D村	E村	F村	G村	H村	I村	J村	K村	L村
小学校は何年前からあるか ¹⁾	10	15	75	5	20	67	10	20	20	35	20	6
中学校までの距離(km)	4	8	0	3	3	0	8	1	16	12	7	7
平均就学年数・男 ²⁾	5	9	12	12	10	15	6	10	6	8	8	5
〃 ・女 ²⁾	5	5	8	5	0	10	5	6	5	5	5	5
村にすむ高卒者数・男	8	13	120	1	5	75	4	3	0	2	7	0
〃 ・女	0	0	14	0	0	2	0	0	0	1	0	0
自分の名前を書ける・男(%)	3.6	35	80	22.8	30	70	12.5	80	8	50	65	45.7
〃 ・女(%)	3.6	1	32	3.4	0	43	2	20	1.6	10	20	1.3
読み書きができる・男(%)	1.8	20	70	11.4	20	65	6.5	50	48	25	25	6.2
〃 ・女(%)	0	0	30	1.1	0	40	1	0	0	5	10	0

注. ¹⁾ 小学校は5年制である。

²⁾ 中学校は3年制、高等学校は4年制である。

があることは、降水量の少なさが灌漑導入を促進したといえるであろう。しかし、同じ県内でも村ごとに灌漑率が大きく異なり、農業生産に関して村落間に多様性がある。

土地所有形態の分布に関しても、村ごとの違いが大きい。小作農家、土地無し世帯の全くない村（D村とI村）がある一方で、地主と地主/小作が全体の50%、残りが小作農家と土地無し世帯であるA村、B村、E村がある。ただし小作農家がいる場合、小作形態はすべて分益小作（share-cropping）で、小作農家への分配率は多くの場合50%であった。純小作農家が少ないこと、小作形態のほとんどが分益小作であることは南アジアに共通する農業構造である（藤田〔15〕）。しかし、土地無し層のほとんどいない村があり、藤田〔15〕のまとめる南アジアの典型的な農業構造とは異なっている。土地無しの少ない村はインド亜大陸の先住部族からなる村であり、ヒンドゥ・カーストの支配する村とは異なる社会構造を持つためである。以上のような理由で、農業構造は前節で見てきた経済発展の指標や灌漑率とは無関係に決まってお

り、意思決定者にとって所与であると考えてよいであろう。

農地価格、トラクター賃料、農業労働者賃金はいずれも明らかに経済発展、土地生産性の向上とともに上昇している⁽¹⁾。農地価格では、灌漑地と非灌漑地の価格比率が地価の上昇とともに縮小している。これは、灌漑投資（管井戸の建設）が地価の水準によらずに一定の傾向にあるためであろう。次にこれら生産要素の相対価格を見る。経済的に発展した村落では、賃金に対して、地価もトラクター賃料も割高になっていることがわかる。このことは、これらの先進村落で、土地生産性を向上させるような土地節約的技術が導入される可能性を示唆し、同時に、これらの村の経済発展はいまだに労働力不足による賃金の上昇を招いていないことを意味する。農業外雇用機会はあまり増加していないのであろう。

調査では男女間で賃金格差がほとんどないことがわかった。一般に男女の賃金格差は、農業生産性の低い貧困州（マディヤ・プラデシュ、ビハール、オリッサなど）では、先進

第6表 村落調査結果4（農業構造）

県 村 落	Sehore		Morena			Dewas		Chhindwara			Shahdol	
	A村	B村	C村	D村	E村	F村	G村	H村	I村	J村	K村	L村
平均年間降水量(mm)	1120	1120	705	705	705	974	974	911	911	911	1144	1144
灌漑面積率(%)	49.4	4.59	16.3	74.4	70.0	10.2	0.00	49.4	0.00	18.5	30.0	28.6
土地所有形態 地主(%)	14.3	40	68.2	75.6	20	74	82.6	96	71	80	70	52.5
地主/小作(%)	35.8	10	4.5	24.4	30	5	0	0	29	8.2	0	10
小作(%)	0	0	7.3	0	20	1	0	1.3	0	0	0	5
土地無し(%)	44.6	50	20	0	30	20	17.4	2.4	0	11.8	30	32.5
小作形態	分益	分益	分益	分益	分益	分益	n.a.	分益	分益	分益	n.a.	分益
小作人の分配率(%)	50	50	66.7 ¹⁾	33.3	50	33.3	n.a.	50	50	50	n.a.	50
農地価格(1000Rs/ha) 灌漑地	62	n.a.	150	150	300	150	n.a.	19	n.a.	n.a.	49	25
非灌漑地	25	19	75	100	150	120	56	4	2.5	n.a.	19	12
トラクター所有世帯(%)	0	10.5	5	4.9	0	25	0	0	0	1.3	0	0
トラクター賃料(Rs/時間)	150	125	400	400	500	150	n.a.	100	n.a.	150	140	n.a.
農業日雇い賃金・男(Rs/日)	30	30	30	40	40	30	25	20	10	22.5	22.5	20
“ “ 女(Rs/日)	25	22.5	30	40	40	30	20	20	10	22.5	22.5	20

注. ¹⁾ 非灌漑地では50%。その他の村では、灌漑地と非灌漑地の分配率は同じ。

州（タミル・ナドゥ、マハラシュトラ、ハリヤナ、パンジャブ）よりも小さいことが知られているが、それでもマディア・プラデシュ州全体では女性の日雇い賃金は男性の86%である（1982～88年のデータ、Singh〔38〕による）。今回の調査から、それ以上に賃金格差が縮小している事が判明した⁽²⁾。

注(1) これらの生産要素価格は、村ごとの食料品価格で実質化して比べるべきであるが、実質化していない。ただし主食の穀物価格には大きな違いがないため、実質化しても傾向はほとんどかわらない。

(2) Singh〔38〕の分析によると、男女の賃金格差はインド全体で縮小の傾向にある。農業生産性の上昇は女性の実質所得を上げたが、男女間格差の縮小は説明できず、男女間格差の縮小は農業生産性以外のトレンドにより説明できるという。今回の調査結果が、そのトレンドの延長の結果、賃金格差が消失したことを意味するのか、別の要因によるのかは定かではない。

5. 住民参加型森林管理と家畜

この章では、インドの農村調査に基づき、地域資源としての森林が共同体によりいかに管理されているかを分析し、それが農業生産や家畜飼養とどのような関係にあるのかを解明する。とりわけ、近年になって政策として導入された住民参加型森林管理制度の効果を測定することを目標とする。

(1) インドの森林管理制度

インドの森林はほとんどが国有である⁽¹⁾。実際には、商業的な用材の生産を目的に州政府の林業部が森林を経営・管理してきたため、州有林であるとみなされている。村落や個人も薪や飼料、自家用の建材など、日常生活の必要を満たすために森林を所有していたが、適切な管理制度を欠くそれらの森林は人口増加の下で大半が消失し、農耕地または荒地地となってしまった⁽²⁾。その結果、州有林への圧力が高まったのである。その対策と

して世界銀行などの国際援助により、1970年から80年代に社会林業(social forestry)プログラムが推進された⁽³⁾。このプログラムでは村落内の荒地地（州有地または村落共有地）にさかんに植林が行われ、住民は賃金をもらって植林に動員された。しかし、州有地上の植林の所有権は州政府に属すること、村落共有地では共有資源の適切な管理制度が欠如していることなどの理由により、社会林業が成功したとは言い難い。社会林業プログラムでは農民が自分の農地に植林することも同時に推奨されたが、農地植林では用材生産向けの樹種や果樹が選択されたため、州有林への圧力を減らすという本来の目的からは成功したとはいえない⁽⁴⁾。

ジョイント・フォレスト・マネージメント（Joint Forest Management, JFM）は、1988年の森林保全法改訂で初めてその考えが中央政府に採用され、1992年の同法改訂で正式に法制化された新しい州有林の管理制度である⁽⁵⁾。州有林を生活に利用している農民を組織し、自主的に州有林の管理にあたらせ、その見返りに森林からの便益を農民集団に分け与えるというのが基本的な考えである（Kolavalli〔28〕）。したがって、JFMは州有林管理の実効性を高めようとする州政府の側からの動きであるといえよう。具体的には、JFMコミッティを組織して森林の保護・管理を自主的に行う限りにおいて、農民は州政府による用材生産の収益を政府と折半することが認められ、用材以外の森林産物については100%の所有権が与えられる。この点で、JFMは従来の社会林業とは異なり、住民参加型林業の一形態であると考えられるわけである⁽⁶⁾。各州のプロジェクトには海外からの様々な開発援助資金が投入されているが⁽⁷⁾、マディア・プラデシュ州は世界銀行の融資を受けて州政府の林業部がJFMを推進している⁽⁸⁾。以上のような背景をもとに、村落調査の結果を見ていく。

注(1) 1865年に制定された森林法以来、所有権の確立していない森林はすべて国有となり政府による林業経営の対象とされた。所有権については現在まで引き継がれている。1990年の時点で92%が国有(州有林)、8%が民有林であった(Nihan [35])。なおNihan [35]はインドの林業政策の歴史をコンパクトにまとめている。

(2) Luthra [32]によると1947年のインド独立後、1970年ごろまでに村有林と私有林は荒地になるか農耕地になるかしてしまった。また、大地主が所有していた私有林は、農地改革にともない州政府の管理に返上された。

(3) 1980年から1985年に植林された面積は460万5000haである(Jha [23])。世界銀行や米国、スウェーデン、カナダ政府がインドの社会林業プロジェクトに資金を提供した(Japan International Cooperative Agency [22])。

(4) インドの社会林業への評価は、研究者やNGO関係者など、政府機関関係者以外の評価(personal communication)を著者が総合したものである。

(5) 1988年と1990年の森林保全法改定の内容、各州政府がそれに対応して策定したジョイント・フォレスト・マネージメントに関する施策は、Society for Promotion of Wastelands Development [40]にまとめられている。

(6) しかし、ネパールの森林利用者団体とは住民に与えられる権利が異なる。ネパールでは、用材を含むすべての森林産物について利用者団体に所有権が認められる(櫻井[36])。

(7) Agarwal and Saigal [2]によると、世界銀行や日本の海外経済協力基金が州レベルのJFMへの取り組みに融資している。海外経済協力基金は、ラジャスタン州やグジャラート州のプロジェクトに融資し、他州へも拡大の予定である(海外協力経済基金[24])。

(8) マディア・プラデシュ州では州政府がJFMに直接取り組んでいるが、すべての州

で州政府が直接JFMに関与しているわけではない。資金援助を受けたNGOがJFMを含む農村開発に取り組んでいるケースも多い。例えば、ハリヤナ州北部の丘陵地帯ではニューデリーにあるタタ・エネルギー研究所(Tata Energy Research Institute)がJFM活動に取り組んでいる。

(2) 村落調査の分析

1) 森林の状態と森林管理制度

マディア・プラデシュ州はインドの州の中でも比較的多く森林が残っている州で、森林率は約30%、人口1人当たりの森林面積を計算すると約0.20ヘクタールである(第3章と第1表を参照)。第7表に調査した各村の森林面積を示した。E村とH村をのぞき、森林率、人口1人当たりの森林面積ともに、州の平均を大きく上回る。逆に、E村とH村では州平均よりかなり低い。このように、行政単位として区画された村に対して、森林は均等には分布していない⁽¹⁾。

森林の状態

森林面積を比較しただけでは森林資源の状態についてはわからない。樹木が消失してしまって灌木の疎林となっても、かつて森林であった州有地は統計上は森林に分類され、州林業部が管理しているからである⁽²⁾。しかし調査では、森林の状態を直接測定することはせずに、村人による主観的な評価で「良好」、「不良」、「消失」に分類してもらった⁽³⁾。すると、1人当たりの森林面積で12カ村中1位と2位のD村とC村は、村民による森林の状態の評価は「完全に消失」であった(第7表)。つぎに、より客観的な森林の状態の指標として薪を集めるのに必要な時間数を見る。第7表に示すように薪集め時間は1.5時間から6.5時間までの幅に分布している。主観評価に消失=1、不良=2、良好=3という具合に階数をあてはめて、この薪収集時間との単相関を計算すると、-0.13であった。弱い相関が、期待通りに負の相関が見られた。相

関関係が弱い理由は、「消失」の場合を除くと、村人の主観は、絶対的な森林の状態ではなく過去の状態との相対的な状態の変化に基づいているためであると思われる。

薪採取に要する時間を森林資源の現状を表すと考え、森林資源の利用規制や調理燃料を州有林に頼る割合との関係を分析する⁽⁴⁾。まず、用材の伐採はすべての村で禁止されている。それから、森林資源に直接の被害を与

えない非木材森林産物 (non-timber forest products, NTFP) については、どの村でも自由な採取が認められている。しかし、放牧と薪 (枯れ枝) 取りに関しては、規制がある村とない村に分かれている。規制のある村落 (6 カ村) の薪取り時間の平均値は 5.2 時間、規制のない村落 (5 カ村) のそれは 2.8 時間であり、規制がある村落において薪取り時間が有意に長い (t 検定で $p=0.013$)。森林

第 7 表 調査村落の森林資源と管理

村落名	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
総森林面積 (ha) 1996年	532.6	403	745	881	200	1.2	236	11.7	不明	不明	500	243
1人当たり森林面積	0.77	0.52	0.82	2.52	0.50	0.00	0.59	0.01	n.a.	n.a.	0.53	0.50
1世帯当たり森林面積	7.74	2.65	6.77	21.49	10.00	0.00	4.72	0.09	n.a.	n.a.	4.63	6.08
森林管理コミッティ	あり	あり	あり	なし	あり	なし	あり	あり	なし	あり	あり	あり
公共地での植林活動	なし	州有地	村有地	村有地	なし	なし	なし	村有地 ¹⁾	なし	州有地	なし	なし
州有林面積 (ha) 1996年	433.4	403	730	881	200	0	236	11.7	不明	不明	500	500
州有林の状態	良好	良好	消失	消失	不良	n.a.	不良	良好	不良	不良	不良	不良
州有林の規制	用材・生きた枝	禁止	禁止	禁止	禁止	n.a.	禁止	禁止	禁止	禁止	禁止	禁止
	枯れ枝	規制あり	自由	規制あり	規制あり	規制あり	n.a.	規制あり	自由	自由	自由	村民限定
	放牧	規制あり	自由	規制あり	規制あり	規制あり	n.a.	規制あり	自由	自由	自由	村民限定
	牧草集め	n.a.	n.a.	規制あり	規制あり	規制あり	n.a.	自由	自由	自由	自由	村民限定
	非木材森林産物	自由	自由	自由	自由	自由	n.a.	自由	村民限定	自由	自由	自由
村有林面積 (ha) 1996年	81	0	15	8	0	1.2	0	0	0	0	0	0
村有林の状態	不良	n.a.	良好	良好	n.a.	不良	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
村有林の規制	用材・生きた枝	n.a.	n.a.	禁止	禁止	n.a.	規制あり	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
	枯れ枝	n.a.	n.a.	禁止	禁止	n.a.	規制あり	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
	放牧	村民限定	n.a.	禁止	禁止	n.a.	村民限定	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
	牧草集め	n.a.	n.a.	禁止	禁止	n.a.	村民限定	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
	非木材森林産物	村民限定	n.a.	禁止	禁止	n.a.	村民限定	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
私有林面積 (ha) 1996年	18.2	0	0	0	0	0	0	2	0	0	0.4	0
私有林の状態	消失	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	良好	n.a.	n.a.	良好	n.a.
畦や庭に木を植えている世帯 (%)	50	100	13.6	100	100	5	50	100	80	20	50	4
調理用の燃料源 (%)												
州有林からの薪	70	100	65	80	50	0	90	90	100	100	90	割合不明
個人所有の木からの薪	10	0	1	5	25	7	0	0	0	0	0	0
農作物のくず	5	0	10	10	10	0	5	0	0	0	0	割合不明
家畜の糞	3	0	20	5	15	70	5	10	0	0	10	割合不明
購入燃料 (石油、電気炭など)	1	0	5	0	0	23	0	0	0	0	0	0
薪集めに要する時間 (hrs)	5.0	3.0	6.5	4.5	6.0	n.i.	4.5	5.5	1.5	1.5	2.5	4.5

注. ¹⁾ NGOの手助けで果樹 (マンゴ) を植えた例。村有林の面積には入れられていない。

資源の希少化が管理制度を強化する方向に働いていることを示唆している⁽⁵⁾。次に、調理燃料を州有林に頼る割合と薪取り時間には、比較的強い負の相関があった (-0.52)。州有林資源の減少が、薪取り時間を延長していることが明らかである。

植林活動

森林資源希少化への村民の対応には、州有林の利用規制の強化以外に、①田畑の畦や庭先などの私有地に個人で木を植える、②村有地や州有地に共同で植林する、③調理燃料源を薪から別のもの、牛糞や農業残渣、石油などへ転換する、の3点がある。このうち3番目の対応は、上で論じた州有林への依存関係と裏返しであるので、薪取り時間と正の相関があるのは当然である。しかし、私有地に植林している世帯の割合と薪取り時間にはほとんど相関関係がなかった (0.04)。また公共地で植林活動のある村 (5カ村) の薪取り時間の平均値は4.2時間、植林活動のない村落 (7カ村) のそれは4.0時間であり、両村落群の薪取り時間の平均値には有意な差はない (t 検定で $p=0.860$)。

村有地への植林が見られたのは、州有林の消失しているC村とD村である。その村有林の管理は厳しく、非常によい状態に保たれていた⁽⁶⁾。両村とも村有林の中にヒンズー教の寺院がある点が共通しており、さらにD村では水源の保護という便益も存在する。しかし、現状では保護するだけで、材木の伐採も薪取りも全く認められていないため、村への直接の経済的貢献はゼロである。村有地の場合、植林した木を村が所有できる。しかし村有地上の共有林では、いわゆる「共有地の悲劇」的な状況が一般に起こるため、共同で管理することは難しく、植林に成功していない例が多い。調査村落のうち、C村とD村にだけよく管理された村有林があるのは、①放牧や薪取りのためには大きな州有林があったので、村有林を利用する必要がなかった、②ヒ

ンズー寺院の保護という宗教的要因がある、の二つの理由が考えられる。それから、両村が農民カーストのみにより構成される村で、指定カースト (いわゆる不可触民) や指定部族 (ヒンズー教徒移入以前の先住民) がほとんどいないことも関係するかも知れない。それに対して、州有林の場合は、たとえ州有林が消失してしまっても自発的植林の動機が弱い。州有地へ植林しても木は州政府の所有物となるためである⁽⁷⁾。

農地や自宅の周辺に木を植えている農家の割合は、村ごとに大きく異なる。しかし、それは薪の需要を反映しているのではないようだ。木の私有率と調理燃料源中に私有木の占める割合にはほとんど相関がないことから (相関係数 0.04)、私有木は薪の採取を目的とするものではないといえる。しかし、家畜向けの飼料木の需要を多少は反映している可能性がある。過去10年間の家畜数の増加率 (家畜の項で定義する。第3表参照) と木の私有率との間には弱い正の相関 (0.15) があることが証拠である。

2) 農業生産性の規定要因

マディヤ・プラデシュ州の気候は、雨期 (kharif) と乾期 (rabi) に分けられる。雨期は南西モンスーンの始まる6月からおよそ3~4カ月続く。雨期の主要作物は同州内でも降水量により異なる。調査対象の5県のうち、もっとも雨の少ないMorena県ではシコクビエ (millet) が、その他の降水量の多い県ではトウモロコシ (maize) が作られている。比較的降水量の多い南部のChhindwara県や西部のShahdol県では、トウモロコシだけでなく米やコウリャン (sorghum)、雑穀 (minor millet) が栽培されている。いずれの県でも、乾期には灌漑を利用して小麦が作られる。小麦を灌漑なしの条件で栽培している例も調査村の一部で見られたが、灌漑の全くない2村では灌漑なしでの小麦栽培も行っていなかった⁽⁸⁾。

主要穀物について、各村の標準的収量をまとめた（第8表）。比較のためにマディア・プラデシュ州全体の平均収量（1986年から1990年の5年間の平均）も示した。調査した12村落の標準収量の平均を州平均と比較すると、シコクビエと小麦は調査村落平均が州平均を上回るが、米はほぼ同等で、トウモロコシとコウリャンは下回ることがわかる。なお表に示した小麦の収量は灌漑条件下である。灌漑のない場合、州平均は817 kg/ha、調査村落（4村のみ）の平均は619 kg/haであった。

次に、現在の収量を10年前の収量と比較する⁽⁹⁾。調査では、収量に変化があると答えた場合に、村人が考える収量変化の理由を尋ねてきた。雨期の作物では、シコクビエを含めて収量は変化なしに低下の傾向が見て取れる。収量低下の理由として、トウモロコシとコウリャンでは堆肥の減少が、米では水利の悪化が指摘されている。乾期の灌漑下の

小麦生産については多くの村で収量増加が報告されているが、その主要な理由は灌漑の普及である⁽¹⁰⁾。灌漑の普及により灌漑を条件とした高収量品種の導入が可能となり、化学肥料も使用されるようになるのである。しかし小麦の収量が低下した村も二つあった。その理由は、化学肥料の減少と土壌の流出である。

3) 家畜飼養と森林、農業

家畜はインドの農村において重要な役割を果たしている。本稿では、森林と農業を相互に関連づけるものとして家畜を分析する。

家畜数の変動

現在と10年前の村全体の家畜数については、家畜の種類ごとに重みをつけて合計した家畜単位数をそれぞれの村について求めた⁽¹¹⁾（第9表）。10年間の変化を比べると、A村、B村、G村およびK村で増加しているのに対して、I村とJ村では減少が著しい。I村とJ村はもともと森林が深く、農業をほと

第8表 調査村落の主要穀物生産性の変化

村落名		A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	調査平均 州平均 ²⁾	
トウモロコシ	現在の収量(kg/ha)	370	494	n.a.	n.a.	n.a.	1100	493	988	864	1975	740	309	815	1282
	10年前の収量(kg/ha)	不明 ¹⁾	不明	n.a.	n.a.	n.a.	不明	不明	988	1728	3950	不明	不明		
	変化の理由	変化なし 堆肥減少 堆肥減少													
シコクビエ	現在の収量(kg/ha)	n.a.	n.a.	1200	1000	1500	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	1233	800
	10年前の収量(kg/ha)	n.a.	n.a.	不明	1000	1500	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.		
	変化の理由	変化なし 変化なし													
コウリャン	現在の収量(kg/ha)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	864	741	123	n.a.	741	n.a.	617	889
	10年前の収量(kg/ha)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	多かった	不明	不明	n.a.	不明	n.a.		
	変化の理由	土壌流出 堆肥減少													
米	現在の収量(kg/ha)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	370	1235	n.a.	n.a.	988	988	895	855
	10年前の収量(kg/ha)	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	988	不明	n.a.	n.a.	988	1605		
	変化の理由	水利悪化 変化なし 水利悪化													
小麦 (灌漑あり)	現在の収量(kg/ha)	2469	1728	1550	3000	3500	3750	n.a.	1235	n.a.	2469	1481	741	2192	2006
	10年前の収量(kg/ha)	1358	1728	775	350	3500	1875	n.a.	多かった	n.a.	1200	309	988		
	変化の理由	化肥増加 堆肥増加 水利改善	変化なし	水利改善	新品種 化肥増加 水利改善	変化なし	新品種 化肥増加 水利改善		化肥減少		水利改善	水利改善	土壌流出		

注. ¹⁾10年前の収量は、その村の主食である穀物についてのみの尋ねた。尋ねていない場合、不明とした。

²⁾出典はGovernment of India [16]。

第9表 調査村落の家畜飼養状況

村落名	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
総家畜単位 (1996年)	93	305	178	572	143	995	87	282	189	293	280	260
総家畜単位 (1986年)	42	252	348	608	282	1075	82	352	482	1028	168	432
家畜単位年間増加率 (%)	8.27	1.93	-6.48	-0.61	-6.57	-0.77	0.59	-2.19	-8.94	-11.80	5.24	-4.95
1996年家畜単位数に基づく密度												
家畜単位密度 (/村落面積, ha)	0.18	0.34	0.11	0.57	0.54	0.96	0.29	1.74	0.16	0.81	0.14	0.92
森林 (ha) 当たり家畜単位	0.17	0.76	0.24	0.64	0.72	829.17	0.37	24.10	n.i.	n.i.	0.56	1.07
耕地 (ha) 当たり家畜単位	1.01	1.01	0.77	7.62	4.42	1.25	0.29	3.41	1.35	1.38	0.82	13.58
家計当たりの家畜単位	1.66	2.01	1.62	13.95	7.15	1.81	1.74	2.26	5.40	3.45	2.59	6.50
人口当たりの家畜単位	0.17	0.39	0.20	1.63	0.36	0.40	0.22	0.35	0.76	0.69	0.30	0.53
給餌形式	併用	放牧	畜舎	併用	併用	畜舎	併用	併用	放牧	併用	併用	併用
標準的堆肥使用量 (100kg/ha)	50	12	100	110	200	203	56	35	78	44	11	12
標準的化学肥料使用量 (kg/ha)	247	0	300	100	125	875	309	123	0	61.7	86.4	0
灌漑面積率 (%)	49.4	4.59	16.3	74.4	70	1.1	0	49.4	0	18.5	30	28.6
1996年調査時の家畜総数												
雄 牛	40	150	48	88	40	300	50	260	70	276	200	60
雌 牛	50	200	95	400	100	400	65	80	175	100	100	225
水 牛	25	40	65	200	25	500	2	19	3	20	60	50
山 羊	50	200	125	300	200	50	40	250	140	100	100	100

注(1) 家畜単位=0.7×(雄牛+雌牛)+水牛+0.1×山羊により計算 (Fox [11])。

(2) 給餌形式は、牛と水牛についてのみ。山羊は100%放牧である。

んどせずに森林内放牧による家畜生産で生計をたてていたが、過去20年ほどの間に森林を耕地に転換して耕作を開始し、家畜生産が減少していった村である。

家畜数の変動(過去10年間の家畜単位の年平均増加率)と森林資源の変化との関係を見る。まず、前項で用いた森林資源の状態の代理変数である薪取り時間と家畜増加率の相関は0.17である。弱い正の相関が見られたことは、家畜数増加率の高い村では森林資源が乏しく薪取りに要する時間が長いことを意味する。しかし、薪取り時間で表される森林の資源量と現在の家畜単位数にはほとんど関係がなかった(-0.05)。次に、森林の状態の相対的な変化を主観的に評価した消失=1, 不良=2, 良好=3を使って、家畜増加率および現在の家畜単位数との相関を調べた。前者は0.41, 後者は-0.56である。主観的評価の高い場合に、家畜の増加率も高い。しかし、主観的評価と現在の家畜数とは負の相関がある。つまり、評価の低い村ほど家畜

数が多いことを意味する。村民による森林資源の状態の主観的評価が、特に家畜数の変動と強い正の相関があることは、①森林が家畜の放牧地として重要であること、②森林資源の減少が家畜飼養頭数の減少を招いたこと、の2点を示唆していると考えられる。

放牧から畜舎飼いへ

家畜飼養頭数の変化は、放牧から畜舎飼いへの技術変化を伴う。森林のないC村とF村で、家畜は100パーセント畜舎で飼われていた。それに対して、森林資源が比較的豊富なB村とI村では100パーセント放牧である。この両村では第7表で見たように、調理用の燃料をいまだに完全に州有林に依存している。これは、それらの村で森林資源が豊富なことを意味するが、放牧の場合は燃料となる牛糞を効率的に集めることができないためでもある。J村では畜舎飼いと放牧の混合であるとの回答を得た。しかし燃料を100パーセント森林から採取している事から考えて、最近になって畜舎飼いが始まったものと推定で

きる⁽¹²⁾。なお、このB村、I村、J村の三つの村では化学肥料が全く使用されていない。このことから、畜舎飼いへの移行が農業の集約化と密接な関係にあることがわかる。

農業生産への影響

一般に、森林資源が減少し家畜数も減少すれば堆肥の生産量も減少する。しかし、放牧と比べて畜舎飼いでは家畜糞を効率的に回収できるので、少ない頭数で多くの堆肥が生産できる。このように、家畜数と堆肥生産には直線的な関係がないので、耕地当たりの家畜単位数と堆肥使用量には全く相関がない(-0.07)。次に、第9表の堆肥投入量と第7表の薪採取時間には正の相関があることがわかる(0.45)。これは、森林資源の減少のため放牧から畜舎飼いに移行し、その結果、より多くの堆肥を投入できるようになったことを意味している。堆肥生産に関しては、森林資源の減少の影響は正と負の相反する予測ができるが、調査結果からは森林減少は家畜飼養技術の変化を通じて堆肥生産を上昇させる可能性が示唆された。また、堆肥投入量と化学肥料投入量は強い正の相関(0.62)を示しており、調査村落において堆肥は化学肥料によって代替されるものではなく、両者は補完的に農業生産の集約化に伴い増加していくものであることがわかる。第8表に示した灌漑条件下での小麦の単位面積当たりの収量は、第9表の単位面積当たりの堆肥投入量と強い正の相関(0.85)があり、化学肥料投入量と

の相関(0.56)よりも強い。一方、I村とJ村では、森林減少のため家畜数が減少しても、農業の集約化と畜舎飼いへの移行が遅れている。そのため、村民は堆肥の減少によるトウモロコシの収量の減少を訴えている(第8表)。

資産としての家畜

家畜は、堆肥生産以外にも、様々な形でインドの農村の生活に貢献している。雄牛は耕起や運搬などの畜役を提供し、雌牛や雌水牛は牛乳を供給する。また、山羊を含むすべての家畜が、換金可能な資産としての側面をもつ。森林資源の減少がもたらす家畜飼養頭数の変化は、そうした家畜の伝統的役割の変化を通じて村民の生活を変えているはずであり、それも森林資源枯渇化の影響であるともみなせるだろう。ここでは、資産としての家畜に関する調査結果を紹介する。食料源としての家畜については第7章で改めて論ずる。

過去1年間の家畜の売買について、Shahdol県の二つの村の家計調査で聞き取りをした。その結果が第10表である。雄牛の購入件数が23件で最も多いが、他の家畜の売却件数はすべて10件以下であった。調査対象世帯が所有する家畜総数の10分の1にも満たない。売却した場合の1頭当たりの金額は、400ルピーから3700ルピーまで大きな差がある。両村の日雇い農業労賃が20ルピー程度であることを考えると、家畜の資産価値は相当大きいといえよう。家畜更新を目的とした売却や目的不明の場合を除くと、売

第10表 Shahdol県の2村落における家畜売買

	総数	購入頭数	売却頭数	売却の理由(1頭当たり金額, ルピー) × 件数
雄牛	162	23	6	更新(400), 食料(1300) × 3, 住居(2500), 井戸へ投資(1800)
雌牛	166	6	4	負債返済(1700), 医療費(400), 農業資材(400), 不明
水牛	60	5	8	更新(2000) × 2, 負債返済(3700) × 3, 医療費(2000), 食料(600), 不明
山羊	100	2	4	医療費(400) × 2, 不明 × 2

却 15 件のうち、8 件までが食料の購入や医療費支払いのための売却であった。第 7 章で改めて示すが、医療費の中でも高額な入院の費用を賄うために借金の代わりに家畜が売却される傾向があり、資産としての家畜の役割は家計の予期せぬ出費に備えるものであるといえるだろう。しかし、調査した 2 村の医療費の支払いから判明したことは、多くの村人がフォーマルな金融機関や村内外のインフォーマルな金貸しから借金をしているということである。このことは、予備的資産としての家畜の役割が現在では小さいことを意味している。

- 注(1) H村の森林面積は村のJFMコミッティが管理する州有林の面積であり、村人が実際に利用可能な森林の面積はもっと広いと考えられる。一方、E村は平坦な台地上に広がる畑地の中にある村で、確かに近くに森林はまったく見られなかった。
- (2) 州有林と異なり、村有地や私有地では樹木がある限りにおいてのみ森林である。
- (3) 主観なので、「不良」と「良好」の違いは明らかではない。
- (4) ジョイント・フォレスト・マネージメントが導入されている村では、村民が自主的に森林資源の利用規制を策定していることになっている。しかし実際は、州林業部の強い指導の下にあるため、どこも似かよった規則となっている。したがって、規則そのものでなく、その実効性やJFMコミッティの活発度を測定すべきである。
- (5) 枯れ枝取りの規制内容は、主に 1 回当たりの量に関するものなので（例：頭にのせられるだけ）、規制の結果、薪取りに要する時間が延長したとは言えないであろう。
- (6) C村の村有林は 18 年生で、植林に際し社会林業プロジェクトの援助を受けた。D村の村有林は植林して 6～7 年である。こちらは、村が自発的に自力で実施した。
- (7) 現行法では、もしJFMコミッティがなければ、州有地に植林しても木の所有権は 100

%州政府にある。たとえJFMコミッティがあっても、村民は用材生産の収益の分配を受けるだけで所有権は与えられない。

- (8) インドの食生活においては、各種マメ類も重要である。すべての調査村でマメ類の生産が見られたが、本稿の農業生産の分析では主要穀類に限定することとする。
- (9) この比較は村人からの聞き取りによるもので、数値自体の正確さは低いと思われるが、変化の傾向については信用できるであろう。
- (10) 小麦の生産性上昇に関して、灌漑と高収量品種の導入は、非常に重要であるので、第 6 章で分析を行う。
- (11) 家畜頭数はすべて成獣の頭数であると仮定する。重みは、水牛=1、牛=0.7、ヤギ=0.1 である。このウェイトはFox〔11〕を参考にした。
- (12) 放牧と畜舎飼いの比率は不明である。

(3) 住民参加型森林管理制度の分析

経済発展と人口増加によって引き起こされた森林資源の希少化に対して、インドの農村部では制度的な対応（ジョイント・フォレスト・マネージメント）と技術的な対応（農業集約化と家畜飼養技術の変化）が起きている。前節までは、村落レベルの調査データを使って村民の様々な対応行動を分析した。この節では家計レベルのデータを使って、制度的対応と技術的対応の接点をより詳細に分析する。課題は、森林管理活動への参加が実際に家畜飼養頭数の削減に貢献しているかどうかを実証的に解明する点にある。

すでに資源が枯渇化している森林では、資源回復のために植林や自然再生による森林の回復が急務である。その大敵は植林地や再生地での家畜の放牧であり、放牧の規制なくしては森林の回復はむずかしい。そのためには家畜飼養頭数を削減する必要がある。しかし、現地調査で知りうる限り、規制によって家畜数の制限をしている例は見られない。したがって、家畜数の削減は技術変化を通した自発的なものに頼らざるを得ないのである。

そこで、森林管理活動への参加が家畜数の削減に結びついているか、逆に家畜数の少ない家計が選択的に森林管理活動に参加しているだけなのか、という問いに解答することが重要である。もし、前者であれば、住民参加型の森林管理活動による家畜数の減少に期待できる。しかし後者であれば、森林管理活動の家畜数削減への効果はあまり期待できないことになる。

1) 参加の決定因子

森林管理活動への参加は強制ではないので、参加するかどうかは世帯ごとに決定していると考えられる。そこでまず、森林管理活動への参加（植林、溝ほり、盗伐監視など）の決定因子をプロビットにより分析した（モデルは補論を参照）。結果は第11表に示した。世帯レベルの要因としては、世帯主の教育年数が10%ぎりぎりまで有意に正であり、教育を受けた家計ほど森林管理への参加意欲が高いことがわかった。15%まで許容すると農業外就労者の割合が有意に負であるといえる。これは、森林管理への参加が農業外雇用と競合していることを意味する。灌漑率や農地所有面積など、農業生産性と関連の深い変数やカーストには有意な影響は見られない。

一方、村落レベルの要因では、実質賃金が有意に負である。この賃金は農業外雇用の賃金水準も反映しており、前の家計レベルの結果とあわせて、森林管理への参加コストが雇用収入機会の喪失（機会費用）であることを意味する。カーストの影響をみると、カーストの階層化の大きい村ほど森林管理への参加が乏しいといえる。女性の識字率は有意に正であった。女性は水くみや薪取りを通じて森林の状態に直接の利害があり、村落レベルで女性識字率が高い場合には家計レベルで森林管理への参加を促すものと解釈できる。

以上の結果からは、森林管理活動への参加は世帯のレベルの意思決定によるものである

が、村落レベルの要因がかなり有意に働いていることがわかる。村落レベルの要因の中には、賃金率や森林資源の状態が村落単位で異なることを反映しているものもあるが、カースト構成や女性識字率のように村落内での集団的意思決定の容易さ（取引費用）に影響を与える変数が含まれていることを考えると、村落レベルでの集団的意思決定が機能している可能性があるといえよう。

2) 森林管理活動と家畜保有

次に、森林管理活動への参加が家畜保有数に与える影響を分析する。家畜の種類ごとに飼養する目的が異なることが予想されるので、家畜単位により一本化せずに、雄牛、雌牛、水牛、山羊それぞれについて別々に家畜保有の決定因子を求める。その方法について、雄牛の例にしたがって説明しよう。まず、雄牛を飼うか飼わないかは所与であると考え、雄牛を飼っている家計だけ分離して分析の対象とする。この雄牛保有家計についてHeckmanの2段階推計法（補論参照）を適用した。つまり、森林管理活動への参加確率をまずプロビットで予測し、それを説明変数に加えて雄牛所有数決定関数を推計した。前節の参加決定因子の分析との違いは、雄牛実質価格を説明変数に加えた点である。

第12表がその推計結果である。まず、森林管理活動への参加を見ると、全体を対象にした分析と異なり村落レベルの変数がどれも有意ではなくなった。人口密度と実質賃金は10%で有意ではないものの、20%水準では有意である。しかし、カースト構成や女性の識字率は全く有意ではなくなった。次に、雄牛所有数の決定因子の分析から、家計構成員1人当たりの雄牛数には村落の要因は全く効いていないことが判明した。有意に影響するのは、家計構成員の数（負の効果）と1人当たりの土地所有面積（正の効果）である。また、森林管理活動への参加と雄牛の所有数には全く関係がなかった。トラクターの普及が

第 11 表 森林管理活動参加の決定因子

変 数	パラメータ推計値	標準誤差
定数項	1.959	1.199
<家計変数>		
世帯主の教育年数 (年)	0.068*	0.041
カースト	-0.009	0.163
世帯サイズ (人)	-0.016	0.032
1 人当たり土地所有面積 (ha/人)	-0.027	0.391
農業外就労者率	-0.917	0.614
灌漑面積率	-0.068	0.372
管井戸を利用しているか	0.305	0.313
<村落変数>		
人口密度 (人/km ²)	-0.491**	0.240
上位カーストの割合 (%)	-0.049*	0.028
地方行政府からの距離 (km)	0.014	0.031
女性識字率 (読み書き%)	0.096*	0.051
実質賃金 (Rs/日)	-0.220***	0.075
薪取り所要時間 (時間)	0.043	0.172
サンプル数	133	
森林管理活動参加数	74	
Log of Likelihood Function	-78.507	

注. 推計はプロビットによる。*は10%，**は5%，***は1%の有意水準を表す。

各変数の意味は以下の通り。

カースト：ブラーマン＝1，農業カースト＝2，後進カースト＝3，指定カースト＝4，指定部族＝5。

番号の小さいほど上位の階層である。

農業外就労者率：職業についている家計メンバーのうち農業以外に就労している者の比率。

灌漑面積率：所有している総耕地面積のうち灌漑農地の比率。

管井戸を利用しているか：所有，買水を問わず管井戸を使っていれば1，その他は0。

上位カーストの割合：村落中のブラーマンと農業カースト世帯のパーセント。

女性識字率：在村する全成人女性に対して読み書きができる女性のパーセント。

実質賃金：成人男性が日雇いで農業に従事したときの日当。小麦1kg当たりの価格で実質化。

非常に遅れている調査村落では、階層に関係なく雄牛が耕起に使われている。したがって、以上は予想された通りの結果である。

雌牛に関する結果（第13表）は、上で述べた雄牛に関するものと非常に対比的である。まず、森林管理活動への参加は村落レベルの要因で決まっている。カースト構成や女性識字率が有意である。次に、雌牛所有数の決定因子を見ると、家計変数では農業外就労者率や灌漑面積率がいずれも有意に雌牛の数を減らしている。灌漑率の低い農家は、降水量の変動による影響を受けて農業生産が不安定であるため、農業外雇用や家畜生産によりリスクを分散することがしばしば行われる

が、上の結果は、農業生産のリスクが高く（かつ・または）農業外雇用への依存が低い家計は雌牛を多く飼養する傾向があることを示している。実質賃金がマイナスに働くことも、上の解釈を支持する。なお雌牛の家計への貢献は、第10表に示したような不時の売却だけでなく、販売を目的とした牛乳生産が含まれる。村落変数では他に、薪取り時間が有意に正の効果があつた。これは、森林の状態の悪化と雌牛の飼養頭数の増加の関係を反映している。また、雌牛の実質価格は有意に正の影響がある。これは、雌牛の飼養が、売却を目的とした家畜生産であることを意味しており、価格に全く反応しない雄牛の結果と

第 12 表 雄牛所有世帯の森林管理活動参加決定因子と雄牛所有数決定因子

変 数	森林管理活動参加決定因子		雄牛所有数決定因子	
	パラメータ推計値	標準誤差	パラメータ推計値	標準誤差
定数項	4.053**	2.027	1.767*	1.069
<家計変数>				
世帯主の教育年数 (年)	0.003	0.053	0.005	0.006
カースト	-0.173	0.200	-0.035	0.045
世帯サイズ (人)	-0.066	0.041	-0.035***	0.011
一人当たり土地所有面積 (ha/人)	-0.290	0.641	0.242**	0.110
農業外就労者率	-1.375*	0.750	-0.175	0.248
灌漑面積率	0.321	0.471	0.055	0.075
管井戸を利用しているか	0.173	0.370	0.024	0.051
森林管理活動参加の期待確率 (Φ)			-0.735	0.592
上の確率密度の期待値 (ϕ)			-0.544	0.402
<村落変数>				
人口密度 (人/km ²)	-0.469	0.321	-0.080	0.098
上位カーストの割合 (%)	-0.026	0.029	0.004	0.007
地方行政からの距離 (km)	-0.006	0.040	0.003	0.005
女性識字率 (読み書き%)	0.030	0.090	0.012	0.015
実質賃金 (Rs/日)	-0.257	0.187	-0.054	0.051
薪取り所要時間 (時間)	-0.111	0.345	-0.032	0.051
雄牛実質価格 (Rs/頭)	0.0001	0.001	0.0000	0.0001
サンプル数	101		101	
森林管理活動参加数	57			
Log of Likelihood Function	-58.196			
R ²			0.513	

注. 森林管理活動参加決定因子の推計は、雄牛所有世帯にのみプロビット法を適用した。雄牛所有数決定関数は Heckman の 2 段階推計法による。*は 10%，**は 5%，***は 1% の有意水準を表わす。

雄牛数：家計構成員数でわった 1 人当たりの数。雄牛実質価格は、1 頭当たりの価格を小麦価格で実質化。その他の変数は第 11 表の注を参照。

好対照である。最後に、森林管理活動への参加の影響を見る（この解釈は補論を参照）。まず、確率密度の期待値 (ϕ) の係数はゼロである。これは、森林管理への参加する家計の雌牛数が、森林管理への参加と無関係に多い（または少ない）ということはないことを意味する。換言すると、雌牛数がもともと少ない家計が選択的に森林管理に参加しているという仮説は否定された。しかし、森林管理活動参加の期待確率 (Φ) の係数は有意に負である。これは、自己選択によるバイアスを除いた真の効果であると考えられるので、森林管理活動への参加が雌牛数の削減に効果があることを意味する。

第 14 表と第 15 表は、それぞれ水牛と山羊の結果である。サンプル数が少なく、分布が村落間で偏りがあるため、村落変数をいくつか落とさねばならなかった。水牛所有数の決定因子で特徴的な点は、森林管理活動への参加と水牛所有数には関係がないことである。これは雄牛の結果と同じであるが、理由は水牛が主に畜舎で飼われ、放牧しないためであろう。また、雄牛と異なり農業外就労者率が有意に負の影響がある。この点では、雌牛と同様に水牛が家計の所得手段となっていることを意味する。10%水準では有意ではないが、15%程度の有意水準で水牛価格が水牛所有数にマイナスの影響があることもわかつ

第 13 表 雌牛所有世帯の森林管理活動参加決定因子と雌牛所有数決定因子

変 数	森林管理活動参加決定因子		雌牛所有数決定因子	
	パラメータ推計値	標準誤差	パラメータ推計値	標準誤差
定数項	2.143	1.419	8.470*	4.758
<家計変数>				
世帯主の教育年数 (年)	0.048	0.048	0.111*	0.062
カースト	-0.113	0.197	0.239*	0.126
世帯サイズ (人)	0.010	0.038	0.045	0.030
1人当たり土地所有面積 (ha/人)	-0.178	0.586	-0.008	0.333
農業外就労者率	-0.773	0.656	-1.996*	1.071
灌漑面積率	-0.075	0.424	-0.540**	0.231
管井戸を利用しているか	0.027	0.359	0.118	0.127
森林管理活動参加の期待確率 (Φ)			-7.236*	3.995
上の確率密度の期待値 (ϕ)			0.748	1.977
<村落変数>				
人口密度 (人/km ²)	-1.056**	0.472	-2.623*	1.381
上位カーストの割合 (%)	-0.127*	0.072	-0.327*	0.165
地方行政府からの距離 (km)	0.010	0.038	0.012	0.035
女性識字率 (読み書き%)	0.207*	0.113	0.499*	0.267
実質賃金 (Rs/日)	-0.445***	0.152	-0.923*	0.511
薪取り所要時間 (時間)	0.547	0.389	1.383**	0.703
雄牛実質価格 (Rs/頭)	0.001	0.001	0.003**	0.002
サンプル数	106		106	
森林管理活動参加数	57			
Log of Likelihood Function	-60.793			
R ²			0.332	

注. 森林管理活動参加決定因子の推計は、雌牛所有世帯にのみプロビット法を適用した。雌牛所有数決定関数はHeckmanの2段階推計法による。*は10%、**は5%、***は1%の有意水準を表わす。

雌牛数：家計構成員数でわった1人当たりの数。雌牛実質価格は、1頭当たりの価格を小麦価格で実質化。その他の変数は第11表の注を参照。

た。これは、水牛は雌牛と異なり、生産するものでなく投資のために購入するものであることを示唆している。一方、山羊の所有に関しては、家計変数で有意に効いてくるものがなかった。また、森林管理活動への参加も山羊の飼育頭数に影響を与えない。しかし、確率密度の期待値 (ϕ) の係数が有意に負であることは、山羊の所有数の少ない家計が選択的に森林管理活動へ参加したことを示唆している。雌牛が村落内の多数の家計により飼養されているのと異なり、山羊の所有の分布は村落内で偏りが大きく、少数の家計に集中する傾向がある。そのような農家は森林管理にも参加しない傾向にあり、また村落による飼

養頭数の規制も効果がないことを、以上の分析は示している。

3) まとめ

森林管理活動への参加が家畜保有数に与える影響は、予想通り家畜ごとに異なった。農業生産用の雄牛ともつばら畜舎で飼育される水牛は、森林管理活動の影響を全然受けていない。一方、放牧されることの多い雌牛と山羊は、森林管理活動の影響を受ける。雌牛については、森林管理活動に参加することで飼養頭数が減少しており、しかも家計変数だけでなく村落の変数が森林管理活動への参加や所有数の決定因子となっていることから、村落レベルでの集団的な規制が有効に働いてい

第 14 表 水牛所有世帯の森林管理活動参加決定因子と水牛所有数決定因子

変 数	森林管理活動参加決定因子		水牛所有数決定因子	
	パラメータ推計値	標準誤差	パラメータ推計値	標準誤差
定数項	5.780**	2.212	0.461	0.370
<家計変数>				
世帯主の教育年数 (年)	0.302**	0.114	0.007	0.016
カースト	-0.292	0.312	0.072	0.044
世帯サイズ (人)	-0.050	0.053	-0.017***	0.005
一人当たり土地所有面積 (ha/人)	-0.805	0.730	0.088	0.104
農業外就労者率	-2.406	1.704	-0.329**	0.137
灌漑面積率	-2.361**	1.119	0.121	0.104
管井戸を利用しているか	-0.370	0.621	0.005	0.090
森林管理活動参加の期待確率 (Φ)			-0.156	0.202
上の確率密度の期待値 (ϕ)			0.219	0.316
<村落変数>				
人口密度 (人/km ²)	-2.398**	1.112	-0.039	0.170
上位カーストの割合 (%)				
地方政府からの距離 (km)				
女性識字率 (読み書き%)				
実質賃金 (Rs/日)				
薪取り所要時間 (時間)	0.180	0.550	0.035	0.053
水牛実質価格 (Rs/頭)	-0.0007	0.0009	-0.0002	0.0002
サンプル数	51		51	
森林管理活動参加数	29			
Log of Likelihood Function	-21.114			
R ²			0.463	

注. 森林管理活動参加決定因子の推計は、水牛所有世帯にのみプロビット法を適用した。水牛所有数決定関数は Heckman の 2 段階推計法による。* は 10%、** は 5%、*** は 1% の有意水準を表わす。

水牛数：家計構成員数でわった 1 人当たりの数。水牛実質価格は、1 頭当たりの価格を小麦価格で実質化。その他の変数は第 11 表の注を参照。

る可能性を示唆している。しかし、山羊については、飼養頭数の少ない家計が選択的に森林管理に参加している傾向があり、森林管理活動が山羊の飼養頭数を減らすことには成功していないようである。雌牛と山羊の放牧が、植林や自然再生の妨げになっていることは明白であるので、有効な森林管理のためには山羊の放牧をいかに規制するかが問題であろう。

(4) 小 括

本章では、森林資源の希少化の進行状況を記述し、それに応じた農民の対応を見てきた。12カ村のサンプルの中で、森林の状態や

その影響には大きな多様性があり、技術的には、放牧から畜舎飼いへの移行と農業集約化が観察された。制度革新としては、ジョイント・フォレスト・マネージメント (JFM) が導入されていた。JMF は州林業部が推進する制度であるため、住民参加型森林管理とはいっても村民にとっては外来の制度である。このような、いわば「借用制度」が有効に機能するのかが、この章の最大の関心であった。

そこで、有効度の尺度として家畜飼養頭数を取り上げたわけである。分析の結果、森林管理制度への参加によって、雌牛の飼養頭数が有意に減少することが判明した。しかし、

第 15 表 山羊所有世帯の森林管理活動参加決定因子と山羊牛所有数決定因子

変 数	森林管理活動参加決定因子		山羊所有数決定因子	
	パラメータ推計値	標準誤差	パラメータ推計値	標準誤差
定数項	1.428	2.709	-6.155	6.987
<家計変数>				
世帯主の教育年数 (年)	0.299	0.187	-0.701	0.639
カースト	-0.301	0.414	0.991	0.749
世帯サイズ (人)	-0.059	0.078	0.152	0.134
1 人当たり土地所有面積 (ha/人)	-1.249	1.155	3.163	2.760
農業外就労者率	0.748	1.054	-1.557	1.773
灌漑面積率	-1.244*	0.745	4.325	2.749
管井戸を利用しているか	0.059	0.803	-0.404	0.481
森林管理活動参加の期待確率 (Φ)			7.936	5.944
上の確率密度の期待値 (ϕ)			-7.339**	3.583
<村落変数>				
人口密度 (人/km ²)				
上位カーストの割合 (%)				
地方行政からの距離 (km)				
女性識字率 (読み書き%)				
実質賃金 (Rs/日)				
薪取り所要時間 (時間)	0.075	0.259	0.072	0.241
山羊実質価格 (Rs/頭)	-0.0005	0.009	-0.001	0.006
サンプル数	37		37	
森林管理活動参加数	18			
Log of Like lihood Function	-20.834			
R ²			0.508	

注. 森林管理活動参加決定因子の推計は、山羊所有世帯にのみプロビット法を適用した。山羊所有数決定関数は Heckman の 2 段階推計法による。*は10%、**は5%の有意水準を表わす。

山羊数：家計構成員数でわった1人当たりの数。山羊実質価格は、1頭当たりの価格を小麦価格で実質化。その他の変数は第11表の注を参照。

山羊に関しては、もともと山羊の飼育頭数が少ない家計が選択的に森林管理に参加しているため、森林管理制度による飼養頭数の減少は起こっていない。また、カースト構成や女性識字率も、森林管理制度の有効度に影響を与えているという証拠が得られた。逆に言うと、すべての村で一様にジョイント・フォーレスト・マネージメントが成功することは期待できない。

6. 管井戸への私的投資と所得分配

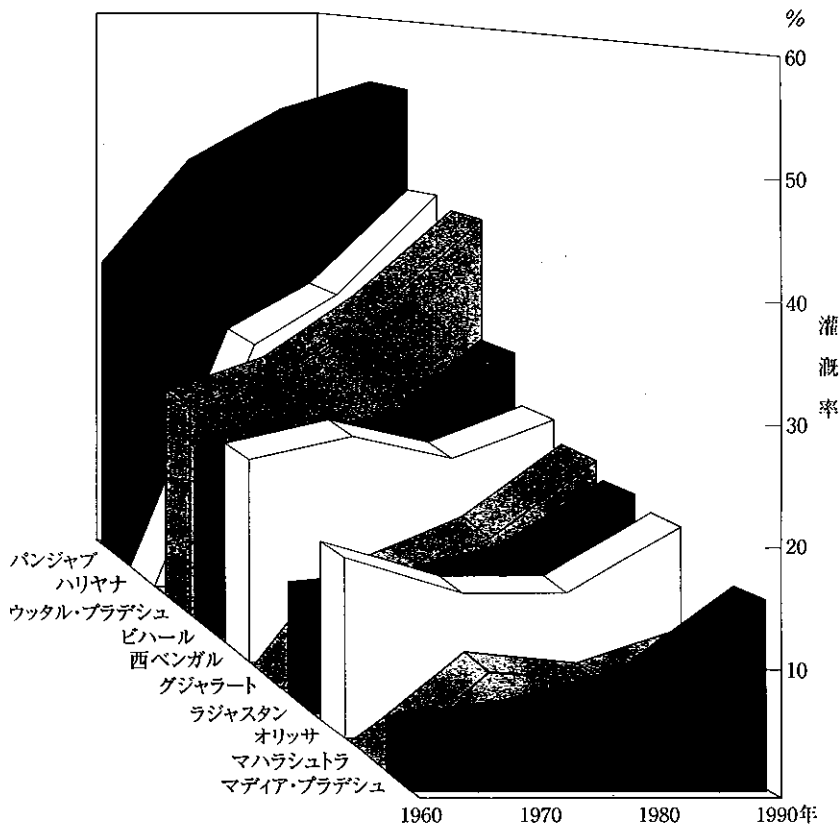
1960年代に始まったインドの「緑の革

命」は、農業生産性の上昇に大きく貢献した。これは、水利灌漑の整備された土地での高収量品種の栽培が成功したためである。第5図は1960年から1990年までの主要小麦生産州の灌漑率の変化である。「緑の革命」の成功例として有名なパンジャブ州、ハリヤナ州、グジャラート州を含む8州は60年代に既に灌漑率がある一定のレベルに達しており、60年代以降さらに上昇している。これらの州では「緑の革命」が始まるころには既に高収量品種の栽培に適した環境へと整備されていたのである。この灌漑は概して公共投資によって整備された大規模用水である。これとは対照的にマハラシュトラ州とマディ

ア・プラデシュ州では、現在にいたるまで低い灌漑率のままである。しかし、80年代になってマディア・プラデシュ州でも灌漑率が上昇し始めた。この灌漑率の上昇は個人所有の管井戸の普及によるものである点で、先行した8州とは大いに異なっている（State Bureau of Economics and Statistics of Madhya Pradesh [41]）。

第6図は第5図に対応するように小麦のヘクタール当たりの生産量の変化をプロットしたものである。公共の灌漑が整備されていた

州では、60年代中頃に急激な生産性の上昇を経験している。しかし、マハラシュトラ州とマディア・プラデシュ州ではその上昇が80年代に入ってから始まっており、「緑の革命」が近年になってようやく始まったと見ることができる。第5図の灌漑率と合わせて考えると、現在マディア・プラデシュ州で進行中の「緑の革命」は、私的投資による管井戸の普及を契機として始まっており、従来の公共の灌漑設備の存在を前提とした「緑の革命」とは異なった普及の過程を見せるかもし



第5図 インド各州の灌漑普及過程

注. ハリヤナ、グジャラート、マハラシュトラの各州については、1960年のデータが欠けている。

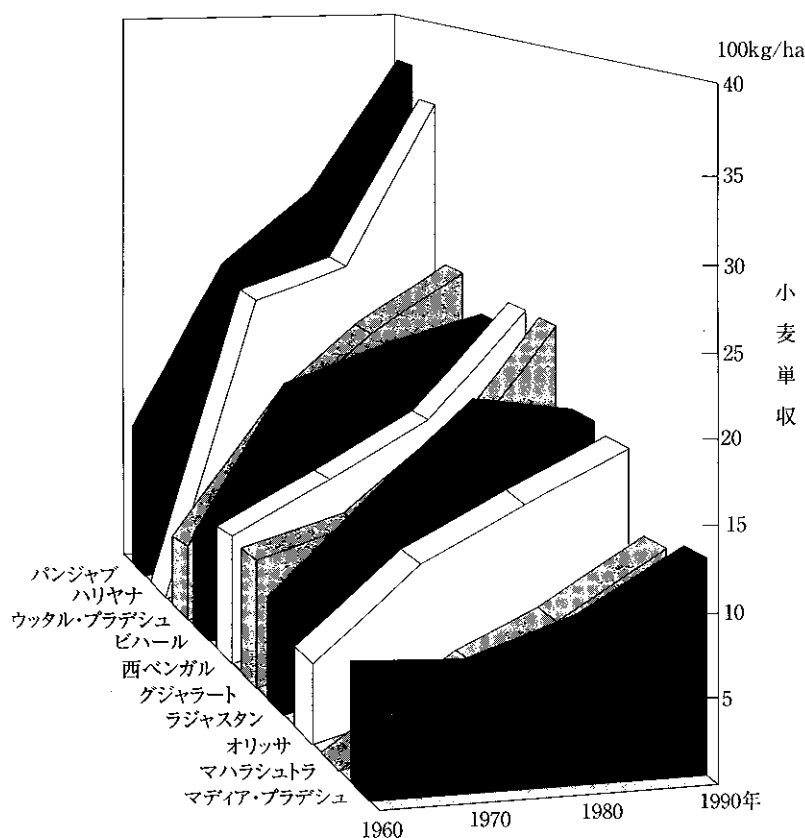
れない。さらには、「緑の革命」が農村に与える影響も、従来とは異なる可能性がある。そこで、本章では高収量品種の導入とそれらが所得分配に与える影響を分析する。

(1) 調査村落における灌漑の普及過程

第16表は各村の灌漑率の時系列的変化を比較したものである。第1の特徴は、普及率が近年になってようやく伸び始めているという点である。1971年の時点では、D村とE村の2村を除き灌漑は無いに等しかったが、1981年にはほとんどの村で灌漑が利用でき

るようになり、1991年には灌漑率はさらに上昇している⁽¹⁾。1996年の我々の調査でも灌漑がさらに急速に広まっていることが観察され、灌漑施設の全くない村はG村とI村のみであった。灌漑の普及が始まったのは最近であるため、調査村での灌漑率は概して低い。これはマディヤ・プラデシュ州全体にもあてはまる。同州の食用穀類の農地の灌漑普及率は17.9%（1988～90年）で、インド全体の平均である33.8%と比べかなり低い（Singhal〔39〕）。

普及過程の第2の特徴は、近年の灌漑面積



第6図 インド各州の小麦生産性の推移

注. ハリヤナ、マハラシュトラの各州については、1960年のデータが欠けている。

第 16 表 灌漑率と電力供給の変化

県名	村名	年	農地灌漑率	電力の有無
Sehore	A村	1971	0%	0
		1981	n.a.	1
		1991	n.a.	1
	B村	1971	0%	0
		1981	n.a.	0
		1991	7%	1
	C村	1971	7%	1
		1981	13%	1
		1991	36%	1
Morena	D村	1971	28%	0
		1981	62%	1
		1991	76%	1
	E村	1971	71%	0
		1981	75%	0
		1991	93%	1
Dewas	F村	1971	0%	0
		1981	30%	1
		1991	41%	1
	G村	1971	0%	0
		1981	0%	0
		1991	n.a.	0
Chhindwara	H村	1971	0%	0
		1981	2%	1
		1991	23%	1
	I村	1971	0%	0
		1981	0%	0
		1991	0%	1
	J村	1971	2%	0
		1981	3%	0
		1991	1%	1
Shahdol	K村	1971	0%	0
		1981	2%	0
		1991	2%	0
	L村	1971	0%	0
		1981	1%	0
		1991	1%	0

注. 出典は県別センサス各年版 (State Bureau of Economics and Statistics of Madhya Pradesh [41]).

の拡大が個人所有の井戸によってなされているという点である。灌漑用に普及している井戸は、パイプを水盤まで通し、電動ポンプで汲み上げる管井戸である。掘り抜き井戸や公共投資によって設置された手動ポンプは主として飲料用であり、隣接する畑の灌漑に小規模に用いられる程度である。Whitaker *et*

al. [45] は、私的投資による管井戸が近年になって急速に浸透した理由として以下の2点を指摘している。第1に、公共政策により定額料金で電力が使用できるようになったことである。第16表の最後の列は村に電力が引かれているかどうかを示している。電力と関係なく灌漑率が高いE村とH村は灌漑を用

水路にも頼っている村である。それ以外の個人井戸が中心の村では電力がない場合には灌漑は進んでいない（D村を除く）。第2に、井戸の掘削費用が下がったことである。灌漑率が皆無に等しかったことを考えると、かつては井戸への投資とメンテナンスの費用を便益（主に生産量の増加）から引いた純便益の現在価値はマイナスであったはずである。最近まで灌漑率が低かったことを考えると、高収量品種が開発され水利を管理することの便益が上昇した後でもそうであったはずである。ところが、近年になり個人井戸のコストが下がったため、純便益が得られるようになり、このタイプの灌漑が普及してきていると考えられる。

第16表で1991年のデータが入手可能な10カ村のうち6カ村（B, C, D, J, K, L）は、ほぼ100%が個人井戸による灌漑である。残りの3カ村（E, F, H）の内の2カ村（E, F）も、個人井戸の割合が30%から40%と低くはない。E村は公共投資による大用水路に隣接する村であるが、正規の取水口があるわけではなく、ポンプを持つか借りることができる農家のみが用水路の水を利用しているという点で水の利用者が限られている。F村は政府の管理するため池による灌漑であるが、正規に利用できる農家は取水口の下流の一部の農家だけである。個人井戸の普及が同時に進んだのはこのためであろう。

一方、H村は小規模ダムと流下式用水の組合せによる灌漑で、公共の水が農家に広く共用されている点で前の二つの村と異なる。これが個人井戸の普及の遅れの理由と考えられる。実際、センサスによると1991年の時点で100%を用水に頼っていた。ところが我々が調査した1996年になると、管井戸で灌漑を行う農家も出現しており、H村も管井戸普及の流れの例外ではないことが分かる。農家が灌漑の方法を共有の用水から個人の管井戸にシフトさせていく場合には、個人井戸の費

用と便益のみならず共用の用水を効率的に管理することの困難からくる費用もあわせて考えているはずである。H村では、下流の農家は同じ定額料金を払っているながら種まきの時期に上流の農家に比べて十分な水が得られないという不満を持っていた。現行の制度のもとで下流の不満を解消することが難しく、加えて個人の管井戸の費用が低下してきている場合には、共用の灌漑が存在していても管井戸への移行が進むであろう。これがH村において、下流の農家を中心に最近になり管井戸の普及が始まった理由であるといえることができる。

水市場の状況を見ると、共用の用水が存在する三つの村では政府による水の売却（利用料の徴収）はあるものの、個人の管井戸所有者が水を売ることはない。一方、管井戸が灌漑の中心である7村では、そのうち5村で水が私的に取引されている。個人井戸の水の売買は井戸ごとに行われるため、村内には限られた参加者の多数の水市場が存在する。このため水の売り手が独占的な価格を買い手に課する可能性があり、水の取引が効率的でなくなるかもしれない。藤田〔14〕はこの疑問に対しバングラデシュの農村調査のデータを使い、灌漑の利潤率は長期利子率と比べて妥当な水準であることをもって管井戸水市場は効率的であるとの結論を引き出している。我々は、マディア・プラデシュ州における灌漑水市場の効率性と所得分配への影響に藤田とは異なる方法でアプローチする。

注(1) J村は灌漑率が減少しているが、センサス上で村面積が半分となっているため単純に比較はできない。

(2) 高収量品種の導入状況

調査村で広範に栽培されていた高収量品種は乾期に灌漑地で栽培される小麦であった。そこで、小麦の高収量品種の導入と村落の属

性の関係について検討し、次に導入の影響について分析する。

比較可能な6村のうち、小麦の単収増加の理由に高収量品種の導入と答えた村はD村とF村の二つであった。これらの村では、灌漑地の土地当たり収量は3000 kg/ha以上であり、調査村落平均の2192 kg/haと比べて高い。また、増収の理由として、高収量品種の導入に加えて化学肥料の増加と水利の改善もあげている。他にも化学肥料もしくは水利の改善により収量が増加したと答えた村はあったが、高収量品種の導入が唯一の理由となっているケースはない。高収量品種が近代的投入財と補完関係にあることを考えれば、この結果は当然である。

高収量品種の導入によって収量が増加したと答えた村の特徴を見てみたい。前掲第5表から分かるとおり、この二つの村に共通した特徴は、平均就学年数が12村の平均よりも高いことである。Foster and Rosenzweig [10] はインド全体のデータを使い農業生産性の上昇には教育と新技術の両方が同時に発展しなければならないと、双方の補完関係の重要性を指摘している。彼らの論文ではマディヤ・プラデシュ州は教育水準は高くても技術の発展が伴わず農業生産性が停滞している州の例としてあげられている。これは1981年までのデータから出された結論であるが、我々の1996年のデータからは、最近ではようやくこの補完関係がでてきたと見ることができる。

この二つの村を比較すると、灌漑率が大きく違うことがわかる。D村は74%の農地が灌漑されており、小麦の高収量品種がかなり広範に栽培されていることが想像できる。一方、F村は灌漑地は限られているものの、土地当たり収量は12村中で最高である。小麦の高収量品種の栽培は灌漑によって可能となることを考えると、灌漑の発達が遅れたF村では高収量品種の導入が始まったばかりであ

るといえるであろう。高収量品種が初めて村に紹介された場合、最初に導入するのは自分の農地が高収量品種にかなり適していて期待収益が十分に大きい農家である。F村の単収が高いのはそのためであろう。この村では今後こういったイノベーター達の成功の経験をもとに他の農家たちも高収量品種を導入し始めると考えられる。これは灌漑地の拡大を伴うプロセスとなるであろう。

次に、高収量品種の導入の影響を見てみる。灌漑されていない土地での小麦の土地当たり収量は、500から864 kg/haと村落間に大きなばらつきはないが、灌漑地では740から3500 kg/haとかなりの差がある。これは高収量品種に対する各村の適地性（気候や灌漑率）にばらつきがあるためであろう。村落間の収量のばらつきは、結果として村落間の所得格差の拡大にもつながるかもしれない⁽¹⁾。

注(1) David and Otsuka [6] が米の高収量品種導入と所得分配に関して国ごとに分析し比較したところ、導入のばらつきの結果生じる所得格差を原動力とした労働移動が、最終的には所得分配の不平等を是正するように働くという実証結果を得ている。今回の村落調査では過去10年の世帯の移動は35件の移入から144件の移出まで大きくばらつきがある。また、世帯構成員の一部が季節的に移住し出稼ぎをすることは灌漑率の低い村を中心に一般的に観察されたが、世帯員全員が季節的に移住する例はなかった。こうした傾向が所得の均等化とどう関係するのかは今後の調査と分析を待たねばならない。

(3) 高収量品種導入の要因とその影響

1) 高収量品種導入の要因

ここでは家計調査のデータに基づき、どういった特性を持つ家計がどのような経済的誘因の下で小麦の高収量品種を導入するのかを明らかにしたい。分析の枠組みや使用する変数の選択は、高収量品種導入の要因を分析し

た先行研究に依拠する（レビュー論文としてはFeder and Umali [8] やFeder *et al.* [9] がある）。

計量分析はランダム効用モデルに基づいて行う（補論参照）。分析者は高収量品種の導入の事実をもって、その家計が導入により効用の上昇を期待したと判断する。被説明変数は小麦の高収量品種を栽培しているか否かというダミー変数である。ある家計が新品種を導入する確率は、期待効用に影響を与える家計特性と経済誘因で構成される説明変数の一次関数をプロビット・モデルで回帰してやることで統計的に求めることができる。

サンプルは、調査対象の12村からランダムに抽出された197の家計のうち価格変数の利用できる138の家計から成る。使用する変数の特性は第17表に、推計結果は第18表にまとめた。灌漑率の係数は有意で、これは灌漑率の高い土地で高収量品種が栽培される確率が高くなることを意味している⁽¹⁾。しかし、他の有意な係数と異なりこの係数の有意水準は10%である。これは、灌漑があっても在来種の小麦を栽培している家計があるためである。農業情報へのアクセスと世帯主の教育年数は共に正で有意である。これは情報へ

のアクセスとその処理能力の高さが小麦の栽培を開始する際の重要な要因であることを示している。1人当たりの耕作面積の係数が正で有意なので、通常言われるような農業技術の規模に関する中立性がマディヤ・プラデシュ州では成り立っていないかも知れない。フォーマルな金融機関へのアクセスの係数は正に有意である。これらは種や肥料を購入するための現金が調達しやすいほど、小麦の栽培が可能になると見ることができる。カーストの違い、農外雇用率、家畜保有数は高収量品種栽培の制約にはならないことが示された。

価格変数は全て有意に働いている。小麦価格が小麦栽培のインセンティブになることに問題はないが、投入財である肥料価格と農業賃金の係数の符合も共に正であることには議論が必要である。これらの価格は村ごとのローカルな需要と供給で決まっている可能性がある。例えば小麦を栽培する家計が増え、肥料と労働の需要が増えたため結果として価格が上昇したことがこの結果となって現われているのかもしれない⁽²⁾。農産物市場からの距離は、その他様々な価格変数の代用変数となるかと思われたが、統計的に有意な結果

第17表 変数特性

変数	特性	平均	標準偏差
<被説明変数>			
高収量品種栽培ダミー	高収量品種栽培 = 1, 普通品種栽培 = 0	0.25	0.43
<家計変数>			
カースト	ブラーマン = 1, 農業カースト = 2, 後進カースト = 3, 指定カースト = 4, 指定部族 = 5	3.47	1.11
世帯主教育年数	年	2.69	3.80
農外雇用率	農外労働従事者 / (農業労働者数 + 農外労働者数)	0.26	0.26
農業情報	農業情報あり = 1, なし = 0	0.35	0.48
1人当たり家畜保有数	家畜数 / 世帯人数, 家畜数 = 0.7 × 雄牛 + 0.7 × 雌牛 + 水牛 + 0.1 × (山羊 + 羊)	0.57	0.65
1人当たり耕作面積	総耕作面積 (ha) / 世帯人数	0.32	0.40
灌漑率	灌漑地所有面積 (ha) / 所有農地面積 (ha)	0.33	0.40
<村落変数>			
クレジット・ダミー	フォーマルな金融機関を利用できる村 = 1, 利用できない村 = 0	0.89	0.30
農産物市場からの距離	km	10.34	7.06
小麦価格	ルピー/kg, 小麦価格は市場価格, ただしA, G, I, 村には公定価格を使用	4.55	0.72
実質肥料価格	肥料価格 / 小麦価格	1.63	0.57
実質農業労働賃金	日雇い農業労働賃金 (男性) / 小麦価格	5.78	2.18

第 18 表 高収量品種の導入の決定因子

変 数	係 数	標準誤差
定数項	-36.123***	10.733
<家計変数>		
カースト	-0.278	0.253
世帯主教育年数	0.246***	0.084
農外雇用率	0.064	1.224
農業情報	3.386***	0.681
1人当たり家畜保有数	-0.481	0.357
1人当たり耕作面積	1.889***	0.666
灌漑率	1.429*	0.775
<村落変数>		
クレジット・ダミー	2.563**	1.046
農産物市場からの距離	0.071	0.047
小麦価格	3.651***	1.143
実質肥料価格	3.373***	1.219
実質農業労働賃金	1.227***	0.379
サンプル数	138	
高収量品種導入家計数	49	
Log Likelihood	-24.7810	
Pseudo R ²	0.7221	

注. 有意水準：***=1%，**=5%，*=10%

とならなかった。

以上の結果をまとめると、マディア・プラデシュ州での高収量品種の導入要因は次のように特徴づけることができる。灌漑の存在は乾期の小麦の栽培を可能にするが、それが高収量品種であるとは限らない。家計が高収量品種を導入している確率が高くなるのは、経済的インセンティブが高く、金融機関と情報にアクセスでき、さらにはその処理能力が備わっている場合である。また、高収量品種を栽培するにはある程度の規模が必要かもしれない。一方、家畜の飼養規模や農外雇用、さらにはカーストによる階層差は決定要因にはなっていない。

2) 所得分配への影響

高収量品種が所得分配をどう変化させるのかは「緑の革命」が始まって以来、研究者や政策立案者の間で常に議論されてきた問題である。高収量品種の普及が進み「緑の革命」がひと段落ついた現在では、その影響に対す

る総括的な文献が出版され、概して所得分配を悪化させる方向では働いてはいないという結論がでている⁽³⁾。しかし、これらは基本的に灌漑施設が公共財として存在していた地域における高収量品種の導入者と非導入者の間の格差の比較である。マディア・プラデシュ州のように「緑の革命」が個人井戸の普及と並行して進行している地域では異なった視点での分析が必要であろう。なぜなら、本章の(1)で触れたように不完全で非競争的な水市場が井戸ごとに存在している可能性があり、井戸の所有者と利用者の間では同じく小麦を栽培していながら所得差が生じてしまうかもしれないからである。例えば所有者の方にバーゲニング・パワーがある場合は、水の価格を新品種導入から得られる生産者余剰を全て奪ってしまう値に設定するかもしれない。ここでは、水の所有形態の違いを含め、どのような原因が格差を産み出しているのかについて分析する。

本稿では格差の指標として所得ではなく各家計の1人当たり実質資産高を使用する。したがって課題は、管井戸所有が非所有者と比べて有意に資産を形成しているか否かを検証することである。1人当たり実質資産高は、家計の保有する土地と家畜をルピーで評価し、小麦価格で実質化し、さらに家計人数で割ったものである。まず、管井戸の所有家計(33家計)とそこからの買水農家(29家計)の資産を比較してみよう⁽⁴⁾。所有家計の平均資産高は、7517ルピーで標準偏差は7214、使用家計の平均値は6485ルピー、標準偏差は10598であった。この数字だけ見ると、井戸所有家計の方が資産を持ち、しかもばらつきが小さいということになる。しかし、これだけでは井戸を所有したから資産が高いのか、それともその家計は井戸所有によらずともと資産が高かったのかはわからない。井戸所有の効果を見るためには以下の手続きが必要である。

まずメタ資産関数としてつぎのような関数を想定する。

実質資産高 = f (家計特性, 水所有ダミー)

管井戸の水を使用する家計間で水の所有形態の違いと資産の関係を見たいので、水所有ダミーは井戸の所有家計で1となり、井戸非所有者でしかも井戸水を買っている家計で0となる。ここで注意しなければならないのは、井戸の所有者はもともと資産が高くなるような特性を持っているかもしれない、井戸所有者の資産高はランダムに井戸を所有させることで得られる井戸所有者の資産高とは異なるかもしれないということである。つまり、サンプルには自己選択バイアスがかかっており、これを除去しない限り水所有のダミーは所有形態の違いが資産にどのように影響しているのかを正確に表すことはできない。補論で紹介されている自己選択バイアスの除去とスイッチング・リグレッションの方法を使うこ

とで、家計 i のメタ資産関数は次のように表すことができる。

$$E(W_i) = B'Z_i + C'Z_i\Phi_i(A'X_i) + \sigma\phi_i(A'X_i) \quad (1)$$

W_i は小麦価格で実質化した家計 i の1人当たり資産高。 Z_i は家計 i の特性。 $\Phi_i(A'X_i)$ は標準正規累積分布関数で家計 i の井戸所有期待確率。 $\phi_i(A'X_i)$ はその確率密度関数。 X_i は井戸の所有形態を説明する家計特性。次に、各変数の係数を説明をする。 B は家計特性と資産高との関係を、 C は水の所有形態の違いが家計特性と資産高の関係にどう影響しているかを表している。分析では、自由度を確保するため全ての家計特性に関し C を求めることは行わず、水の所有形態と直接的な関係があると思われる小麦の高収量品種の採用と定数項についてのみ係数を推定する。例えば、定数項は水の所有形態の違いが単独でどのように資産と関係しているのかを表している。これが正であれば、水の所有は資産形成を進める方向に働くということになる。また、小麦の高収量品種の項が正ならば水を所有する農家ほど小麦の高収量品種の生産が資産の上昇につながる(水所有者ほど小麦からの生産者余剰が多い)と見ることができる。 σ は自己選択バイアスを表わす項である(補論では $\sigma_p - \sigma_n$ と表現されている項に一致する)。この項が負であると、家計の行動は資産で判断する限りにおいて非合理的と言う結論がでてしまい(資産が低くなるのを承知でわざわざ井戸を所有する)、モデルそのものの適応性を疑わねばならない。正である場合には井戸所有者サンプルはそうすることでより資産が高くなると判断した家計から成り、逆に井戸水購入者サンプルは(たとえ生産者余剰を取られたとしても)水を買ったほうが良いと判断した家計から成るというバイアスがかかっていると判断できる。この項が有意でな

い場合は、サンプルにこの種のバイアスがかかっておらず、ランダムに井戸の所有形態を与えた場合とサンプルの特性は変わらないと見ることができる（この項の詳しい解釈はMaddala [33] やTrost [44] ）。

Heckmanの2段階法を使って（1）式を推計した。まず、プロビット推計法により井戸所有ダミー（所有＝1，非所有水使用＝0）をXで推計する。ただし、井戸所有は過去の時点で起こった投資であるため、Xには過去においても変化がなかったであろうと思われる家計特性だけを使用した。結果は第19表に示した。

第20表は井戸水を使用する62の家計データを使った推計結果である。まず $\phi_i(A'X_i)$ の予測値の係数を見ている。これは5%の水準の下で正で有意であり、自己選択バイアスが存在していることを示している。この項でバイアスを調整しているのだから、井戸所有の真の効果を見ることができるわけである。そこで、 $\phi_i(A'X_i)$ の予想値と $\phi_i(A'X_i)$ 予想値×HYVの二つの係数に目を移すと、これらは二つとも有意でない⁽⁵⁾。これは、井戸の所有が資産の上昇にはつながらないということを示している⁽⁶⁾。 $\phi_i(A'X_i)$ の予想値の係数がもし正で有意であれば、水の所有者の方が資産を形成でき、水価格を市場を通じ使用者からの所得移転が起きているかもしれない

と言えるのであるが、分析結果はそのような仮説を支持しない。また、もし $\phi_i(A'X_i)$ 予想値×HYVの係数が正に有意であれば所有者の方が効果的に水を使用している等の理由で小麦からの生産者余剰が大きいのであろうと結論できるが、この仮説も棄却された。

分析の結果、資産形成に強い影響を与えているのは農外雇用者数のみである。しかし、これは農外雇用者が多いほど資産が小さいと解釈するべきではない。農外の収入が多い場合には、農業収入への依存が小さく土地や家畜以外の形態で資産を形成するためであると解釈できる。この変数により農業への依存率の低い家計の影響を除去できたと考えられる。また、高収量品種の栽培も資産高を説明しない。これは、たとえ自分が高収量品種を栽培していなくとも、栽培者に雇用されることによって資産を形成しうることの傍証となり、従来の所得分配の分析と矛盾しない。なお教育、農業情報、カーストも資産形成には影響しなかった。

以上の分析から、資産のある家計が井戸を選択的に導入しているが、井戸自体が資産格差を拡大している可能性は低いと結論できる。この理由としては先ず第1に、水の所有者が水を売る際に課す価格が独占的ではないということが考えられる。そして第2に、水の所有者も購買者も同じくらい有効に水を高

第19表 井戸所有の決定因子

変 数	係 数	標準誤差
定数項	1.2278**	0.7211
カースト	-0.3381*	0.1896
世帯主教育年数	-0.1177**	0.0581
農業情報	1.1209***	0.3823
農産物市場距離	-0.0416	0.2908
サンプル数	61	
井戸所有家計数	34	
Log Likelihood	-38.984	
Pseudo R ²	0.1333	

注、有意水準：***＝1%，**＝5%，*＝10%

第 20 表 メタ資産関数推計結果

変 数	係 数	標準誤差
定数項	1359.37	12120.56
ϕ	40998.93**	19982.14
Φ	-6168.25	14311.80
$\Phi \times \text{HYV}$	-12562.58	13047.72
HYV	10386.98	8067.15
農外雇用者数	-1172.31*	651.69
世帯主教育年数	44.99	672.42
農業情報	816.87	5865.61
カースト	-1567.19	1855.01
サンプル数	59	
R ²	0.27	
Adj R ²	0.15	

注. ϕ : $\phi(A'X)$ の予測値.
 Φ : $\Phi(A'X)$ の予測値.
HYV: 小麦高収量品種採用のダミー.
有意水準: ***=1%, **=5%, *=10%

収量品種の栽培に使用できているということが考えられる。

ることで資産が上昇するか否かが検定されている。結果は、ランダムに井戸を所有した場合に、井戸所有自体では資産格差が生じないことを示唆している。

- 注(1) 個人井戸による灌漑の場合、水を買っている農家にとっては灌漑率は外生変数ではなく、小麦の栽培と同時決定される内生変数のはずである。この場合には水購買決定関数を作り、小麦の栽培決定と同時に求めてやらなければならないが、モデルが複雑になるため採用しなかった。
- (2) そうであっても、個々の家計の規模は十分に小さいので、意思決定にあたって価格は外生であると考えてよいだろう。
- (3) 例えば、David and Otsuka [6], Hazell and Ramasamy [20] など。また、批判的な論文としてLipton and Longhurst [31]。
- (4) 調査村では農業を行わない井戸の所有家計は存在しなかったの、ここでの所有者とよぶ家計は自分でも水を使っている井戸の所有者である。
- (5) $\Phi_i(A'X_i)$ の予想値と $\Phi_i(A'X_i)$ 予想値 $\times$ HYVには多重共線性が有ると思われるので、一方を落として再推定を行ったが、どちらかが有意になるということにはなかった。
- (6) ここでは、井戸を所有することが自己選択でなくランダムである場合に、井戸を所有す

(4) 小 括

マディア・プラデシュ州の農業発展は近年始まったばかりである。先行する他州にはまだ遠く及ばないものの、灌漑率はここ10年の間に急速に上昇してきている。この上昇は私的投資による管井戸の普及によって達成されているという点で他州とは異なる。内陸にあるマディア・プラデシュ州の地形的特殊性が、大規模用水による公共灌漑の普及を遅らせていたが、近年になり電力が普及しさらには井戸掘削の費用が低下したことが、個人井戸の普及を可能にしたのである。調査では、公共の用水が利用できる村においても個人井戸の普及が観察された。管井戸の普及はマディア・プラデシュ州の全体的な潮流であるということができる。

灌漑地の拡大は乾期における小麦の栽培、ひいてはその高収量品種の栽培を可能にしており、マディア・プラデシュ州の小麦の生産

性は灌漑率と並行してここ10年の間に急速に上昇してきている。この遅れて始まったマディア・プラデシュ州の「緑の革命」は、しかし、個人井戸の普及を契機とするという他州には見られない特殊性から、今までとは異なった普及の過程と影響を持つかもしれない。分析の結果、まず普及過程においては、情報と教育の重要性が再確認された。しかし、個人井戸が普及し高収量品種が栽培されるようになると、水の所有者と使用者（購入者）との間に格差が生まれる可能性については、これを支持する結果は導かれなかった。

7. 経済発展と生活環境

本章では、環境評価の中に住民の生活という観点を取り込み、農村部における経済発展と人口増加の生活環境への影響を明らかにする。さらに、そうした生活環境が農業の生産性に与える影響についても分析する。

(1) 調査村落の現状

健康の分析に入る前に、健康に影響を与える可能性のある村落要因について、調査により明らかとなった点をまとめる。

1) 飲料水と公衆衛生

第7図に水源種類別割合、第22表に、水源までの遠さ（時間）、質の変化、水質汚染の有無（村人の意識としてあるかないか）をまとめた。水源までの距離はWHOの基準と比較すると適切とみなせる範囲だった⁽¹⁾。しかし、量と質については問題がある村落もあった。飲料水源として最も多くの村で使われていたのは公共の掘り抜き井戸⁽²⁾と公共のハンドポンプであるが、前者には汚染を受けやすいという問題がある⁽³⁾。一方、ハンドポンプを使用している村の中には水が出なくなって放置されたポンプが見られたほか、新しく井戸を掘る際に以前より深く掘らないと飲料に適した水が得られなくなったという

話も聞かれた⁽⁴⁾。

村落ごとの飲料水の質については、情報がないため評価できないが、水に関しては質の問題に固執するよりも環境全体として水周りを評価するという方向に向かっている（Tarimo and Webster [43]）。具体的には、排水や尿尿の処理、ゴミの処理方法などを含めて環境衛生全体として健康への影響を考えていかなければならない。これらの観点からみると、調査対象村の中には決められたゴミ捨て場を持っていた村落は無く、C村とF村を除くすべての村で、個人の住居にも公共の場にもトイレが一つもなかった。つまり、調査対象の村の多くは水源までは比較的近いが、外部からの汚染を受けやすいタイプの水源に頼っており、しかも汚染源が管理されていない状態である。したがって、水に関する感染症のリスクは高いと判断される⁽⁵⁾。

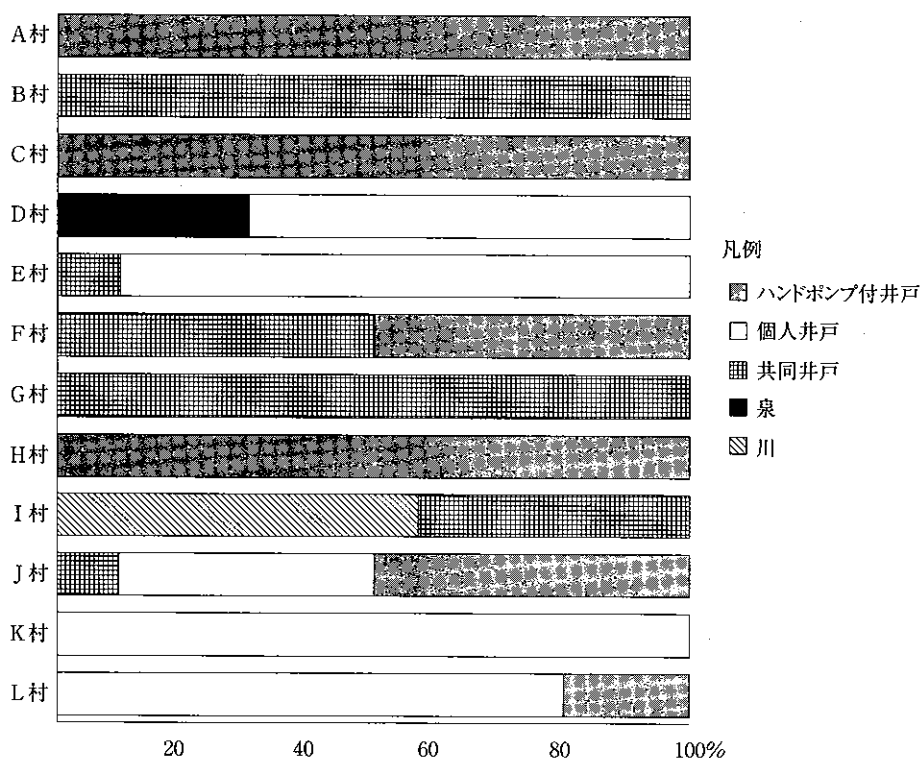
2) 健康関連サービス

サービスの有無

第21表にプライマリ・ヘルスケアを中心に健康関連サービスの普及状況をまとめた⁽⁶⁾。食料配給から保健婦活動の有無まで12種類のサービスについて村落内でサービスを受けられるかどうかを尋ね、それぞれのサービスの有無を明らかにした⁽⁷⁾⁽⁸⁾。

サービスが有料かどうかは、そのサービスの利用を決定する重要な要因となる。食料供給は全ての村で有料であった⁽⁹⁾。その他には、母子保健のうち分娩に関するサービスと薬局での薬の購入の二つが実費を支払うために有料であった。他はすべて無料である。同じサービスについて有料の村落と無料の村落の両タイプが存在しなかったので、サービスが有料かどうかは分析の対象としない。

健康関連サービスの得点は、サービス有と答えた数、つまり村の中でいくつの健康関連サービスを受けられるかにより求めた⁽¹⁰⁾。点数が最も低かったのはB村とE村で、逆に



第7図 水源別割合

最も点数が高かったのはC村とJ村であった。E村は村の中で受けられるサービスの数は少ないが、村の中をバスが通っているため近隣の村や街へのアクセスは良い。C村は規模が大きく発展している村であるためサービスが充実していると思われたが、J村の高得点は、後進地域に対する地域開発プロジェクトが進行中で保健医療サービスが重点的に供給されているという特別な状況にあるためである。このように、点数が高くてその背景は異なる。

欲しいサービス

次に、現在村に無いサービスで欲しいものを1位から3位まであげてもらった⁽¹¹⁾。「特に欲しいものはない」というJ村を除く

と、ほとんどの村が1位か2位にヘルスセンター・診療所が欲しいと答えている。J村は村内にヘルスセンターがあったが、そこに常駐するのはアシスタントのみであった。人材はどうあれヘルスセンターがあるという安心感が「特に欲しいものはない」という答えにつながった可能性がある。しかし、すでに村内にヘルスセンターがあるC村は、欲しいものの1位にヘルスセンター・診療所をあげている。こちらはセンターはあるが医者がおらず、もっといいサービスを受けたいという希望であった。この村は他の村に比べて通院1回にかかる費用が比較的高く、また他村と異なり伝統的治療師⁽¹²⁾を使う世帯が30%もいるという特徴がある。規模が大きい村なので

第 21 表 村落調査結果 (健康関連サービス)

県 村 落	Sehore		Morena			Dewas		Chhindwara			Shahdol	
	A村	B村	C村	D村	E村	F村	G村	H村	I村	J村	K村	L村
食料配給	あり		あり			あり				あり	あり	あり
栄養監視プログラム			あり							あり	あり	
公共水供給	あり		あり		あり	あり		あり	あり	あり	あり	あり
公共トイレ												
家族計画			あり	あり		あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
母子保健			あり	あり		あり		あり	あり	あり		
予防接種			あり	あり		あり	あり	あり	あり	あり	あり	あり
診療所・ヘルスセンター			あり							あり		
熱帯病コントロール						あり		あり	あり	あり	あり	
薬 屋			あり									
健康教育			あり						あり	あり		
保健婦活動	あり	あり	あり					あり	あり	あり		
健康関連サービスの合計数	3	1	10	2	1	6	2	6	7	10	6	4
病院までの時間 (hrs)	1	1	0.25-0.5	1	1	1.5	1	1	5.5	0	3.5	0.25-0.5
標準的な医療費 (Rs)	0	0	200	100	100	0	100	100	200	0	100	65
ほしいサービス 1 位	診療所	公共水	診療所	公共水	診療所	診療所	公共水	診療所	食料供給	n.a.	診療所	診療所
ほしいサービス 2 位	薬屋	診療所	公共水	診療所	予防接種	公共水	診療所	n.a.	診療所	n.a.	母子保健	食料供給
ほしいサービス 3 位	健康教育	母子保健	学校給食	公共トイレ	母子保健	公共トイレ	健康教育	n.a.	n.a.	n.a.	薬屋	学校給食

注. 「ほしいサービス」で診療所は診療所・ヘルスセンターの略。学校給食は、調査表の選択肢にあったために選択されたが、上の健康関連サービスからは省いてある。

標準的な医療費：発熱などの簡単な疾患で医療施設を利用した場合、大体いくらからいかかるかという質問への答え。費用 0 は診療がただであるということであり、薬を買うことになれば実費を払う必要がある。

多様性に富んでいるのであろうが、近代的医療を受けるための費用が高い場合には伝統的医療も共存して生き残れるということかもしれない。意外なことに、調査によると C 村以外の村では伝統的治療師を利用している世帯は全くない。

次に多かった (5 カ村) 答えは公共水サービスであった。この中には「現在公共の井戸はあるが、水道水が各戸に欲しい」という村と「公共の井戸が欲しい」という村の両方が含まれている。この 5 カ村のうち D 村を除くすべての村が、飲料水について「問題がある」と答えている (第 22 表)。問題の内容は、汚れていることと不足であった。また、この 5 カ村は飲料水源が比較的遠いということでも共通している。しかし、五つの村の全てが最近の飲料水の質については向上したと

答えている。昔に比べると水質は良くなったが、水源まで遠い、水が汚れている、十分な量がないという問題が残されているという意味であろう。

食料供給サービスが欲しいと答えた I 村と L 村は、食料不足かどうかをたずねた質問に対して非常に深刻と答えている (第 22 表)。I 村には食料を配給する公正価格店の建物はあがあるが、6 カ月前から閉められたままになっており、実質的にはサービスが無い状態であった。

トイレについては、C 村以外まったく普及していない。しかし公共のトイレが欲しいと答えた村はなかった。住民自身の意識の中では尿処理の重要性は低いのであろう。

以上のように、第 21 表にあげられた「ほしいサービス」は、現在不足している健康関

連サービスを表しているというよりも、村人が「健康のためには何が必要であると考えているか」という認識として捉えた方が良いことが分かった。

3) 主観的な環境評価

本稿では、第2章で説明したように、村の環境を自然環境、生産環境、生活環境に分けてとらえる。調査では、それらの環境の質について、村民の主観的な評価を尋ねた。質問の具体的項目は、水源までの時間、水に関しての問題の有無、最近の水の質の変化、水の汚染の有無、土地肥沃度の低下、森林資源の枯渇の程度、感染症流行の問題の有無、食料不足の8項目である。結果を第22表にまとめた。これらは客観的な測定に基づく判断ではないが、直接測定できない、あるいは測定が非常に困難なものがほとんどであるため、このような方法で環境を住民自身に評価してもらうことにした。

健康障害の原因に直接なりうる3項目（水の汚染、感染症問題、食糧不足）に関する3段階の評価を点数として合計し、「健康に関する評価合計」とする。「環境評価総合計」

は健康に関する3項目に加えて土壌の肥沃度の低下と森林資源の枯渇に関する評価も含めて得点を合計したものである。「環境評価総合計」は環境全体への評価とみなす。

経済発展および人口増加がこの村落の環境全般にどのような影響をもたしているかを見るため、経済発展や人口増加の指標と上で求めた村落環境評価点数との関係を分析した。村落環境の点数は、「健康に関する評価合計」と「環境評価総合計」の2種類を用いた。その結果を第23表に示す。健康関連環境と有意水準10%以上で相関があるのは、人口増加率、電気がひかれてからの年数、中学校までの距離、男性識字率である。人口増加が健康環境の悪化を引き起こしていること、経済的に発展している村では健康環境が改善されていることを示していると思われる。

環境全般に対する評価で10%の有意水準で有意となったのは、人口密度と男性識字率の二つのみであった。人口密度は高いほうが環境への負荷も大きいのではないかと予想されるが、結果は予想と反対で人口密度の高い

第22表 村落調査結果（環境評価）

果 村 落	Shore		Morena			Dewas		Chhindwara			Shahdol	
	A村	B村	C村	D村	E村	F村	G村	H村	I村	J村	K村	L村
水源までの時間（分）	5-10	15-30	5-10	5-10	5-10	15	10	5-10	5-10	5-10	5-10	5-10
水に関して問題があるか	なし	あり	あり	なし	あり	あり	あり	あり	あり	なし	なし	あり
最近の水の質の変化	なし	向上	向上	向上	低下	向上	向上	向上	向上	なし	向上	向上
水質の汚染	なし	非常に	なし	なし	なし	なし	非常に	なし	なし	なし	なし	やや
感染症の流行	なし	非常に	やや	非常に	やや	なし	なし	なし	非常に	やや	非常に	非常に
食料不足	非常に	やや	やや	なし	やや	なし	なし	なし	非常に	なし	やや	非常に
土地の肥沃度の低下	非常に	やや	非常に	なし	なし	やや	やや	やや	非常に	なし	非常に	非常に
森林資源の枯渇	非常に	なし	非常に	非常に	なし	なし	やや	やや	非常に	やや	非常に	なし
健康に関する環境評価合計	7	4	7	7	7	9	7	9	5	8	6	4
環境評価総合計	9	9	9	11	13	14	11	13	7	13	8	8

注. 環境評価の意味と得点は以下の通り。「なし」それほど深刻ではない(点数=3)、「やや」やや深刻である(点数=2)、「非常に」非常に深刻である(点数=1)。

健康に関する環境評価：水質汚染、感染症問題、食料不足の3項目の得点合計。

環境評価総合計：上の3項目に加えて土地の肥沃度の低下と森林資源の枯渇の計5項目の得点合計。

第 23 表 村民の環境評価と村落変数の相関係数

	健康に関する村落の環境評価		村落の総合環境評価	
	スピアマン相関係数	P 値	スピアマン相関係数	P 値
現在の人口	0.25	0.430	0.16	0.630
人口増加率	-0.64*	0.024	-0.48	0.114
人口密度	0.49	0.102	0.63*	0.028
地方行政府までの距離	-0.34	0.282	-0.42	0.175
電気がひかれてからの年数	0.62*	0.032	0.46	0.134
テレビ普及率	0.40	0.200	0.41	0.188
小学校ができてからの年数	0.45	0.138	0.31	0.329
中学校までの距離	-0.53*	0.079	-0.46	0.130
男性識字率	0.54*	0.073	0.51*	0.094
女性識字率	0.41	0.181	0.28	0.379
土地無し農民の割合	-0.43	0.163	-0.21	0.503
農業労働者日払い賃金（男女同じ）	0.18	0.578	0.42	0.177
健康関連サービスの数	0.30	0.349	-0.09	0.785
病院に行くのにかかる時間	-0.11	0.731	-0.20	0.533

注. 人口増加率：過去 10 年間の年平均増加率。

男女識字率：読み書きのできる男女成人割合（％）。

健康関連サービスの数：村落に存在するプライマリー・ヘルスケア関連サービスの数（第 21 表参照）。

健康に関する村落の環境評価：第 22 表参照。

村落の総合環境評価：第 22 表参照。

*は 10 %の有意水準を示す。

方が環境評価は良かった。10 %有意ではないが人口増加率がマイナスの相関になっていることを考慮すると、環境の劣化の原因としては人口増加率が重要で、現在の人口密度は劣悪な環境を必ずしも意味しないといえる。むしろ、人口密度が高いということはそれだけの人間が存在できるキャパシティを持っている環境だと考えることができる。実際、人口密度の高い村は経済的に発展した村である。

4) 疾患の頻度と医療の費用

調査では、過去 1 年間に病気をしたかどうか、病院・診療所などの医療施設にかかったかどうか（通院および入院）を個人または世帯単位で尋ねた。これらの質問に対しての答えを、本稿では健康に関する指標として用いることにする。

第 24 表は、K村とL村の世帯調査において

記録された全ての病気を通院と入院についてカテゴリー分けし、カテゴリー毎に 1 ケースにつきかかった費用の平均を表したものである。これらのカテゴリー分けは疾患名と診療科名、症状が混在しているが、住民自身がかかった病気の名前を知らない場合がほとんどだったためである⁽¹³⁾。疾患の出現頻度を、インドでの他の調査（Kamalamma [25]）と比較すると、1 位が発熱、2 位が下痢（本調査では消化器感染症の中に含めた）で同じ結果となり、その他にあげられた病名もほぼ同じであった。特徴的なことは、通院、入院ともに消化器感染症が多かったことである。成人病にかかる人も出てきてはいるが、依然としてインドの農村では感染症が健康問題の主流を占めていることを表していると思われる。

次に医療の費用を通院と入院とで比較する

第 24 表 K村, L村での過去 1 年間の医療施設利用原因疾患

通院した疾患・症状	ケース数	費用平均(Rs/ケース)	入院した疾患・症状	ケース数	費用平均(Rs/ケース)
発熱	12	244	胃痛・消化器病	7	2571
消化器感染症	9	678	消化器感染症	6	2942
痛み	6	592	成人病	5	2980
感染症	5	470	呼吸器感染症	4	2525
呼吸器感染症	4	146	傷・骨折	4	1613
発熱・痛み	4	275	眼科疾患	4	940
婦人科	3	667	痛み	4	838
皮膚科疾患	3	250	発熱	4	504
胃痛・消化器病	2	175	不明(手術)	3	4167
むくみ・腫脹	2	313	発熱・嘔吐	3	900
成人病	1	n.i.	婦人科	2	1138
耳科疾患	1	50	感染症	2	538
精神科	1	3000	精神科	1	6500
発熱, 皮膚科疾患	1	250	呼吸器	1	750
分娩に伴う疾患	1	10000	皮膚科疾患	1	550
			耳科疾患	1	250
合計・全体平均	55	636	合計・全体平均	52	1946

注. 費用は実質化していない。参考までに、K村の小麦価格は4Rs/kg, 農業労働者の日当は22.5Rs, L村はそれぞれ5Rs/kgと20Rs.

疾患のカテゴリー分けは以下の通り。症状から類推したものもある。

消化器感染症：嘔吐・下痢，赤痢，コレラ，腸チフス。

痛み：頭痛，腰痛，四肢体幹のどこかの痛み。

感染症：マラリア，デング熱。

呼吸器感染症：咳，風邪，肺炎，結核。

成人病：ガン，脳溢血，糖尿病。

と、1 ケースの平均費用が入院では通院の約 3 倍である。第 25 表には病気に伴う出費の調達方法をまとめた。通院の場合は自己資金でまかなう人が 19 % いるが入院では 0 % である。調査から村内外のインフォーマル金融が発達していることが明らかになったが、入院の場合には家畜や宝石などの資産を売却するケースも目立つ。備蓄した農産物売るケースが全くないことから、調査対象の両村では食料の形で資産を蓄えないか、食料生産が十分でないかのいずれかであろう。いずれにしても、ほとんどの世帯にとって医療費の出費は非常に大きい負担となっていることがうかがえる。

注(1) WHOによる適切な水の供給 (reasonable access) の定義は、農村部では必要量の水を

運ぶのに世帯の構成員が1日の大部分を費やさない範囲で歩いて行ける距離に水源が有り (だいたい1時間以内)、1日1人当たり5～15 リットルの水が使えることである (Barnes [3])。

(2) ふたのないオープンな井戸で、その多くは洗濯、水浴など多目的に使われている。

(3) ハンドポンプと掘り抜き井戸を比較した場合、ハンドポンプの方が外部からの汚染を受けにくいと考えられる。インド政府は UNICEF の支援を受けて、農村部において水供給と環境衛生に関するプログラムを実施しているが、UNICEF によるプロジェクトでもハンドポンプの普及を推進している (国際協力事業団 [26])。

(4) この原因のひとつには、農業用水として使うために地下水を電気ポンプで大量にくみ上げた結果、地下水位が低下したことがあると思われる。飲料用の井戸で電気ポンプを使っ

第 25 表 医療費の調達方法

	通 院		入 院	
	例 数	%	例 数	%
自己資金	11	19	0	0
フォーマル金融機関	0	0	4	7
インフォーマル金融 (村内)	16	28	18	33
インフォーマル金融 (村外)	8	14	10	18
医師に借金	1	2	2	4
親戚から借りる	6	10	5	9
親戚以外の村民から借りる	7	12	5	9
家畜売却	1	2	5	9
宝石売却	0	0	3	5
家財道具売却	1	2	0	0
非木材森林産物の販売	2	3	1	2
ミルクの販売	1	2	0	0
その他、不明	4	7	2	4
合 計	58	100	55	100

ている村落は無かったが、農業用灌漑では電気ポンプが急速に普及している（第 6 章参照）。

- (5) インドの都市部のスラムや農村部では、病原体を含んだ飲料水を原因とするコレラや腸チフスなど様々な腸管感染症の流行が見られ、毎年100万人以上の子どもが下痢症で死亡している(国際協力事業団〔26〕)。
- (6) プライマリ・ヘルスケア (PHC) : 発展途上国において、先進国の保健医療システムを導入しても健康水準の向上の効果が上がらなかったことや、先進国においては疾病構造の変化や医療需要増大の状況に対し新しい保健・医療・福祉システムの開発が必要になったことを背景に、1970 年代後半に提唱された概念。プライマリ・ヘルスケアの具体的な内容としては、当面の健康問題とその予防対策に関する教育、食料の供給と適正な栄養摂取の推進、安全な水の十分な供給と基本的な環境衛生、家族計画を含む母子保健サービス、主要な伝染病に対する予防接種、地方流行病の予防と対策、一般的な疾病と障害の適切な処置、必須医薬品の準備などがあげられている(遠藤〔7〕, 仲間〔34〕)。
- (7) 薬屋については、村内で薬が手に入るかど

うかを基準とし、個人が経営する営利目的のものもサービスに含めた。

- (8) サービスの有り無しに関してはあくまでも村民の主観で判断されたものであるが、プライマリ・ヘルスケアの基本概念が住民参加であることを考えると(Tarimo and Webster〔43〕), 行政側からサービス提供の有無に関する情報を集めるよりも、本調査のように住民に直接たずねる方がサービスの実態を反映していると思われる。
- (9) 食料配給サービスとは、政府運営による公正価格店 (Fair Price Shop) で一定量の食料を市場価格を下回る低価格で購入できるサービスである(藤田〔12〕)。
- (10) サービスの細かい内容については特定していないので、同じサービス名でもサービスの内容が異なる場合がある可能性がある。しかし、サービスの内容については均一であったと仮定して分析する。
- (11) サービスの内容が特定されていないため、サービス名は同じでもより充実した内容のサービスが欲しいという場合は、現在あることになっているサービス名で答えてもらった。また、現在でもサービスは存在するが不定期なので、サービスを定期的にして欲しい

という場合もあった。

- (12) 近代西洋医学以外の治療を行う人を全て含む。インド古来のアユルヴェーダ医学に基づくものが最も有名。
- (13) 疫学研究において疾病を定義することが非常に難しいことは知られているが(Abramson (1)), 発展途上国で健康に関する調査を行う場合、住民から直接情報を得ようとするときにこのような問題が生じる。

(2) 健康の決定要因

1) 世帯レベルの健康の決定要因

本稿では個人の健康を生活環境の評価のための指標とする。そこで、まず健康を決定する世帯の側の要因について明らかにする。

分析は以下の方法で行う。まず健康な世帯とは、過去1年間に世帯員のだれも医療機関を受診したり、入院したりしなかった場合と定義する。逆に、過去1年間に世帯員の少なくとも1人が通院または入院した世帯は健康でない世帯とする。そこで、健康でないを1、健康であるを0としたダミー変数を従属変数として、プロビット分析により健康でない確率を世帯の特性を表す変数により説明した。これは、病気になる確率が世帯の特性により決まるということと、医療機関へ行くということが世帯の意思決定に基づくものであることを前提としている。次に、医療施設に支払った金額（病気にならなかった場合はゼロ）を、同じ説明変数を使ってトービット分析をした⁽¹⁾。この分析の背景には、意思決定者は医療施設に行くことを決めるだけでなく、支払い額もある程度決めることが出来るというインドの医療事情がある。つまり、公立の病院では診察は基本的に無料だが医師がいないことも多く、きちんとした医療を受けようと思うと私立の診療所などに頼らざるを得ない。また、薬についても医師は処方箋を書くだけで、それを実際に買うかどうかは患者本人の経済状況に左右される。もちろん公的な医療保険制度はなく、民間の医療保険に

加入している村民は皆無である。したがって、医療施設に対して支払われた金額は病気治療に対していくらなら払うかという世帯の判断によって決定されているとみなせるわけである⁽²⁾。

第26表に分析に用いた説明変数の基本統計量を、第27表にプロビットとトービットによる分析の結果を示す。まず、医療施設を利用したかどうかを説明する変数をまとめると、世帯主の教育年数が短く、経済的に豊かな高いカーストの世帯で、乳製品や主食以外の副菜を食べる機会が少ない場合、病気になり医療施設を利用するということになる⁽³⁾。ここでは医療施設を利用したかどうかを被説明変数としており、各説明変数が病気になることに影響しているのか、医療施設を利用するという判断をすることに影響しているのかを区別できないが、一般的に考えると、病気にならないためには教育とより質の高い食事が必要で、病気になった場合は、経済的に豊かなほうが病院にかかりやすいと解釈できる。

実際に支払われた金額に関して有意だったのはカーストと1人当たり農地所有面積、1人当たり搾乳用家畜保有数、農業以外の生業に従事する世帯員の割合、野菜を食べる頻度であった。医療施設の利用の場合と同じような解釈ができるが、1人当たり収入が有意でなくなり、その代わりに農業以外の生業に従事する世帯員の割合が有意となったことから、支払い金額は世帯の収入のうち外部からの現金収入と強い関係があるのではないと思われる。

2) 個人の健康の決定要因分析

世帯分析により、疾病の確率や受診行動を決定する世帯の要因を詳細に知ることができた。次に、村落の要因を明らかにする目的で、個人調査に基づき健康の決定因子を分析する。

ここでは従属変数は、「過去1年間に病気

第 26 表 世帯特性を表す変数

変 数	サンプル数	中央値	平均値	標準偏差
世帯主の教育年数	89	0.0	1.7	2.4
世帯人数	89	6.0	6.6	3.1
15歳以下の子供の割合 (%)	89	50.0	46.2	17.0
1人当たり年間現金収入 (Rs)	86	369	538	538
1人当たり農地所有面積 (ha)	88	0.12	0.20	0.24
所有農地の灌漑面積率 (%)	74	0.0	28.7	39.8
1人当たり搾乳用家畜保有数	89	0.23	0.30	0.29
農業外就労者率 (%)	89	40.0	40.8	23.5
夫婦の数/世帯人数	89	0.20	0.22	0.09
野菜を食べる頻度 (日/月)	88	13.00	15.07	11.55
低カースト・ダミー	89	1	76/89	n.a.
1996年医療費 (Rs)	89	400	1553	2707

注. 搾乳用家畜頭数：雌牛×0.7+水牛.

農業外就労者率：農業以外に従事する世帯員人数/世帯人数.

低カースト・ダミー：ブラーマンと農業カースト=0, 後進カースト, 指定カースト, 指定部族=1.

第 27 表 医療施設利用と支払金額の決定因子 (世帯レベル)

変 数	医療施設を利用したかどうか プロビット・モデル		医療施設への支払金額 (Rs/世帯) トービット・モデル	
	係 数	標準誤差	係 数	標準誤差
定数項	2.822*	1.607	-70.918	123.456
世帯主の教育年数	-0.161*	0.089	5.222	6.565
世帯人数	0.010	0.055	6.023	4.056
低カースト・ダミー	-1.221*	0.667	-79.976*	43.261
15歳以下の子供の割合	-0.018	0.014	0.739	1.107
1人当たり年間現金収入	0.003*	0.002	0.041	0.134
1人当たり農地所有面積	1.962*	1.046	219.667***	65.358
所有農地の灌漑面積率	-0.345	0.479	32.280	37.587
1人当たり搾乳用家畜保有数	-1.717**	0.718	-91.693*	53.868
農業外就労者率	1.217	0.947	169.285**	69.283
夫婦の数/世帯人数	-1.857	3.068	58.960	242.462
野菜を食べる頻度	-0.037*	0.020	-2.583*	1.451
Sigma			100.293***	11.136
サンプル数	71		69	
医療施設を利用した世帯数	44		44	
Log Likelihood	-38.29		-344.28	

注. 有意水準：***=1%, **=5%, *=10%.

になったかどうか」と「過去1年間に医療施設を利用したかどうか」である。ただし、前者は病気になったと本人が判断したが病院へはいかなかった場合だけを含めてある。一方、後者は病気になったため医療施設を利用

した場合なので、両者に重複はない。説明変数として第28表に示された個人、世帯、村落変数を考え、プロビット分析により分析した。

まず、「病気になった（が病院にはいって

第 28 表 罹患認識と医療施設利用の決定因子（個人レベル）

変 数	病気になったかどうか		医療施設を利用したかどうか	
	係 数	標準誤差	係 数	標準誤差
定数項	29.890*	16.230	-1.624	15.918
<個人変数>				
性	0.227	0.406	-0.018	0.381
年齢	-0.016	0.013	-0.021	0.013
<世帯変数>				
世帯主の教育年数	0.011	0.059	-0.042	0.053
世帯人数	-0.072*	0.042	-0.026	0.040
低カースト・ダミー	0.608	0.470	-0.116	0.444
1人当たり所有農地面積	0.045	0.533	-0.778	0.503
所有農地の灌漑面積率	-0.472	0.580	-0.590	0.550
1人当たり家畜保有数	0.743**	0.337	0.389*	0.222
農業外就労者率	-0.067	1.202	-0.424	1.268
<村落変数>				
人口増加率	-22.411	13.829	5.270	13.676
人口密度	1.131***	0.037	0.627*	0.326
電気がひかれてからの年数	0.171**	0.077	0.098	0.070
健康関連サービスの数	0.117*	0.070	0.133*	0.071
病院に行くのにかかる時間	-0.008***	0.003	-0.006**	0.003
健康に関する村落の環境評価	-1.536***	0.514	-0.750	0.468
サンプル数	83		83	
「はい」の数	44		32	
Log Likelihood	-41.96		-45.19	

注. 有意水準：*** = 1%，** = 5%，* = 10%.

世帯変数の説明は第 26 表参照.

1人当たりの家畜保有数：(雄牛×0.7+雌牛×0.7+水牛+山羊・羊×0.1)/世帯人数.

人口増加率：過去10年間の年平均人口増加率.

健康関連サービスの数：村落に存在するプライマリー・ヘルスケア関連サービスの数(第 21 表参照).

健康に関する村落の環境評価：第 22 表を参照.

いない)」に関しては、世帯の変数として世帯人数、1人当たりの家畜保有数がそれぞれ負と正の関係で有意だった。村落の変数では、病院に行くのにかかる時間が負に影響している。実際に利用しなくても病気であるかどうかを判断することに病院の存在が影響していることを示しており興味深い結果となった。健康に関する環境評価点数⁽⁴⁾は1%の有意水準で有意となっており、環境評価が厳しい村落に住んでいるほど病気になったと答える傾向があると言える。一方、人口密度、電化年数、健康関連サービスの数は、いずれ

も有意に正の影響があった。個人の変数は、性と年齢しかないが、いずれも有意には影響していない。

次に、「実際に医療施設を利用したかどうか」に有意に影響していたのは、1人当たり家畜保有数、人口密度、受けることのできる健康関連サービスの数、病院に行くのにかかる時間の4変数である。これらはいずれも「病気になったが病院には行っていない」に対しても有意に影響していたものであった。家畜保有数は世帯の資産状況の指標であるとなすすと、資産を持っている人ほど病気にな

り、医療施設も利用する傾向があるようにみえる。実際に、第25表の病気に伴う出費の調達方法についてみると家畜を売却して医療費に当てたという世帯があわせて6世帯みられた。ただし、資産は支払能力に関連するだけでなく、経済的に余裕のある家では教育やテレビなどからの情報入手を通じて何を健康とみなすかの基準が変化したこと起因しているのかも知れない。このことは、「電気がかかれてからの年数」（経済発展の指標とみなせる）が、病気になったかどうかについてでは有意水準5%で有意だったのに、実際に医療施設を利用したかどうかでは有意ではなくなっていることから支持されている。経済的に発展している村に住んでいる個人は、予防知識の普及や衛生環境の整備で疾病のリスクは減るが、一方で何を健康とみなすかの基準が厳しくなっていることを示唆している。人口密度は病気になることおよび医療施設を利用することの確率を有意に高めるという結果となった。これは、人口密度が高いことが感染症の伝播機会増加やストレスの増加などを通して病気の発生と関わっているからと考えられる。健康関連サービスについては、サービスが充実していれば予防活動も充実しているのではないかと予想されたが、結果はサービスの数と病気の発生および医療施設の利用は正の関係だった。村落変数として健康関連サービスの中でも特に診療・治療に関するもの（母子保健サービス、ヘルスセンターの有無、薬屋）だけを用いてみると有意水準が上がるので（結果は示していない）、サービスの中でも病気になった後に利用できるものが重要であり、村内に治療サービスがあれば受ける機会も増えるということであろう。逆にいえば、これらの村落ではプライマリ・ヘルスケアサービスの予防的な効果はあまりみられなかった。

注(1) 分析手法は補論を参照。

(2) 日本でも病院に行く意思決定は患者本人（あるいは世帯員）が決めているが、治療の種類や方法、その結果として発生する費用は処置をする医師が決めており、患者の支払能力が治療の種類や方法の決定に影響することはめったにない。

(3) 第27表では食事の頻度として野菜を食べる頻度しか示さなかったが、実際にはマメ類や牛乳を摂取する頻度でも同様の結果が得られている。しかし、それらの食事頻度変数間には多重共線性があるため、同時に推計に使用することができず、野菜の頻度だけを第27表に示した。

(4) 本章(1)の(3)と第22表を参照。

(3) 健康が農業生産に与える影響

前節では、医療施設の利用を指標にして世帯レベルで健康の決定要因を分析した。また、医療施設の利用に伴う費用とその工面方法についてもまとめた。以上の結果から、疾病は調査した二つの村で深刻な問題であり、しかも医療費は収入の規模から考えてかなり大きいことが判明した。このような健康状態が農業生産にどのような影響を与えているのかを解明することが、この節の課題である。仮説は、①病気になると労働生産性が低下する、②高額な医療費の支払いが、種子や化学肥料の購入を困難にし、土地生産性が低下する、の2点である。第1の仮説については、労働市場が完全であれば雇用労働により代替できるので、そのような問題は起こらないはずである。第2の仮説については、クレジット市場が完全であれば、予期せぬ出費は家計に影響しないはずである。実際、第25表に示したようにインフォーマル金融がかなり普及している。

上記の仮説の検定は、農業利潤関数の推計と農業生産関数の推計により行う。ただし、医療施設の利用に関して、もともと農業生産性の低い世帯の方が病気になる確率が高く、

その結果、医療施設を利用する確率が高いという可能性がある。そうした自己選択バイアスを除いて、病気の真の影響を見るために、Heckmanの2段階推計法を利用した(方法は補論を参照)。ここで、第一段のプロビット推計はすでに第27表に示した通りである。

まず、農業利潤を計算し、医療施設を利用した群としない群で、その平均値を比べた。健康群の農業利潤の平均は41ルピー/人、疾病群のそれは88ルピー/人で、t検定の結果、疾病群の利潤が10%水準で有意に大きいことが判明した。病気は農業利潤にマイナスの影響を持つことが想像されたが、以上の平均値の比較からはそのような影響がないことを示唆している(病気に正の効果があるとは考えにくい)。次に、この農業利潤を家計の特性により説明した(第29表)。有意に効いているのは、灌漑地面積率と1人当たりの搾乳用家畜頭数だけであった。灌漑が農業生産性を高め、農業利潤を上昇させているのは予想通りである。家畜の数(雌牛と水牛)は堆肥生産を通して農業生産性に効いていることが予想される。この推計の結果、両群の利潤の格差は家計の特性によって説明することができ、病気自体は、農業利潤に影響がないことが判明した。しかし、 ϕ の係数が、10%の有意水準には届かないものの、他の推計値と比べてp値が小さい(15%程度)。これは、病気になり医療施設を利用する世帯に、説明変数で用いた家計特性以外の要因で農業利潤が低くなる傾向があることを示唆しているが、それは強いものではない。

次に、農業生産関数を推計し、病気の影響が農業生産にあるとすれば、どのようなものであるかを分析する。関数形にはコブ・ダグラス型生産関数の両辺の自然対数をとって直線化したものを利用し、補論の説明にしたがい病気の期待確率の項(Φ と ϕ)を加えてスイッチング・リグレーションに特定化した。

従属変数には米、小麦、トウモロコシの生産量の合計を単位面積当たりに換算したものを、投入財は労働力、種子、土地で、労働力と種子は単位面積当たりにしてある。

生産関数の推計に利用した変数の平均値を、疾病群と健康群の間で比較した(第30表)。健康群の方が土地生産性、労働生産性、種子生産性、肥料生産性、すべてにおいて疾病群を上回るが、健康群のばらつきが大きいいため、統計的に有意に異なるのは作付け面積と小麦の高収量品種の採用率だけである。健康群の方が有意に作付け面積が小さい。しかし、興味深いことに小麦の高収量品種に関しては、疾病群の方が明らかに採用率が高い。

生産関数の推計結果を第31表に示す。まず、 Φ のパラメータの推計がゼロであることから、農業投入財と病気以外に家計の生産性を説明する潜在的な要因はないことがわかる。医療施設を利用する期待確率 Φ のパラメータ推計値は、有意に正である。これは、定数項をシフトさせるものであるから、投入財の要因を除くと、疾病群の方が土地当たりの農業生産性が高いことを意味している。しかし、 Φ と各投入財の交差項のパラメータはすべて負であり、平均値の比較結果(第30表)と整合的に疾病群でこれら投入財の生産性が低下していることを示している。これらを総合して平均効果(average effect, 補論参照)を計算したところ、病気による生産性の低下は25.3 kg/haであった。しかし、統計的に有意なのは種子だけなので、種子を通じた効果に限定すると、病気による減収は5.64 kg/haである。

では、この病気による種子生産性の低下はなにに起因するのであろうか? 生産関数の分析からだけでは、原因を特定はできないが、一つの可能性は種子を十分に購入できない(統計的には有意ではないが、単位面積当たりの播種量は疾病群で小さい)、または良質の

第 29 表 農業利潤関数の推計

変 数	パラメータ推計値	標準誤差
定数項	-269.31	-0.817
世帯主の教育年数 (年)	10.073	0.782
低カーストのダミー	47.536	88.644
世帯サイズ (人)	-2.454	3.689
15歳以下の子供の割合	2.033	1.954
1人当たり現金収入 (Rs/人)	-0.238	0.227
1人当たり土地所有面積 (ha/人)	-131.89	135.65
灌漑地面積率	134.60*	78.750
1人当たり搾乳用家畜保有数	222.04*	130.00
農業外就労者率	2.346	89.544
夫婦数/世帯サイズ	192.28	248.59
野菜を食べる頻度	0.821	2.720
医療施設を利用する期待確率 (Φ)	256.99	232.29
上の期待確率密度 (ϕ)	-196.59	138.66
サンプル数	71	
医療施設の利用者数	41	
R ²	0.230	

注. 従属変数は1人当たり実質農業利潤。米、小麦、トウモロコシの生産金額から投入した種子と化学肥料の金額を引き、小麦価格で実質化したものをさらに世帯サイズでわった。実際に支払われた金額でなく、投入量を市場価格で評価した。土地と労働のコストは考えていない。

推計にはHeckmanの2段階推計法を使用した。1段階のプロビットの結果は第27表を参照。*は10%、**は5%、***は1%の有意水準を表す。

第 30 表 農業生産関数の各変数の平均値

	疾病群	健康群	有意差
<推計に使用した変数>			
生産量 (kg/ha)	874.4	1273.1	なし
農業従事者数 (人/ha)	4.70	5.60	なし
種子 (kg/ha)	105.7	134.6	なし
作付け面積 (ha)	1.151	0.802	あり
医療施設を利用する期待確率 (Φ)	0.700	0.463	あり
上の期待確率密度 (ϕ)	0.277	0.342	あり
<その他変数>			
小麦の高収量品種を利用する家計数	9	1	あり
化学肥料 (kg/ha)	25.57	10.00	なし
サンプル数	38	24	

種子を購入できない（更新すべきところを更新しない）ということが考えられる。また、疾病群に高収量品種を栽培する家計が多いことを考えると、化学肥料の量が、見かけ上は健

康群の平均よりも多いが（統計的には有意ではないにしろ）、高収量品種の能力を最大に発揮する量には十分でない可能性がある。例えば、高収量品種を播いたあとで病気になっ

第 31 表 農業生産関数の推計

定 数	パラメータ推計値	標準誤差
定数項	0.462	2.064
農業従事者数 (人/ha)	0.666	0.771
種子 (kg/ha)	1.095***	0.388
作付け面積 (ha)	0.590	0.518
医療施設を利用する期待確率 (Φ)	6.485***	2.371
上の期待確率密度 (ϕ)	1.349	1.649
農業従事者数 (人/ha) $\times \Phi$	-0.917	1.059
種子 (kg/ha) $\times \Phi$	-1.191**	0.512
作付け面積 (ha) $\times \Phi$	-1.032	0.778
サンプル数	62	
医療施設の利用者数	38	
R ²	0.345	

注. 従属変数は米, 小麦, トウモロコシの生産量の合計 (kg) をそれらの合計作付け面積で割り 1 ヘクタール当たりへ換算した生産量の自然対数. 説明変数は Φ と ϕ を除き, すべて自然対数をとった.

推計にはHeckmanの2段階推計法を使用した. 1段階のプロビットの結果は第27表を参照. *は10%, **は5%, ***は1%の有意水準を表す.

たため、化学肥料を十分購入できなかったということも想像できる。以上は想像でしかないが、分析の結果は、病気による出費が農業投入財の購入に影響を与え、農業生産性を低下させている可能性を示唆するものであり、クレジット市場の不完全さを反映しているものと考えられる。また、そのような環境下での「緑の革命」はリスクが大きいともいえるであろう。一方、労働生産性については、統計的に有意に低下しているとはいえず、雇用労働者や世帯メンバーにより代替できることが示唆される。ただし、この分析では世帯の誰が病気になったかを考慮していない。世帯主が病気になった場合には農業生産性にもっと影響するかも知れない。

(4) 小 括

本章では、健康状態を生活環境の指標として、マディア・プラデシュ州の農村の経済発展が生活環境に及ぼす影響について分析した。さらに、生活環境の保全・向上に果たす

村落の役割について検討を加えた。また、生活環境の変化（発病で代理させている）が農業生産性に与える影響についても考察した。結論できることは、以下の3点である。

第1に、経済発展は医療施設の利用で測った健康状態に影響を与えるが、その関係は一方方向ではない。つまり、経済発展が必ずしも個人の健康状態を改善するとは限らない。村落全体の生活環境には経済発展に由来する教育施設や公衆衛生設備の整備が寄与するが、経済発展がある程度以上に進展すると、個々人の健康の判断基準が高くなり、実際に集団としての疾病の発生には変化がないにしても、健康への不満を持つ人が増えるのではないかと考えられる。分析結果において経済発展指標が受療行動と正の関係にあったのは、単に支払能力が向上して利用の可能性が増えたということだけでなく、経済発展の結果、教育や情報が得られやすくなったことなどを通じて、よりよい生活環境・健康への志向が高まったため、受療するかどうかの判断

基準が変わったということを意味しているの
であろう。

第2に、比較的経済発展段階の似ている村
の世帯を分析の対象とすることにより、世帯
レベルの健康決定因子を明らかにした。結果
をまとめると、病気にならないためには教育
と十分な栄養が必要であることがわった。こ
の結果自身は、ありふれたものであるかも知
れないが、数十という非常に限定されたサン
プルから有意な結果が導けたことから、健
康に容易に影響を与える程の栄養状態の不良
が、調査村落において日常化していることが
推測される。搾乳用家畜の保有が有意に健康
を増進することから、牛乳によるタンパク質
の摂取が健康に重要であると考えられるが、
森林放牧による雌牛の飼養は森林の保護再生
という立場と相いれないものになってきてい
る(第3章)。逆にいえば、森林資源の枯渇化
が村人の栄養不良を招いた可能性もあり、自
然環境と生活環境の密接な関係が示唆され
る。雌牛と比べて水牛は森林への影響が少な
いが、価格が高く、貧しい農民には手がで
ない状態である(第3章)。

第3に、病気は世帯に予期せぬ出費を強い
るものであるが、それが農業投入材の購入に
影響して農業生産性にマイナスの影響を与
えていることが判明した。このことは、クレ
ジット市場が完全には機能していないことを
意味する。調査では、入院の際にフォーマル
な金融機関やインフォーマルな金貸しからの
借金により医療費を支払った例も多くみつ
かったが、一般的には、貧困層にはそうした
クレジットへのアクセスが制限されている場
合が多く、病気の農業生産への影響は貧困層
により一層厳しい可能性がある。新品種を採
用した農家ほど、医療費の支払いが農業生産
性を低下させており、このようなリスクが伴
うことも「緑の革命」の全面的な展開を妨げ
ている要因かも知れない。食料生産の不足に
よる栄養状態の不良と病気の悪循環が貧困層

に観察されるとするならば、生活環境の改善
には、例えばクレジットの供与も有効なはず
である。

8. インドの農村環境問題

——結論と課題——

(1) 結 論

本稿ではまず、農村の環境を自然環境、生
産環境、生活環境の三つに分けて総合的な分
析の枠組みを提示した。それらの農村環境の
変化を促す外性的な要因として経済発展と人
口増加を考え、そうした外性的変化に対する
各意思決定主体(個人または家計)の対応的
行動が農村の環境を変化させていくとした。
その過程で環境がどのように変化するかを決
定づけるのは村落共同体である。なぜなら、
各意思決定主体の行動は、それぞれが属する
共同体により規定され、また個々の意思決定
主体の行動が総体として地域の環境にどのよ
うな影響を及ぼすかも、共同体の特性により
異なるからである。このように農村環境の保
全に関して村落共同体の役割を強調した点
が、本稿で提示した分析モデルの特徴であ
る。

次に、1996年11月から12月にかけてイ
ンドのマディア・プラデシュ州で行った農村
調査の結果を分析した。まず、自然環境とし
て森林を、生産環境として農業を、生活環境
として衛生状態をそれぞれ具体的な分析対象
として採用し、その指標として森林の質、農
業生産性、健康を定義した。次にそれらの指
標の変化について記述し、変化の要因を解明
した。さらにそれぞれの環境分野で、農村開
発・環境政策の上で重要な仮説を具体的に提
示し、それを検証した。こうした分析を通し
てとりわけ力を注いだことは、村落環境の保
全に村落共同体が果たす役割について実証的
に解明することである。

1) インドの農村環境問題

まず、調査により明らかとなったマディア・プラデシュの農村の環境問題は以下のように要約できる。

①森林資源の減少・希少化はいたるところで見られる。経済的に発展した村では、森林の減少は最近始まった現象ではないため、過去10年間の人口増加率と現在の森林資源の状態には関係があまりなかった。比較的発達が遅れた村では、人口の急速な増加がまさに進行中である。相対的にはまだ豊富な森林がそのような村には残されているが、このままの人口増加が続けば希少化は必然であろう。

②森林資源の希少化と経済発展は、土地生産性を向上させ森林への依存度を減らすような農業の集約化を引き起こしている。具体的には、個人による管井戸投資を契機とする高収量品種の導入、いわゆる「緑の革命」である。マディア・プラデシュ州の「緑の革命」は近年始まったばかりで、灌漑率はここ10年の間に急速に上昇してきている。内陸にあるマディア・プラデシュ州の地形的特殊性が、大規模用水による公共灌漑の普及を遅らせていたが、近年になり電力が普及しさらには井戸掘削の費用が低下したことが、個人井戸の普及を可能にしたのである。この技術革新により、森林への圧力は減少していくが、そのような集約化がまだ始まっていない村落では、森林や家畜の減少のために、堆肥の減少や土壌の流出が起こり農業生産性を低下させている。

③森林資源の希少化を契機として、技術革新としては放牧から畜舎飼育への移行と農業集約化が、制度革新としてはジョイント・フォレスト・マネージメント(JFM)が導入されていた。住民参加型の森林管理制度であるJFMの実施により、村落単位で放牧や薪取りの制限を実施したり、共同で植林活動をしったりする場合も見受けられた。

④生活環境の改善は遅れ、感染症を中心と

した病気が農村に普遍的に存在する。野菜や牛乳などの食料の不足が、病気の原因の一つである。また、医療費は家計に大きな負担を強いている。

⑤経済発展は医療施設の利用で測った健康状態に影響を与えるが、その関係は一方方向ではない。つまり、経済発展が必ずしも個人の健康状態を改善するとは限らない。村落全体の生活環境には経済発展に由来する教育施設や公衆衛生設備の整備が寄与するが、経済発展がある程度以上に進展すると、個々人の健康の判断基準が高くなり、実際に集団としての疾病の発生には変化がないにしても、健康への不満を持つ人が増えてくる。

以上の問題認識に基づき、森林、農業生産性、健康に関して、以下のような仮説を提示し、その検証を行った。

2) 森 林

森林に関しては、最近導入された住民参加型の森林管理制度が森林保護に関して機能しているかどうかを分析した。仮説は、森林管理活動に参加する家計はもともと家畜飼養数が少なく、放牧を制限しても困らない家計であるというものである。検証の結果は家畜ごとに異なった。農業生産用の雄牛ともつばら畜舎で飼育される水牛は、森林管理活動の影響を全然受けていない。一方、放牧されることの多い雌牛と山羊は、森林管理活動の影響を受ける。山羊については、飼養頭数の少ない家計が選択的に森林管理に参加している傾向があり、森林管理活動が山羊の飼養頭数を減らすことには成功していないようである。しかし雌牛については、森林管理活動に参加した家計で飼養頭数が減少していることが明らかとなった。しかも家計変数だけでなくカースト構成や女性識字率などの村落変数が森林管理活動への参加や雌牛所有数の決定因子となっていることから、村落レベルでの集団的な規制が有効に働いている可能性が示唆された。雌牛と山羊の放牧が、植林や自然再

生の妨げになっていることは明白であるので、有効な森林管理のためには山羊の放牧をいかに規制するかが問題であろう。州政府主導の「住民参加型」森林管理制度ではあるが、村落のタイプによってはそのような制度が有効に機能する可能性があることが判明した。しかし逆に言うと、すべての村で様に住民参加型森林管理が成功することは期待できない。

3) 農業生産性

次に農業生産性については、マディア・プラデシュ州で進行中の「緑の革命」について分析した。同州の「緑の革命」は私的投資による管井戸を前提とする点で、公共灌漑の整備が先行する従来型の「緑の革命」とは所得分配への影響が異なる可能性がある。具体的には、個人所有の管井戸は水の所有者と使用者（購入者）との間の資産格差を拡大する、という仮説を提示し検証した。まず高収量品種の普及過程については、情報と教育の重要性が再確認された。次に、資産格差の仮説については、これを支持する結果は導かれなかった。つまり、資産保有の多い裕福な家計ほど井戸への投資に積極的だが、井戸の所有自体がさらに資産の不平等を拡大することはないということが判明した。

4) 健康

最後に、健康についてはまず世帯レベルの健康決定因子を明らかにした。結果をまとめると、病気にならないためには教育と十分な栄養が必要であることがわかった。搾乳用家畜の保有が有意に健康を増進することから、牛乳によるタンパク質の摂取が健康に重要であると考えられるが、森林放牧による雌牛の飼養は森林の保護再生という立場と相いれないものになってきており、森林資源の枯渇化が村人の栄養不良を招いた可能性も考えられる。

次に、病気が農業生産性を低下させるという仮説を検証した。その結果、仮説は種子生

産性については支持されたが、労働生産性については否定された。病気は世帯に予期せぬ出費を強いるものであるが、クレジット市場が完全でないため、病気を原因とする医療費への支出は種子や化学肥料の購入不足を引き起こし、種子の生産性を低下させていることが考えられる。入院の際にフォーマルな金融機関やインフォーマルな金貸しからの借金により医療費を支払った例も多くみつかったが、一般的には、貧困層にはそうしたクレジットへのアクセスが制限されている場合が多く、病気の農業生産への影響は貧困層により一層厳しい可能性がある。一方、労働は雇用労働や世帯の他のメンバーにより代替できるため、病気が労働生産性を低下させることはないと考えられる。

(2) 今後の課題

12カ村を対象とした村落調査から、インドのマディア・プラデシュ州の農村環境の変容について明らかにし、仮説の検定により農村開発・農村環境の保全に関して重要な政策的含意を得ることができた。しかし、制度革新や技術革新における村落共同体の集団的行動（collective action）の解明に関しては、まだ不十分であると認めざるを得ない。村落を観察単位とする統計分析が可能な程度まで、さらに調査対象村落を増やしていかねばならない。また、村落レベルでの制度進化を、個人の効用最大化行動と集団内での協調的行動の関係より説明するような新しい経済モデルを構築する必要があると思われる。

補論 計量分析モデル

本稿で用いた計量分析モデルについて説明する。本稿では共通して家計の二者択一行動の分析を行った。家計の二者択一行動の例をあげると、森林ならば「森林管理活動に参加

するか否か」、農業生産性ならば「高収量新品種を採用するか否か」、健康ならば「病院に行くか否か」などである。次に、この選択が他の家計行動に与える影響を分析する。例えば、森林管理活動ならば「参加した結果、家畜の飼養頭数を減らしたか」、高収量新品種の採用ならば「高収量品種の導入の結果、農業生産性が向上したか」、病院に行くことならば「通院が農業生産性を低下させたか」、などの問いに答える。しかし、これらの分析で注意する必要があるのは「自己選択によるバイアス」である。つまり、森林管理活動ならば「参加した結果、家畜飼養頭数を減らしたのか、もともと家畜の数が少ない農家が参加しているのか」、高収量品種では「高収量品種を導入したので農業生産性が向上したのか、もともと農業生産性が高い農家が高収量品種を採用したのか」、病院に行くことならば「病気をしたので農業生産性が低下したのか、もともと農業生産性が低い農家ほど病気になりやすいのか」、を区別しなければならない。以下に、それらをGreen [17] にしたがって統計的に区別する手法を説明する。計量モデルの基本的な構造は同じなので、森林管理を例とする。

(1) ランダム効用モデル

U_p を集团的森林管理活動へ参加した時の家計の効用、 U_n を参加しない時の家計の効用とする。もしある家計が $U_p - U_n = d > 0$ ならば、その家計は森林管理活動に参加する ($p=1$)。もし、 $U_p - U_n = d < 0$ ならば参加しない ($p=0$)。しかし、 d を観察することはできない。その代わりに、調査では森林管理活動に参加したか ($p=1$) しなかったか ($p=0$) を知ることができる。

以上の情報により、プロビット推計法を使って森林管理ダミー変数 ($p=1$ or 0) を外生変数 X (家計特性、家計資産、村落特性) により説明できる。つまり、森林管理参加

決定関数を $d = A'X + u$ とすると、もし $u > -A'X$ ならば $p=1$ であり、もし $u < -A'X$ ならば $p=0$ である。このパラメータ A はプロビットにより推計できる。ここで、 u が標準正規分布していると仮定するので、 $-A'X$ は標準正規分布の切断点を与えることになる。したがって、 $\Phi(A'X)$ はある家計が森林管理へ参加する期待確率である (Φ は標準正規分布の累積分布関数)。

(2) 自己選択バイアスの除去

次に、家畜保有関数 (LV) を考える。

$$\text{森林管理に参加 } LV_p = B_p X + v_p \quad (1)$$

$$\text{森林管理に不参加 } LV_n = B_n X + v_n \quad (2)$$

もし v_p と v_n がバイアスのない (期待値がゼロの) 誤差項ならば、通常の最小二乗法 (OLS) が使える。つまり、バイアスを補正する必要はない。しかし、もし自己選択バイアスが存在すると (u と v_p , v_n の間にそれぞれ相関がある)、 v_p と v_n の期待値はゼロでなくなり、バイアスを補正しなければならない。もし、 u と v_p の間に負の相関があれば、森林管理に参加した家計は、森林管理への参加とは関係なく、平均よりも家畜飼養頭数が少ない。この場合、たとえ森林管理に参加している家計の家畜飼養頭数が不参加の家計の家畜飼養頭数よりも少なくても、それは森林管理に参加しているためではない。したがって、分析ではこのような自己選択バイアスを除く必要がある。

この自己選択バイアスの意味は、条件なし期待値と条件つき期待値の比較により明らかになる。条件なし期待値とは、森林管理への参加がランダムに行われた場合の LV_p と LV_n の期待値である。それらは、

$$\text{森林管理に参加 } E(LV_p) = M_p \quad (3)$$

$$\text{森林管理に不参加 } E(LV_n) = M_n \quad (4)$$

ここで $E(\)$ は期待値のオペレーターである。森林管理に参加することの真の効果は $M_p - M_n$ だが、この M_p と M_n は観察することができ

ない。実際に観察可能なのは条件つき期待値である。これは、森林管理への参加・不参加を条件として求めた期待値である。条件つき期待値は、次のように与えられる。

森林管理に参加

$$E(LV_p | d > 0) = M_p + \sigma_p \phi(A'X) / \Phi(A'X) \quad (3')$$

森林管理に不参加

$$E(LV_n | d < 0) = M_n - \sigma_n \phi(A'X) / (1 - \Phi(A'X)) \quad (4')$$

ここで ϕ は標準正規確率密度関数、 Φ は標準正規累積分布関数である。逆ミル比(inverse Mill's ratio)は、 $p=1$ の時に $\phi(A'X) / \Phi(A'X)$ 、 $p=0$ の時は $-\phi(A'X) / (1 - \Phi(A'X))$ で与えられる。 σ_p は u と v_p の共分散、 σ_n は u と v_n の共分散である。

(3')と(4')を使うと、(1)と(2)は次のように書ける。

森林管理に参加

$$LV_p = B_p'Z + \sigma_p \phi(A'X) / \Phi(A'X) + e \quad (1')$$

森林管理に不参加

$$LV_n = B_n'Z - \sigma_n \phi(A'X) / (1 - \Phi(A'X)) + e \quad (2')$$

ここで Z は家畜保有を説明する外生変数(家計特性、家計資産、村落特性)、 e は期待値ゼロの誤差項である。つまり、逆ミル比を通常の最小二乗推計式に加える事により、誤差項のバイアスを除くことができる。上式を推計するにはHeckmanの2段階推計法を用いる(Maddala [33])。まず、プロビット推計法により、森林管理ダミー変数($p=1$ or 0)を外生変数 X により説明し、パラメータ A を得る。パラメータ A の推計値を用いて、 $\Phi(A'X)$ と $\phi(A'X)$ の予測値を各家計ごとに計算する。

その二つの予測値と外生変数 Z により、(1')と(2')を別々に通常の最小二乗法で推計する。逆ミル比の係数はそれぞれ σ_p と σ_n の推計値である。よって、逆ミル比の係数の推計値がゼロと有意に違わなければ、 u と v_p また u と v_n に相関がないことを意味する。つまり、自己選択バイアスは存在しない。もし、 σ_p が統計的に有意に負であれば、現在森林管理に参加

している家計の家畜飼養頭数は、仮に森林管理への参加がランダムに行われたときに森林管理に参加する家計の家畜飼養頭数よりも少ない。つまり、もともと家畜数の少ない家計が選択的に森林管理に参加しているという「負の自己選択バイアス」が存在することになる。同様に、もし σ_n が有意に負ならば、森林管理に不参加の家計には「正の自己選択バイアス」が存在することになる。

(3) スイッチング・リグレッション

以上の議論に基づき、森林管理参加者と不参加者を合わせて、推計式を次のように一本化することができる(Maddala [33])。

$$\begin{aligned} E(LV) &= E(LV_p | d > 0) \text{Prob}(p=1) \\ &+ E(LV_n | d < 0) \text{Prob}(p=0) \\ &= B_p'Z + (B_p - B_n)'Z \Phi(A'X) + (\sigma_p - \sigma_n) \phi(A'X) \end{aligned} \quad (5)$$

この式はHeckmanの2段階推計法と同様にして推計できる。パラメータ A の推計値を用いて、 $\Phi(A'X)$ と $\phi(A'X)$ の予測値を各家計ごとに計算し、その二つの予測値と外生変数 Z により、通常の最小二乗法を使って B_p 、 $B_p - B_n$ 、 $\sigma_p - \sigma_n$ を推計する。

最後にCarter [5]に従い、上の推計されたパラメータの解釈について説明する。森林管理への参加の効果は3種類に分けることができる。まず平均的効果(average effect)は、 $(B_p - B_n)'Z$ の Z に全サンプルの平均値を入れて評価したもので、「平均的な家計がランダムに森林管理に参加させられた時に、家畜飼養数にどう影響するか」を示す。ただしあくまで変数 Z として観察が可能な要因に限定される。次に、差別化効果(differentiation effect)は、推計された $\sigma_p - \sigma_n$ であり、 Z によっては説明できない(つまり観察できない)要因による両グループ間の家畜頭数の差を表す。それは例えば、管理能力の差である

とか、共同体規制の有効な村落と有効でない村落の差、などが考えられる。最後が条件つき効果 (conditional effect) である。これは、平均的效果と差別化効果の和であるが、森林管理に参加した家計という条件をつけて、その効果を見るものである。つまり、 $(B_p - B_n) Z \Phi(A'X) + (\sigma_p - \sigma_n) \phi(A'X)$ の X と Z に、 $p=1$ の家計の平均値を代入して評価する。この条件つき効果は、「自己選択により森林管理に参加した家計の家畜飼養が、参加によりどう影響を受けるか」を示す。

【参 考 文 献】

- [1] Abramson, J. H. "Definitions of Diseases" In: J. H. Abramson, ed., *Survey Methods in Community Medicine*, London, UK: Churchill Livingstone, 1990, pp. 109-114.
- [2] Agarwal, Chetan and Sushi Saigal, "Joint Forest Management in India: A Brief Review," Society for Promotion of Wastelands Management, Draft, May 1996.
- [3] Barnes, A. "Water Supply: The Environment" In: A. Barnes, ed., *Personal & Community Health*, London, UK: Bailliere Tindall, 1987, pp. 174-175.
- [4] Bose, Ashish, *Demographic Diversity of India*, New Delhi, India: B. R. Publishing, 1991.
- [5] Carter, R. Michael, "The Impact of Credit on Peasant Productivity and Differentiation in Nicaragua," *Journal of Development Economics*, Vol. 31, 1989, pp. 13-36.
- [6] David, Cristina C. and Keijiro Otsuka, *Modern Rice Technology and Income Distribution in Asia*, Boulder, CO: Lynne Rienner Publishers, 1994.
- [7] 遠藤弘良「世界保健機関 (WHO) の活動: 国際的な保健活動」(郡司篤見代表編『テキストブック国際保健』日本評論社, 1995年), 196~197 ページ。
- [8] Feder, Gershon and Dina L. Umali, "The Adoption of Agricultural Innovations: A Review," *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 43, 1993, pp. 215-239.
- [9] Feder, Gershon, Richard E. Just, and David Zilberman, "Adoption of Agricultural Innovations in Developing Countries: A Survey," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 33, 1985, pp. 255-298.
- [10] Foster, A. D. and Mark Rosenzweig, "Technical Change and Human-Capital Returns and Investments: Evidence from the Green Revolution," *American Economic Review*, Vol. 86, No. 4, 1996, pp. 931-953.
- [11] Fox, J. M., "Livestock Ownership Patterns in a Nepali Village," *Mountain Research and Development*, Vol. 7, No. 2, pp. 169-172, 1987.
- [12] 藤田幸一「南アジアの農業の課題」(『IDCJ FORUM』第 15 号, 1996 年), 62~69 ページ。
- [13] 藤田幸一「インドの農業と労働力事情」(『農林統計調査』第 545 号, 1996 年 8 月), 28~33 ページ。
- [14] 藤田幸一「『緑の革命』と所得分配——バングラデシュの灌漑水市場の分析を通じて——」(『農業経済研究』第 66 巻, 第 4 号, 1995 年), 181~191 ページ。
- [15] 藤田幸一「バングラデシュ農業発展論序説——技術選択に及ぼす農業構造の影響を中心に——」(農業総合研究所, 研究叢書第 114 号, 1993 年)。
- [16] Government of India, *Area and Production of Principal Crop in India 1990-91 to 1992-93*, New Delhi, India: Government of India, 1993.
- [17] Green, William H., *Econometric Analysis*, New York, NY: Macmillan Publishing, 1993.
- [18] Gupta, Monica Das, Lincoln C. Chen, and T. N. Krishnan, *Health, Poverty and Development in India*, Delhi, India: Oxford University Press, 1996.
- [19] 速水佑次郎『開発経済学』(創文社, 1995 年)。
- [20] Hazell, P. B. and C. Ramasamy, *Green Revolution Reconsidered: The Impact of High Yielding Rice Varieties In South India*, Baltimore and London: Johns Hopkins University Press, 1991.
- [21] 伊藤正二・絵所秀紀「立ち上がるインド経済——新たな経済パワーの台頭——」(日本経済新聞社, 1995 年)。

- [22] Japan International Cooperative Agency (JICA) and Japan Overseas Forestry Consultants Association (JOFC), *1. Social Forestry (in India and Thailand)*, Tokyo, Japan: JICA, 1990.
- [23] Jha, L. K., *India's Forest Policies (Analysis and Appraisal)*, New Delhi, India: Ashish Publishing House, 1994.
- [24] 海外協力経済基金「変貌するインドへの円借款協力」(『OECD ニュースレター』No. 36, 1996年3月), 2~15ページ。
- [25] Kamakamma, G., "Types of Diseases: Morbidity Pattern among the Sample Households," In: G. Kamakamma, ed. *Health and Nutritional Status in India*, New Delhi, India: APH, 1996, pp. 132-133.
- [26] 国際協力事業団『国別医療協力ファイル インド』(国際協力事業団医療協力部, 1996年)。
- [27] 国際農林業協力協会『インド農業——現状と開発の課題——』(国際農林業協力協会, 1989年)。
- [28] Kolavalli, Shashi, "Joint Forest Management: Superior Property Rights?" *Economic and Political Weekly*, Vol. XXX, No. 30, July 29, 1995.
- [29] Kumar, Raji, ed., *Frank School Atlas*, Delhi, India: Frank Brothers, 1996.
- [30] 桑田富美「経済開放でインドはどう変わったか」(『日経ビジネス』第889号, 1997年5月5日), 80~82ページ。
- [31] Lipton, M. and R. Longhurt, *New Seeds and Poor People*, London: Unwin Hyman, 1989.
- [32] Luthra, Vinay, "Lack of People's Involvement: Are Foresters the Villains?" In *New Voices in India Forestry*, V. S. P. Kurup, ed., New Delhi, India: Society for Promotion of Wastelands Development, 1996.
- [33] Maddala, G. S., *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York, NY: Cambridge University Press, 1983.
- [34] 仲間秀典「プライマリ・ヘルスケア: 保健活動」(郡司篤晃代表編『テキストブック 国際保健』日本評論社, 1995年), 109~114ページ。
- [35] Nihan, K. N., "Forest Use and Management in Japan and India: A Comparative Study," V. R. F. Series, No. 286, Institute of Developing Economies, Oct. 1996.
- [36] 櫻井武司「ネパール山間地における森林資源の農民管理——問題点と研究課題の整理——」(『農総研季報』, No. 31, 1996年9月), 19~43ページ。
- [37] 世界銀行『世界開発報告1996』(イースタン・ブック・サービス, 1996年)。
- [38] Singh, Ram D., "Female Agricultural Workers' Wages, Male-Female Wage Differentials, and Agricultural Growth in a Developing Country, India," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 45, No. 1, October 1996, pp. 89-123.
- [39] Singhal, Vikas, *Handbook of Indian Agriculture*, New Delhi: Vikas Publishing House PVT LTD, 1995.
- [40] Society for Promotion of Wastelands Development, *Joint Forest Management Update 1993*, New Delhi, India: Society for Promotion of Wastelands Development, 1993.
- [41] State Bureau of Economics and Statistics of Madhya Pradesh, *Districts Census Handbook*, Bhopal, India: Indian Administrative Service, 1971, 1981, 1991.
- [42] Surjan, Lalit and Vinod Verma, eds., *Reference Madhya Pradesh*, Raipur, India: Deshbandhu Publication Division, 1996.
- [43] Tarimo, E. and E.G. Webster, *Primary Health Care Concepts and Challenges in a Changing World*, Geneva, Italy: WHO, 1994.
- [44] Trost, P. R. "Interpretation of Error Covariances with Non-Random Data: An Empirical Illustration of Returns to Collage Education," *Atlantic Economic Journal*, Vol. 9, No. 3, 1981, pp. 85-90.
- [45] Whitaker Meri L., P. V. Shenori, and John M. Kerr, "Agricultural Sustainability, Growth, and Poverty Alleviation in the Indian Semi-Arid Tropics," In Stephan A. Vosti, Thomas Reardon, and Winfried von Driess, eds., *Agricultural Sustainability, Growth, and Poverty Alleviation: Issues and Policies*, Washington, D.C.

: *International Food Policy Research Institute*, 1991.

〔付記〕

本稿は1996年度地球環境研究総合推進費の「アジア諸国における開発水準と生活の豊かさ（QOL）、環境意識・行動に関わる予備的研究」の成果の一部である。ただし現地調査に関しては、農林水産省国際農林水産業研究センターからも部分的なサポートを受けた。また、本稿の執筆に当たっては科学技術庁の重点基礎研究「市場指向型政策に伴う農業生産構造の変化に関する国際比較研究」からも支援を受けた。

インド、マディヤ・プラデシュ州における現地調査では、インド森林管理研究所（Indian Institute of Forest Management）の Prodyut Bhattacharya 氏， Debashis Debnath氏， N.K.Joshi氏， K.N.Krishna Kumar氏， およびボパール大学（Bhopal University）大学院 Neeta Dubey氏の多大な協力を得た。また、調査のデザインと実施については、東京大学の大塚柳太郎氏， 長崎大学の門司和彦氏， 国立環境研究所の兜真徳氏の助言と協力を受けた。本稿の内容に関しては、門司和彦氏， 東京都立大学の大塚啓二郎氏， 北海道大学の橘永久氏， 国立環境研究所の本田靖氏からコメントを得た。以上記して感謝の意を表する。