

途上国農村における家計の消費安定化

——パキスタンの事例を中心に——

黒崎 卓・澤田康幸

本稿は、途上国の経済発展とその農村家計の厚生面への影響を、途上国農村における保険・信用市場のあり方に焦点を当てて分析する。具体的には、パキスタンの農村部に生活する家計の消費が所得変動からどれだけ遮断されているかを、小規模村落調査と全国規模の標本調査データを用い、効率的リスクシェアリングの必要条件を統計的に検定することにより実証的に考察した。その結果、第一に、村落内部で生じるイディオシンクラティックなショックが予想以上に相互に保険されていること、第二に、パキスタン農村におけるリスクシェアリングが広域になればなるほど成立しにくいことが判明した。本稿の分析結果から、村域を越えてリスクをプールすることを推進するような公共投資・公的介入、例えば全国的な作物保険プログラム、洪水や干ばつなどに対する保険や雇用創設事業が重要な開発含意を持つことが示唆された。

1. はじめに

農業生産は本質的に価格や産出のリスクを内包している。リスクの形態や程度は農業システムや生産環境に依存するものの、途上国農村、とりわけ南アジア農村における貧困問題の根源は、このような本質的農業生産リスクの存在に根差している。近年のミクロ開発経済学研究は、これら途上国における農民の直面する生産リスクやイディオシンクラティック¹⁾な所得変動が、家計の厚生水準にどのような影響を与えるかを明らかにしてきた²⁾。とりわけ、家計の異時点間資源配分行動や、フォーマル・インフォーマルな組織・制度、あるいは情報の役割などを分析するための様々な理論的進展と、精度の高い家計調査データの目覚ましい整備とが³⁾、「ミクロ計量開発経済学」と呼ばれる新しい分野を切り開いたといっても過言ではない(Deaton, 1997; Udry, 1997)。

途上国農民の直面する基本的問題は、どのようにして所得の変動と安定的な消費を調和させてゆくかという点に集約される。この問題は、理論的には「確率的な所得のもとでの消費平準化の問題」⁴⁾として捉えることができる。消費平準化の議論はマクロ経済学における標準的な

トピックの一つであり、本論文で分析される消費保険については途上国家計のみならず、先進国の家計や国際マクロ経済学の文脈でも議論されている(黒崎・澤田, 1999, 補論A)。また、近年のミクロ開発経済学研究は恒常的貧困に加えて、一時的貧困がもたらす家計厚生水準への悪影響にも焦点を当てており、このような問題関心も途上国農民の消費保険に関する実証的な分析を推進している。

伝統的に、農民は作物多様化・間作・柔軟な生産投入、及び、分益小作制のような契約形態を複合的に用いることによって農業生産リスクを管理してきた。これらのリスク管理(risk management)戦略は、不確実性が実現する前の段階で事前的に所得の分散を減少させるために行われる行動として定義される(Kurosaki, 1998)。他方、農民は、リスク管理戦略によっても避けることができない多くの事後的なショック、例えば、自然災害・不慮の事故や病気のリスクにも直面している。途上国農民は、これらの事後的なショックに対処するためのさまざまな損失管理(loss management)ないしリスク補填(risk coping)戦略、例えば自己の所有する実物資産の売買(Fafchamps, Udry, and Czukas, 1998)、労働市場への一時的参加を通じた追加

的な非農業収入の取得(Sawada, 1997)等を発展させてきた。自らの資源を異時点間で調整するこれらの消費平準化行動は、一括して「自己保険」(self-insurance)と呼ばれている。

一方、これらの損失管理戦略が不十分であっても、資金の借入が可能であるとすれば、農民は将来の所得を今期の予期せぬ損失の埋め合わせに用いることができ、消費を平準化することが可能となる。しかしながら、政策的な金融抑圧や情報の非対称性の存在により、途上国のとりわけ土地無し農民は資金借入制約にしばしば直面する。従って、保険市場のみならず信用市場の発展も途上国農民の厚生水準に重要な意味合いを持つことになる。

本論文において詳細に述べるように、保険・信用市場へのアクセスが欠落している途上国の低所得家計にとって、家計構成員及び親類・隣人や友人からの非公式な送金は損失管理戦略として重要である⁵⁾。これらの送金の多くは長期的には双方向であり、一般的に「相互保険」(mutual insurance)として知られるものである。共同体内の家計が相互保険としてリスクシェアリングの取り決め、すなわち収穫した農作物を共同体内で全てプールし、再配分するというしくみを設定したとすると、消費の変動は常にクロスセクションの内部で一定となる。よって、イディオシンクラティックな家計所得変動は、制度を共有する他の家計によって完全に吸収され得ることになる⁶⁾。Townsend(1994)による良く知られた研究は、インド南部の3村落を対象にしたパネルデータを用いて、家計消費の多くの部分が村の平均消費に従って変動していることを示している。

相互保険の具体例には、「講」などに見られるような所得プーリングのメカニズム、共同体内での共有地の利用や非公式な信用市場、実物資産・貨幣や労働など非実物的資産・サービスの互酬的な贈与・交換などが含まれる。とりわけ信用市場は重要で、Udry(1994)は北部ナイジェリアの家計データより、資金貸借関係に「状態依存の貸し付け」(state-contingent loan)が埋め込まれており、資金貸借が相互保険の役割

を持っていることを示している。しかしながら、共同体内の相互保険では回避できない大規模な洪水・早魃などの共同体の集計的リスクが存在していることには注意すべきである。このような場合、家計は村落の枠組みを超える保険手段を用いる必要がある。

以上のような分析を通じて近年のマイクロ計量開発経済学において出現しつつあるコンセンサスは、自己保険・相互保険は完全ではないものの、それらの発展の程度は従来考えられていたよりもかなり高く、とりわけ裕福な世帯の多くは、ほぼ完全な保険・信用市場に実質的に直面しているといっても過言ではないというものである。

本稿の目的は、途上国農村における保険・信用市場のあり方、具体的には途上国農村家計の消費が所得の変動からどれだけ遮断されているかを実証的に分析することである。まず、次節で理論的・実証的枠組みを提示する。続く第3節、第4節において、既存研究から導かれる仮説の頑健性を、パキスタン家計に関する2つのマイクロデータによって検定する。小規模村落調査にもとづく応用例が第3節、全パキスタン規模の標本調査を用いるのが第4節である。最終節で今後の研究課題と開発問題への政策含意をまとめる。

2. 相互保険による消費平準化のモデル

2.1 完全なリスクシェアリングの理論モデル

相互保険による消費平準化のアイデアを、Townsend(1994)などに示された純粋交換経済のモデルに基づいてフォーマルに示し、完備保険市場の必要条件を導出しよう(黒崎・澤田, 1999, 第2節, 付論B)。N家計で構成されるある村落経済を考える。簡単化のため、各家計の所得はイディオシンクラティックなショックと村落レベルの集計的ショックの両者からなる確率的な要因のみに依存して外生的に与えられるものとし、 y_{it} で表す。この村落内での完全なリスクシェアリングの条件は、社会的厚生関数を最大化するソーシャル・プランナーの最適

問題として導出することができる。起こり得る確率的事象の異なった実現値一つ一つを状態 s 、それが t 期に実現する確率を π_{st} 、いわゆる根岸の社会的厚生関数ウェイトを ω_i とすれば、この最適問題は

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad & \sum_{i=1}^N \omega_i \left\{ \sum_{s=1}^{\infty} \sum_{t=1}^{\infty} \rho^t \pi_{st} u(c_{it}) \right\} \\ \text{s. t.} \quad & \sum_{i=1}^N c_{it} \leq \sum_{i=1}^N y_{it} = Y_t, \forall (s, t), \end{aligned} \quad (1)$$

と表すことができる。ここで、 c と ρ はそれぞれ家計の消費、主観的割引ファクター、 Y は村全体の可処分所得を表している。村全体の所得は、定義により村落レベルの集計的ショックの関数であり、家計の個別的なショックに対しては変化しない。資源制約式についてのラグランジュ乗数を λ とおけば、すべての家計の消費に関する一階の必要条件として、

$$\omega_i \rho^t \pi_{st} u'(c_{it}) = \lambda_t, \forall (i, s, t), \quad (2)$$

を得る。この式は、根岸ウェイトで加重された限界効用が全ての家計の間で均一になることを意味している。その重要な含意は、各家計の消費パスが集計的ショックのみによって決定され、イディオシンクラティックな所得変動に影響されないことである。以上の結果は、各家計の効用関数や所得の実現値などについての情報が共有されており、状態依存債権の市場が完備している場合、分権化された枠組み、すなわち競争均衡解としても達成される。これが完備市場による完全なリスクシェアリング状態である。

この状態を統計的に検定するステップとして、特定の効用関数を想定しよう。絶対的リスク回避度が a で一定な効用関数(CARA)、すなわち、 $u(c) = (-1/a)\exp(-ac)$ の場合、限界効用は $u'(c) = \exp(-ac)$ となり、(2)式両辺の対数をとって一階の階差を計算することにより

$$\begin{aligned} c_{it} - c_{it-1} &= a^{-1} [\ln \rho - \ln(\lambda_t/\pi_{s,t}) \\ &+ \ln(\lambda_{t-1}/\pi_{s,t-1})] = c_t^* - c_{t-1}^*, \end{aligned} \quad (3)$$

が得られる (c_t^* は t 期における各家計の消費支出の村平均)。CARA 型効用関数のもとの最適リスクシェアリングにおいては、消費の変化額が全村人で共通の値を取ることが(3)式よりわかる。

相対的リスク回避度が R で一定な効用関数(CRRA)、すなわち、 $u(c) = c^{(1-R)}/(1-R)$ を仮定すれば限界効用は $u'(c) = c^{-R}$ となり、(3)式の c をその対数値 $\ln c$ 、 a を R で置き換えた式が得られる(ただし右辺は $\ln c_t^*$ 、 t 期における各家計の消費支出対数値の村平均)。すなわち、CRRA 型効用関数のもとの最適リスクシェアリングにおいては、消費の変化率が全村人で共通となる。

2.2 完全なリスクシェアリングの検定

各家計の消費パスが村の集計的ショックのみによって決定され、イディオシンクラティックな所得変動に影響されないという上のモデルの含意を実証的に検定するには、集計的ショックをコントロールした上で家計消費の変化が家計のイディオシンクラティックな所得変化に反応するのかどうかを統計的に検定すればよい。この考えを途上国に応用した代表的研究である Townsend(1994)は、南インド半乾燥地帯の農家の約10年間にわたるパネルデータ、いわゆるICRISATデータを用いて、次のようなモデルを推定した⁷⁾。

$$\Delta c_{it} = a_0 + a_1 \Delta c_t^* + \zeta \Delta Y_{it} + \Delta u_{it}, \quad (4)$$

ただし、 a_0 、 a_1 、 ζ は推定すべきパラメータ、 ΔY_{it} はこの家計の所得変化、 Δu_{it} は確率的誤差項を示している。これはCARAモデルに対応しているが、 c を消費水準でなく消費の対数に置き換えればCRRAモデルに対応する。ただし、前項の説明で明らかかなように、このモデルはCARA、CRRAいずれの場合でも、リスク回避度と主観的時間割引率が均一な農家を暗黙のうちに想定していることを断っておく。 ΔY_{it} は、一階の階差を取ることににより家計固定効果としての恒常所得が除去されており、(4)式では村の平均消費の変化 Δc_t^* によって村の共通ショックがコントロールされているから、イディオシンクラティックな所得ショックを表す代理変数とみなせる。したがって、効率的リスクシェアリング仮説は、帰無仮説 $H_0: \zeta = 0$ を統計的に検定することによって検証することができる。

Townsend(1994)は、被説明変数を穀類消費にした CARA モデルを家計ごとに推定した場合、かなりの家計において $\xi=0$ の帰無仮説が棄却できないこと、被説明変数を消費支出合計にし、各家計のパラメータが等しいとの制約のもとでパネルデータすべてを用いて推定した場合には、効率的リスクシェアリング仮説は棄却されるが、イディオシンクラティックな所得1ルピーの変化が消費に与える影響はわずか0.05から0.12ルピーにすぎないことなどを示した。これらは、途上国農村において、これまで考えられていたよりも所得ショックが消費の変動に直接反映される度合いが低いこと、すなわち農村の保険メカニズムが予想以上に機能していることを示すものとして注目された。

彼の用いた推定方法に徹底的な批判を加えたのが Ravallion and Chaudhuri(1997)である。彼らは、操作変数、モデルの定式化、消費支出の定義方法を順次直していくことによって、Townsend(1994)の ξ 推定値が下方バイアスを持っていたことを証明した。三種類の修正を行った上で再推計された ξ の推定値は0.21から0.46の範囲にあり、最後の数値ではもはやリスクシェアリングが機能しているとは言い難い(黒崎・澤田, 1999, 表2-2)。

彼らの定式化のエッセンスは、(4)式を

$$\Delta c_{it} = \sum_t \delta_t D_t + \xi \Delta Y_{it} + \Delta u_{it}, \quad (5)$$

と変形するところにある。ただし、 D_t は年次ダミーである。この場合、推定された係数 δ_t が村経済に生じた集計的なショックをすべて吸収するため、パラメータ ξ は所得のイディオシンクラティックな変動部分の影響のみを正しく反映する。これに対し、(4)式の場合には、村消費 Δc_{it}^* を計算する時の計測誤差と ΔY_{it} の計測誤差の間に正の相関が期待されるために、真の ξ が正の時には ξ の推定値が過少になってしまうのである。そこで、本稿の実証部分(第3, 4節)では(5)式を採用する。

パキスタンへの応用に移る前に、このような実証分析で検討される相互保険と農村の諸市場の発達との関連について議論しておく必要があ

る(黒崎・澤田, 1999, 補論B)。現実の農村経済においては、相互保険の理論モデルで捨象した信用市場や様々な生産財・生産要素市場が不完全なものであれ機能している。例えば、完全な信用市場のもとでの恒常所得仮説が当てはまれば、仮にリスクシェアリングがなされていなくとも ξ は理論的に小さな値を取るはずであるし、生産財・生産要素市場の空間的統合はイディオシンクラティックな所得の変動それ自体を小さくし、 ξ の有意性を低いものにする可能性がある。しかしながら、いずれにしても $\xi=0$ という帰無仮説の棄却が広い意味での市場統合・市場発達が遅れた状態に対応しているとみなせるわけで、このことが、本稿で(5)式を推定する最大の理由である。帰無仮説の受容がはたして自己保険ではなく相互保険を意味しているのかについては、個別の状況に関する傍証から考察する。

3. パキスタンの事例への応用(1)

3.1 PERI データ

本節が使用するマイクロデータは、パンジャブ経済研究所(Punjab Economic Research Institute; PERI)によって集められた、パキスタン・パンジャブ州シェイブプラー県ファルーカバード地区の農家経営・家計調査データである。調査地の主作物はモンスーン期に稲、乾期に主食の小麦である。この地域は、19世紀末の用水路開発で農業生産性が大いに高まって以来、パキスタンの農業先進地域として、市場向け生産が大規模農家の間でいち早く始まった地域でもある。つまり、本節が用いる小規模標本調査の調査地は、パキスタンの経済発展、農業開発の先進地であり、次節で検討されるフェイスラーバード県の事例に近い。農産物の市場取引は植民地時代から活発であり、それとともない他地域との市場ネットワークが構築されていたこと、農業の生産性は高く、生産余剰の供給地域であったため、出稼ぎ者排出の割合はあまり高くない、いわば社会的にも安定した地域といえることなどが相互保険を考える上では重

表1. 村落内リスクシェアリングモデルの推計結果

	CARA 型		CRRA 型	
	総消費	食料消費	総消費	食料消費
モデル A: 各村落の相互保険の有効性が異なる場合				
	係数	t 値	係数	t 値
総所得_村 1	0.062(0.777)		0.152(0.932)	
総所得_村 2	-0.005(0.287)		0.001(0.038)	-0.543(1.341)
総所得_村 3	-0.056(2.183)**		-0.089(1.769)*	-0.138(0.529)
総所得_村 4	0.067(0.758)		0.063(0.512)	0.161(0.528)
総所得_村 5	0.015(0.677)		0.037(0.855)	0.171(0.261)
モデル B: 各村落の相互保険の有効性が均一な場合				
総所得	0.014(0.589)	-0.029(0.414)	0.029(0.787)	-0.040(0.180)
モデル C: 隣接 5 村が一つの相互保険ユニットの場合				
総所得	0.012(0.490)	-0.020(0.279)	0.026(0.712)	0.026(0.123)
χ^2 統計値				
B vs. A (df=4)	7.48	4.28	8.45*	5.42
C vs. A (df=12)	19.10*	9.92	21.26**	11.15
C vs. B (df=8)	11.62	5.64	12.80	5.73

出所) PERI データより筆者作成。

注) 1) 被説明変数は、CARA 型の場合は家計の一人当たり消費変化量、CRRA 型の場合には、家計の一人当たり対数消費変化量(近似的に消費成長率に等しい)である。

2) 報告されている係数は説明変数の所得変化についての係数である。

3) 標本数は 118、ブールしたデータによる OLS 推計。

4) かっこ内は、分散不均一性のもとでも一貫性のある Huber-White 方法による分散推定法を用いた t 値の絶対値を示す。*10% で統計的に有意、**5% 有意、***1% 有意(両側 t 検定)。

要であろう。

用いるデータは、1988/89 年度から 1990/91 年度までをカバーする主要作物生産費調査の一部である(Kurosaki, 1998, Chap. 2)。1988/89 年度に無作為抽出された調査地域の一つがフルーカバード地区で、隣接する 5 ヶ村の農家を母集団に農業経営規模別に合計 97 戸の標本家計が無作為抽出された。このデータから、三ヶ年を通じて調査され、情報にも整合性がある完全なパネルとして 59 戸×3 年のパネルデータを作ることができる⁸⁾。

3.2 推計結果

前節(5)式のモデルによる基本推計結果を、リスクシェアリングの効率性を示すパラメータ々についてのみ抜き出して表 1 にまとめる⁹⁾。最初の二つの列が消費水準変化を被説明変数とする CARA 型モデル、次の二列が消費の対数値変化を被説明変数とする CRRA 型モデルに対応し、それぞれ消費の定義を消費額合計と食料消費額のみの場合の両方で推定した。変数はすべて一人当たりの実質値である。パラメータ

の解釈が容易になるように、CARA モデルの説明変数 Y には所得水準、CRRA モデルでは所得の対数値を用いた。

モデル A は地理的に隣接した 5 標本村のそれぞれがばらばらの相互保険のユニットであり、かつパラメータとも各村ごとに異なることを想定、モデル B は各村での相互保険の度合いが似通っているために ζ が単一の値を取ることを想定、モデル C はモデル B に加えて相互保険の範囲が 5 つの村一体となっているとの想定を加えたモデルである。各村を訪ねて得た情報や標本統計からは、各村の農業技術、資産の分配、社会構造などに際立った差はなく、したがって、 ζ の値に大きな差はないであろうというのが事前の予想である。

全消費を被説明変数とした場合のモデル A の推計結果を見ると、村内完備市場仮説は第 3 の村を除いて棄却されず、第 3 村でもその負の係数は 5 から 10% 水準で有意であったにすぎない。つまり、第 3 村を除く 4 村においては、村内の消費水準をコントロールすれば、個別の家計に生じた所得ショックが消費水準に影響を

表 2. 源泉別所得を用いた相互保険モデルの推計結果

	CARA 型		CRRA 型	
	総消費	食料消費	総消費	食料消費
	係数	t 値	係数	t 値
農業畜産所得	-0.018(0.403)		-0.171(0.996)	
農業耕種所得	-0.009(0.456)		0.034(0.903)	
非農業所得	0.247(2.061)**		0.299(2.349)**	

出所), 注)1)-4)前表参照。

注) 5)各村落の相互保険の有効性が均一な場合(モデル B)についての推計結果。

与えないことが示された。5つの村それぞれの
 が同一との制約(モデル B)は、尤度比検定で
 棄却するかしないかのボーダーライン付近にあ
 るという結果が出た。この制約をおいて推定し
 た場合のとは CARA で 0.014, CRRA で 0.029
 と絶対値がかなり小さく、統計的にも有意でな
 かった。さらに制約を課して、リスクシェアリ
 ングの単位がそれぞれの村ではなく、5村から
 なるより広範な地域であるとした場合(モデル
 C), この制約はモデル A に対しては 10% から
 5% 水準で棄却されたがモデル B に対してはお
 おむね棄却されず、モデル B と比較して推定パ
 ラメータにはあまり変化がなかった。

消費を食料消費のみに定義を変えて推定した
 場合、モデル A では所得変動の係数は正負両
 方の符号を取ってばらつきが大きく、
 CARA, CRRA モデル両方とも有意なパラメ
 ータが推定されていない。モデル B の制約も
 モデル A に対して一貫して棄却されなかった。
 そこで、以下においては基本的にモデル B の推
 定結果に絞って報告する。

説明変数の所得変動を、主要源泉別、具体的
 には農業畜産所得、農業耕種所得、非農業所得
 に分解して消費の変動との関連を回帰分析した
 結果が表 2 である。ちなみに、標本農家のこれ
 ら 3 源泉の構成を 1990/91 年度で見ると、耕種
 48%, 畜産 33%, 非農業 19% となっており、農
 地経営規模が大きいほど耕種の比率が高い。

まず、被説明変数に家計の合計消費額を用い
 た場合、農業畜産所得、農業耕種所得の係数は
 どちらも有意でなかったが、非農業所得の係数
 は 5% 水準で有意に正であった。CARA では
 非農業所得 1 ルピーの上昇が 0.25 ルピーの消
 費増、CRRA では非農業所得 1% の上昇が 0.30

% の消費増につながっているわけで、かなりの
 連動といえる。

対照的に、被説明変数に食料消費を用いた場
 合には、全てのケースで所得ショックの係数は
 有意でなかった。これを表 1 とあわせて理解す
 れば、食料消費がイディオシンクラティックな
 所得ショックからはほぼ完全に遮断されている
 こと、特に豊作・不作の影響をほとんど受けな
 いことを示している。この背景には、調査地域
 の農産物市場、とりわけ主食の小麦市場がかな
 り効率的に機能していることがあると思われる
 (黒崎・澤田, 1999, 補論 B; 黒崎, 1994)。

3.3 解釈

以上の推計結果は三点にまとめられる。第一
 に、調査地においてはイディオシンクラティッ
 クな所得ショックが消費水準に与える影響は一
 般にそれほど大きくないこと、言い換えると村
 内で効率的なリスクの共有が行われている可能
 性が示唆された。第二に、家計の消費の基幹と
 なる食料に関しては所得ショックからほとんど
 影響を受けていない。第三に、影響が有意に見
 出されたのは非農業所得のショックであり、し
 かもその影響は主に非食料消費に反映されてい
 ることがわかった¹⁰⁾。

非農業所得のショックのみが合計消費支出に
 影響を与えている原因としては二つの解釈を示
 しておきたい。第一に、村内で相互保険可能な
 イディオシンクラティックな所得ショックのう
 ち、非農業部門で起きたショックは農業部門で
 のショックに比べて村人による観察が困難であ
 り、私的情報となってしまうために効率的に保
 険できない可能性がある。第二に、非農業所得
 の変動は恒常的な非農業所得稼得能力のシフト

を反映している可能性があり、そうであれば、そのような所得稼働能力の恒常的なシフトに消費水準が連動してもおかしくない。対照的に、農業部門での所得の変動は一時的なショックの割合が高く、家計間での観察も容易であろうから、相互保険の必要も生じるし、保険が可能にもなる。どちらの解釈がより適当か、あるいはその他の理由が存在するののかについては今後の研究課題としたい。

本節が明らかにした消費安定化のどの程度が相互保険によるものであるかについては、残念ながら PERI データに定量的分析を可能にする情報が欠けている。調査村での筆者の観察によれば、リスクシェアリングの具体的形態として最も重要なのはインフォーマルな信用や所得移転である。とりわけインフォーマルな信用には、Udry(1994)が強調した状態依存的貸付けの性格が見出された。相互保険の具体的形態については次節でさらに検討する。

さて、ではこの実証結果から、調査世帯には効率的な保険メカニズムが存在していると解釈できるであろうか。仮にイディオシンクラティックな所得ショックのみが調査農家の直面するリスクであれば、そのような解釈も可能である。その場合には、たとえ選好としてはリスク回避的な農家であっても、農業生産リスクの存在が生産行動に何の影響も与えないはずである。しかし、この仮説は同じ PERI データを用いた作付決定要因の分析から明確に否定された。まず、当該農家の作付行動を、リスク回避的行動とリスク中立的行動それぞれのモデルで推定した結果、前者の説明力の方が後者よりも統計的に有意に高かった(Kurosaki, 1998, Chap. 6; Kurosaki and Fafchamps, 1998)。さらに、リスク回避的行動を前提として家計レベルのリスクすべてを考慮に入れたリスク回避モデルと、村落レベルの共通リスクのみを回避しようとするモデルとを比較した場合、両者のデータ説明力が有意に異なることが頑健に検出された(Kurosaki and Fafchamps, 1998)。つまり、イディオシンクラティックな所得ショックのかなりの部分が保険されても、村落レベルの共通リ

スクがほとんど保険されていないために、農家は自己保険としてリスク回避的生産行動を強いられているのである。

村落レベルの共通リスクの代表は、市場価格変動のリスクである。調査地においては、主食の小麦こそ広域流通体制の成立と政府の市場介入によって(黒崎, 1994)、かなり市場価格の変動が小さくなっているが、他の農産品、とりわけ畜産関係製品の価格リスクは大きい(Kurosaki, 1998, Chap. 4)。つまり、古くから市場経済が浸透し、農産物の取引も盛んな調査地では、村内のリスクを共有するメカニズムがある程度整っているが、村外とのリスクの共有手段が非常に限定されているがために、社会的に効率的な生産体系ではなくリスク回避的な生産体系が選択されていることが示唆される。

このインプリケーションを、Kurosaki and Fafchamps(1998)とは別の角度から分析するために適切なのが、全国規模の家計調査に基づく IFPRI パネルデータである。なぜなら、IFPRI データを用いることにより、相互保険の空間的規模が明示的に検定できるからである。

4. パキスタンの事例への応用(2)

4.1 IFPRI データ

本節では、国際食糧政策研究所(International Food Policy Research Institute; IFPRI)によって収集された、14 ラウンドにわたる家計調査のパネルデータを用いる(Adams and He, 1995)¹¹⁾。データがカバーするのは1986年のモンスーン期より1991年の乾期まで年度で言えば5ヶ年であり、当初のプロジェクトの焦点がパキスタン農村全体の代表性よりも貧困と人的資本の関連などであったため、調査が行われたのは主として、相対的後進地域から選ばれた以下3県であった。県別に家計総所得の内訳を表3に示す。8村落が調査されたアトック県はパンジャーブ州の天水小麦作地域に属し、耕種農業の生産性が低いため家計の非農業所得が相対的に大きい。バディーン県では19村落が調査されたが、これら村落は大地主制が

表 3. 家計総所得の内訳
(%, 1986/87 年度から 1990/91 年度までの平均値)

	農業畜産所得	農業耕種所得	非農業所得 (送金所得を含む)	送金所得
ファイサラーバード県	17.5	30.1	52.5	7.8
アトック県	15.2	10.2	74.5	13.5
バディーン県	17.6	46.2	36.2	4.5
ディール県	15.5	20.1	64.4	20.2

出所) IFPRI データファイルより筆者作成。

現在も広範に見られるスィンド州の綿花・小麦地域に属しており、耕種所得の比率が他の地域に比べて大きい。11 村落が調査された北西辺境州のディール県は天水小麦作中心の農業で、その生産性は低い。ディールの場合、海外、とりわけペルシャ湾沿岸諸国への出稼ぎ労働が幅広く見られ、送金の家計総所得に占める割合が高い。これら 3 地域 38 の村落に加えて、用水路灌漑の普及率が極めて高く、食品加工や繊維産業などの製造業も比較的発展している相対的先進地域のパンジャブ州ファイサラーバード県の 6 村落も調査対象として含まれた。調査対象となる村落・家計は階層化された無作為標本抽出法によって選定された。

本節の以下の分析においては、5 年間の IFPRI パネルデータを分析することにより、(5)式で示されるような共同体内における、完全なリスクシェアリングの必要条件を統計的に検証する。消費保険についての先行研究である Gillani(1996)が IFPRI データの最初の 3 年間のみを使ったクロスセクション分析であるのに対し、5 年間のパネルを全て用いていること、村ごとに相互保険の有効性が異なるモデルを推計した上で村を超えた相互保険について検定していること、所得源泉別の効果を考察していることなどが本稿の分析の新たな視点である。

4.2 基本推計結果

リスク回避度と主観的割引率が家計間で同一であると仮定した Ravallion and Chaudhuri (1997)の年次ダミーモデル(5)式を推定した。各村落で相互保険の有効性が異なる点で、前節のモデル A に相当するが、全村落をプールせずに村落ごとに推定を行った点はやや異なる。

PERI データの対象となっている村落は地域的に同一の村落である一方、IFPRI データでは異なる州に属する地理的に隔たった村落が数多く含まれているため村毎にデータを分割して推定を行った。前節の推計と同様に、被説明変数には家計の総消費額あるいは総食料消費額を家計構成員数で除したものを用いている。説明変数に含まれている家計所得データは、基本的に 6 つの所得、すなわち農業耕種利潤、農業畜産所得、地代収入、農業賃金所得、非農業所得、所得移転額の総計によって計算された(Adams and He, 1995)。

5 年間の IFPRI パネルデータの中から、消費・所得データの欠損のない 789 家計のデータ(総標本数は 2219)を用いた村落ごとの推計結果を整理して示したのが表 4 である(各村の係数ごとの推計値それぞれについては黒崎・澤田, 1999, 表 4-2 を参照)。CRRA モデルの場合、ファイサラーバード県、バディーン県において約 50% の村落が効率的なリスクシェアリングを行っている一方、アトック県、ディール県ではそれぞれ 75%、64% の村落においてシェアリングが不完全であると計測された。計測された弾力性が統計的に有意と判定されたケースにおいても、イディオシンクラティックな所得に対する消費の弾力性ごとの推計値は概して小さく、0.1 から 0.2 の間に集中している。所得の 1% の変動に対し消費は 0.15% 前後しか変動しないことになる。CARA モデルではファイサラーバードで特にリスクシェアリング仮説が棄却される例が増えるが、そのようなケースにおいても係数ごとの推計値は概して小さい。従って、厳密な検定結果については総合的な結論付けが困難であるものの、イディオシンクラティ

表4. 村落内リスクシェアリングモデルの推計結果まとめ

	CARA 型		CRRA 型	
	総消費	食料	総消費	食料
ζ=0 が棄却できないケースが占める割合(%)				
ファイサラーバード県	16.7	16.7	50.0	66.7
アトック県	62.5	87.5	25.0	50.0
パディーン県	57.9	68.4	47.4	57.9
ディール県	63.6	63.6	36.4	54.5
ζ係数の推定値の平均				
ファイサラーバード県	0.07	0.05	0.11	0.10
アトック県	0.09	0.04	0.09	0.08
パディーン県	0.11	0.06	0.17	0.14
ディール県	0.06	0.02	0.09	0.10

出所) IFPRI データからの推計結果(黒崎・澤田, 1999, 表4-2)より筆者作成。

注) 1) 被説明変数は, CARA 型の場合は家計の一人当たり消費変化量, CRRA 型の場合には, 家計の一人当たり対数消費変化量(近似的に消費成長率に等しい)である。

2) 報告されている係数ζは, 説明変数の(対数)所得変化についての係数であり, そのt検定には分散不均一性のもとでも一貫性のある Huber-White 方法による分散推定法を用いた。

ックな所得の変動が消費変動に与える影響は概して非常に小さいことが分かる。

被説明変数に食料消費のみを用いた場合, 第一に完全なリスクシェアリングが行われているとされるケースが, 全ての地域において, 総消費のシェアリングに対してよりも多く観察される。第二に, 食料消費に関しては, 係数ζの推計値が総消費の場合よりもほぼ全てのケースにおいて小さく, 食料消費の変動は村落内でかなりの程度平準化されていることがわかる。言い換えれば, 所得変動はより非食料消費に反映されていることになる。

4.3 相互保険の空間的規模

以上の計測においては, リスクシェアリングの単位が村落であると仮定した上で分析を行った。第3節で示唆されたように, パキスタン農村, とりわけ開発の進んだ地域では村落内部の相互保険がある程度機能している反面, 村落内の共通リスクを村外とシェアするメカニズムがあまり発達していない可能性がある。ここでは, 村落を越えた, より広い範囲でリスクシェアリングが存在するかどうかを検証する。具体的には, 県別にプールしたデータを用いて(5)式を再計測する。これは前節のモデルCをさらに広域に拡張したものと言えるのでモデルDと呼ぼう。これらの推定式を用いた検定では, 県レベルでの集計ショックの影響をコントロール

した上で, 県レベルの総計ショックによらないイデオシクラティックな家計所得変動(村落レベルで生じる村内家計全員に共通するショックを含む)が消費変動に影響しているかどうかを分析することになる。推計されたζの値が統計的に有意でなければ, 個々の家計の消費は県レベルでの消費に従って変動することになり, リスクシェアリング仮説が支持されることになる。一方, ζ=0の帰無仮説が棄却される場合には, 完備保険市場の機能が成立していないと考えられる。

また, 全ての地域データをプールして推定すれば, 全国レベルあるいは県間(inter-district)でのリスクシェアリングのメカニズムがあるかどうかの分析を行うことができる。このような非常に広範囲な相互保険検定のモデルをモデルEと呼ぶことにしよう。

計測結果を表5に報告する。モデルDの結果については, CARA 型効用関数のケースにおいて, アトック県における完全なリスクシェアリングの存在が棄却できないものの, その他のケースでは完全な相互保険仮説が全て棄却される。また, モデルEの結果よりわかるように, 全国レベルでの保険メカニズムの存在は統計的に強く棄却される。しかしながら, 村落レベルでの計測結果と同様に, 計測されたζの値は小さく, 定量的には消費平準化のための保険メカニズムが働いているであろうことがわかる。

表5. 県内・全国リスクシェアリングモデルの推計結果

	CARA				CRRA			
	総消費		食料消費		総消費		食料消費	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
モデル D								
ファイサラーバード県	0.046	(2.296)**	0.026	(2.601)***	0.136	(6.527)***	0.128	(5.411)***
アトック県	0.028	(0.861)	0.002	(0.134)	0.076	(3.779)***	0.074	(3.791)***
バディーン県	0.081	(6.100)***	0.042	(3.411)***	0.142	(7.247)***	0.108	(4.629)***
ディール県	0.062	(2.149)**	0.024	(2.081)**	0.106	(4.371)***	0.114	(4.525)***
モデル E								
全地域	0.052	(3.381)***	0.111	(9.896)***	0.024	(2.940)***	0.114	(9.771)***

注) 1)前表と同じ。

2)報告されている係数は、説明変数の(対数)所得変化についての係数であり、括弧内の数字は Huber-White 方法による t 統計量を示す。

3)*は10%水準、**は5%水準、***は1%水準で統計的に有意であることを示している(両側検定の場合)。

これらの分析結果をより詳しく解釈するために、説明変数である所得変動を、所得の源泉別に農業畜産所得・農業耕種所得・非農業所得に分解した上で再計測した(表6)。まず、ファイサラーバード県においては、農業畜産所得のイデオシンクラティックな変動が家計の総消費・食料消費に影響を与えており、畜産所得に対して保険メカニズムが働いていないことを示している。第3節で触れたように、農民は市場価格の変動によるリスクに直面しているが、とりわけ畜産関係製品の価格リスクは大きいことが知られており(Kurosaki, 1998, Chap. 4)、ここでの計測結果は、地域内の市場を通じては分散されていない畜産所得の個別リスクの存在を示しているのかもしれない。ただし、所得の感応度係数そのものは小さく、量的な影響は小さい。一方、農業耕種所得・非農業所得は家計消費行動に影響を与えていない。このことは、農産物市場、とりわけ小麦市場と労働市場がファイサラーバード県において活発に機能していることと整合的である。

一方、アトック県においては CARA 型の食料消費変動が農業畜産所得に反応することを除き、全ての所得源泉に対して完全なリスクシェアリング仮説が棄却できない。とりわけ、全所得の75%を占める非農業所得に対して消費が反応していない点は、出稼ぎを通じて労働力の流動性が高まっているアトック県の労働市場の効率性を示唆している。

次に、約50%の所得を耕種から得ているバ

ディーン県においては、CARA 型効用関数を仮定したケースの農業耕種所得を除き、所得に対して消費は感応的ではない。最後に、ディール県では、CRRA 型効用関数を仮定した場合に総消費・食料消費ともに農業耕種所得のイデオシンクラティックな変動に対して感応的であるという結果が得られた。このことは、ディール県においては非農業所得、とりわけ出稼ぎ者からの送金所得が重要であり、商業目的のための農産物市場が他地域に比べて希薄であることを示唆している。

表6の最後に、全ての地域のデータをプールしたモデルEで3つの所得を分解して計測した結果が示されている。これによれば、定式化によって農業畜産所得・農業耕種所得・非農業所得の中のどれか異なる要因が家計の消費変化に影響を及ぼしており、どの所得が相対的に保険機能によって補填されているかを結論づけることは難しい。このことは、全国レベルを網羅するような何らかの公式・非公式の保険メカニズムがパキスタンには存在しないことを示唆している。また、畜産市場、農産物市場、労働市場のパキスタン全国レベルでの統合度が低いことを示す計測結果といえるかもしれない¹²⁾。

4.4 解釈

以上の IFPRI データを用いた実証結果は3点に集約できる。まず第一に、厳密なリスクシェアリングの仮説は多くの場合統計的に棄却されるものの、特に食料消費の変動はかなり平準

表 6. 源泉別所得を用いた県内・全国リスクシェアリングモデルの推計結果

	CARA				CRRA			
	総消費		食料消費		総消費		食料消費	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
モデル D								
ファイサラーバード県								
農業畜産所得	0.016	(1.834)*	0.014	(2.623)***	0.011	(3.742)***	0.013	(3.660)***
農業耕種所得	0.001	(0.163)	-0.001	(0.735)	-0.002	(1.066)	-0.002	(0.809)
非農業所得	0.000	(0.371)	-0.000	(0.239)	-0.001	(0.355)	-0.004	(1.323)
アトック県								
農業畜産所得	0.007	(0.595)	0.018	(1.839)*	-0.003	(0.881)	0.002	(0.418)
農業耕種所得	0.010	(1.263)	0.003	(0.635)	-0.002	(1.066)	-0.000	(0.011)
非農業所得	0.007	(1.479)	0.002	(1.490)	-0.001	(0.355)	0.000	(0.736)
パディーン県								
農業畜産所得	0.006	(1.007)	0.007	(1.549)	-0.001	(0.285)	0.004	(0.929)
農業耕種所得	0.001	(0.629)	-0.001	(1.304)	0.001	(2.796)***	0.001	(0.993)
非農業所得	0.002	(0.489)	-0.001	(0.171)	0.004	(1.329)	0.003	(0.828)
ディール県								
農業畜産所得	-0.007	(0.866)	0.002	(0.568)	-0.000	(0.056)	0.000	(0.529)
農業耕種所得	0.010	(0.834)	0.006	(1.401)	0.002	(3.726)***	0.003	(4.374)***
非農業所得	0.000	(0.174)	-0.000	(0.979)	0.000	(0.307)	0.001	(0.762)
モデル E								
全地域								
農業畜産所得	0.010	(2.347)**	0.014	(4.841)***	0.001	(0.510)	0.003	(1.376)
農業耕種所得	0.002	(0.603)	-0.000	(0.006)	0.002	(3.249)***	0.002	(3.330)***
非農業所得	0.001	(1.353)	-0.000	(0.183)	-0.000	(0.195)	0.000	(3.042)***

注) 前表に同じ。

化されていることである。PERI データの分析結果と同様、所得変動は相対的に非食料消費に対して反映されることになる。

第二に、より広範囲、具体的には全県、州、あるいは全国レベルでのリスクシェアリング仮説に関しては、村落レベルよりも強く棄却される。これはパキスタンの農村における様々な市場の空間的な発達が進んで十分ではなく、近隣を超えた相互保険が困難であることを示唆している。また、所得ショックを分解してみると、保険メカニズムがかなり地域的な市場発展の特性を反映したものであることが明らかになった。

最後に、最も重要であると考えられるのは、リスクシェアリング仮説が統計的に棄却されたケースについても、所得ショックの消費変動に与える定量的な影響が非常に小さいことである。推定されたこの推計値は、CARA 型の場合には 0.1 程度、従って、所得 1 ルピーの落ち込みに対して消費の変化が受ける影響は多く見積もっても 0.1 ルピー程度であると考えられる。こ

のことは、約 90% の所得変動が自己保険もしくは相互保険のメカニズムによって吸収されていることを示している。一方、CRRA 型効用関数の場合、係数 α の多くが 0.1 未満、最大でも平均して 0.2 より小さい値を取っている(パディーン県では平均して高めである)。このことは、所得の 1% の変動に対し消費はせいぜい 0.15% 程度しか変動しないことを示している。イデオシンクラティックな所得の変動が消費変動、とりわけ食料消費変動に与える影響は定量的には非常に小さいことが分かる。

しかしながら、第 2 節で既に指摘したように、以上のような統計的検定によってはこれらのパキスタン農村調査地におけるリスクシェアリングによる消費平準化の具体的な形態は必ずしも明らかとはならず、とりわけ自己保険と相互保険の相対的重要性を判別することができない。従って、各調査村での相互保険の具体的な形態を解明する必要がある。IFPRI データを使った既存研究の分析結果は、インフォーマルな信用

と国内での所得移転が相互保険の重要な方法であることを示唆している(Gillani, 1994). Alderman(1996)は長期的な関係に基づいたインフォーマルな借入れが結局所得移転になっていると述べており, Udry(1994)のいう「状態依存的貸付け」がこれらパキスタン農村においても見られることを示唆している. さらに, Alderman(1996)は, 海外送金¹³⁾からの限界貯蓄性向が0.84と, ほとんど貯蓄に廻っているのに対し, 国内送金の消費性向は相対的に高いこと, 国内送金は資金借入れと負の偏相関係数を持っており, 借入と代替的であることなどを示している. これらから, 国内送金が消費平準化のためのより重要な相互保険手段であること, インフォーマルな信用もまた相互保険の重要な手段であることが示唆される.

黒崎・澤田(1999)は, 家計の畜産・耕種所得に送金を除く非農業所得を加えた場合, 国内・海外送金をそれぞれ加えた場合とでクロスセクションの家計所得の変動係数を計算し, 比較している. その結果によれば, 非農業所得が所得平等化, 平準化の手段として最も重要である. このことは, 非農業所得が貧困層にとって重要な所得源泉であり, かつ家計全体の所得分配を平等化させる働きを持っていることを明らかにした, Adams and He(1995)のファインディングを再確認したものと理解できる. データでは非農業労働所得・公共事業所得が全非農業所得の約75%を占めている. これらの所得がイディオシンクラティックな所得変動に対して事後的に得られたものであるかどうかは明示的に識別できないものの, 賃金収入が重要な所得保険的役割を持っていることを示唆している. 一方, 国内送金も非農業所得に次いで所得の平等化と平準化に寄与しており, 国内の親族・友人などからの所得移転が所得変動を事後的に削減するように行われていることが示唆される¹⁴⁾.

5. 結び

本稿は, 途上国農村における保険・信用市場のあり方, 具体的にはパキスタンの農村部に生

活する家計の消費が所得ショックからどれだけ遮断されているかを実証的に分析した. 小規模村落調査(第3節), 全パキスタン規模の標本調査(第4節)という二つの異なるタイプのデータを分析した結果明らかになったのは, 第一に, 村落内部で生じるイディオシンクラティックなショックが予想以上に相互に保険されていたことである. このこと自体は既存の研究結果を改めてサポートするものであるが, 所得変動が消費に反映される度合を示すパラメータ ξ の絶対値が小さいことが頑健に確認されたことは新たな事実として興味深い. 国境を越えてこのパラメータを比較すること(黒崎・澤田, 1999, 表2-2)が許されるならば, パキスタン農村においてはインドの半乾燥地域や中国農村よりも保険メカニズムが効いていることになる. 農産物市場取引の長い歴史, パキスタンのデータに農業余剰の大きい灌漑農業地域が多く含まれることなどをその理由の一つとしてここでは挙げておくと, 厳密な国際比較については今後の研究課題としたい.

第二に, 第3節の分析結果と, 灌漑農業の歴史と農業余剰の点で生産環境が似ている第4節のファイサラーバード県に関する分析結果とを比較すると, 後者の方が村内部の効率的リスクシェアリングが棄却されるケースが多かった. これは, 前者が農家を母集団とした分析であるために自動的に農村社会における最下層を抜いた分析になっているのに対し, 後者が農村居住世帯全体をランダムに抽出したデータであることの違いが反映されているように思われる. 村内部での相互保険が効率的に行われうる範囲として, 経済的には所得ショックの特徴がより多様な集団であることが望ましい反面, 情報面でのコストを下げるためにも社会的には均質な集団であることが重要となる. 本稿の推計結果は, パキスタン農村において農家階層とは社会的に分断された出自を持つ非農家階層¹⁵⁾にまで有効に相互保険のネットワークが届いていない可能性を示唆しているようにも見える. この点についての厳密な検討も別稿に期したい.

もう一つ重要なファインディングは, パキス

タン農村におけるリスクシェアリングが広域になればなるほど成立しにくいことが確認されたことである。このことと農業経営の特徴とを合わせて考えると、灌漑に代表される農業技術の発展とそれに伴う市場余剰の増大が、農家経済にとってはリスク面で厚生コストを引き上げる側面もあるという事実に着目させられる。灌漑農業はイディオシンクラティックな収量リスクを軽減する反面、広域の収量相関を高め、むしろ共通な収量リスクを拡大する可能性があるし、灌漑農業に伴う購入投入財使用の増加は所得に直結する単位利潤の変動を大きくするかもしれない(Kurosaki, 1998, Chap. 5)。さらには、市場参加が恒常化することにより、外生ショックが市場価格を通じて農家経済を左右することが多くなるからである。

しかしながら、市場指向の灌漑農業を縮小するといった後ろ向きへの対応が解決にならないことも確かであろう。パキスタンの村落経済は既に全国市場、国際市場との連関抜きには機能しなくなっており、その否定は厚生水準の直接的な大幅低下につながる。むしろ、村域を越えてリスクをプールすることを阻害している要因が何か、これらの阻害要因を克服するためにどのような政策が有効かを探っていくことが重要であると思われる。これらの政策には、例えば、インフラストラクチャ整備、とりわけ農業用水を安定化させるための灌漑への公共投資、洪水や早魃などに対する全国的な作物保険など政府による直接的な保険制度、ないしは保険的性格が強い雇用創設事業などが含まれるであろう。

(一橋大学経済研究所・スタンフォード大学大学院)

注

* 本稿は黒崎・澤田(1999)を大幅に縮小したものである。一橋大学経済研究所の定例研究会で有益なコメントを多数下さった方々、データの利用を許してくれたIFPRI, PERI に対し、特に記して謝意を表したい。

1) "Idiosyncratic": クロス・セクション間で統計的に独立に生じる変動。本文の文脈では、各家計に特有の所得変動部分のことを示す。この性質が満たさ

れるリスクは、そのクロス・セクション内部で理論的に保険可能となる。

2) 以下の研究展望の詳細な文献リストは黒崎・澤田(1999)を参照。他の研究展望としては *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 3(1995)の小特集も参照されたい。

3) 代表的なものに、半乾燥熱帯農業研究所(International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics; ICRISAT)のインドにおける Village Level Studies(VLS)や世界銀行の Living Standards Measurement Surveys(LSMS)などがある。これらを用いた近年の実証研究の概要については黒崎(1998)を参照。

4) 本稿では"consumption smoothing"の訳語として、林(1996)に倣って「消費平準化」を用いる。ただし、その意味するところは個別家計の異時点間の消費において予期せぬ、望ましくない変動を回避することによって、個別家計の異時点間消費が全く均一になることや、家計間の消費が収斂するような意味での「平準化」を意味したものではない。

5) より一般化して言い換えれば、途上国農村に特有の制度・慣習や結合契約の多くは、リスク回避的な選好を持つ途上国農民が直面する保険・信用市場の不完全性や情報の問題を補完する枠組みとして理解することができるのである。

6) 無限繰り返しゲームの枠組みを用いることにより、緊密な長期的関係のある共同体においては、このようなリスクシェアリングが、明示的契約のない非協力ゲームの完全均衡として達成し得ることを示すことができる。これは文化人類学で言う双方向の贈与を通じた均衡的互酬性の概念に対応しており、長期安定的な共同体の相互保険関係が維持されることになる。

7) 彼のモデルではさらに家族構成の変化を明示的にコントロールする項が入っていたが本稿ではこれを省略する。また、パラメータ a_1 の理論的値は1であるため、Townsend(1994)はこの制約条件を課した推計を中心に行っている。

8) このデータにもとづく農業経営、所得と消費、地域の農産物市場の特質と価格リスク、農家の作付行動などの分析についてはKurosaki(1998)を参照。データのチェックおよび定性的情報の収集のために、筆者自身も、1992年と1993年の二度にわたり当該村を調査した。

9) 使用した変数の定義、推計方法、推計結果の詳細は黒崎・澤田(1999)第3節を参照。

10) これらの推定結果がどの程度推定方法に依存しているのか見るために各種異なった推定を行ったが、定性的な変化は生じなかった。頑健性をチェックしたのは、①消費や所得を一人当たりに直す際に、必要食料の違いなどを考慮した成人男性換算単位を用いた場合、②本稿(5)式の代わりに(4)式、すなわち村レベルの共通リスクとして村落・年次ダミーではなく村レベルの消費を明示的に用いた場合、③パネル推定法を取り入れて家計の観察不可能な特徴が二時点間の変化量ないし変化率にも影響を与える可能性をコントロールした場合、④59家計×3時点(時点変化数で2)の118標本でなく、片方の時点変化のみしか採れない標本も

入れた不完全な(unbalanced)パネルを構成する152標本を用いた場合、の4通りである。詳細は黒崎・澤田(1999)第3節を参照。

11) 実際には家計内資源配分分析のための15回目の調査が1993年から94年にかけてパンジャブ州において実施されており、教育投資に関する追加的な回顧的情報の調査(16回目の調査)が1997年から98年にかけて筆者によって行われた。IFPRI家計パネルデータを用いた研究はすでに様々なトピックについて行われている(黒崎・澤田, 1999, 第4節)。本稿との関連では、Gillani(1994, 1996)による相互消費保険の検定、Sawada(1997)による児童労働所得の保険的機能の分析、Alderman(1996)による貯蓄と消費平準化の分析などがある。

12) 農産物市場、とりわけパンジャブ州の小麦については黒崎(1994)が空間的な価格統合の分析をしており、かなり統合度が高いことを実証しているが、州間の統合を検定していないこと、パンジャブ内部でもアトックの卸売市場が分析に含まれていないことからすると、本文の記述と矛盾しない。農産物市場の空間的統合とリスクシェアリング検定の関係については黒崎・澤田(1999)補論Bも参照されたい。

13) 海外に居住する家族・親族からの送金は額の最も重要であり、平均額でいえば、フォーマル、インフォーマルな借入れの合計の約1.8倍、国内送金の2倍にも上っているが、海外送金を受けている家計は、全家計の約2割程度にすぎず、多くの家計、とりわけ貧困層は海外送金を受けるためのネットワークから除外されている(Gillani, 1994; Alderman, 1996)。

14) 黒崎・澤田(1999)はもう一歩分析を進め、計測された β 係数の値を村の属性を示す変数に回帰させることにより、両者の関係を実証的に探っている。暫定的推計結果から示唆されることは、第一に所得のクロスセクション変動係数が β 係数に正の影響を及ぼしており、所得格差が大きいほどリスクシェアリングが困難であろうこと、第二に、土地所有家計の占める割合が β 係数に正の影響を及ぼしており、土地所有を通じた自己保険・資金借入可能性の拡大が相互保険の相対的重要性を低下させる可能性があることである。

15) パキスタン・パンジャブ農村における非農家層の経済分析、とりわけ彼らの農家層との関係と農村社会での役割に関しては平島(1977)を参照。

参 考 文 献

林文夫(1996)「家計消費の実証研究」大山道広・西村和雄・吉川洋編『現代経済学の潮流1996』東洋経済新報社, pp. 47-61。
 平島成望(1977)「パキスタン・パンジャブ農村における非農家層の経済分析」『アジア経済』第18巻第6・7号, pp. 135-154。
 黒崎卓(1994)「発展途上国における農産物価格形成と政府介入——パキスタン・パンジャブ州における小麦の事例——」『アジア経済』第35巻第10号, pp. 31-63。
 黒崎卓(1998)「農業と家計——個票データによる農村

経済の総合分析——」『アジア研ワールドトレンド』1998年11月号, pp. 17-20。
 黒崎卓・澤田康幸(1999)「途上国農村における家計の消費安定化——研究展望とパキスタンへの応用——」一橋大学経済研究所, Discussion Paper Series A No. 361, January 1999。
 Adams, R. H. Jr. and Jane J. He (1995) *Sources of Income Inequality and Poverty in Rural Pakistan*, IFPRI Research Report 102。
 Alderman, H. (1996) "Saving and Economic Shocks in Rural Pakistan," *Journal of Development Economics*, Vol. 51, No. 2, pp. 343-365。
 Deaton, A. (1997) *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Johns Hopkins University Press。
 Fafchamps, Marcel, Christopher Udry, and Katherine Czukas (1998) "Drought and Saving in West Africa: Are Livestock a Buffer Stock?" *Journal of Development Economics*, Vol. 55, No. 2, pp. 273-305。
 Gillani, Syeda Fizza (1994) "Evidence of Risk Sharing and the Role of Transfers and Loans: The Case of Rural Pakistan," unpublished Ph.D. dissertation, Department of Economics, Boston University。
 Gillani, Syeda Fizza (1996) "Risk-sharing in Rural Pakistan," *Pakistan Development Review*, Vol. 35, No. 1, pp. 23-48。
 Kurosaki, Takashi (1998) *Risk and Household Behavior in Pakistan's Agriculture*, Institute of Developing Economies。
 Kurosaki, Takashi and Marcel Fafchamps (1998) "Insurance Market Efficiency and Crop Choice in Pakistan," Discussion Paper Series A No. 358, November 1998, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University。
 Ravallion, Martin and Shubham Chaudhuri (1997) "Risk and Insurance in Village India: Comment," *Econometrica*, Vol. 65, No. 1, pp. 171-184。
 Sawada, Y. (1997) "Human Capital Investments in Pakistan: Implications of Micro-Evidence from Rural Households," *Pakistan Development Review Papers and Proceedings*, Vol. 36, No. 4, Part II, pp. 695-712。
 Townsend, R. M. (1994) "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica*, Vol. 62, No. 3, pp. 539-591。
 Udry, C. (1994) "Risk and Insurance in a Rural Credit Market: An Empirical Investigation in Northern Nigeria," *Review of Economic Studies*, Vol. 61, No. 3, pp. 495-526。
 Udry, C. (1997) "Recent Advances in Empirical Microeconomic Research in Poor Countries: An Annotated Bibliography," *Journal of Economic Education*, Vol. 28, pp. 58-75。