

貧困削減におけるインフラの役割

スリランカ・パキスタンにおけるJBIC灌漑事業のインパクト評価*

東京大学大学院 経済学研究科助教授 澤田 康幸**
名古屋大学大学院 国際開発研究科助教授 新海 尚子
東京大学・クラーク大学 庄司 匡宏
東京大学 菅原 慎矢
開発金融研究所 開発研究グループ 桂井 太郎

要 旨

本論文では、ミクロ計量経済学の手法を用い、物的インフラが貧困削減、特に貧困動態に及ぼすインパクトを評価する。具体的には、JBICの支援の下でスリランカとパキスタンで実施された大規模な灌漑事業につき、世帯レベルの月次パネルデータを24ヶ月間にわたって収集し、計量経済学的な分析を加えた。実証結果によると、消費の全般的低下と下方向への季節変動は灌漑地の世帯の方が天水耕作地の世帯よりも有意に小さかった。これは、灌漑インフラが慢性的貧困と一時的貧困の両方に対する削減効果を持つということを示している。二次的効果として、灌漑システムが整備されることで世帯はより信用市場にアクセスしやすくなる傾向があることが分かった。さらに、パキスタンデータの分析結果は、灌漑設備の適切な維持・管理の重要性を示している。

第1章 はじめに

物的インフラには、大きく分けると道路・電力・灌漑などの「経済インフラ」と、より生活に密着した、上下水道・病院・学校などの「社会インフラ」がふくまれる。これらのインフラが生み出す経済効果については、さまざまな実証研究が行われてきた。マクロ的な視点で実証的にインフラの役割を論じたものには、Easterly and Rebelo(1993), Canning and Bennathan(2000), Canning(1999), Lipton and Ravallion(1995), Jimenez(1995)などがある。より最近の研究では、例えば、Hulten, Bennathan, Srinivasan(2006)は、1972年から1992年のインドにおける登録製造業のソロー残差・総要素生産性に対し

て、道路および電力供給力の改善が半分近く寄与していることを示した。また、物的インフラの生産性向上の効果は、農村地域や農業部門においても確認される。たとえば、Jimenez(1995)は58カ国に関する異なる研究をまとめ、灌漑や舗装道路、地方道路の密集度が1%改善することで農業生産がそれぞれ1.62%、0.26%、0.21%向上したということを示した。また、Zhang and Fan(2004)やFan and Zhang(2004)は地域レベルのデータを用いて、それぞれインドと中国におけるインフラの経済効果を測定している。

しかしながら、Lipton and Ravallion(1995, p.263)やJimenez(1995, p.2788)らが指摘しているように、貧困削減に対するインフラの役割についての綿密なミクロ計量的研究は、従来ほとんどなされてこなかった。こ

* 本研究は、JBIC（国際協力銀行）開発金融研究所がスリランカ、パキスタンにおいてそれぞれ2000-2002年、2001-2002年に実施した調査によって収集された月次世帯パネルデータに基づいている。北野尚弘氏、青木昌人氏、Intizar Hussain氏、Fuard Marikar氏、Sunil Thrikawala氏には調査において多大なご協力をいただいた。また河合正弘氏、Carol A. Litwin氏、若杉隆平氏からも多くの貴重なコメントと提案をしていただいた。言うまでもないが、あり得べき誤りに関してはわれわれが一切の責任を負うものである。

** 連絡先：〒113-0033東京都文京区本郷7-3-1 東京大学経済学部 澤田康幸 email: sawada@e.u-tokyo.ac.jp

れは、最近までインフラ整備は貧困削減を達成するための直接の手段として認識されてこなかったためであろう。しかしながら、ごく近年、ミクロレベルでのインフラ開発の貧困削減効果を分析している Van de Walle(1996) や Jalan and Ravallion(2003), Lokshin and Yemtsov(2004, 2005)などの研究が出つつある。^{*1} Van de Walle(1996)は、ベトナムにおける1992-93年の世帯調査個票データを用い、灌漑の貧困削減効果を推計している。また、Jalan and Ravallion(2003)では、上水道設備の経済効果が特に貧困世帯において非貧困世帯より強く見られるとしている。Lokshin and Yemtsov(2004,2005)は、グルジアの農村地域において1998年から2001年の間に実施された、学校、道路、上水道システムといったコミュニティレベルのインフラ設備改善プロジェクトの村単位の貧困削減効果を推計している。この研究は、プロペンシティブスコア・マッチング(propensity score matching)、「差の差の手法(difference in difference method)」など、ミクロ計量経済学的なプログラム評価の手法を駆使しながら、正確なインパクト評価を行っている点が特筆される。この研究では、特に教育インフラの貧困世帯グループへの正の効果が大きく、道路については指標によって貧困削減効果が見られるものの、上水道についてはあまりその効果にグループ間の差が見られないとしている。

これらは、いずれもミクロレベルでのインフラ開発の貧困削減効果を検証しているものであり、研究の方向性としては正しいと考えられるが、共通した問題点は、静学的な貧困、つまり一時点での貧困状態のみを分析対象にしていることである。Dercon ed.(2005)や Fafchamps(2003)などにまとめられているように、最近の貧困研究は、時間を通じた「貧困動態(poverty dynamics)」

を重視している。そして、静学的な貧困分析に基づいた政策介入を行うことは大きな政策の非効率性をもたらすことが知られているため [Jalan and Ravallion, (1998a)], インフラの貧困削減効果も動学的な枠組みの中で議論される必要がある。しかし、インフラが貧困動態に与える影響を詳細に検証した研究は見当たらない。

本稿はこれら既存研究における残された課題に対して、スリランカ・パキスタンで行われた灌漑事業に関する世帯レベルの独自の月次パネルデータを分析し、インフラが貧困動態に与える影響を数量化しようとする試みである。本稿は以下のような構成になっている。第2節では、われわれの理論的な枠組みを紹介する。つづいて第3節ではデータ収集の手順、すなわち調査地域環境や標本調査の手法、標本の構造、記述統計量の説明を行う。第4節ではモデルの推計方法とその結果を取りまとめ、最後に分析結果に考察を加える。

第2章 貧困削減におけるインフラの役割：理論的枠組み

従来幅広く用いられてきた貧困概念は、Foster, Greer, Thorbecke(1984)の貧困指標によってまとめられる、貧困人口比率、貧困ギャップ比率、貧困2乗ギャップ指標などである。しかしながら、これらの指標はある一時点での貧困状態を数量化するものであり、時間を通じた貧困状態の変化(貧困動態)を把握するには不適切である。最近の貧困についての研究は貧困の動的側面に注目しており、とりわけ慢性的貧困と一時的貧困との違いの重要性を強調している [Lipton and Ravallion(1995); Morduch(1994)]。慢性的貧困とは、世帯の所得

*1 さらに、必ずしもインフラの貧困削減効果を評価したものとは限らないが、ミクロデータを使いながら、インフラのインパクトを検証している研究として、上水道や公衆衛生設備の改善の効果を計測した Brockerhoff and Derosé (1996)、道路へのアクセスの効果を示した Jacoby(2000)などがある。

あるいは消費がつねに貧困線を下回っている状態と定義される。つまり恒常所得(permanent income)が貧困線を下回っている状態と同義である。他方、一時的貧困とは、恒常所得あるいは平均消費は貧困線を上回っているながら、貧困線を一時的に下回ってしまう危険性に直面している状態を言う。Morduch(1994)はこの一時的貧困を「確率的貧困(stochastic poverty)」と呼んでいる。

我々は、物的インフラには、生産性を向上させることで慢性的貧困を減らすだけでなく、所得を安定させることにより特に一時的貧困を削減する効果があることに注目する。発展途上国の特に半乾燥地域では、降雨量の変動によって農業生産が大きな影響を受けるため、農民の生活水準の季節変動が激しい。特に乾季においては十分な降雨が得られないため、生産性の高い農業生産に従事することは困難である。このような状況では、農業主従事者にとって農業生産の季節変動が一時的貧困を生む原因となってしまう。ここで、灌漑インフラに代表される、農業用水確保のためのインフラが整備され、雨季・乾季によらず安定した農業用水が得られれば、降雨量が少なく、一時的貧困が発生しがちな乾季においてもさまざまな農業生産が可能となり、一時的貧困の削減に大きな貢献を与える可能性が高い。

1. 理論モデル

灌漑インフラが慢性的貧困と一時的貧困の双方に与える影響について理論的・実証的に分析するため、我々は標準的な世帯の異時点間効用最大化モデルを拡張する。この論文で取り扱う問題は、本来、天候に左右される所得の季節変動が灌漑インフラへのアクセスのしやすさによって変化するか、そして変化するのであれば、どのように変化するかという問題である。ここではとりわけ、所得と消費を外生的な季節変

動から守る効果を持つという物的インフラの役割を評価することに注目した。

以下では、理論枠組みとして、Paxson(1993)による季節別の消費決定に関する異時点間モデルに、信用市場へのアクセスや資金の借入への制約があるという意味での流動性制約を導入することで拡張する。各世帯は生涯効用を予算制約のもとで最大化し、季節ごとの消費水準を決定する。当面、世帯は信用市場に自由にアクセスできるとする。具体的には、 t 年の季節 j における世帯 i の消費 C_{jt} について、時間に関して加法分離的である効用関数を仮定する。瞬時的(各時点における)効用関数は、相対的リスク回避度 α が一定の関数、 $U(C_{jt}) = \alpha_j (C_{jt})^{1-\alpha} (1-\alpha)^{-1}$ で記述されるものと仮定する。ただし、ここで α_j は選好パラメータである。さらに、以下では単純化のため、2季節のモデルを想定する。つまり $j=0$ または 1 である。最終的に、世帯の意思決定は、季節別の割引率を用いて計算される生涯の期待効用が最大になるような消費経路 C_{jt} を選択することになる。季節別の所得を、 Y_{jt} 、期首の世帯資産残高を、 W 、季節間の利率を r として $R=1+r$ と定義すると、Paxson(1993)によって定式化されたように、世帯の異時点間の効用最大化問題は以下ようになる：

$$(1) \quad \text{Max}_{\{C_{jt}\}} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^{2t} \left(\frac{\alpha_{0t} C_{0t}^{1-\alpha}}{1-\alpha} + \beta \frac{\alpha_{1t} C_{1t}^{1-\alpha}}{1-\alpha} \right)$$

(2)

$$\text{s.t.} \quad \sum_{t=0}^{\infty} R^{-2t} \left(P_0 C_{0t} + \frac{P_1 C_{1t}}{R} \right) = W + \sum_{t=0}^{\infty} R^{-2t} \left(Y_{0t} + \frac{Y_{1t}}{R} \right),$$

ここで、 P_j は毎年季節 j における消費財価格である。「消費の傾斜(consumption tilting)」が無く、 $\beta R=1$ であるとする、季節 j の最適消費額は以下ようになる：

$$(3) \quad E_j^* = P_j C_j = \omega_j R \Pi$$

ここで、 Y を2季節の消費総額とすると、 Π は $Y=R\Pi$ を満たす変数であり、総資産、すなわち初期資産と人的資産の総和である。Paxson(1993)が示しているように、 ω は $\omega_1+\omega_2=1$ を満たす、季節別の消費ウェイトであり、効用関数の季節別選好パラメータと、季節別消費財価格を含むものとなる。結局のところ(3)式は、ライフサイクル恒常所得(life-cycle permanent income hypothesis: LC-PIH)を季節別消費に拡張したものである。

ここまで、信用市場へ自由にアクセスできることを想定してきた。以下では、流動性制約の可能性を考慮するために、まずFlavin(1981)とPaxon(1993)に従い、季節別消費額は(3)式で示される季節別最適消費と、季節別所得の加重平均であるとする：

$$(4) \quad E_j = (1-\pi)E_j^* + \pi Y_j$$

ただし π は流動性制約の度合いを示すパラメータである。 $\pi=0$ のとき流動性制約は季節別消費の制約となっておらず、 $\pi=1$ のときには流動性制約が季節別消費の制約になっていると考えることができる。 $Y=R\Pi$ であるので、(4)式はさらに次のように書き換えることができる：

$$(5) \quad E_j = Y[\omega_j(1-\pi) + \pi A_i]$$

ここで、 $A_i \equiv Y_j/Y$ 、つまり年間所得のうち季節 j で得た所得のシェアである。(5)式を対数線形近似すれば、結局、以下のような季節消費に関する構造モデルが得られる：

$$(6) \quad \ln E_j = \ln Y + \omega_j(1-\pi) + \pi A_i - 1$$

2. 灌漑インフラのインパクト 評価

次に灌漑インフラが消費変動におよぼす効果を明示するために、所得の季節性 A の決定要因である操作変数として灌漑アクセス有無を示す変数 Z を導入しよう。我々の

仮定は、 Z が観察されていない季節別消費の決定要因とは無相関であるというものである。すると、季節別消費の構造式(6)に対応する誘導型推計式として、以下を得る：

$$(7) \quad \ln E_j = \ln Y + \gamma_j + \gamma_j^Z Z + u.$$

ただし、 Z は灌漑へのアクセス有無を示すダミー変数であり γ_j は季節別の切片である。この季節別の切片は全世界帯に共通する各季節特有の選好パラメータと、灌漑へのアクセスがないグループ($Z=0$ のグループ)における季節別所得の変動との両方が消費に与える影響を反映している。留意すべきは(6)式において $\pi=0$ のとき、(7)式においては、 $Z=1$ である世帯のパラメータ γ_j^Z がそろってゼロになるはずであるということである。

$Z=1$ であり灌漑へのアクセスがあるグループは、処置グループ(treatment group)と呼ぶことができ、 $Z=0$ の地域は比較対照グループ(comparison group)である。したがって、(7)式における γ_j^Z は、灌漑インフラのプログラム効果(program effect)を示していることになる。したがって、(7)式の γ_j^Z を推計することで、灌漑インフラのインパクト評価を行うことができる。

3. 内生的流動性制約

(7)式で表される、Flavin(1981)・Paxon(1993)モデルの問題点は、流動性制約の内生性を考慮していないことである。流動性制約が起きる理由としては、貸し手と借り手の間の情報の非対称性や[Carter(1988)]、政府による金融抑圧政策など[McKinnon(1973)]さまざまな可能性がある。流動性制約を組み込んだ従来の実証モデルでは、流動性制約の内生性を捨象し、分析対象となる標本を外生的に二つのグループ、すなわち流動性制約が制約となっているグループとなっていないグループに分けている[Zeldes(1989); Morduch(1990)]。しかしな

がら、この外生的グループ分けの手法には二つの問題がある。第一に、所得・資産比率あるいは土地所有権といった、グループ分けに用いられている単一の変数が消費者の借入れ能力の十分統計量になる可能性は低いことである。第二に、流動性制約は内生的に発生するため、内生変数として扱われるべきである。

そこで、Jappelli(1990)にしたがって、内生的流動性制約の実証モデルを導入する。 E^* が当期の流動性制約がないときの最適なLC-PIHに基づいた消費を表すということを出そう。すると、流動性制約(信用制約)がないときは $E^*=E$ 、あるときは $E^*>E$ である。最適消費 E^* の誘導型関数が当該所得や資産、世帯主の年齢、その他の社会経済的要素といった観測可能な変数、およびこれらのうちのいくつかの変数(これら変数群を X で表す)の二乗の関数として表すことができるとする[Jappelli(1990)]。そして、手持ち現金と E^* の差を $H_j=B_j+W_j+Y_jE_j^*$ と定義する(ここで B_j は借入れ上限額を示す)。すると、次のような手持ち現金の誘導型方程式を得る：

$$(8) \quad H_j = X_j\gamma + \varepsilon_j$$

ここで、 ε は測定誤差などを表す確率的誤差項である。ここでは、 $H_j < 0$ のとき流動性制約があり、 $H_j \geq 0$ のときは流動性制約がないと考えることができる。

(8)式で表されるように、信用制約は、内生的な制約であるため、内生変数として取り扱われるべきである。ここでは、Jappelli(1990)にしたがって、各世帯の借入れに制約があるかないか、という定性的な二値変数を用い、二つのグループに世帯を区分

した上で季節別消費を(7)式をもとに推計する。この流動性制約の指標変数は、流動性制約がある場合は1、ない場合は0をとるものである。

この内生的流動性制約モデルは理想的であるが、一般的な世帯調査では信用状態を直接識別できるような信用情報は収集されていない[Scott(2000)]。この問題に取り組むにあたり、我々の世帯質問票に特別に信用の測定基準を盛り込み、流動性制約に直面している世帯を直接把握できるようにした。^{*2}

第3章 調査の概要と記述統計

本研究は、スリランカとパキスタンにおけるJBICの灌漑事業を事例として、それら事業が裨益した地域としなかった地域における世帯消費の季節変動をとらえることで灌漑の貧困削減効果を定量化しようとするものである。まず、ここではそれぞれの地域におけるフィールド調査の概要と記述統計をまとめることにしよう。

1. スリランカ

まずスリランカの南部低開発地域におけるウダ・ワラウェ左岸(Uda Walawe Left Bank: WLB)地域の灌漑システムを分析対象とした。スリランカ政府は、南部低開発地域の灌漑開発と入植を目的として1959年にウダ・ワラウェ計画を策定し、1960年代にウダ・ワラウェ貯水池および左右両岸の幹線水路を建設した。その後、アジア開発銀行融資の「ワラウェ開発事業(Walawe Development Project)」や「ワラウェ灌漑

* 2 厳密に言えば、以下の質問をした。第一に、ある時期にその世帯がどれくらいの貸付を受けていたのか質問した。その中で貸付を受けていない世帯に対してはその理由を質問した。資金を借りる必要がないと答えた場合、その世帯は流動性制約のない世帯とした。一方、債務不履行の危険性などの理由を挙げた世帯は“discouraged borrower”として、流動性制約があるとした。また、貸付を受けた世帯に対しては希望通りの金額を借りることができたかを質問した。もし希望通りの金額を借りることができなければ、世帯は流動性制約に直面していると考えられる。

改良事業(Walawe Irrigation Improvement Project)」によって右岸が優先的に開発された。本研究の調査対象である WLB 地域は、JBIC の円借款事業である「ワラウェ川左岸灌漑改修拡張事業 (WLB Irrigation Upgrading and Extension Project)」*3によって1995年によく本格的な開発が開始された。

灌漑へのアクセスにしたがって、WLB 地域は大きく2つの地域に分けることができる。第1は灌漑へのアクセスが十分である地域で、第2は現在天水に頼っているが将来灌漑施設の建設が予定されている地域である。第1の地域におけるすべての灌漑インフラはすでに修復もなされている。それに対して第2の地域は隣接した天水耕作地域である。プログラム評価の用語に従えば、第1の地域は、灌漑プロジェクトの処置グループ(treatment group)であり、第2の地域は比較対照グループ(comparison group)である。したがってこれらの地域は貧困削減に対するインフラのインパクトを比較に基づき評価するのに適している。

WLB 地域では、ヤラ (Yala) 期 (乾季) が2月から9月まで、マハ (Maha) 期 (雨季) が10月から1月まで続く。*4 この地域の1994年から1999年の降水パターンによると、7月と8月の月間平均降水量は60mmに満たないことが分かっている [JBICI-IWMI (2002)]。

WLB 地域において、政府は貧困世帯に対して1ヘクタールの農地と0.2ヘクタールの居住地を分配している。政府の採用した配分対象の基準は18歳以上で0.8ヘクタール以下の土地しか持たない小規模農家や、年間所得が9,000R より少ない貧困世帯である。

ウダ・ワラウェ地区全体には、農家・非農家を合わせて38,000世帯が居住しており、そのうち非農家が約半数をわずかに下回る比率となっている。この地域の総人口は推定約170,000人であり、その約40%が左岸に住んでいる。調査地域となる WLB 地域の総人口は推定約75,000人であるが、11,400の農家世帯および5,200の非農家世帯によって構成されている [JBICI-IWMI(2002)]。*5

標本抽出

WLB 地域全体は、灌漑へのアクセスの有無、インフラ整備の程度や施工時期、農作物の耕作パターン、そして2001年のマハ期における農業用水へのアクセスによって5地域に分類される。これらに、WLB 地域の灌漑インフラは全て改修済みであることから、改修済み灌漑インフラと未改修灌漑インフラの貧困削減効果の違いを比較することを目的に、ウダワラウェ右岸の灌漑地域であるリディヤガマ地域を加えた6地域(Sevanagala irrigated, Sevanagala rain-fed, Kiriibbanwewa, Sooriyawewa, Extension area, Ridiyagama area)を調査対象地域とした。リディヤガマ地域には約10,000人が居住し、1,800の農家世帯と400の非農家世帯によって構成される。

それぞれの地域の概要は次のとおりである。*6 国営のサトウキビ加工工場によって運営されている Sevanagala 地域は、WLB の上流部に位置し、JBIC 事業の対象ではないものの既に灌漑が改修されている地域(Sevanagala irrigated)と天水耕作地域(Sevanagala rain-fed)がある。WLB 中流

* 3 WLB 上流部の既存灌漑地区2,900ヘクタールの改修工事と天水地域1,040ヘクタールの用排水路の新設を対象としたフェーズ1は1995年に25.7億円で契約され、WLB 下流部の未開発地区5,340ヘクタールの新規灌漑及び老朽化したウダ・ワラウェ貯水池施設の改修工事を対象としたフェーズ2は1996年に93.9億円で契約された。

* 4 マハ期は北東モンスーン気候とされ、スリランカ全体に降雨がある一方、ヤラ期は南西モンスーン気候とされ、スリランカ島中央山地地域及び南西部でのみ降雨がみられる。ヤラ期に多量の雨が降る地域は「ウェット・ゾーン」、殆ど降らない地域は「ドライ・ゾーン」と呼ばれている。本研究の対象地域である WLB 灌漑地域は、ドライ・ゾーンであるため、ヤラ期は乾季である。

* 5 これら WLB 地域の居住者には、土地の割当を受けている者、不当に住み着いている者、非農業世帯といった層が混在している。

* 6 調査対象地域のより詳細な情報は、澤田・新海 (2003) や JBICI-IWMI (2002, 2006b) を参照されたい。

部の Kiriibbanwewa と Sooriyawewa は JBIC 事業で改修された灌漑地域である。Extension area は JBIC 事業のフェーズ2の対象となっている地域で、現在はまだ天水耕作地域である。Ridiyagama area は上述のとおり未改修灌漑地域である。

これらの地域特性を用い、調査対象世帯を選ぶにあたって、多段階無作為抽出法を用いた。第一段階において、抽出階層として全地域を上述の6つの地域に分けた。次に、各地域から1つないし2つの代表的なクラスター(cluster)を抽出した。^{*7} その上

で、各クラスターの全世帯リストをもとにそれぞれから対象家計を無作為に抽出した。それぞれの標本数は人口の4.5%を基準とした。実際の調査における標本は858世帯であった。^{*8} 表1は各地域で予定されていた標本数、および実際の標本数である。標本の内訳として、当初は646の農家世帯および224の非農家世帯が計画されていたが、実際に入手可能であったのは660の農家世帯および198の非農家または土地無し世帯の情報であった。抽出された世帯標本の詳細は図表1および図表2に掲載されている。

図表1 調査対象地域および標本世帯数：スリランカ

調査地域	母集団世帯数	標本世帯数	標本割合(%)
Sevanagala			
(a) 灌漑地域	3202	167	5.2
(b) 天水耕作地域	1218	60	5.0
Kiri-ibbanwewa	3504	151	4.3
Sooriyawewa	6843	229	3.3
Ridiyagama	2200	146	6.6
Extension Area (天水耕作地域)	1800	105	5.8
合計	18767	858	4.6

図表2 調査対象地域および標本世帯数(農業 / 非農業世帯): スリランカ

調査地域	母集団 農業世帯数	農業世帯 の標本数	農業世帯 標本割合(%)	母集団 非農業世帯数	非農業 世帯の標本数	非農業世帯 標本割合(%)
Sevanagala						
(a) 灌漑地域	2392	126	5.3	810	41	5.4
(b) 天水耕作地域	1128	54	4.8	90	6	6.7
Kiri-ibbanwewa	2084	114	5.5	1420	37	2.6
Sooriyawewa	3983	149	3.7	2860	80	2.8
Ridiyagama	1800	112	6.2	400	34	8.5
Extension Area (天水耕作地域)	1800	105	5.8			
合計	13187	660	5.0	5580	198	3.5

*7 灌漑地域では水路の上流、中流、下流という違いを基準にクラスターを抽出し、灌漑アクセスの無い地域では、村のサイズや市場へのアクセス、居住者の入植時期といった基準が抽出に利用された。

*8 総標本数の決定には、調査地における標本のバリエーション、統計的に有意な標本数、調査の実施における金銭的および時間的コストが考慮された。

質問票と調査の実施手順

Grosh and Glewwe eds.(2000)の標準的な家計調査の質問票に基づきながら、本調査では6つのセクション（世帯の基礎情報、インフラ、農業生産、消費、資金貸借、回顧的質問）によって構成される質問票を用いた。基礎情報では、世帯構成員の年齢、教育、雇用状況、非農業所得のような各構成員に関する情報や、家屋・土地所有に関する情報を収集した。インフラのセクションでは水や灌漑へのアクセス、インフラのメンテナンス状況、および医療施設へのアクセスに関する質問を行った。農業生産に関するセクションは農業生産用資本、生産費用、農業生産、そして投入財市場に関する質問を盛り込んだ。消費のセクションでは食費、衣類、医療、交通と通信、教育、その他の消費項目をカバーしている。資金貸借に関するセクションでは貸借金額、貸し手の情報、返済状況およびローンへの制約について情報を収集した。最後に、回顧的質問によって、過去10年間の農業生産に関する事項を網羅した。

質問票で用いられた各用語や単位は現地の生活様式に合うよう、入念に編集・確認された。本調査では5地域それぞれにおいてプリテストを行ったが、調査対象となるクラスターでの実施は避けた。プリテスト終了後には質問票の改訂を繰り返し、最終的には25人の調査員を雇用してデータ収集を行った。また、各調査に際して事前に一週間のトレーニングを実施した。

実際のパネル調査は、2001年から2002年にかけて5回にわたって行われた。第1、第2、第3回の調査はそれぞれ2001年の6月、8月、10月に実施された。第1回目の調査はその前のマハ期のデータを収集し、第2回目と第3回目の調査はヤラ期のデータを集めた。第4回目と第5回目の調査は2002年の6月と10月に実施され、それぞれ2002年のマハ期とヤラ期のデータを収集した。

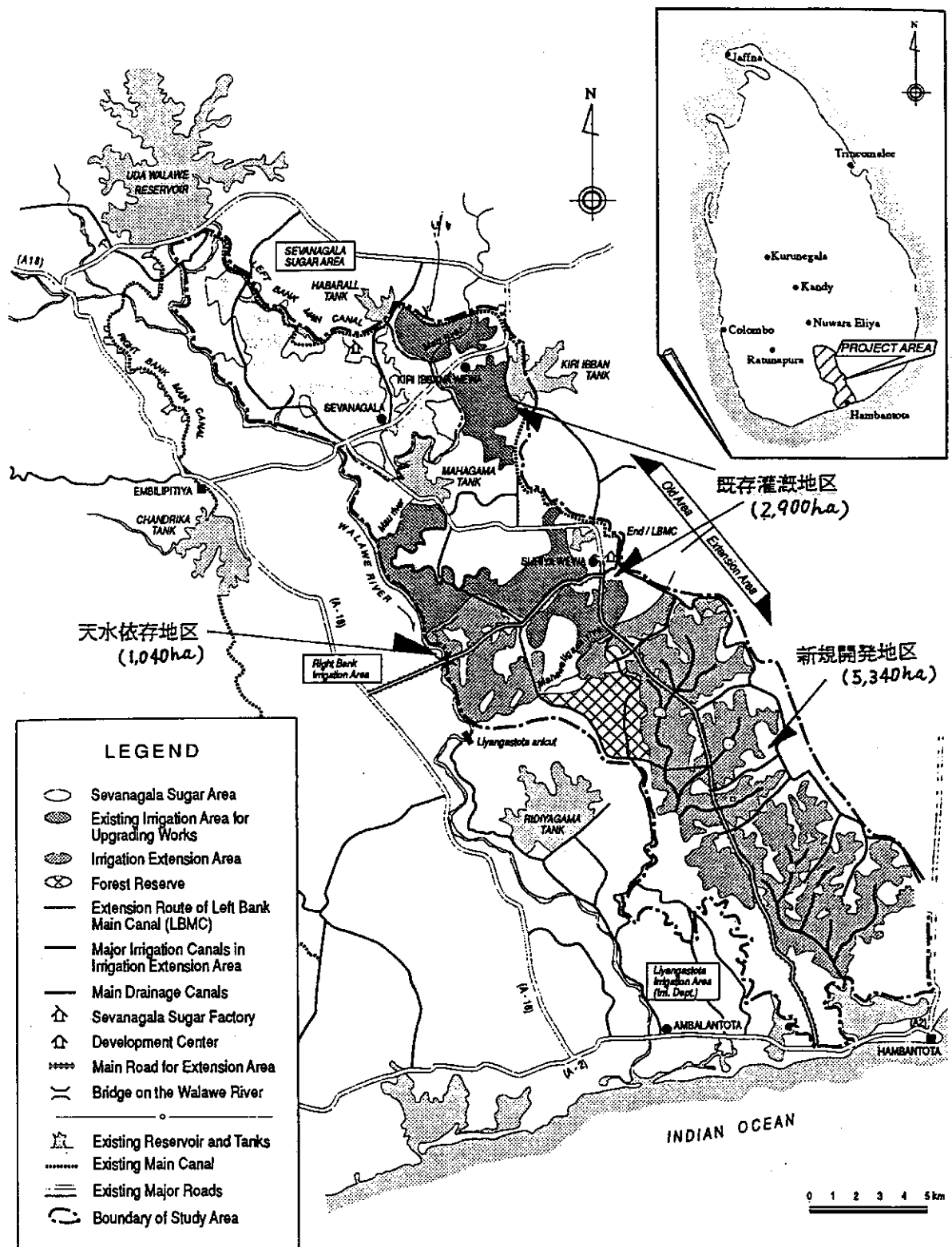
記述統計

JBICI-IWMI(2002)によると、調査対象世帯には次のような特徴が挙げられる。まず、世帯の平均人数は5人前後である。また、調査地域の約20%に0歳から5歳の子供が少なくとも1人いた。世帯主の平均体重は53.5kgであり、平均身長は161.32cmだった。天水耕作地域では平均体重は最低の52.17kgで肥満度指数 (body mass index: BMI) も最低だった。世帯主の教育年数は天水耕作地域である Extension area の5.61年から Ridiyagama area の7.86年までさまざまであり、約75%の世帯主が主に農業に従事していた。

灌漑の到達範囲は用水路から取水している人数の割合で測ることができ、多様性があることがわかる（地図1）。Sooriyawewa はもっともカバー範囲が広く88%であり、調査地域内での灌漑施設の整備状況は比較的新しいといえるが、他方で Extension area と Sevanagala rain-fed はそれぞれ13%と2%であった。Kiriibbanwewa と Sooriyawewa はほぼすべての灌漑システムが整備されているが、Sevanagala では全システムの半分しか整備されていなかった。また、Sevanagala では灌漑整備のほとんどは1997年以前に行われていた。

次に、本研究では、支出を二つに分類した。すなわち、食糧支出と非食糧支出である。非食糧支出としては広義の医療ケアや教育といった非耐久消費財が挙げられる。一方で、所得は穀物の売上高と、自家消費の帰属価値、家畜などの非農作物による所得、農業・非農業労働による賃金所得の合計である。我々は、2001年10月から2002年9月まで12ヶ月間の月別所得のデータと、2000年10月から2002年9月までの24ヶ月間の月別支出のデータを取得した。したがって所得と消費が同時に得られる12ヶ月のデータをもとに計量分析を行った。

地図1 ワラウェ川左岸地域



図表3 信用および灌漑へのアクセス別で見た標本世帯の特性：スリランカ

変数	単位	流動性制約に直面している		制約に直面していない	
		灌漑	天水耕作	灌漑	天水耕作
成人男性1人あたりの月間食糧消費	R s.	1033.06 (581.70)	963.42 (508.90)	1134.97 (616.99)	1080.16 (535.60)
成人男性1人あたりの月間の食費以外の消費	R s.	384.42 (1015.88)	280.59 (827.24)	487.88 (1277.76)	349.11 (995.48)
成人男性1人あたりの月収	R s.	1990.75 (4977.67)	1587.39 (2010.39)	1930.64 (4618.6)	1493.91 (5043.45)
機能的な農民組織への参加	ダミー	0.26 (0.44)	0.13 (0.34)	0.30 (0.46)	0.19 (0.39)
世帯主年齢	年	52.37 (11.25)	41.96 (11.34)	52.41 (11.65)	41.53 (12.04)
女性世帯主	ダミー	0.13 (0.34)	0.10 (0.30)	0.12 (0.32)	0.09 (0.28)
世帯主就学年数	年	5.30 (3.36)	5.56 (3.32)	5.75 (3.30)	5.82 (3.38)
成人男性数	#	2.03 (1.18)	1.54 (0.95)	2.05 (1.11)	1.48 (0.89)
成人女性数	#	1.92 (0.99)	1.51 (0.85)	1.90 (1.03)	1.50 (0.89)
子ども数	#	1.41 (1.44)	1.86 (1.34)	1.34 (1.40)	1.74 (1.32)
成人男性1人あたりの土地所有	エーカー	0.71 (0.48)	0.53 (0.49)	0.74 (0.55)	0.57 (0.58)
居住年数	年	28.38 (11.94)	20.51 (12.59)	28.77 (11.86)	20.37 (13.61)
農業経験年数	年	27.98 (10.14)	18.17 (10.44)	27.43 (11.15)	18.35 (10.37)

(注) カッコ内は標準偏差

図表3は調査世帯を、資金借入れと灌漑へのアクセスという点からまとめたものである。この表よりわかることは、まず第1に、天水耕作地域の世帯主は灌漑地域よりも年齢が低いことである。第2に、天水耕作地域の世帯主は灌漑地域の世帯主より所得と土地保有という点から貧しいといえる。つまり、インフラ整備が慢性的貧困の削減に対して正の効果があるということを示唆している。これらは特に驚くに値しないが、インフラが一時的貧困を削減する効

果を明らかにするためにはさらに詳細な分析が必要である。

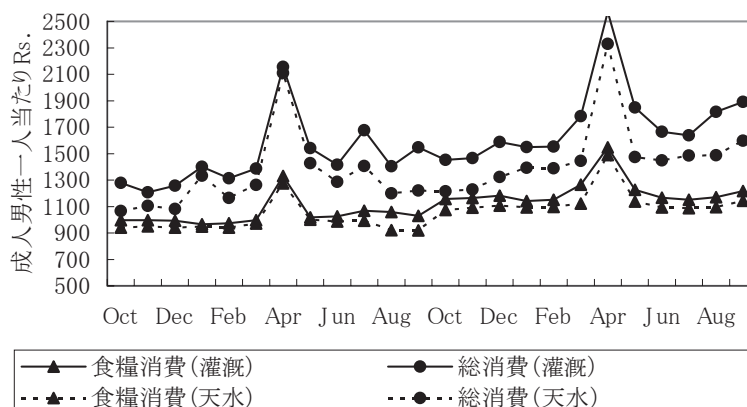
平均月別所得を灌漑設備へのアクセスの有無によって別々にみたものが図表4と図表5である。第1に、あきらかに天水耕作地域の世帯は年間を通して灌漑地域の世帯より一人当たり支出額が小さい(澤田・庄司・菅原, 2006)。このことは慢性的貧困が灌漑地域よりも天水耕作地域においてより深刻であるということを示唆している。^{*9} 第2に、支出レベルは10月から2月にかけて

*9 PPPによって変更された一日あたり2ドル以下の貧困線を用いて貧困人口比率も算出した。全体的な発生率は12%であり、最も高かった人口比率はExtension Areaの14%、最も低かった貧困率はKiriibbanwewaの8%であった。これらの数値は灌漑インフラへのアクセスのしやすさが貧困の発生と負の関係にあることを示唆している。

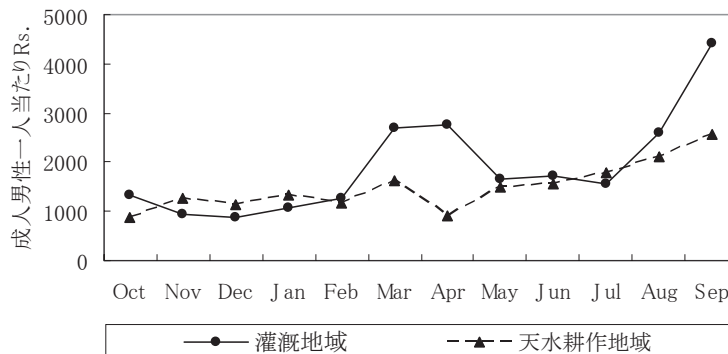
図表4 成人男性一人あたり月間平均消費(Rs.): スリランカ

		灌漑		天水耕作	
		食費	消費合計	食費	消費合計
2000	10月	997.2	1278.1	940.6	1065.8
	11月	996.9	1207.6	950.1	1104.3
	12月	992.0	1258.0	941.1	1081.7
2001	1月	966.6	1400.8	948.6	1332.8
	2月	973.7	1313.4	940.3	1163.9
	3月	995.9	1386.5	971.5	1262.4
	4月	1331.3	2155.3	1274.3	2109.4
	5月	1018.0	1540.8	999.6	1426.6
	6月	1025.5	1415.9	986.1	1285.8
	7月	1068.6	1675.9	993.6	1406.4
	8月	1058.5	1403.6	921.6	1198.8
	9月	1029.2	1547.0	920.3	1220.2
	10月	1157.4	1453.2	1074.9	1214.3
	11月	1165.1	1465.4	1091.7	1228.0
	12月	1182.3	1587.4	1106.6	1322.9
2002	1月	1140.6	1550.0	1093.9	1392.4
	2月	1152.0	1553.2	1096.2	1389.7
	3月	1265.8	1782.3	1121.3	1444.5
	4月	1547.3	2572.4	1488.5	2329.3
	5月	1227.2	1849.0	1137.1	1474.8
	6月	1167.4	1664.5	1093.9	1449.0
	7月	1151.1	1637.9	1088.0	1485.9
	8月	1171.2	1816.7	1094.9	1487.7
	9月	1217.4	1890.8	1142.9	1597.6

図表5 成人男性一人あたり月間消費: 2000年10月から2002年9月 スリランカ



図表6 成人男性一人あたり月収：2000年10月から2002年9月 スリランカ



て一定であり、マハ期の収穫期の直後に増加、5月と6月になると減少、ヤラ期の収穫期後に若干増加する。また、月ごとの所得パターンの変化を表している図表6から、灌漑地域では4月と9月の収穫期に所得に明らかな増加があることが分かる。

大別が可能となる。一つは灌漑施設へのアクセスの可能な地域、もう一つは農業用水を天水に依存している地域である。さらに、灌漑へのアクセスがある農家のうちでも、用水利用が通年で可能か、それともカリフ（雨季）のみかという重要な区別がある。

2. パキスタン

パキスタンにおける本研究の調査対象地域としては、パンジャブ州のグジュラート (Gujrat) およびマンディ・バフディーン (Mandi Bahauddin) の両地域が選ばれた (地図2)。この地域では、全国末端水管理計画「末端灌漑水管理事業 (On-Farm Water Management Project: OFWM)」の一部として、JBICの円借款事業が1992年から2000年まで実施された。^{*10}

この地域の農業は二期輪作が中心である。^{*11} 雨季にあたる5月から10月はカリフ (Kharif)、乾季の10月から4月はラビ (Rabi) と呼ばれる。平均年間降水量はグジュラートで853mm、マンディ・バフディーンで435mmであるが、両調査地域内においても、灌漑施設へのアクセス、栽培穀物の違いなどによってさらなる多様性がみられる。まず、灌漑施設の有無によっては二種類の

標本抽出

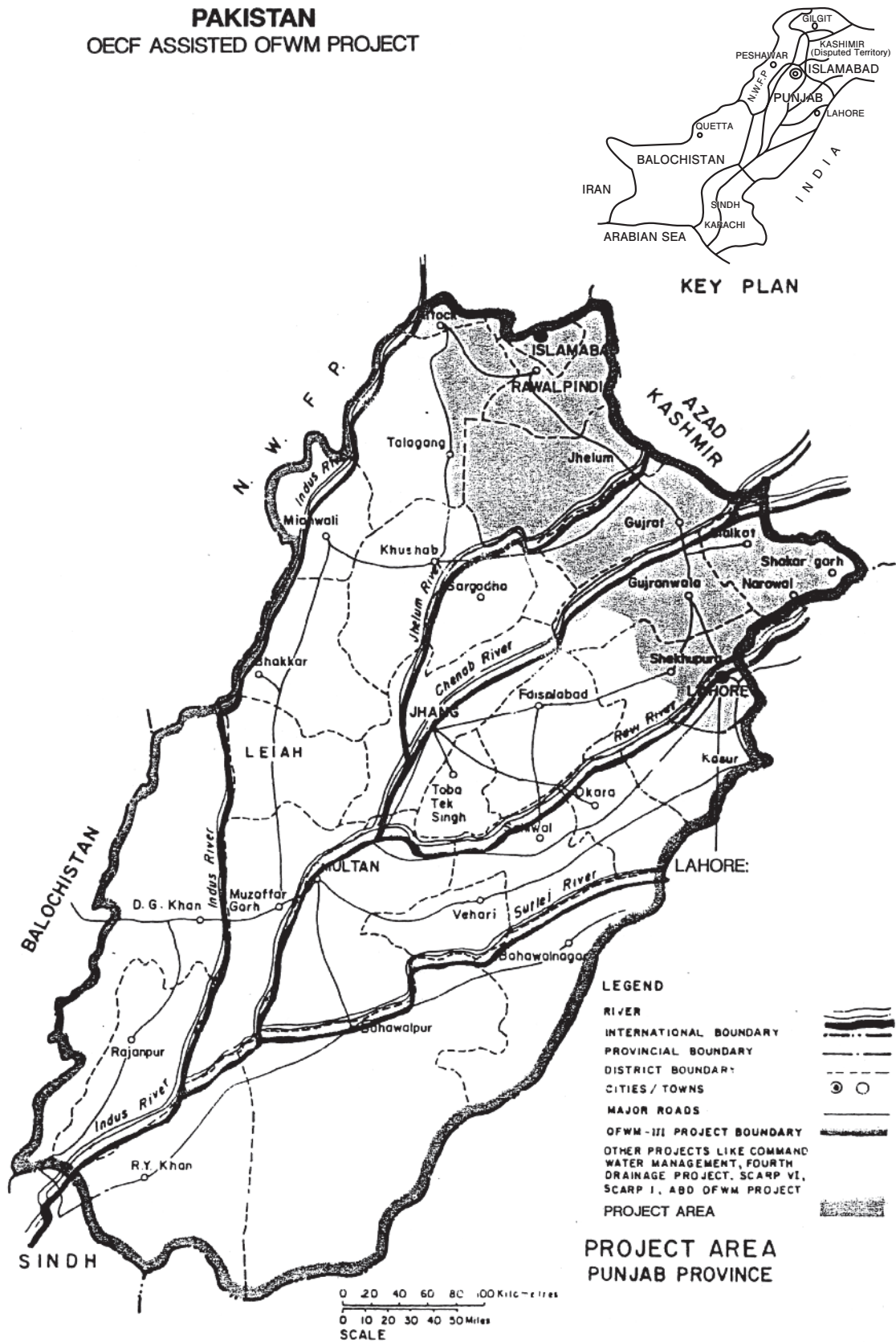
1998年のセンサスによれば、グジュラート、マンディ・バフディーン両地域の総人口はそれぞれ2,048,008人および1,160,552人であった。ここから標本世帯を抽出するため、多段階無作為抽出法を用いた。第一段階において、抽出階層を定義するにあたって用いられた基準は、灌漑施設へのアクセス・灌漑施設の改善の有無・用水供給のパターン (通年・非通年)・栽培穀物である。これらの基準に従って、対象地域を4つの階層に分割した。これらの階層は(1)通年灌漑による米-小麦輪作地域、(2)非通年灌漑による米-小麦輪作地域、(3)通年灌漑による小麦連作地域、そして(4)天水耕作地域の4つである。

第二段階として、各階層から代表的なクラスターが無作為に抽出された。クラスターとしては、天水耕作地域では村、灌漑地域

*10 JBICのOFWMは、パキスタン4州並びに連邦政府直轄部族地域とイスラマバード首都圏行政区における末端水路の改善や調整池の建設、農民や末端水管理指導員の研修を対象とし、1992年3月に82.3億円で契約された。

*11 この地域の栽培穀物としては、主食である小麦、換金穀物としての性質の強い米、サトウキビや、家畜の資料となるマグサなどが中心である。

地図2 末端灌漑水管理事業対象地域 (パンジャブ州)



では水路が用いられた。^{*12} そして、第三段階として、クラスター内の世帯の無作為抽出がなされた。標本抽出に際しては、対象地域の世帯の完全なリストが母集団の特定に用いられた。

図表7にまとめられているように、各階層から180世帯、あわせて720世帯を調査対象とした。上述の抽出手法によって、灌漑地域の540世帯の中にはそれぞれ半数（270世帯）の改善された灌漑へのアクセスがある世帯、未改善の灌漑地域の世帯が含まれている。さらに、それぞれの用水分流出から90世帯、その上流・中流・下流からそれぞれ30世帯が抽出されている。

図表7 調査対象地域および標本世帯数：パキスタン

調査地域	母集団世帯数	標本世帯数
天水耕作地域	2394	180
米・小麦輪作地域 (通年灌漑)	2450	180
米・小麦輪作地域 (非通年灌漑)	2492	180
小麦連作地域 (通年灌漑)	2394	180
合計	9730	720

質問票と調査の実施手順

調査の実施については、スリランカと同様、Grosh and Glewwe(2000)の質問票を修正し、6つのセクションによって構成される質問票を用いた。質問票で用いられた各用語、単位は現地の生活様式に合うよう、入念に編集された。プリテストの終了後には質問票の改訂を繰り返し、最終的には22人のインタビュアーを雇用してデータ収集

を行った。各インタビュアーは事前に一週間のトレーニングを受けている。世帯への調査は2001年から2002年にかけて5回行われた。調査実施時期はそれぞれ2001年6月、9月、12月、2002年6月、12月である。第一回調査は直前のラビ（乾季）の情報を集めた。第二回、第三回はカリフ（雨季）を対象とし、第四回、第五回はそれぞれ2002年のラビ、カリフを対象とした。

記述統計

記述統計から調査世帯の基本的な情報を知ることが出来る [JBICI-IWMI(2006a, 2006c)]。まず一世帯の人数は平均で7人ほどであり、階層間に大きな違いはない一方、家長の教育年数は小麦連作地域の2.87年から天水耕作地域の4.81年と多少のばらつきがある。

灌漑へのアクセスに関しては下記のようなことがわかる。まず天水耕作地域では地下水が主な灌漑資源であり、この地域の68%が管井戸(tubewell)によって灌漑されている。その他の地域（便宜的に灌漑地域と呼ぶ）では90%以上が灌漑用水へのアクセスを持っているが、10%弱は渇水などの理由によりアクセスを断たれている。

スリランカと同様、消費データと所得データを下記のように定義した。まず消費データは、食費と非食費の二種類に大別される。非食費は医療費・教育費など広義の非耐久財を含む。一方、所得データの構成要素としては、販売所得に自家消費分を足した穀物所得、家畜などによる非穀物農業所得、農業・非農業の賃金所得が含まれる。我々のデータセットでは、月次消費データは26ヶ月(2000年10月から2002年11月)まで

*12 このうち天水耕作地域でのクラスターとしては、103の村のうちから6村が無作為に選ばれた。一方、灌漑地域でのクラスター抽出には、下記のような二段階法を取った。第一に、各階層を代表すると思われる二つの用水分流出をそれぞれ選んだ。第二に、各分流出の上流・中流・下流においてそれぞれ改善された水路、改善されていない水路が一つずつ選んだ。この第二段階においては、まず上流・中流・下流から無作為に改善された水路を選び、そしてそれぞれにもっとも近い未改善の水路を抽出した。この手順は標本内の不均一性を減らすために取られたものである。

記録されているが、月次所得データは後半14ヶ月(2001年10月から2002年11月)までしか調査されていない。したがって、消費・所得データが同時に得られる後半14ヶ月の

みが計量分析に用いられた。

図表8は信用市場と灌漑施設へのアクセスを規準に世帯の特徴を要約している。ここからいくつかの情報を見ることができる。

図表8 信用および灌漑へのアクセス別で見た標本世帯の特性：パキスタン

変数	単位	流動性制約に直面		制約に直面していない	
		灌漑	天水耕作	灌漑	天水耕作
成人男性1人あたりの	Rs.	780.62	676.46	750.85	698.04
月間食糧消費		(430.13)	(320.29)	(381.29)	(358.69)
成人男性1人あたりの	Rs.	1439.12	675.1971	1856.56	883.76
月間の食費以外の消費		(5945.20)	(3247.46)	(8701.51)	(3929.69)
成人男性1人あたりの月収	Rs.	2584.77	1194.23	2020.53	903.87
		(8851.99)	(3128.54)	(5667.07)	(1862.82)
灌漑施設建設以降の年数	年	55.56	-	50.06	-
		(33.28)	-	(35.17)	-
農民組織への参加	ダミー	0.03	0.00	0.03	0.00
		(0.17)	(0.00)	(0.17)	(0.00)
世帯主就学年数	年	4.84	3.85	3.90	3.72
		(5.19)	(4.55)	(4.86)	(4.28)
灌漑改良	ダミー	0.54	-	0.48	-
		(0.50)	-	(0.50)	-
男性世帯主	ダミー	0.99	0.98	0.97	0.99
		(0.12)	(0.14)	(0.17)	(0.10)
男性数	#	3.46	3.48	3.55	3.62
		(1.82)	(1.85)	(1.87)	(1.81)
女性数	#	3.36	3.38	3.57	1.70
		(1.93)	(1.84)	(1.75)	(1.84)
子ども数	#	3.03	3.36	3.15	3.55
		(2.31)	(2.25)	(2.24)	(2.11)
世帯主年齢	年	55.29	51.86	51.60	49.69
		(14.91)	(14.86)	(13.62)	(14.21)
土地所有	エーカー	1.09	0.22	1.77	0.20
成人男性1名あたりの		(2.35)	(0.58)	(2.03)	(0.62)
灌漑された土地の所有	エーカー	0.98	-	0.90	-
成人男性1名あたりの		(2.36)	-	(1.70)	-
通年灌漑された土地の所有	エーカー	0.63	-	0.67	-
		(0.48)	-	(0.47)	-

注) カッコ内は標準偏差

第一に、灌漑施設へのアクセスのある世帯において、家長の教育水準がより高い事が見てとれる。第二に、灌漑へのアクセスがある世帯の方が、所得・土地所有面積が大きい。ここから、灌漑へのアクセスには所得や資産との間に正の相関があり、したがってインフラが慢性的貧困の削減効果を持つことが推測される。これらの考察はさほど驚くべきことではないが、一時的貧困に対

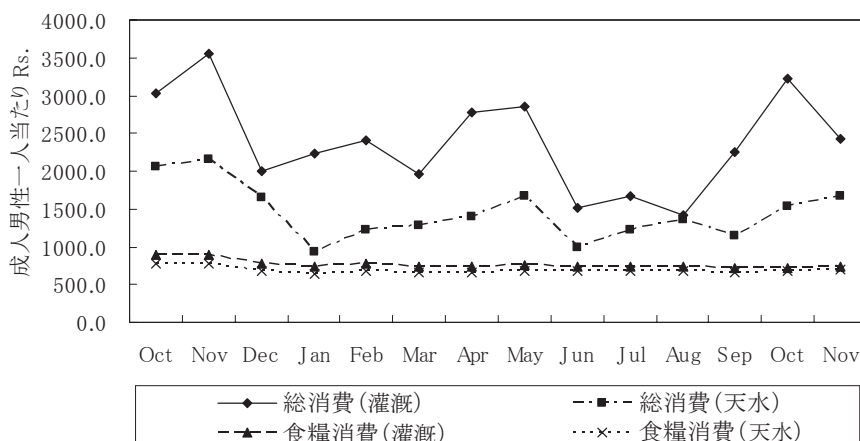
する削減効果については、インフラの役割についてより注意深い分析が必要である。

図表9と図表10は灌漑へのアクセスの有無で測った一人当たりの平均月別支出である。第一に、天水耕作地域の世帯主は年間を通して灌漑地域の世帯主より支出額が小さい。このことは慢性的貧困が灌漑地域よりも天水耕作地域においてより深刻であるということを示唆している。貧困の移ろい

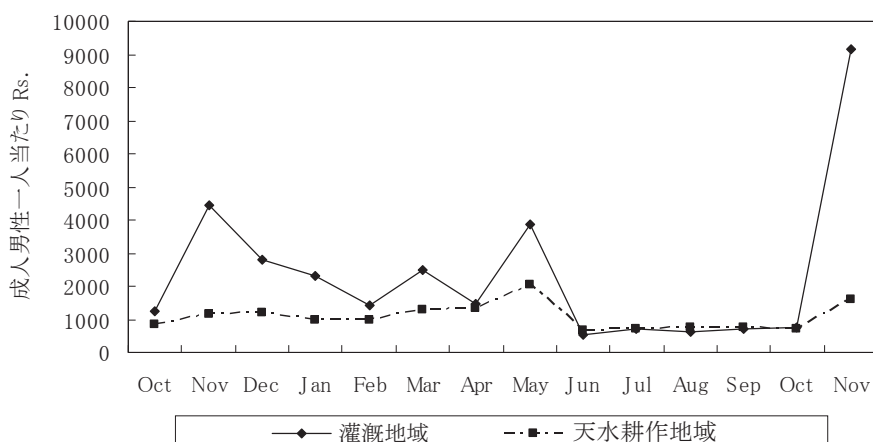
図表9 成人男性一人あたり月間平均消費(Rs.): パキスタン

		灌漑		天水耕作	
		食費	消費合計	食費	消費合計
2001	10月	896.0	3021.1	768.5	2066.6
	11月	898.0	3549.4	775.3	2151.2
	12月	782.5	2003.0	677.8	1642.6
2002	1月	741.6	2240.7	646.3	933.8
	2月	767.7	2408.8	670.0	1217.1
	3月	745.3	1956.7	667.7	1274.2
	4月	742.6	2777.9	656.7	1407.7
	5月	760.0	2855.2	674.7	1675.9
	6月	734.7	1520.4	678.4	984.0
	7月	735.6	1666.1	675.2	1217.1
	8月	733.0	1418.5	672.3	1368.4
	9月	726.4	2252.3	669.7	1152.5
	10月	726.5	3230.4	673.0	1529.9
	11月	741.5	2435.4	691.3	1669.9

図表10 成人男性一人あたり月間消費: 2001年10月から2002年11月 パキスタン



図表 11 成人男性一人あたり月収：2001年10月から2002年11月 パキスタン



やすさについて同様のパターンが図表11で描かれており、これは月ごとの所得パターンの変化を表したものである。この図から5月と11月の収穫期に所得の増加があることが分かる。

第4章 計量分析結果： スリランカ

まず誘導型の(7)式を検証するために、全標本を用いた推計結果を報告する。流動性制約を内生化したモデルについては Sawada 他(2006)を参照されたい。図表12と図表14、図表13は月ごとの支出効果の一連の結果を示している。灌漑へのアクセスがある世帯がそうでない世帯に比べてより高い消費レベルにあることは明らかである。しかも図表9が示すように恒常所得の違いをコントロールしたのちも同様の結果が得られる。Sawada 他 (2006)は灌漑地域と天水耕作地域とで月次効果の違いがあるのかを検証し、全標本において月ごとの係数がすべて1%の有意水準で明らかに異なるということを見出している。これらの結果より慢性的貧困は灌漑地域よりも天水耕作地域においてより深刻であるということが分かる。さらに図表13からもわかるように月ごとの係数、とくに非食料支出は一年を通して変動する。非食料支出の月ごとの効果は作付け期に減

少するが、それはこの季節に一時的貧困が増えるということを示している。これらの月次効果は、予期せぬ所得変動のインパクトを反映している可能性がある。所得変動以外では流動性制約や予備的貯蓄などによる影響かもしれない。

ここでは詳細に報告しないが、スリランカデータをより細かく分析した Sawada 他(2006)によると、さらに2つの重要な結果が得られている。第一には、灌漑にアクセスしやすい家計が、流動性制約に直面する可能性が低いこと、そして、機能している水利組合の存在が流動性制約を緩和することである。これらの結果は、灌漑へのアクセスや、水利組合による灌漑の維持管理が、農地の価値を高めることを通じて流動性制約を緩和することを示唆するものであり、興味深い。

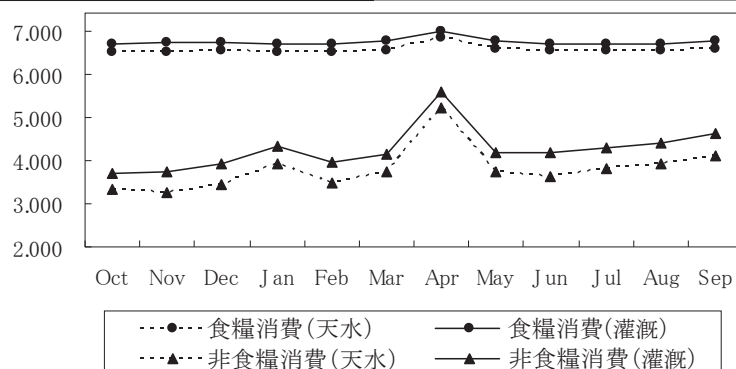
第二には、灌漑へのアクセスは、食糧消費・非食糧消費の差を説明するが、これがさらに流動性制約で説明できるかどうかを検証している。分析結果は、流動性制約の有無が、灌漑アクセス有無で異なる消費効果がある程度は説明できるものの、説明不可能な差異も残されることを示している。これについては、インフラ政策による流通システム効率化などの副次的要因によるものかもしれない。

図表 12 全標本世帯を用いた誘導型推定：食糧消費 スリランカ

従属変数: 成人男性一人あたりの月間食糧消費支出					
		係数		標準誤差	
平均月収(対数)		0.139***		0.005	
世帯主年齢		-0.005***		0.000	
女性世帯主		-0.075***		0.013	
成人男性数		-0.104***		0.004	
成人女性数		-0.099***		0.004	
子ども数		-0.080***		0.003	
月次効果		灌漑		天水耕作	
2001	10月	6.717***	0.046	6.519***	0.047
	11月	6.725***	0.046	6.531***	0.047
	12月	6.738***	0.046	6.545***	0.047
2002	1月	6.704***	0.046	6.536***	0.047
	2月	6.710***	0.046	6.535***	0.047
	3月	6.787***	0.046	6.562***	0.047
	4月	6.992***	0.046	6.842***	0.047
	5月	6.762***	0.046	6.591***	0.047
	6月	6.710***	0.046	6.558***	0.047
	7月	6.705***	0.046	6.550***	0.047
	8月	6.721***	0.046	6.555***	0.047
	9月	6.759***	0.046	6.591***	0.047
標本数		9016			

***1% のレベルで有意

図表 13 消費の月次効果： 全標本 スリランカ



図表 14 全標本世帯を用いた誘導型推定：食糧以外の消費 スリランカ

従属変数: 成人男性一人あたりの食糧以外の月間消費支出					
		係数		標準誤差	
平均月収(対数)		0.235***		0.017	
世帯主年齢		-0.010***		0.001	
女性世帯主		-0.219***		0.047	
成人男性数		-0.095***		0.014	
成人女性数		0.043***		0.015	
子ども数		-0.117***		0.011	
月次効果		灌漑	天水耕作		
2001	10月	3.720***	0.165	3.337***	0.171
	11月	3.741***	0.165	3.254***	0.171
	12月	3.930***	0.165	3.460***	0.170
2002	1月	4.332***	0.165	3.928***	0.170
	2月	3.945***	0.165	3.487***	0.170
	3月	4.147***	0.165	3.723***	0.170
	4月	5.582***	0.165	5.237***	0.169
	5月	4.187***	0.165	3.745***	0.170
	6月	4.202***	0.165	3.637***	0.170
	7月	4.308***	0.165	3.813***	0.170
	8月	4.410***	0.165	3.930***	0.169
	9月	4.614***	0.165	4.118***	0.169
標本数		8813			

*** 1% で有意

第5章 計量分析結果： パキスタン

1. 推定結果1：全標本における誘導型推定

スリランカのケースと同様に、まず全標本を用いたベンチマーク解析の結果を示す。推定方法としては、各家計・各月の成人男性一人あたり消費支出を従属変数、月のダミーと家計の特徴を説明変数とした線形回帰を用いている。以下で「月ごとの消費効果」と呼ばれるものは、月ダミーの係数で評価されている。図表15と図表16、図表17は月

ごとの消費効果の一連の結果を示している。灌漑へのアクセスと消費効果の関係は、食糧消費に関しては自明ではない。一方で、非食糧消費に関しては灌漑にアクセスしやすい世帯がそうでない世帯に比べてより高い消費効果を持っていることが読み取れる。図表23は、灌漑地域と天水耕作地域とで月ごとの消費効果に違いがあるかを検定した結果である。この表によれば、2002年11月を除き、全標本において月ごとの係数はすべて1%の有意水準で明らかに異なる。

図表 15 全標本世帯を用いた誘導型推定：食糧消費 パキスタン

従属変数: 成人男性一人あたりの月間食糧消費支出					
		係数	標準誤差		
平均月収(対数)		0.111***	0.004		
男性世帯主		-0.035	0.036		
世帯主年齢		0.001***	0.000		
男性数		-0.050***	0.003		
女性数		-0.020***	0.004		
子ども数		-0.015***	0.004		
月次効果		灌漑	天水耕作		
2001	10月	6.228***	0.055	6.072***	0.053
	11月	6.083***	0.056	6.076***	0.054
	12月	6.029***	0.056	5.953***	0.053
2002	1月	6.038***	0.055	5.923***	0.053
	2月	6.055***	0.055	5.951***	0.053
	3月	5.998***	0.055	5.919***	0.054
	4月	6.021***	0.055	5.924***	0.054
	5月	5.954***	0.056	5.912***	0.054
	6月	6.066***	0.056	5.988***	0.054
	7月	6.063***	0.056	5.977***	0.054
	8月	6.072***	0.055	5.974***	0.054
	9月	6.058***	0.055	5.976***	0.054
	10月	6.060***	0.055	5.985***	0.054
	11月	5.833***	0.058	5.942***	0.054
標本数		7523			

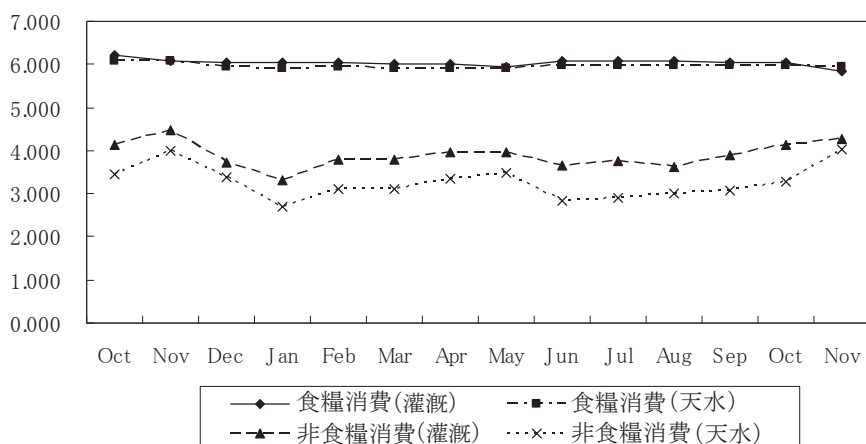
それぞれ*** 1%有意, ** 5%有意, * 10%有意

図表 16 全標本世帯を用いた誘導型推定：食糧以外の消費 パキスタン

従属変数: 成人男性一人あたりの食糧以外の月間消費支出				
	係数		標準偏差	
平均月収(対数)	0.287***		0.017	
男性世帯主	-0.178		0.139	
世帯主年齢	0.004***		0.001	
男性数	-0.024*		0.014	
女性数	0.045***		0.014	
子ども数	-0.042***		0.015	
月次効果	灌漑		天水耕作	
2001 10月	4.136***	0.216	3.465***	0.209
11月	4.466***	0.221	3.993***	0.210
12月	3.727***	0.219	3.369***	0.209
2002 1月	3.324***	0.216	2.689***	0.209
2月	3.791***	0.215	3.111***	0.209
3月	3.775***	0.216	3.108***	0.210
4月	3.956***	0.216	3.348***	0.210
5月	3.974***	0.219	3.486***	0.212
6月	3.656***	0.219	2.842***	0.212
7月	3.765***	0.218	2.888***	0.211
8月	3.622***	0.217	2.990***	0.210
9月	3.902***	0.217	3.061***	0.209
10月	4.147***	0.216	3.290***	0.210
11月	4.256***	0.228	4.040***	0.211
標本数	7523			

それぞれ*** 1%有意, ** 5%有意, * 10%有意

図表 17 消費の月次効果：全標本 パキスタン



2 推定結果2：プロビット推定

次に、流動性制約の指標を用いることにより、内生的流動性制約アプローチと Paxon(1993)の季節別支出モデルを統合し、推計する。厳密に言えば、(7)式と(8)式を統合することにより、以下のような内生的流動性制約下の支出関数の計量モデルを得る。これは Amemiya(1985)が Type 5 Tobit Model と呼ぶものである。

$$(9) \quad \ln E_j = \gamma_o^C \ln Y + \gamma_j^C + \gamma_j^{Z,C} Z + u_j^C \\ \text{if } H_j < 0$$

$$(10) \quad \ln E_j = \gamma_o^N \ln Y + \gamma_j^N + \gamma_j^{Z,N} Z + u_j^N \\ \text{if } H_j \geq 0$$

$$(11) \quad H_j = X_j \gamma + \varepsilon_j$$

ただし誤差項 u^N と u^C 、 ε は結合正規分布にしたがうとする。ここで、 Z は灌漑インフラへのアクセスを表すダミー変数である。上付きの C は流動性制約のある世帯、 N は流動性制約のない世帯を表す。

ここで、(9)式と(10)式の誤差項の条件付期待値がゼロとはならないため、通常の最小二乗法(ordinary least squares: OLS)は使えない。この問題を打開するために、Heckman = Lee の二段階推計法 [Lee (1978)] に従い、(9)式・(10)式・(11)式のシステムを推計する。第一段階では、(11)式をプロビットモデルを用いて推定する。この第一段階で推定された係数を用いることで、(12)式と(13)式における誤差項の条件付期待値についての修正項の一致推定値を得ることができる。第二段階では、この修正項を(9)式と(10)式に盛り込み、次の式を得る：

$$(12) \quad \ln E_j = \gamma_o^C \ln Y + \gamma_j^C + \gamma_j^{Z,C} Z + \delta^C \frac{\phi(X_j \hat{\gamma})}{1 - \Phi(X_j \hat{\gamma})} + v_j^C \\ \text{if } H_j < 0,$$

$$(13) \quad \ln E_j = \gamma_o^N \ln Y + \gamma_j^N + \gamma_j^{Z,N} Z + \delta^N \frac{\phi(X_j \hat{\gamma})}{\Phi(X_j \hat{\gamma})} + v_j^N \\ \text{if } H_j \geq 0$$

ここで、 $\phi(\bullet)$ と $\Phi(\bullet)$ はそれぞれ標準正規分布の密度関数と累積分布関数であり、(12)式と(13)式を OLS によって推定することができる。(12)式と(13)式を推定することで、灌漑インフラが慢性的・一時的貧困を緩和する効果を吟味する。^{*13}

図表18は流動性制約式(8)式(ないし(11)式)のプロビットモデルによる推定結果である。労働年齢の男性が多い世帯と灌漑地域にアクセスしやすい世帯において、流動性制約に直面する可能性は低い。特に、通年で用水供給のある灌漑地域へアクセスしやすい世帯において、流動性制約に直面する可能性は低い。

先行研究では流動性制約が存在することが一時的に消費レベルを下げる要因になると認識されており、したがって流動性制約は一時的貧困の大きな要因だとみなされてきた [Fafchamps(2003)]。図表18での推定結果は、灌漑インフラへのアクセスが流動性制約を有意に緩和することを示していることから、一時的貧困を緩和する経路として重要と考えられる。

Sawada 他(2006)によると、スリランカデータの分析結果から、灌漑設備の維持管理を行う水利組合が機能していることによって流動性制約が緩和されることが示されている。パキスタンにおいても、灌漑施

*13 しかしながら、この誘導型モデルでは流動性制約の有無は直接には検証できない。そのため、Sawada(2006)他ではさらに構造型推定式を取り入れて流動性制約を検証している。

図表 18 灌漑へのアクセスが流動性制約に及ぼす効果：パキスタン

従属変数:クレジットアクセスの有無	モデル1		モデル2(二乗項含む)	
	係数	標準偏差	係数	標準偏差
農民組織への参加(ダミー)	0.009	0.109	0.042	0.110
灌漑へのアクセス(ダミー)	-0.190***	0.047	-0.100**	0.051
成人男性1人あたりの土地所有面積	0.016	0.031	0.259***	0.074
成人男性1人あたりの土地所有面積の二乗	-	-	-0.068***	0.019
成人男性1名あたりの灌漑された土地所有面積	-0.004	0.032	-0.305***	0.076
成人男性1名あたりの灌漑された土地所有面積の二乗	-	-	0.072***	0.019
成人男性1人あたりの月収	0.000***	0.000	0.000***	0.000
成人男性1名あたりの月収の二乗	-	-	0.000	0.000
男性世帯主(ダミー)	-0.029	0.098	-0.014	0.099
世帯主年齢	0.010***	0.001	-0.015***	0.006
世帯主年齢の二乗	-	-	0.000***	0.000
男性数	-0.055***	0.010	-0.056***	0.010
女性数	-0.015	0.011	-0.017	0.011
子ども数	0.030***	0.012	0.034***	0.012
通年灌漑へのアクセス(ダミー)	-0.139***	0.039	-0.139***	0.039
改良された灌漑へのアクセス(ダミー)	0.200***	0.029	0.202***	0.029
灌漑建設以来の年数	0.002***	0.001	0.002***	0.001
灌漑改良以来の年数	0.005	0.003	0.007*	0.003
定数項	-0.205*	0.108	0.361**	0.169
標本数		9318		9318

それぞれ *** 1%有意, ** 5%有意, * 10%有意

設の改修に際して、水利組合の形成を条件とし、水利組合に対する研修なども行っている。しかし、スリランカの場合と異なり、パキスタンの調査対象地域における水利組合は、多くの場合、事業実施後に機能しなくなった [KRI International Corp.(2004)]。これには、パキスタンにおける水利組合が灌漑インフラの維持管理のみの機能を担っていた一方、スリランカにおける水利組合は、農業投入財の共同購入や農作物の共同販売など、その他多くの機能を併せ持っていたことや、パキスタンにおいては水利組合に対する研修が満足できる成果ではなかったこと [JBIC (2003)] など様々な要因が考えられる。いずれにせよ、パキスタン

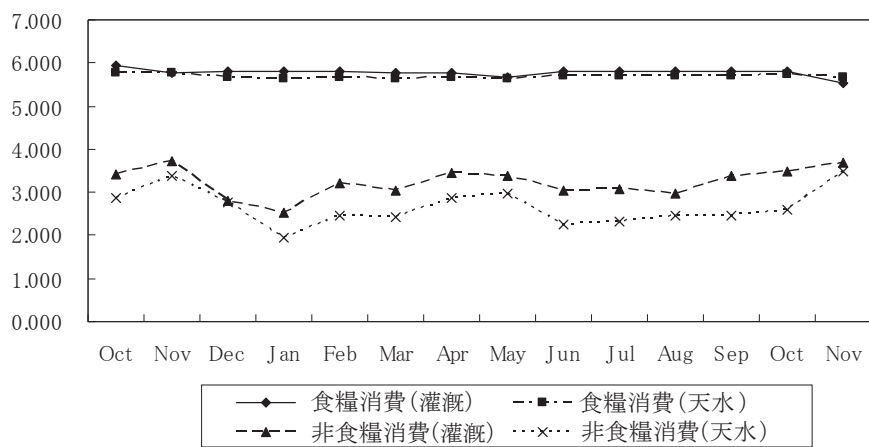
においては機能している水利組合が少ないことから、分析対象とするには標本数が不足していると思われる。そのため、スリランカのように流動性制約と水利組合の質の関係は見ずに、流動性制約と灌漑インフラへのアクセスとの関係のみを考察した。

図表 19 流動性制約別の誘導型推定：食糧消費 パキスタン

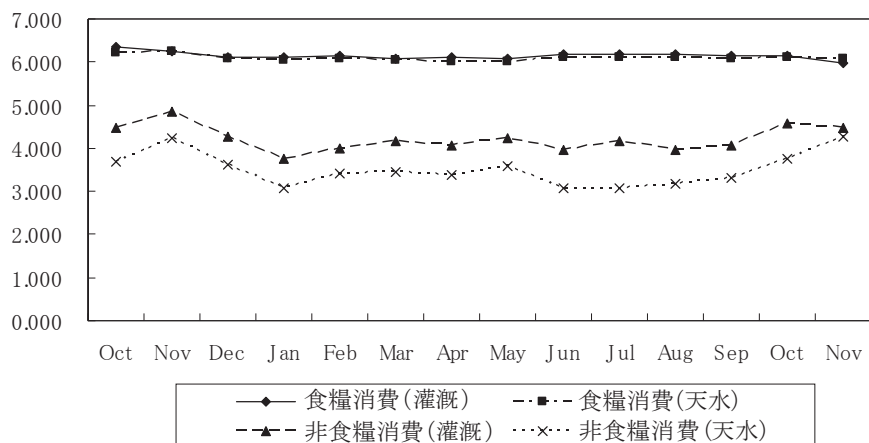
従属変数: 成人男性一人あたりの月間食糧消費支出				
	流動性制約に直面して いる世帯		流動性制約に直面して いない世帯	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
	平均月収(対数)	0.131***	0.006	0.081***
男性世帯主	-0.071	0.053	0.012	0.047
世帯主の年齢	0.001	0.001	0.001	0.001
男性数	-0.049***	0.005	-0.055***	0.005
女性数	-0.008	0.005	-0.045***	0.005
子ども数	-0.011**	0.006	-0.013**	0.006
月次効果(灌漑)				
2001 10月	5.947***	0.080	6.345***	0.112
11月	5.779***	0.081	6.241***	0.113
12月	5.799***	0.080	6.115***	0.112
2002 1月	5.798***	0.080	6.120***	0.111
2月	5.821***	0.079	6.130***	0.111
3月	5.775***	0.079	6.069***	0.112
4月	5.755***	0.077	6.128***	0.114
5月	5.675***	0.078	6.082***	0.115
6月	5.809***	0.078	6.164***	0.115
7月	5.800***	0.078	6.167***	0.115
8月	5.808***	0.078	6.167***	0.114
9月	5.815***	0.077	6.135***	0.114
10月	5.816***	0.077	6.138***	0.114
11月	5.545***	0.081	5.987***	0.116
月次効果(天水耕作)				
2001 10月	5.774***	0.076	6.223***	0.107
11月	5.769***	0.077	6.234***	0.108
12月	5.675***	0.077	6.076***	0.107
2002 1月	5.647***	0.077	6.041***	0.107
2月	5.669***	0.077	6.073***	0.107
3月	5.635***	0.077	6.044***	0.107
4月	5.669***	0.075	6.020***	0.109
5月	5.651***	0.076	6.014***	0.110
6月	5.719***	0.076	6.108***	0.110
7月	5.703***	0.076	6.104***	0.110
8月	5.700***	0.075	6.103***	0.110
9月	5.709***	0.075	6.094***	0.109
10月	5.722***	0.075	6.099***	0.109
11月	5.665***	0.076	6.076***	0.110
内生性バイアス修正項	0.132***	0.041	0.252***	0.076
標本数		4315		3208

それぞれ *** 1%有意, ** 5%有意, * 10%有意

図表 20 消費の月次効果：流動性制約に直面している世帯 パキスタン



図表 21 消費の月次効果：流動性制約に直面していない世帯 パキスタン



図表 22 流動性制約別の誘導型推定：食糧以外の消費 パキスタン

従属変数: 成人男性一人あたりの食糧以外の月間消費支出					
		流動性制約に直面して いる世帯		流動性制約に直面して いない世帯	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
平均月収(対数)		0.308***	0.022	0.252***	0.029
男性世帯主		-0.159	0.195	-0.164	0.200
世帯主の年齢		0.004**	0.002	0.002	0.003
男性数		-0.009	0.019	-0.032	0.023
女性数		0.085***	0.019	-0.007	0.023
子ども数		-0.063***	0.021	-0.025	0.024
月次効果(天水耕作)					
2001	10月	3.416***	0.297	4.479***	0.476
	11月	3.721***	0.300	4.851***	0.481
	12月	2.814***	0.297	4.271***	0.478
2002	1月	2.517***	0.297	3.757***	0.473
	2月	3.223***	0.294	4.003***	0.473
	3月	3.041***	0.294	4.159***	0.476
	4月	3.438***	0.287	4.073***	0.488
	5月	3.374***	0.290	4.230***	0.489
	6月	3.033***	0.290	3.975***	0.491
	7月	3.080***	0.290	4.174***	0.488
	8月	2.964***	0.288	3.975***	0.488
	9月	3.375***	0.286	4.068***	0.488
	10月	3.468***	0.286	4.565***	0.486
	11月	3.687***	0.301	4.469***	0.495
月次効果(天水耕作)					
2001	10月	2.884***	0.283	3.694***	0.458
	11月	3.392***	0.284	4.243***	0.458
	12月	2.767***	0.284	3.612***	0.457
2002	1月	1.932***	0.285	3.087***	0.456
	2月	2.448***	0.285	3.416***	0.457
	3月	2.413***	0.286	3.450***	0.458
	4月	2.883***	0.280	3.386***	0.464
	5月	2.985***	0.282	3.579***	0.469
	6月	2.262***	0.281	3.079***	0.470
	7月	2.335***	0.280	3.071***	0.468
	8月	2.445***	0.280	3.167***	0.467
	9月	2.472***	0.279	3.314***	0.466
	10月	2.581***	0.279	3.748***	0.466
	11月	3.470***	0.281	4.257***	0.467
内生性バイアス修正項		0.257*	0.151	0.351	0.323
標本数			4315	3208	

それぞれ *** 1%有意, ** 5%有意, * 10%有意

3. 推定結果3：信用へのアクセス別誘導型推計

上述の通り、図表18の推定結果を用いることで、(12)式・(13)式を推定することができる。図表19と図表22は各家計・各月の成人男性一人あたり食糧消費と非食糧消費について、誘導型推定式(12)式と(15)式を推定した結果を示しており、月ごとの影響については図表24と図表25にまとめられている。食糧消費に関しては自明ではないが、非食糧消費に関しては灌漑へアクセスしやすい世帯において、月ごとの消費がより高いことが読み取れる。図表23は灌漑地域と天水耕作地域の月別効果の違いを検定した結果を示している。非食糧消費に関しては、流動性制約の有無にかかわらず、ほとんどの月で灌漑へのアクセスがより大きな支出

をもたらしている。一方、食糧消費については、資金借入れの可能性が、天水耕作地の一時的貧困を緩和していることが示唆される。

図表 23 灌漑アクセスによる月次効果の差の有無の検定： パキスタン

		食糧消費 F検定の P 値			食糧以外の消費 F検定の P 値		
		流動性制約 に直面してい		流動性制約 に直面して	流動性制約 に直面して		流動性制約に直 面していない世帯
		全標本	る世帯	いない世帯	全標本	いる世帯	
2001	10月	0.000	0.001	0.010	0.000	0.005	0.000
	11月	0.816	0.082	0.863	0.000	0.056	0.001
	12月	0.023	0.010	0.374	0.006	0.791	0.001
2002	1月	0.001	0.002	0.077	0.000	0.001	0.001
	2月	0.002	0.002	0.214	0.000	0.000	0.003
	3月	0.020	0.004	0.584	0.000	0.001	0.000
	4月	0.005	0.049	0.045	0.000	0.001	0.003
	5月	0.019	0.553	0.170	0.000	0.011	0.002
	6月	0.040	0.070	0.344	0.000	0.000	0.000
	7月	0.019	0.042	0.271	0.000	0.000	0.000
	8月	0.007	0.021	0.256	0.000	0.003	0.000
	9月	0.035	0.023	0.458	0.000	0.000	0.002
	10月	0.000	0.040	0.475	0.000	0.000	0.001
	11月	0.019	0.070	0.344	0.082	0.155	0.317

F検定の帰無仮説：灌漑アクセスの有無で月次効果に差がない

図表 24 灌漑年数別の誘導型推定：流動性制約に直面している世帯の食糧消費：パキスタン

従属変数: 成人男性一人あたりの月間食糧消費支出				
	古い灌漑		新しい灌漑	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
平均月収(対数)	-0.192***	0.064	-0.043	0.068
男性世帯主	3.216***	0.654	識別不能	
世帯主年齢	-0.048***	0.005	-0.038***	0.007
男性数	0.217	0.075	0.035	0.077
女性数	0.051	0.057	0.084	0.091
子ども数	-0.095	0.073	-0.068	0.060
月次効果				
2001 10月	識別不能		3.035***	0.614
11月	0.327	0.380	3.004***	0.627
12月	0.431	0.399	2.936***	0.620
2002 1月	0.331	0.394	2.979***	0.673
2月	0.323	0.394	3.012***	0.630
3月	0.271	0.393	2.912***	0.651
4月	0.299	0.380	2.925***	0.604
5月	0.262	0.362	2.859***	0.643
6月	0.182	0.442	2.870***	0.609
7月	0.195	0.440	2.868***	0.611
8月	0.177	0.427	2.863***	0.614
9月	0.246	0.424	2.854***	0.602
10月	0.242	0.423	2.801***	0.589
11月	0.202	0.371	2.520***	0.684
内生性バイアス修正項	6.756***	0.015		
標本数	3998			

それぞれ、*** 1%有意, ** 5%有意, * 10%有意

図表 25 灌漑年数別の誘導型推定：流動性制約に直面していない世帯の食糧消費：パキスタン

従属変数: 成人男性一人あたりの月間食糧消費支出				
	古い灌漑		新しい灌漑	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
平均月収(対数)	0.507***	0.142	0.399***	0.150
男性世帯主	-5.055***	1.439	識別不能	
世帯主の年齢	0.053***	0.010	0.067***	0.015
男性数	-0.179	0.164	0.289*	0.170
女性数	0.052	0.125	-0.664***	0.200
子ども数	-0.073	0.160	-0.135	0.132
月次効果				
2001 10月	識別不能		-4.609***	1.351
11月	0.562	0.837	-4.112***	1.380
12月	0.043	0.879	-5.359***	1.364
2002 1月	-0.366	0.867	-5.799***	1.482
2月	-0.081	0.867	-5.776***	1.387
3月	1.159	0.865	-4.774***	1.434
4月	0.114	0.836	-3.667***	1.329
5月	0.102	0.797	-4.175***	1.415
6月	0.380	0.973	-4.519***	1.341
7月	0.451	0.967	-4.567***	1.345
8月	0.551	0.940	-4.618***	1.351
9月	0.061	0.934	-4.776***	1.325
10月	0.783	0.930	-4.197***	1.297
11月	0.935	0.815	-3.797**	1.505
内生性バイアス修正項	7.755***	0.045		
標本数		3998		

それぞれ、*** 1%有意, ** 5%有意, * 10%有意

図表 26 灌漑年数別の誘導型推定：流動性制約に直面している世帯の食糧以外の消費：パキスタン

従属変数: 成人男性一人あたりの食糧以外の月間消費支出				
	古い灌漑		新しい灌漑	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
平均月収(対数)	0.365***	0.088	0.243**	0.099
男性世帯主	識別不能		-1.312***	0.450
世帯主の年齢	0.056***	0.007	0.046***	0.008
男性数	-0.332***	0.072	0.146**	0.063
女性数	-0.198*	0.104	-0.049	0.094
子ども数	0.198**	0.084	-0.303	0.078
月次効果				
2001 10月	-3.716***	0.868	-2.019**	0.956
11月	-3.773***	0.900	-2.269**	1.094
12月	-3.504***	0.855	-2.332**	0.972
2002 1月	-3.659***	0.882	-2.391**	0.973
2月	-3.661***	0.849	-2.354**	0.966
3月	-3.657***	0.855	-2.399**	0.972
4月	-3.668***	0.854	-2.327**	0.984
5月	-3.607***	0.914	-2.562***	0.998
6月	-3.568***	0.894	-2.489**	0.995
7月	-3.836***	0.961	-2.502***	0.998
8月	-3.914***	0.881	-2.570***	0.972
9月	-3.487***	0.926	-2.564***	0.982
10月	-3.965***	0.952	-2.620**	0.996
11月	-3.667***	1.022	-2.581***	1.185
内生性バイアス修正項	9.171***	0.027		
標本数		2824		

それぞれ、*** 1% 有意, ** 5% 有意, * 10% 有意

図表 27 灌漑年数別の誘導型推定：流動性制約に直面していない世帯の食糧以外の消費：パキスタン

従属変数: 成人男性一人あたりの食糧以外の月間消費支出				
	古い灌漑		新しい灌漑	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差
平均月収(対数)	0.371**	0.167	0.475**	0.188
男性世帯主	識別不能		-1.793**	0.855
世帯主の年齢	0.028**	0.014	0.053***	0.015
男性数	-0.254*	0.136	0.207**	0.120
女性数	0.026	0.197	0.184	0.179
子ども数	0.081	0.160	-0.722***	0.149
月次効果				
2001 10月	-3.225*	1.648	-2.049	1.816
11月	-2.037	1.711	-2.270	2.078
12月	-2.474	1.624	-2.120	1.846
2002 1月	-2.969*	1.677	-3.269*	1.849
2月	-3.102*	1.614	-2.774	1.835
3月	-1.636	1.624	-2.483	1.846
4月	-1.982	1.622	-3.386*	1.869
5月	-2.504	1.736	-3.103	1.896
6月	-3.231*	1.700	-1.922	1.890
7月	-3.325*	1.826	-1.356	1.896
8月	-3.801**	1.674	-3.037	1.848
9月	-2.243	1.760	-3.048	1.866
10月	-2.870	1.808	-2.542	1.892
11月	-2.005	1.941	-2.366	2.251
内生性バイアス修正項	7.608***	0.052		
標本数		2824		

それぞれ、*** 1%有意, ** 5%有意, * 10%有意

4. 推定結果4：灌漑の質別の消費効果

以上で示されたように、食糧消費に対する灌漑へのアクセスの効果が自明には読み取れないという点で、パキスタンのデータにはスリランカと比べて大きな違いがある。^{*14} これらの違いをより詳細に検討するため、灌漑へのアクセスがある世帯を、利用可能な灌漑の質ごとに分類し、その消費効果の差異を考察する。ただし灌漑設備の質を直接示すような変数はデータに含まれていないため、灌漑の質に関する代理変数として、灌漑設備の建設以降の経過した年数を分析に用いた。その

際、灌漑へのアクセスがある世帯のうち、年数が不明であるデータは推定から除外した。

推定に当たっては、灌漑年数の10%分位点以下を新しい灌漑、90%分位点以上を古い灌漑とみなしている。^{*15} 前者は建設以降41年以下、後者は102年以上が経過している。その上で、古い灌漑、新しい灌漑へのアクセスがある世帯において、5-2、5-3節と同様に内生的流動性制約をコントロールした上で月別効果を比較した。図表24-27は(12)式と(13)式の推定結果を示しており、図表28は消費支出の月別効果の差異の検定結果を表している。流動性制約に直面している世帯では、ほとんどの月で、新しい灌漑は古

図表 28 灌漑年数による月次効果の差の有無の検定： パキスタン

	食糧消費		食糧以外の消費	
	F検定のP値		F検定のP値	
	流動性制約に直面している世帯	流動性制約に直面していない世帯	流動性制約に直面している世帯	流動性制約に直面していない世帯
2001 10月	0.000	0.189	0.001	0.632
11月	0.000	0.288	0.004	0.931
12月	0.001	0.366	0.001	0.885
2002 1月	0.001	0.334	0.002	0.904
2月	0.000	0.310	0.001	0.893
3月	0.001	0.331	0.001	0.731
4月	0.000	0.303	0.000	0.570
5月	0.000	0.440	0.016	0.816
6月	0.000	0.420	0.009	0.606
7月	0.000	0.336	0.003	0.455
8月	0.000	0.306	0.003	0.759
9月	0.000	0.494	0.003	0.753
10月	0.000	0.329	0.002	0.900
11月	0.003	0.488	0.006	0.903

F検定の帰無仮説： 古い灌漑・新しい灌漑で月次効果に差がない

*14 さらに、今回は掲載しないが、構造型方程式の推定の推定結果は、平均月収が消費支出に対して負に有意な影響を及ぼすなど、直感に反するものであった。

*15 灌漑年数の10%分位点以下と90%分位点以上の他に準拠集団 (reference group) としてその中間が入っている。

い灌漑よりも高い消費効果をもたらしており、灌漑の質が一時的貧困・慢性的貧困に対して重要な役割を果たすことが示唆されている。ただし、10%分位点以下の世帯は30世帯、90%分位点以上の世帯は29世帯であり、標本数が少ないために多重共線性が発生していくつかの係数が推定不能となっている。さらに、流動性制約に直面していない場合、多くの係数がゼロであるというt検定を棄却できないため、統計的には結果の解釈に関して留保が必要である。

第6章 考察

本論文では、インフラの整備と貧困の削減との関係を、灌漑インフラがもたらす消費支出の季節変動変化という観点から検証した。スリランカとパキスタンのデータを用いた推計結果は、おおむね灌漑設備の存在が恒常所得を増幅させ慢性的貧困を削減するだけでなく、とくに流動性制約に直面する世帯の場合、一時的貧困に陥るリスク要因を取り除くことを示している。これらの分析結果はインフラのもたらす動態的な貧困、すなわち慢性的・一時的双方の貧困に対する削減効果を裏付けるものである。さらに重要な点として、灌漑が世帯の信用市場へのアクセスを改善するということが分かった。信用市場へのアクセスの改善は、さらなる動態的な貧困削減に貢献するということを示唆する。

一方、灌漑設備の適正な維持管理の欠如によるインフラの質の低下は、灌漑インフラの慢性的貧困・一時的貧困を軽減するための手段としての効果を弱めてしまう。従って、持続的に機能する水利組合等の農民組織の存在は、灌漑インフラの質を維持し、それが慢性的貧困・一時的貧困の軽減に資するのに必要不可欠であるといえるであろう。というのも、灌漑の維持管理に必要な、農民同士の諸問題を解決する能力、コミュニティでの集団行動を調整する能力にお

いて、農民組織が非常に重要な役割を果たしうるからである。とはいえ、農民組織にはいわゆるフリーライダーの問題がつき物であり、その機能を維持することは容易ではない。個々の農民が組織に貢献するインセンティブを付与するためには、農民組織を単なるインフラの維持管理のためのものとするのではなく、農産物の共同マーケティングや農業投入財の共同購入を同時に行い、農民の経済取引を活性化するための多目的の集団として組織することが不可欠であろう。これらの問題は、潜在的な市場競争にさらされている状況においてコミュニティメカニズムが市場取引を活性化することを精緻に論じた速水(2006)の議論につながるものである。ただし、インフラの維持管理や農産物の共同マーケティング・農業投入財の共同購入を含む多目的な農民組織は、速水(2006)が詳細に論じているように、独占的権限を生み出すものであったり、政治的有力者のレント追求や既得権益保護をもたらすものになってはならない。そしてそれは、農民の自発的取引を強化するように慎重に設計されなければならない。これらの問題については、今後の研究課題としたい。

<参考文献>

[和文文献]

澤田康幸・庄司匡宏・菅原慎矢 (2006) 「慢性的貧困および一時的貧困の削減におけるインフラの役割：国際協力銀行のスリランカ灌漑支援事業のケース」『開発金融研究所報』2006年, 近刊.

澤田康幸・新海尚子 (2003) 「インフラストラクチャー整備が貧困削減に与える効果の定量的評価—スリランカにおける灌漑事業のケース—」『開発金融研究所報』2003年1月第14号, 117-136.

速水佑次郎 (2006) 「経済発展における共同体と市場の役割」澤田康幸・園部哲史編『市場と経済発展—途上国における貧困削減に向けて』東洋経済新報社.

[英文文献]

Amemiya, Takeshi (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.

Brockerhoff M. and Derose L. (1996) "Child Survival in East Africa : the impact of preventive health care," *World Development* 24(12), 1841-1857.

Canning, D. (1999), "Infrastructure's Contribution to Aggregate Output," *Policy Research Working Paper* 2246, World Bank Development Research Group, Public Economics.

Canning, David and Esra Bennathan (2000), "The Social Rate of Return to Infrastructure Investments" *Policy Research Working Paper* #2390, DECRG, World Bank.

Carter, M. (1988), "Equilibrium Credit Rationing of Small Farm Agriculture," *Journal of Development Economics* 23, 83-103.

Dercon, Stefan (ed.) (2005), *Insurance Against Poverty*, Oxford: Oxford University Press.

Easterly, William and Sergio Rebelo (1993), "Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation," *Journal of*

Monetary Economics 32(3), 417-58.

Fafchamps, Marcel (2003), "Rural Poverty, Risk and Development" Edward Elgar Publishing Limited.

Fan, Shenggen & Zhang, Xiaobo, 2004. "Infrastructure and regional economic development in rural China," *China Economic Review* 15(2), pages 203-214.

Flavin, Majorie A. (1981), "The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income," *Journal of Political Economy* 89, 974-1009.

Foster, James, Joel Greer and Erik Thorbecke (1984), "A Class of Decomposable Poverty Measures," *Econometrica* 52(3), 761-766.

Grosh, Margaret and Paul Glewwe eds. (2000), *Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries: Lessons from Ten Years of LSMS Experience*, the World Bank.

Hayashi, F. (1985), "The Effect of Liquidity Constraints on Consumption: A Cross-Section Analysis," *Quarterly Journal of Economics* 183-206.

Hulten C.R., E. Bennathan, and S. Srinivasan (2006) "Infrastructure, Externalities, and Economic Development: A Study of the Indian Manufacturing Industry," *The World Bank Economic Review* Vol 20 No.2 , 291-308.

Jacoby H. (2000) "Access to Markets and the Benefits of Rural Roads," *Economic Journal* 110(465) 713-737

Jalan, J., and M. Ravallion (1998a), "Transient Poverty in Postreform Rural China," *Journal of Comparative Economics* 26, 338-357.

Jalan, J., and M. Ravallion (1998b), "Determinants of Transient and Chronic Poverty," *Policy Research Working Paper* No. 1936, Development Research Group, the World Bank.

- Jalan J., and Ravallion M.(2003) "Does Piped Water Reduce Diarrhea for Children in Rural India?," *Journal of Econometrics* 112 (1), 153-173
- Jappelli, Tullio(1990), "Who Is Credit Constrained in the U.S. Economy?" *Quarterly Journal of Economics*, 105(1), 219-34.
- Japan Bank for International Cooperation (JBIC) (2003) *Ex-post Evaluation Report on ODA Loan Projects 2002*.
- JBIC Institute and International Water Management Institute (JBICI-IWMI) (2002) "Impact Assessment of Irrigation Infrastructure Development on Poverty Alleviation: A Case Study from Sri Lanka," *JBICI Research Paper No. 19*, Tokyo, Japan.
- JBIC Institute and International Water Management Institute (JBICI-IWMI) (2006a) "Impact Assessment of Irrigation Infrastructure Development on Poverty Alleviation: A Case Study from Pakistan," *JBICI Research Paper(forthcoming)*.
- JBIC Institute and International Water Management Institute (JBICI-IWMI) (2006b) "Impact of Irrigation Infrastructure and Development on Dynamics of Incomes and Poverty: Econometric Evidence Using Panel Data from Sri Lanka," *JBICI Research Paper(forthcoming)*.
- JBIC Institute and International Water Management Institute (JBICI-IWMI) (2006c) "Impact of Irrigation Infrastructure and Development on Dynamics of Incomes and Poverty: Econometric Evidence Using Panel Data from Pakistan," *JBICI Research Paper(forthcoming)*.
- Jimenez, Emmanuel Y.(1995), "Human and Physical Infrastructure," in Behrman, Jere and T. N. Srinivasan eds., *Handbook of Development Economics*, Volume 3B, Elsevier Science, North Holland, 2773-2843.
- KRI International Corp.(2004) "The Effectiveness of Farmer Participation in Alleviating Poverty," Japan Bank for International Cooperation (2004) *Ex-post Evaluation Report on ODA Loan Projects 2004..*
- Lee, Lung-Fei(1978), "Unionism and Wage Rates: A Simultaneous Equation Model with Qualitative and Limited Dependent Variables," *International Economic Review* 19, 415-33.
- Lipton, M. and M. Ravallion(1995), Poverty and Policy, in Behrman, Jere and T. N. Srinivasan eds., *Handbook of Development Economics*, Volume 3B, Elsevier Science, North Holland, 2551-2657.
- Lokshin M. and R. Yemtsov (2004), "Combining Longitudinal Household and Community Surveys for Evaluation of Social Transfers: Infrastructure Rehabilitation Projects in Rural Georgia," *Journal of Human Development* Vol. 5 No. 2 ,265-277
- Lokshin M. and R. Yemtsov (2005) "Has Rural Infrastructure Rehabilitation In Georgia Helped the Poor," *The World Bank Economic Review* Vol 19 No. 2 ,311-333
- McKinnon, R. I.(1973), *Money and Capital in Economic Development*, The Brookings Institution, Washington D.C..
- Morduch, J.(1990), 'Risk, Production and Saving: Theory and Evidence from Indian Households,' *mimeo*, Harvard University.
- Morduch, J. (1994), "Poverty and Vulnerability," *AEA Papers and Proceedings* 84, 221-225.
- Paxson, C. H.(1993), "Consumption and Income Seasonality in Thailand," *Journal of Political Economy* 191(1), 39-72.
- Rosenstein-Rodan, Paul(1943), "The Problems of Industrialization of Eastern and Shouth-Eastern Europe," *Economic*

Journal 53, 202-11.

Sawada, Y.(2000), "Dynamic Poverty Problem and the Role of Infrastructure", *JBIC Review* 3, the Japan Bank for International Cooperation, 20-40.

Sawada, Y., N. Shinkai, M. Shoji, and S. Sugawara(2006), "On the Role of Infrastructure in Reducing Chronic and Transient Poverty: The Case of JBIC supported Irrigation Project in Sri Lanka," *JBICI Discussion Paper(forthcoming)*.

Scott, Kinnon(2000), "Credit," in Margaret Grosh and Paul Glewwe, eds., *Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries: Lessons from Ten Years of LSMS Experience*, Volume Two, the World Bank.

Van de Walle D.(1996) "Infrastructure and Poverty in Viet Nam," *LSMS Working Paper* Number 121. The World Bank. Washington, D.C.

Zhang, Xiaobo and Fan, Shenggen(2004), "How Productive Is Infrastructure? A New Approach and Evidence from Rural India," *American Journal of Agricultural Economics* 86(2), 492-501.

Zeldes, S. P.(1989), 'Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation,' *Journal of Political Economy* 97, 305-346.