

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-- *

1999年1月

黒崎 卓[§]・澤田 康幸[#]

要約

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必要条件の統計的検定を行う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。

* 本稿の執筆では一橋大学経済研究所の定例研究会にて有益なコメントを多数頂いた。記して謝意を表したい。なお、本稿を大幅に短縮した版が、「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--」とのタイトルで『経済研究』第50巻第2号(1999年4月)に印刷中である。

§ 一橋大学経済研究所。Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, 2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo 186-8603 JAPAN. Phone: 81-42-580-8363; Fax: 81-42-580-8333; E-mail: kurosaki@ier.hit-u.ac.jp.

スタンフォード大学大学院。Department of Economics, Stanford University, Stanford CA 94305, USA. Phone: 1-650-725-8988; Fax: 1-650-497-1195; E-mail: sawada@leland.stanford.edu.

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--

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・気候条件に依存するものの、発展途上国の半乾燥熱帯地域において農業生産に従事する小農や土地無し農民にとってリスクの影響は最も深刻であるといえることができる。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(Walker and Jodha, 1986)。したがって、南アジアを含む広範なアジア地域において生じている急激な経済成長とかかる農村への市場の浸透が、人々の厚生水準にどのような影響を与えているかをリスク対応能力という観点から分析することは、経済の発展プロセスを考える上で重要な意義をもってくる。

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イディオシンクラティック¹な所得変動や農村レベルでの集計的な生産リスク、金融市場の未発達性や情報の問題が、家計の消費や投資行動にどのような影響を与えるかを明らかにしてきた(Besley, 1995; Deaton, 1997; Fafchamps, 1992; Morduch, 1995; Townsend, 1994; 1995a; 1995b)。とりわけ、家計の最適な生産・消費行動、異時点間資源配分や、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、情報精度の高い家計調査データの目覚ましい整備²とが、「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; 1995; Udry, 1997)。

途上国農民の直面する基本的な問題は、農業生産に本源的な所得リスクのもとで、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」³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

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 代表的なものに、半乾燥熱帯農業研究所(International Crop 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 Standard 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。

³ 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であって、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

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（補論 A 参照）。途上国の文脈では、途上国家計、とりわけ所得の低い農民が一般的にリスク回避的な選好を持っていると考えられることが重要である(Binswanger, 1980)。途上国農村に特有の制度・慣習や結合契約(interlinked contracts)の多くは、農村における保険・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(Besley, 1995; Rosenzweig, 1988)。また、Morduch (1994)が議論しているように、近年の研究は恒常的貧困(chronic poverty)のみならず、一時的貧困(transient poverty)⁴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データの統計的性質を分析することを通じた消費保険に関する実証的な分析を推進しているといえよう。

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。まず第一に、途上国における消費平準化の度合を実証するための枠組みと、これまでの研究の成果を展望する(第 2 節)。続く第 3 節、第 4 節において、既存研究の展望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. 消費平準化のモデルと途上国農村での実証結果

2.1. 消費平準化の諸相

伝統的に、農民は、作物の多様化・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。一般化していえば、これらの「リスク管理」(risk management)戦略は、事前的に生産リスクを軽減するための方策である。すなわち、リスク管理戦略は、「不確実性が実現する前の段階で所得の分散を減少させるために行われる行動」として定義することができる。Morduch (1995)に倣い、この戦略を所得平準化(income smoothing)と呼ぶこともできよう。このような農民のリスク管理行動は、しばしば金融市場における投資家の最

「平準化」を意味したものではない。

⁴ 一時的貧困は確率的性質を持つ貧困状態のことを示しており、確率的貧困(stochastic poverty)とも呼ばれる。

適ポートフォリオ選択行動とのアナロジーとして論じられる。例えば Rosenzweig and Binswanger (1993)は平均・分散モデルに基づき、事前的なリスクを削減するための保有資産の役割について議論している。具体的には、ICRISAT インドのデータを用いて農民の資産ポートフォリオ構成がリスク回避度、資産所有、降雨量の分散によって影響されることを実証的に示している。また、Kurosaki (1998; Chapter 6)および Kurosaki and Fafchamps (1998) はパキスタン農民の家計調査データに厳密な計量分析を加えることにより、農産品の価格リスクの存在と保険市場の不完備性のもとで所得平準化のための農業作物選択行動が消費嗜好によって影響を受けることを明らかにしている。このことは、不完備市場のもとでは農民の所得平準化行動が消費平準化行動から分離することができないことを示しており、生産面でのリスク管理行動のみを取り出して分析する部分均衡的な計量分析が計測のバイアスを持つことを示唆している。

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にも直面する。例えば、作物及び家畜は、ハリケーンや台風、洪水、火災や深刻な旱魃のような自然の災害によって徹底的に破壊されるかもしれない。また、農民とその家族は、事故、病気、または、世帯主の急死によって重大な経済的損害を被り得る。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方策、すなわち消費平準化のための事後的な「損失管理」(loss management)戦略⁵を発展させてきた。このような損失管理戦略として一般的なものは、自己の所有する実物資産、例えば家畜や土地の一部を売却することや公式・非公式の貯蓄を取り崩すことである。例えば、Paxson (1992)はタイの全国家計調査データを用いることにより、一時的所得の貯蓄性向が非常に高いことを示している。このことは、消費行動が恒常所得のみならずリスクに依存し、予備的動機にもとづく貯蓄が重要であることを示唆している⁶。Park (1996)は中国北部の最貧困地域における農村調査結果から、農民の穀物ストックが全資産保有の16%にも上っており、予備的貯蓄として重要な機能を果たしていることを明らかにしている。また、Rozenweig and Wolpin (1993)はインドのICRISATデータの分析結果から、家畜保有が消費平準化を達成するための重要な役割を果たしていることを示している。しかしながら、同じICRISAT インドのデータ分析からTownsend (1995a) は家畜を含む実物資産の売買が所得平準化には寄与しておらず、一方穀物備蓄が重要であると議論している。また、Fafchamps, Udry, and Czukas (1998)はブルキナファソのICRISAT データを分析することにより家畜販売による所得は全所

⁵ このような戦略はしばしば「リスク補填」(risk coping)戦略とも呼ばれる。

⁶ 理論的には、効用関数の三次微分が正である場合には、所得の不確実性のもとで「予備的貯蓄」が行われることが知られている(Leland, 1968)。

得低下のたかだか 20-30%を補填するに過ぎないとの結論を得ており、家畜という重要な生産手段が予備的貯蓄の手段として頻繁に売買される性格のものであるかどうかは議論が分かれるところである。一方、世帯主が一時的に労働市場へ参加することや家族構成員が非農業所得を追加的に得ることも事後的な損失への対応策として重要であると考えられる。Walker and Ryan (1990; pp.87-88)や Kochar (1995)は家計の労働市場参加を通じた賃金所得が農業所得に対する一種の保険の役割を果たしていることを ICRISAT データの統計分析より明らかにしている。⁷また、Jacoby and Skoufias (1997)と Sawada (1998)はそれぞれインド、パキスタンの家計データを分析することにより、児童労働所得が家計所得にとっての保険的機能を果たしていることを間接的に示している。以上で示されるような、自己の資源を異時点間で調整する農民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。例えば Besley (1995)や Eswaran and Kotwal (1989)は資金市場へのアクセスの存在が保険機能として働くことを示している。しかしながら、McKinnon (1973)が指摘するような政策的な「金融抑圧」(financial repression)や Stiglitz and Weiss (1981)、Carter (1988)らのモデルが示すような情報の非対称性によって生ずる資金割り当てが行われることにより、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している。また、禁止的にコストの高い高利貸からの借入に農民が依存せざるを得ないことも借入制約の重要な要因であると考えられる。一方、信用市場が完全であっても、生存維持最低水準における効用のレベルが極端に低く、かつそのような状況の生ずる確率がゼロでない場合には、借入を行わないことが家計にとって最適となりうる。そのような場合、家計は「自発的な」資金借入制約に直面することになる(Carroll, 1997; Deaton, 1992)。資金借入制約の存在は、消費平準化行動を行う農民にとって負の所得リスクによる一時的な飢餓の発生が不可避であることを意味する(Deaton, 1991)。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。⁸

また、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

⁷ インド、マハラシュトラ州で実施されたような公的雇用保証計画(Employment Guarantee Scheme: EGS)は、とりわけ旱魃期には重要な保険的役割を持っている(Cain, 1981)。

⁸ 但し、Rosenzweig (1988)はインド ICRISAT データの分析から、南インドにおいては借入を通じた消費平準化よりも、親族間での所得移転を通じたインフォーマルな消費保険の方を家計がより好んでいるということを実証的に示している。

な送金も事後的なショックへの対応策として重要である。これらの送金は一般的に「相互保険」(mutual insurance)として知られるものである。交換経済におけるリスクシェアリングのメカニズムは以下の「バナナ経済」の数値例によって説明することができる。まず、二つの家計 A と B で構成される共同体を考えよう。経済には二つの潜在的な状態(state)が存在し、それらの状況が起こる確率は等しく 50% ずつであるものとする。両家計のバナナの賦存量は状態に依存して以下のように与えられるものとする。

表 2 - 1 バナナ経済の利得

状態 state	家計 A	家計 B	完全な リスクシェアリング
S1	1	3	2
S2	2	1	1.5

さらに、バナナは貯蔵することができず、また信用市場も存在しないものとする。ここで、各家計のバナナの生存必要水準が 1.4 であると仮定しよう。状態 S1 が実現した場合、家計 A のバナナ資源は生存必要水準を下回っているために、事後的な危機に直面している。一方、家計 B は状態 S1 のもとでは生存に必要なバナナ資源を確保している。一方、状態 S2 が実現した場合に家計 A は超過的なバナナを確保しているが、家計 B は生存を維持するためのバナナが不足している。各状態が起こる確率は 50% であるから、両家計は常に 50% の確率で飢餓の危険にさらされていることになる。

ここで、両家計がリスクシェアリングの取り決めを行うケースを考えてみよう。リスクシェアリングとは、両家計の収穫したバナナを共同体内でプールし、あるウエイトに基づいて再配分するというしくみのことである。表 2-1 のケースにおいて、この共同体の総バナナ資源を折半する取決めが行われたとすると、両家計が消費することのできるバナナは S1 の状態では 2、S2 の状態では 1.5 となり、イデオシンクラティックな所得変動による飢饉のリスクを両家計ともに回避することができることになる。

また、無限繰り返しゲームの枠組みを用いることにより、共同体における長期的関係のもとでは、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状況の完全均衡として達成しうる(Kimball, 1988; Coate and Ravallion, 1993)。したがって、緊密な関係のある共同体の内部では、長期的な互酬性が自己拘束的に維持されるのである。しかしながら、状態 S2 でシェアされる一家計あたりのバナナの量 (1.5)

は状態 S1 でのバナナの量 (2)より小さく、共同体内のリスクシェアリングによっては回避できない共同体の集計的リスクが存在していることを示している。

このような共同体内での完全なリスクシェアリングの必要条件はマイクロデータを用いることにより、幅広く計量経済学的に検定されてきた(Townsend, 1993; 1994; Udry, 1994)。イディオシンクラティックな所得変動に直面している家計が、親類、及び、隣人と非公式のリスクシェアリング契約を結ぶことにより消費平準化を行っているかどうか、すなわち「相互保険」の重要性が分析の焦点となっている。Townsend (1994) による良く知られた研究は⁹、世帯がイディオシンクラティックな所得変動を相互保険を通じて平準化しているという、完備保険市場のモデルに基づく完全なリスクシェアリング仮説を検証している。この仮説によれば、各世帯の所得変動は村全体としてプールされ、全体に配分されるので、消費の変動は常にクロスセクションの内部で一定であることになる。特に、各家計の所得変動がイディオシンクラティックであるならば、個々の家計所得のリスクは、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。以下において詳しく述べるように、Townsend (1994)はインド南部の3村落を対象にした ICRISAT パネルデータを用いて完備市場のモデルを検定し、完全な相互保険のモデルは統計上棄却されるが、家計の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。一方、Morduch (1991) による研究は、Townsend (1994)と同じ ICRISAT 村落において、食物消費については相互保険が成り立っていることを明らかにしている。

他の地域のデータを用いた研究として、Udry (1994)は北部ナイジェリアの家計データより、完全情報のリスクシェアリング・モデルが統計的に棄却されるとの結果を得ている。しかしながら、Udry (1994)は、資金貸借関係に「状態依存的貸し付け」(state-contingent loan)が埋め込まれていることを発見している。これらのナイジェリア村落における観察結果は、信用の借り手及び貸し手が状態依存的な貸借を行うことによってリスクをプールしており、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。また、北部タイ村落のフィールド調査によって集められたデータの分析から、Townsend (1995b)はリスクシェアリングが成立していないことを示唆しており、Townsend (1995a)はタイの全国家計標本調査データに基づき、完全なリスクシェアリング仮説が全ての地域において統計的に棄却されることを示している。Townsend (1995a) は完全なリスクシェアリング仮説が棄却される理由として、情報の問題、すなわちモラルハザードや逆選択の問題があることを推測している。世界銀行の LSMS

⁹ Townsend (1994) 論文は、エコノメトリック・ソサエティの 1998 年度 Frisch Medal 賞を受賞した。

によって収集されたコートジボワールのデータは、タイの全国調査データと同様に、完全なリスクシェアリング仮説を棄却している(Deaton, 1997, Chap. 6)。

次に問題となるのは、実際にどのような形態を通じてリスクシェアリングが行われるのかということである。すなわち、共同体内におけるどのようなメカニズムが表 2-1 における各家計の状態依存的な資源からリスクシェアリングを通じて取得可能となる資源への写像を可能とするのかということを示す必要がある。具体的には、互酬的な非公式相互保険(共同体内の「助け合い」)¹⁰、「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、贈与・所得移転、課税や再配分政策による資源の移転、共同体内での非公式の信用市場、家畜・穀物・金・宝石など物的な資産の取引、貨幣や労働など非実物的資産・サービスの取引などが含まれる。例えば、Ravallion and Dearden (1988)はインドネシアにおける家計間の資金移転が、とりわけ非都市地域において、所得再配分機能を持っており、高齢者・失業者など社会的弱者に対する所得移転が相対的に大きいという社会保障システムとしての「モラルエコノミー」を発見している。Platteau and Abraham (1987)は、インド・ケーララ州の漁村において、互酬的な資金貸借関係(reciprocal credit)が飢餓状態に対する保険の役割を持っていることを示している。このことは、家計間の相互保険メカニズムの存在を示唆している。同様にLund and Fafchamps (1997)はフィリピン高地における農村調査結果から、近親間での無利子のインフォーマルな資金貸借が消費平準化のための相互保険機能を持っていることを示している。また、Fafchamps (1992)はアフリカのサヘル地域において 3、4 人の個人が労働をプールし共同収穫を行うしくみを通じて、予期せぬ個人的事情から収穫不能に陥る事態に対処することが幅広く観察されるとしている。

しかしながら、天候及び旱魃のようなリスクは、村落全体に影響を与え、表 2-1 でも見たように、集計的リスクは村落内の相互保険によって回避することが本質的に不可能である。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。Caldwell, Reddy, and Caldwell (1986)は南インド・カルターナカ州の 9 村落におけるフィールド調査から、旱魃による所得減少状況のもとでは村の外部に居住する親戚からの送金が消費維持のための保険的役割を持っていることを示している。さらにLucas and Stark (1985)は、旱魃が厳しいときには都市在住の家計構成員からの送金が特に大きくなり、家計の資産を守るための損失管理戦略としての送金が有意に観測されることをボツワナのデータより示している。このことは、所得リスクの相関が小さ

¹⁰ これは文化人類学で言う「均衡的互酬性」の概念に対応している。双方向の贈与が行われることによ

い他地域に家計構成員を配置することにより家計が非公式の所得保険機能を確保していることを示している。さらに、都市在住のメンバーは、干ばつに対する保険を提供し、そのことによって、世帯は全体としてより高リスク高収益の投資を行うことが可能になる。また、インドの ICRISAT データの分析から、Rosenzweig and Stark (1989)は、結婚を通じた娘の労働移動が家計の食料消費の平準化に著しく貢献していること、したがってより大きな農業所得の変動に直面する家計がより長距離を隔てた婚姻関係を持つ傾向があるということを明らかにしている。このことは、娘の婚姻先からの所得移転が保険機能を持っていることを示している。

以上のような家計データの分析を通じて近年のミ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(Morduch, 1995, p.103)。

2.2. 完全なリスクシェアリングのモデル

表2-1に示された相互保険のアイデアを、Cochrane (1991)、Mace (1991)、Hayashi (1996)、Udry (1994)、及び Townsend (1994) 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¹¹。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、 $y_{it} = y(e_{it}, h_t)$ と表す。但し、 e_{it} はイディオシンクラティックなショック、 h_t は村落レベルの集計的ショックである（付論 B 参照）。

Negishi (1960)は競争均衡が各家計の効用関数加重和を最大化する問題の解として記述できることを示した。従って、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。ソーシャル・プランナーが直面するショックは、ベクトル $e_t = \{e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{Nt}, \dots, e_{Nt}, h_t\}$ と定義されるが、その異なった実現値一つ一つを状態 s_t 、それが t 期に実現する確率を π_{st} で表そう。根岸の社会的厚生関数ウェイト(Negishi, 1960)を w_{st} とすれば、ソーシャル・プランナーの最適問題は、

り、長期的に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。

¹¹ これらのモデルの資金貸借・資産の蓄積があるケースへの拡張に関しては、Townsend (1993) と Fafchamps (1997) を参照。

$$(2-1) \quad \begin{aligned} & \text{Max} \sum_{i=1}^N w_i \left\{ \sum_{t=1}^{\infty} \sum_s r^t p_{st} u(c_{it}) \right\} \\ & \text{s.t.} \quad \sum_{i=1}^N c_{it} \leq \sum_{i=1}^N y(e_{it}, h_t) \equiv Y(h_t), \quad \forall (s, t), \end{aligned}$$

と表すことができる。ここで、 c と r はそれぞれ家計の消費、主観的割引率、 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 l 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、

$$(2-2) \quad w_i r^t p_{st} u'(c_{it}) = l(h_t), \quad \forall (i, s, t),$$

を得る。この式は、根岸ウェイトで加重された家計の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村の集計的ショック h_t のみによって決定され、イデ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。

(2-2)式で表される完全なリスクシェアリングの必要条件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一定な効用関数(CARA)、すなわち、 $u(c) = (-1/\alpha)\exp(-\alpha c)$ を仮定する。そうすると、限界効用は $u'(c) = \exp(-\alpha c)$ となるから、(2-2)式両辺の対数を取り、一階の階差を計算することにより

$$(2-3) \quad c_{it} - c_{it-1} = \alpha^{-1} [\ln(-\ln(\lambda(h_t)/p_{s,t}) + \ln(\lambda(h_{t-1})/p_{s,t-1}))] = c_t^* - c_{t-1}^*$$

が得られる。ここで、 c_t^* は t 期における各家計の消費支出の村平均を示している。(2-3)式の右辺は、根岸ウェイトや村所得のラグランジュ乗数といった観察不可能なパラメータを含まない。CARA 型効用関数のもとで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(2-3)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、同様の計算により

$$(2-4) \quad \ln c_{it} - \ln c_{it-1} = R^{-1} [\ln(-\ln(\lambda(h_t)/s_t)) + \ln(\lambda(h_{t-1})/s_{t-1})] = \ln c_t^* - \ln c_{t-1}^*$$

が得られる（ただし $\ln c_t^*$ は t 期における各家計の消費支出対数値の村平均）。CRRA 型効用関数のもとで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ことを示すのが(2-4)式である。

2.3. 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完全なリスクシェアリングのインプリケーションを実証的に検定する方法を考えよう。基本的には、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かどうかを統計的に検定すればよく、そのような考え方に基づいた先進国家計データへの応用が近年進んでいる（補論 A 参照）。

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¹²。

$$(2-5) \quad \Delta c_{it} = a_0 + a_1 \Delta c_t^* + z \Delta Y_{it} + \Delta u_{it}$$

ただし、 a_0 、 a_1 、 z 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のように、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わっておく。 ΔY_{it} は、一階の階差を取る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、(2-5)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 $H_0: z = 0$ 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。ただし、推計の際には見せかけの相関を防ぐために、村の平均消費変化 Δc_t^* を計算する際に自らの消費を抜いて計算した方がよいことが指

¹² 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。

摘されている[Townsend (1994), Mace (1991)]。

理論モデルの(2-3)ないし(2-2)式によれば、パラメータ a_1 は 1 の値を取るため、Townsend (1994)はこの制約条件を課して

$$(2-6) \quad \Delta c_{it} - \Delta c_{it}^* = a_0 + z \Delta Y_{it} + \Delta u_{it}$$

というパラメータの一つ少ないモデルに変形し、各家計すべての時系列推定も行っている。表 2-2 の最初の行に示すのが被説明変数を穀類消費にした場合の CARA モデルでの結果で、かなりの家計において効率的リスクシェアリングの帰無仮説が棄却できないことが分かる。

同じ表の次の行には、各家計のパラメータが等しいとの制約を課してパネルデータすべてを用い、被説明変数を消費支出合計にした場合の推定結果を示す。この場合、効率的リスクシェアリングは棄却されたが、イデ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 ルピーと推定されている。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。彼らの批判は適切な操作変数の使い方、モデルの定式化、消費支出の定義方法の大きく 3 つに集約され、これを順次直していくことによって、Townsend (1994)の z の推定値が下方バイアスを持っていたことを証明した。表 2-2 に彼らの修正した推定値を載せる。操作変数の適正化によって z の推定値は 0.11 から 0.16 の範囲に、モデルの定式化の修正によって 0.12 から 0.34 の範囲に、そして所得と消費の計測誤差ができるだけ相関しないようにフロー・アカウンティングによって消費支出を定義した場合には 0.21 から 0.46 の範囲に、それぞれ上昇している。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。

彼らの定式化のエッセンスは、(2-5)式を

$$(2-7) \quad \Delta c_{it} = \sum_i d_i D_i + z \Delta Y_{it} + \Delta u_{it}$$

と変形するところにある。ただし、 D_i は年次ダミーである。この場合、推定された係数 d_i 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 z は所得のイデ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、

(2-5)式の場合には、村消費 Δc_i^* 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 z が正の時には z の推定値が過少になってしまうのである。Cochrane (1991)の研究でも(2-7)のような定式化の有効性が他の観点からも示されており、したがって本稿の実証部分(第3、4節)では基本的な実証モデルとして(2-7)を採用することにする。

彼らのモデルをインド ICRISAT 以外のアジア農村に応用した事例として、世銀がまとめた中国農村家計パネルデータ(RHS)にもとづく Jalan and Ravallion (1996)、および国際食糧政策研究所(International Food Policy Research Institute; IFPRI)がまとめたパキスタンのデータにもとづく Gillani (1996)の推定結果を表 2-2 に抜粋する。中国の場合 z の推定値は 0.14 から 0.26、インド ICRISAT と比べると、どの推定値を取るかによって一概には言えないが、おおむね大差ないリスクシェアリングの度合と思われる。パキスタンではこの値が 0.011 から 0.022 とかなり小さくなっており、相対的にインドの ICRISAT 農村や中国 RHS 農村よりも相互保険が効いているようにも見受けられる。これは、農村への市場経済の浸透が古くから進んだ地域がパキスタンのデータに多く含まれることの影響であるようにも思えるが、即断はできない。パキスタンのこのデータに関しては第4節で、より詳細な分析を行う。

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。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、村ごとに断絶した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、村平均消費と家計の消費とは正の相関を持ち、 z は理論的に小さな値を取るはずである。その場合、計測誤差を考慮すると、(2-7)式に基づく検定において z が有意な値をとらないかもしれない。また、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を小さくし、 z の有意性を低いものにする可能性もある(補論 B)。しかしながら、現実的には市場統合度と農業生産リスクの分散可能性の間には正の関係があるであろうから、 $z=0$ 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(補論 B)。このことが、本稿で(2-7)式の推定作業を行う最大の理由である。帰無仮説の受容がはたして自己保険ではなく相互保険によって行われ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、パキスタン・パンジャブ州シェイクプーラー県(Sheikhupura District)ファルーカバード(Farooqabad)地区の農家経営・家計調査データである。調査地はパキスタンの農業区分においては、パンジャブ・米 = 小麦作地帯(Rice-Wheat Zone)に属する。米 = 小麦作地帯は、パンジャブ州の東北部に位置し、カリーフ (Kharif、モンスーン期) に稲、ラビー (Rabi、乾期) に小麦が主作物となる。米は商品性が高く、小麦が主食である。また、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。用水路灌漑は 1960 年代後半からの「緑の革命」技術の普及にも大いに貢献した。現在も通年用水路灌漑がほとんどの農地をカバーしている。

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ァイサラ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、それに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リスクシェアリングを考える上では重要であろう。

用いるデータは、1988/89 年度から 1990/91 年度まで、三ヶ年の間にパンジャブ経済研究所(Punjab Economic Research Institute: PERI)によって集められた、主要作物生産費調査の一部である(Kurosaki, 1998, Chap.2)。ここでの年度は 7 月から 6 月をカバーし、前半がカリーフ期、後半がラビー期に相当する。1988/89 年度に米 = 小麦地帯から無作為抽出された 3 地域の一つがファルーカバード地区である。隣接する 5 ヶ村から各村落の全農家リストにもとづき農業経営規模別に合計 97 戸が無作為抽出によって選択され、世帯特徴、家計支出、農業経営などが調査された。翌年以降の調査と合わせると、三ヶ年を通じて調査され、データにも整合性がある完全なパネルデータとして 59 戸 x 3 年のデータを作ることができる。データのチェックおよび数量化できない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訪問し、標本農家および村の指導者に聴き取り調査を行った。このデータを用いて、農業経営状況、消費・資産面での特徴、地域の農産物市場の特質と価格リスク、収量リスクの推計、生産・消費リスクを避けるための最適な作付モデルの推計などの一連の研究がなされており、Kurosaki (1998)にまとめられている。

3.2 実証モデル

基本的な推定は Ravallion and Chaudhuri (1997)による前節(2-7)のモデルを応用した。ここで問題になるのは、5つの地理的に隣接した標本村においてリスクシェアリングの範囲とその効率性についての想定である。本節では、各村に生じたショックを明確に捉えるため、(2-7)式のパラメータ α は各村ごとに異なることを想定して推計を行った。問題はイデオシンクラティックな所得の個別消費への影響を表すパラメータ z である。各村での相互保険の度合が似通っていれば z は単一の値を取るが、村によってその効率性が異なっていれば z は異なる値となる。両想定のうちどちらがよりよくデータを説明するかは、通常のパラメータ制約検定によって統計的に検証できる。制約の少ない後者をモデルA、その制約つきに相当する前者をモデルBと呼ぼう。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、近隣の町への交通の便という点で第3村が最も便利、第5村が若干離れている、といった違いがあるにすぎない(Kurosaki, 1998, Chap.2, Chap. 3)。したがって、 z 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。

また、推計された α の値が5つの村ごとに統計的に有意に異なっているかどうかを検定することで、リスクシェアリングの単位が個別の村落であるか、もう少し広い村落集団であるかを検討することができる。この制約をさらにモデルBに加えたものをモデルCと呼ぼう。ただし、本節が利用する PERI データには地理的に連続する村落集団が一つしか含まれないこと、その各村が直面する村内共通リスクは5つの村の間で高い相関を見せるであろうこと、などの理由から、統計的には信頼度の低い検定となりかねないのでモデルCの検定についてはあくまで参考程度にとどめたい。

以上3種類のモデルを、(2-7)式の c が消費水準で表される CARA に対応したモデルと消費の対数値で表される CRRA モデルの両方で推定した。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 には所得のレベル、CRRA モデルでは所得の対数値を用いた。ただし、リスク回避度に関する近年の実証研究は概ね CARA を棄却し、CRRA が棄却できないという結果を出していることから、以下の議論は主に対数のモデルについて行い、CARA の推定結果は先行研究との比較のために示す。

3.3 基本推計結果

Ravallion and Chaudhuri (1997)においても詳細に検討されているように、リスクシェアリングの検定は消費と所得の実証変数をどう定義するかによってかなり影響される。まず、被説明変数の一人当たり実質消費額を、家計合計消費額を単純に家計構成員数

で割ったもの、イディオシンクラティックな所得リスクを表す説明変数を、家計合計所得額を単純に家計構成員数で割ったもので定義した場合の、OLS による推定結果を報告する。¹³

家計合計消費額とは、家計の年間消費支出額を項目別に足し上げたもので、農家の場合の自己農場生産分からの消費は農家庭先価格、現物給付を受けた場合の消費は村内の市場価格でそれぞれ評価して加えてある。消費頻度の低い財やサービスについて項目がもれている可能性ゆえに若干過少推計となっている可能性はあるが、家計の主要な消費についてはきちんと把握されていると思われる(Kurosaki, 1998)。

家計合計所得額は、農業耕種部門所得、農業畜産部門所得、農外所得の合計である。最初の二つは、農業経営データを用いて主要農産品の粗生産額を計算し、そこから実際に支払った中間投入財や要素費用の合計を差し引いて計算した¹⁴。農外所得は農業以外の賃金・俸給、送金などの合計であるから、家計が直面した外生の所得ショックのみならず、そのショックへの内生的な反応の影響を含む可能性がある。

表 3-1 は、CARA モデルに対応する消費水準変化の実証モデルを左の二列、CRRA 対応モデルが右の二列、それぞれについて完全な(balanced)パネルを構成する標本、すなわち 59 家計 x3 時点(時点変化数で 2)=118 標本について推定した結果と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 標本での推計結果の両方を、モデル A について示したものである。各村内での共通リスクをコントロールする「村落・年次ダミー」の係数はおおむね有意であり、第一年度から第二年度にかけての変化はプラス、第二年度から第三年度にかけての変化はマイナスか統計的に有意でない村落が多い。モデル A は村ごとにリスクシェアリングの効率性が異なることを許した最も制約の弱いモデルであるが、村内完備市場仮説は第 3 の村を除いて棄却されておらず、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家計の消費水準に影響を与えないことが示された。

パラメータ λ の推定値のみを取り出して各モデルについて整理したのが表 3-2 で、5 つの村それぞれのリスクシェアリングの効率性が同一との制約を課したモデル B は、CARA の場合には尤度比検定 10%水準で棄却されなかった(カイ自乗統計値 7.48、自

¹³ 但し、分散不均一性による推計値の非効率性の問題に対処するため、Huber-White の一致性のある分散推定法を用いた。

¹⁴ ただし、青刈飼料作物については、生産サイドに関して販売したか、農家内で消費したかによらず農家庭先価格で評価して耕種部門所得の粗生産額に算入し、消費サイドに関して購入したか、農家内の生産でまかなったかによらず畜産部門所得の中間投入財に算入した。詳しくは Kurosaki (1998), p.28 参照。

自由度 4) が、CRRA の場合には 10%ぎりぎりで棄却された(カイ自乗統計値 8.45、自由度 4)。この制約を置いて推定した場合の β 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 5 つ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。

これらの基本推計結果からは、調査 5 村においては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。イデ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。村内の効率的リスクシェアリングが棄却されたのが第 3 村であるが、標本村を観察したかぎりではこの差異を生み出した要因は思い当たらない。

3.4 消費・所得の性格別分析

調査地における消費平準化の特徴をより深く分析するため、消費と所得をその性格別に分解して基本モデルを推定し直した。まず、消費について食料消費のみに定義を変えた推定結果が表 3-3 である。ちなみに、所得水準の低いパキスタンにおいてはエンゲル係数はかなり高く、1990/91 年度の数字を見ると、全国の家計調査でのパキスタン農村地域の平均が 52.4%(Pakistan, Govt. of, 1993)、ここで用いる PERI データで 72.3%であるから、この消費の基幹部分がどれだけ保険されているかを検討することに意味があろう。

まず、5 村の間でリスクシェアリングの度合が異なるモデル A の推定結果を見ると、所得変動の係数は正負両方の符号を取っていて表 3-2 よりもさらにばらつきがある。そして CARA-CRRA モデル、完全・不完全パネルの 4 通りの推定を通じて一貫して有意なパラメータが推定された村は存在しない。モデル B の制約も 4 通り中 3 ケースで棄却できず、その制約を課した場合の β の推定値は完全なパネルの場合で正、不完全なパネルで負となっているがいずれも t 値は非常に小さい。

つまり、被説明変数を合計消費額でなく食料消費額にした場合、所得変動からの遮断の度合はかなり高く、所得変動が反映されるとすればそれは主に非食料消費に対してであるということになる。また、表 3-2 ではうまく説明ができなかった 5 つの標本村中第 3 村の特殊性が表 3-3 では有意に検出されなかったことから、以下においては基本的にモデル B の推定結果に焦点を絞って報告を行う。

次に、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、非農業所得に分けて消費の変動との関連を回帰分析した結果が表 3-4 である。具体的には、 Y_{it}^* が k 番目の所得源泉であるとして、CARA 型効用関数の場合には、

$$(3-1) \quad \Delta c_{it} = \sum_i d_i D_i + \sum_k Z_k \Delta Y_{it}^* + \Delta u_{it} \quad ,$$

CRRA 型効用関数の場合には左辺の消費量変化をその対数変化で置き換えたものを推計した。¹⁵ 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、農業畜産所得の係数 β_1 、農業耕種所得の係数 β_2 はどちらも有意でなかったが、非農業所得の β_3 は推定した 4 通り中 3 ケースで 5 から 10% 水準で有意に正であった。完全なパネルのみを使った場合、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のみの支出額を用いた場合には、全てのケースで所得ショックの係数は有意でなかった。これは表 3-3 とあわせて理解すれば、食料消費がイデ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、特に食料の豊作・不作の影響をほとんど受けないことを示しており、当地の相互保険が少なくとも村内においてはかなりよく機能しているといえよう。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(補論 B 及び黒崎, 1994 参照)。

つまり、調査地においては家計の消費、特にその基幹となる食料消費に関してはイデオシンクラティックな所得ショックからほとんど影響を受けていないこと、影響が見られる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。

ここで、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ことの意味をもう少し考察しておこう。前述したようにこのデータは農外賃金・俸給、送金などの合計であるから、家計が直面した外生ショックに対応した内生的反応の影響を含む可能性があるが、その効果が強ければむしろその符号はマイナスになるはずである。しかし実証結果はプラス、しかも統計的に有意なケースがいくつか見られた。

この理由として考えられるのは、第一に、村内で相互保険可能なイデオシンクラ

¹⁵ CRRA の場合、説明変数の所得対数変化率を 3 つの範疇に分解することが難しい。家計の合計所得額は全標本で正であるが、3 範疇に分けるとそのレベルがゼロのケースや負のケースがかなり出てきて対数を取れなくなるからである。そこで、近似的分解としてそれぞれの所得の変化額を前年の合計所得額で除したものを説明変数に用いた。

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である。農業に関しては、農家は近隣の圃場や家畜の様子を日常生活の中で観察しているから、そこで起きた出来事もかなりの程度村人間の「常識」となり得るであろう。したがって、人間関係が密な農村内部での農業所得リスクのシェアはある程度可能となる。これが余り当てはまらないのが非農業所得なのかもしれない。

第二に、非農業所得の変動の一部は一時的なショックでなく、恒常的な非農業所得稼得能力のシフトである可能性がある。そうであれば、そのような所得稼得能力の恒常的なシフトに応じて村内リスクシェアリングの厚生ウェイト(第2節参照)が変化する、あるいは単純に恒常所得仮説にしたがって、消費水準が長期的な非農業所得稼得能力の変動に対応して連動することが考えられる。対照的に、農業部門での所得の変動の場合、天候による収量リスクや市場価格リスクなど一時的なショックの割合が高いであろうから、リスクシェアリングの必要が生じる。

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か、手持ちの情報ではこれ以上分析できない(例えば第二の仮説の検定には、パネルデータの時系列がもっと長期でなくてはならない)。同じデータを用いた単純な相関分析によれば、非農業所得は農業所得稼得能力の家計間格差を縮めるのに効果的であるが、一つの家計の時系列での確率的な農業所得変動を吸収するには有効でないことが示されており(Kurosaki, 1998, Chap.7)、ここでの結果はそれと整合的であると思われる。

3.5 頑健性分析

以上の結果がどの程度頑健かをチェックするために、いくつか想定を変えた推定を行った。結論を先取りすれば、調査村を問わず、所得のイディオシンクラティックなショックから消費、特に食料消費はかなりよく遮断されている、という結果に定性的な変化は生じなかった。以下、総消費支出を総所得に回帰した係数と関連統計のみを簡単に報告する(表 3-5)。なおこの表の3つの例は相互に独立であり、表 3-2 のモデル B をこの表のそれぞれの想定のもとで再推定した結果を示している。

まず、消費や所得を一人当たり計算する際に、必要食料の違いなども考慮して、成人男性を1とする換算単位で除した再推定を行った。調査地で良く使われる換算スケールとして、成人女性を0.9、10歳以下の子供を男女両方とも0.52で換算した家計サイズを用いた結果が表 3-5 の最初の行に示してある。パラメータは表 3-2 に比べてさらに絶対値が小さくなり、有意度も下がった。つまり、仮に単純な世帯人数より

もこの換算スケールの方が適切であるとした場合に、単純な世帯人数を用いた場合のバイアスはリスクシェアリングの度合を過少に推計することになるが、そのバイアスの度合は小さく、推定結果に定性的な差異をほとんどもたらさないことが示された。

次に、(2-7)式でなく、(2-5)式、すなわち村レベルの共通リスクをコントロールする項を村落・年次ダミーではなく、村レベルの消費を明示的に用いて再推定した。表 3-5 の第 2 行に示したのは、見せかけの相関を軽減するために各年の全標本から当該標本のみを抜いた残りの家計の平均を用いて「村平均消費」と定義した場合の推定結果である。この値は表 3-2 よりも若干小さくなっているが、右端の不完全なパネルを用いた CRRA モデルの場合以外はその差が大きい。従って、ICRISAT データを用いた Ravallion and Chaudhuri (1997)の分析結果ほどの明確な違いは生じていない。彼らの指摘と同様に、村の平均消費データを使用することで β が小さくなっているが、仮説検定結果に定性的な違いを生じるほどではない。

最後にパネル推定法を取り入れた場合の結果を報告する。基本推定モデル(2-7)は、二時点間の変化量ないし変化率を変数にとっていることからわかるように、(2-2)式の根岸ウェイトに代表される観察不可能な家計特徴の変数が消費水準に与える影響に関して既にコントロール済みである。ただし、観察不可能な家計特徴が消費水準だけでなく二時点間の変化量ないし変化率にも影響を与えている可能性がないわけではないので、固定効果(fixed effects)、ランダム効果(random effects)双方の想定のもとでのパネル推定を行った(表 3-5)。ランダム効果と固定効果に関してはハウスマン検定が示すように、どちらかといえば固定効果モデルの方が適切であるとの結果が出た。CARA モデルの場合、固定効果モデルでの β が有意に負という思いがけない結果となったがそのパラメータの絶対値は小さく、所得水準 1 ルピーの落ち込みが消費水準を 0.03 ルピー押し上げる程度である。CRRA モデルではやはり β が負となっているが有意ではない。パネル手法での推定結果はややはっきりしないものになったが、その場合でも頑健に見出されているのは、所得の変動が有意に正の係数で消費の変動に伝わっているケースが一つもなかったということである。

3.6 解釈

推定結果からは、イディオシンクラティックな所得ショック、特に農業面で生じたそのようなショックが家計の消費に反映される度合はかなり小さいことが頑健に見出された。これがどの程度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個人

的關係に基づく所得移転である。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、この最後のインプリケーションは、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による市場介入によって(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においては、村内のリスクを共有するメカニズムは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。この最後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ものが、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。IFPRI データの性質・分析結果は次節において詳しく述べられている。

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) のパキスタン食糧安定化政策プロジェクト(Pakistan Food Security Management Project)の一部として収集された 5 年間、14 ラウンドにわたる家計調査のパネルデータを用いる。¹⁶このパネルデータは、800 を超える家計の所得、消費、栄養・保健衛生、教育、労働、物的資産、金融資産、資金貸借など非常に幅広い項目を網羅している (Alderman and Garcia, 1993; Adams and He, 1995)。また、パネルの性格上、家計の異時点間資源配分行動の計量分析にとっては非常に貴重な情報を提供するものである。

データがカバーするのは 1986 年のカリーフ期より 1991 年のラビーまで、年度でいえば 1986/87 から 1990/91 年度の 5 ヶ年であり、当初の調査においては約 1000 の家計が調査対象として選択された。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 Pasha and Hasan (1982)作成の県別発展ランキングに基づく相対的後進地域から選ばれた 3 県(パンジャープ州アトック(Attock)、スィンド州バディーン(Badin)、北西辺境州ディール(Dir))と、相対的先進地域のパンジャープ州ファイサラバード(Faisalabad)県である (Alderman, 1996)。調査対象となる村落は階層化された無作為標本抽出法(stratified random sampling)によって選定された。まず二つの市場(mandi)が各県において無作為に抽出され、次にそれぞれの市場から異なる距離カテゴリーに属する村落が無作為に抽出された。最終的な調査対象家計は調査村の全家計リストより無作為抽出によって選択された(Alderman and Garcia, 1993)。

県別に家計総所得の内訳を表 4-1 に示す。8 村落が調査されたアトックはパンジャープ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もまた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

¹⁶ 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ープ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。

産業などの製造業も比較的発展している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。

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。例えば Adams and He (1995) は所得不平等度の分解を行うことにより、非農業所得が所得平等化機能を持っていることを明らかにしている。教育、健康状態など人的資本に関する実証研究も多く、例えば Alderman and Garcia (1993) は貧困、食料消費の安定性とそれがパキスタン農民の栄養・健康状態に与える影響を計量的に分析しており、Behrman, Foster, and Rosenzweig (1997) はいわゆるカロリーの所得弾力性を動学的なフレームワークを用いて計測している。Alderman, Behrman, Ross and Sabot (1996a) は教育におけるジェンダー格差が有意に見られることを統計的に明らかにしており、Alderman, Behrman, Ross and Sabot (1996b) はこのような教育の格差と賃金の格差の関係を分析している。Alderman and Gertlar (1997) と Fafchamps and Quisumbing (1998) は医療支出と教育に関するデータを計量的に分析することにより、パキスタン農村による人的資本蓄積とその著しいジェンダー格差の問題を論じている。

本稿との関連では、Gillani (1994, 1996) による相互保険の検定、Sawada (1998) 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 IFPRI データを用いている。とりわけ、Alderman (1996) は所得変動に対するパキスタン家計の貯蓄行動とかかる消費平準化への影響を論じており、繰り返して所得ショックが生じた場合には消費を平準化することが困難となることを示している。

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、(2-2) 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。先行研究の 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 実証モデルと基本推計結果

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(2-7) 式を、一つ一つの村落について最小二乗法によって推定した¹⁷。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

¹⁷ 但し、分散不均一性による推計値の非効率性の問題に対処するため、ここでは Huber-White の方法にしたがって一貫性のある分散推定法を用いた。

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。従って、誤差項の分散が村落ごとに異なっていることを仮定し、村毎にデータを分割して推定を行った。消費、所得の絶対額に関する変化量を用いた CARA 型モデル、対数消費の変化量（近似的には成長率）を用いた CRRA 型モデルの両方を推定した。いずれの場合でも、村落レベルでの総計ショックの影響は年次ダミーによって把握されるはずであるので、帰無仮説 $H_0: z = 0$ が統計的に棄却される場合には、イディオシンクラティックな家計所得変動が消費変動に影響していることになり、完全なリスクシェアリング仮説が棄却されることになる。一方、この帰無仮説が棄却できない場合には、個々の家計の消費は村落レベルの集計ショック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。

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を用いている。家計の総消費額は、各消費財の家計単位での消費量のベクトルを村落レベルでの価格ベクトルで乗じたものである。従って、自家消費は村単位での市場価格に従って評価されていることになる。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 (Alderman and Garcia, 1993; Adams and He, 1995)。

村落ごとの推計結果より、係数 z の推計値をまとめたものが表 4-2 である。5 年間の IFPRI パネルデータの中から、消費・所得データの欠損値のない 789 家計のデータが実際の推計に用いられた。推計に使われた総サンプル数は 2219 であり、平均して村ごとに約 50 のサンプルを用いた推計が行われた。表 4-2 の 1 列目に示すのが CARA モデル、3 列目に示すのが CRRA モデルのテスト結果である。CRRA モデルの場合、ファイサラーバード県、パ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であり、リスクシェアリングが完全ではない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 z 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平均すれば 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 z の

推計値は概して小さく、所得 1 ルピーの落ち込みに対して消費が受ける影響は 0.1 から 0.2 ルピーほどの減少である。従って、厳密なリスクシェアリングの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、イデオシンクラティ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。

被説明変数に食糧消費のみを用いた計測結果は、表 4-2 の第 2 列、第 4 列に示されている。総消費を被説明変数としたケースと比べることにより、次のような二つの傾向が観察される。すなわち、第 1 に食料消費の変化に対しては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多く観察されること。第 2 に、食料消費に関しては、係数 z 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ることになる。この点は PERI データの結果と同様である。以上のファインディングを整理して示したのが表 4-3 である。

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、(2-7)式を県別にプールしたデータを用いて計測する。すなわち、 d が県を示す添え字であるものとして

$$(4-1) \quad \Delta c_{idt} = \sum_i d_{dt} D_i + z \Delta Y_{idt} + \Delta u_{idt}$$

$$(4-2) \quad \Delta \ln c_{idt} = \sum_i d_{dt} D_i + z \Delta \ln Y_{idt} + \Delta u_{idt}$$

がここでの推計式となる。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、県レベルでの総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ンクラティックな家計所得変動（村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 z 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、 $H_0: z = 0$ の

帰無仮説が棄却できない場合には、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、(4-1)、(4-2)式を全ての地域データをプールすることによって推定を行えば、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リスクシェアリング検定のモデルをモデル E と呼ぶことにしよう。

モデル D、E の計測結果は表 4-4 に報告されている。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、全国レベルでのリスクシェアリング・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 z 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。

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計測してみることにしよう。このような分析は、所得の源泉によって相互保険の強度が異なることを前提としたものである。具体的には、前節(3-1)式を変形し、CARA 型効用関数の場合には、

$$(4-3) \quad \Delta c_{idt} = \sum_t d_{dt} D_t + \sum_k Z_k \Delta Y_{idt}^k + \Delta u_{idt}$$

を推計する。

分解された 3 つの所得を説明変数に用いた場合の計測結果は表 4-5 に示されている。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。ファイサラーバードでは畜産市場が比較的発達していることからすると、畜産市場の活発化によってそれに参加する農家の無名性が強まった結果、取引に関する情報が私的な性格を強めている可能性を表しているのかもしれない。また、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。但し、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（表 4-1）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、バディーン県においては、約 50% の所得が耕種によるものであるが（表 4-1）、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、ディールにおいては非農業所得、とりわけ出稼ぎに出ている家計構成員からの総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。

最後に、全ての地域のデータをプールしたモデル E に 3 つの所得を加えて計測した結果が表 4-5 に示されている。この計測結果によれば、異なる定式化に従って農業畜産所得・農業耕種所得・非農業所得がすべて家計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できない。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。具体的には、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¹⁸。

4.4. 計測結果のまとめ

以上の IFPRI データを用いた実証結果より、以下の点が指摘される。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、村レベルでのリスクシェアリングがかなり強く観察されることである。とりわけ、食料消費の変動については、リスクシェアリング仮説を棄却できないケースが、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多く観察された。従って、食料消費の変動はより平準化されており、PERI データの分析結果と同様、所得変動は相対的に非食

¹⁸ 農産物市場、とりわけパンジャープ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、パンジャープ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

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未だ十分ではなく、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 z の推計値は、CARA 型の場合には村レベルでは多くの場合 0.1 よりも小さく、県・全国レベルでも 0.1 前後である。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 z の多くが 0.1 未満、最大でも平均して 0.15 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上限でも 0.15%しか変動しないことを示している。従って、厳密なリスクシェアリングの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。

4.5. リスクシェアリングの具体的形態

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形態は必ずしも明らかとはならない。極論すれば、計測結果が誤差などのために生じた見せ掛けの相関によるもの、あるいはリスクシェアリングとは異なるメカニズム、具体的には自己保険メカニズムによる消費平準化である可能性があり、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。例えば Gillani (1994)は、半数以上の家計がインフォーマルな信用を使っていることを示している。同様に、Alderman (1996) は友人からのインフォーマルな借入れが村の商店主などからの比較

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補論 B も参照されたい。

的フォーマルな借入の2倍にも上っており、その上、長期的な関係に基づいたこれらの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いる。これは、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¹⁹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。一方、Adams and He (1995)は、非農業所得がとりわけ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ている。このことは、シェアリングのメカニズムとしてフォーマル、インフォーマルな市場取引を通じた非農業所得の役割が大きいことを示しているのかもしれない。

これらの既存研究の結果を追試するため、クロスセクションの家計所得の変動係数を計算する。その際、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・国際送金所得をそれぞれ加えた場合とで計算し、変動係数を比較する。1986/87年所得について、これらの計測結果を示したのが表4-6である。この表から明らかのように、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とが分かる。このことは、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。非農業所得には、商業や家内工業などの自営的もしくは雇用的な非農業労働・公共事業・民間雇用を通じた賃金収入や商業・サービス業会社等の非農業利益収入が含まれ、とりわけ非農業労働・公共事業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、表4-6によれば、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いることが分かる。このことは、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を示唆している。

表3-2、表4-2では村ごとに異なる ζ 係数の値、すなわち消費変動の所得変動に対する感応性とその統計的有意性の検定結果を示した。ここで、もう一步分析を進め、これら村ごとの ζ 係数の計測値と、村の属性とを関連づけることにしよう。具体的

¹⁹ 海外に居住する家族・親族からの送金は額的に最も重要であり、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

には、 ζ 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ることとする。村の属性を示す説明変数としては、表 4-6 で示されているような家計の耕種・畜産所得変動係数を中心として、村の人口密度（人口・土地比率）を考える。さらに、平島(1997)の言うように、農家・非農家の区分が社会構造上重要であるので、一種の社会的分断度を図る尺度として、各村落において非農家雑業層が全家計に占める割合、土地所有農民が全家計に占める割合も説明変数に加えた。被説明変数は推計された ζ 係数であるが、統計的に有意でない場合にはゼロの値を取るものとした。従って、被説明変数はゼロにおいて分断された形になっており、最小二乗法を用いるのは適当ではない。そこで、トービットモデル、厳密には Amemiya (1985) の言うタイプ I トービットモデルを用いた推計を行った。

CARA 型効用関数を仮定した場合の計測結果は表 4-7 に示されている（CRRA 型モデルでは全ての係数が有意でなかったため省略する）。サンプル数が非常に限られており、計測結果より明確な結論を導き出すことは困難ではあるが、以下のような推測が可能である。第一には、所得のクロスセクション変動係数が ζ 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、第二には、土地所有家計の占める割合が ζ 係数に正の影響を及ぼしているであろうことである。第二の点は、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ことを示唆しているかもしれない。さらには、全家計中雑業層家計が占める割合は正の係数を持っており、社会的分化の程度がリスクシェアリング可能性を低めることを示唆しているものの、係数は統計的には有意ではない。

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。小規模村落調査にもとづく第 3 節の分析、全パキスタン規模の標本調査を用いた第 4 節の分析、それぞれで既の実証結果を小括しているためここで詳しくは繰り返さない。

異なるタイプの二つ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、第 2 節で見た既存の研究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の絶対値が小さいこと

クから除外されている (Gillani, 1994; Alderman, 1996)。

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が許されるならば、表 2-2 に見られるように、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。農産物の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が、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 節のパンジャブ州シェイフプラー県の分析結果と、灌漑農業の歴史と農業余剰の点で同地域と生産環境が似ている第 4 節のファイサラ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、前者が農家を対象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。つまり、村内部のリスクシェアリングが効率的に行われうる範囲として、経済的には所得変動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であるから、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、²⁰とりわけパンジャブ州においてはカンミー(*kammi*)と呼ばれる雑業層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がある。表 4-7 において全家計中雑業層家計が占める割合の係数が正であることは(統計的に有意ではないものの)、このような解釈を支持するものであるが、この可能性についての厳密な検討は別稿に期したい。

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、二種類のデータセットの定量的分析結果を結合することで明確に確認されたことである。特に、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があるという事実が示されているように思われる。第一に、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。第二に、灌漑農業に伴う購入投入財使用の増加は、たとえ農家レベルの収量の変動が灌漑によって小さくならうとも、所得に直結する単位利潤の変動を大きくする可能性がある(Kurosaki, 1998, Chap.5)。第三に、市場参加が恒常化することにより、村内でシェアできない外生ショックが市場価格を通じて農家経済を左右する

²⁰ 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

が多くなる。

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に対応がこの問題を解決し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について地道に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、例えば政府による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・用水池などへの公共投資、洪水や早魃などに対する全国的な作物保険などの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、例えばインド・マハーラシュトラ州の雇用保証計画(EGS)のようなもの、が含まれるであろう。

補論 A 他分野におけるリスクシェアリング仮説の既存研究

本論文で議論されたリスクシェアリングのメカニズムは全く異なる文脈のもとでも幅広く議論されている。当補論においてはその中でも二つの議論についてまとめておく。すなわち、第一には先進国における家計間・家計内における消費保険の議論であり、第二には国際マクロ経済学における国際間リスクシェアリングと資金移動の議論である。

アメリカ合衆国の Panel Study of Income Dynamics (PSID) データを使った消費保険の実証研究としては Altonji, Hayashi, and Kotlikoff (1992), Cochrane (1991), Hayashi, Altonji, and Kotlikoff (1996) があり、Consumer Expenditure Survey (CES) データを使ったものとしては、Mace (1991), Nelson (1994) がある [日本語による解説としては斎藤 (1996) を参照]。これらの多くはいずれも完全なリスクシェアリング仮説を棄却している。Altonji, Hayashi, and Kotlikoff (1992) は動学的な利他主義の検定が家族内のリスクシェアリング仮説と同一になることを示した上で、それが棄却されると結論づけている。一方、Mace (1991) は多くの消費項目についてリスクシェアリング仮説が成立する結果を導いているが、Nelson (1994) は Mace (1991) の結果がより正確な消費と雇用のデータを使用した場合には安定的ではないと言っている。Cochrane (1991) は長期にわたる病気と自発的な失業による非常に大きな所得の低下に対して個人消費の伸びが緩やかになることを示しており、効用関数の非可分性と、それによる消費の限界効用の余暇への依存が棄却の理由であるとしている。そこで、Altug and Miller (1990) は、余暇を内生化したモデルを構築し、それに基づいて完全なリスクシェアリングが棄却できないという結論を導いた。しかしながら、Hayashi, Altonji, and Kotlikoff (1996) は Altug and Miller (1990) の統計的検定の問題点を指摘した上で、より適切な枠組みにおいては、家計内・家計間いずれにおいてもリスクシェアリング仮説が棄却されるとしている。日本の総務庁統計局の家計所得支出調査データを用いた消費保険の実証研究としては Ohtake and Saito (1998) がある。この研究によれば、日本における完全なリスクシェアリング仮説は非常に強く棄却される (Saito, 1998)。

一方、国際マクロ経済学の分野では国際間リスクシェアリング仮説の分析とその厚生上の評価が幅広く行われている。このような枠組みのもとでは、限界効用を国際的に均等化し、消費をクロスカントリーで平準化するために各国間で資金が移動するということになる。フェルドシュタイン=ホリオカのパラドックスとして知られる投資と貯蓄の高相関と、投資ポートフォリオのいわゆる「自国市場バイアス」の存在は、国際的資金市場が完全なリスクシェアリング手段を提供していないことを示唆している。Van Wincoop (1994) は、ポートフォリオ構成を変化させることによって厚生水準が上昇する余地があることを議論しており、リスクシェアリングが完全ではなく「国際的リスクシェアリングのパズル」が存在するとしている。Tesar (1993) は総消費の多くの部分が非貿易財で占められる場合には、そのようなポートフォリオの不完全な分散がおこることを示している。一方、Obstfeld (1993) は消費データに基づいた、より直接的なリスクシェアリング仮説の統計的検証を行っており、国際的な消費保険が完全ではないという結果を得ている。また、Canova and Ravn (1996) は OECD 諸国のデータに厳密な計量分析を加えることにより、短期においてはイディオシンクラティックな実物的・人口的・財政金融ショックから国内消費がほぼ完全に遮断されている一方、中長期においては消費がこれらのイディオシンクラティックな変動から影響を受けることを示している。従って少なくとも長期的には、国際的なリスクシェアリングが完全ではないとしている。Lewis (1996) は、貿易財と非貿易財の不可分性と資本市場規制の存在がこのような国際的な消費リスクシェアリングの欠如を説明するとしている。他方、Tesar (1995) は、非貿易財が存在し、かつ雇用と投資を調整することによる自己保険が可能である場合には、そもそも国際的なリスクシェアリングによる便益が非常に小さいと議論している。

補論 B 市場の空間的統合と相互保険仮説の関係について

個別の市場の空間的統合とリスクシェアリングの空間的広がりとの関係を議論するため、本補論では、利潤関数を援用した議論を行う。「市場の発展」に関しては商品市場、労働市場、保険・信用市場などを区別して議論すべきであるが、一般的な1つの市場についての論理が応用できると考えられるので、簡単化のため、村 v に居住する家計 i の生産活動・所得稼得行動を、1つの生産財 q 、1つの生産要素 x のもとでの期待利潤最大化行動として記述しよう。この場合、事後的に実現する利潤 π_{iv} は、期待価格 p^e 、期待要素価格 w^e より定義される期待利潤関数を $\pi_{iv}^e(p^e, w^e)$ 、各家計にイディオシンクラティックに生じるショックを示す確率変数を e_{iv} 、村レベルの集計的なショックを h_v 、全国レベルの集計的なショックを h 、とすれば、

(A-0)

$$\begin{aligned} \pi_{iv} &= \pi_{iv}(\pi_{iv}^e(p^e, w^e), e_{iv}, h_v, h) \\ &= p * q_{iv}(p^e, w^e, e_{iv}, h_v, h) - w * x_{iv}(p^e, w^e) \end{aligned}$$

で表される。以下、農産物市場を例に取り、市場統合の程度によって場合分けをすることを通じて市場の空間的統合と相互保険仮説の関係について議論することにしよう。

ケース A) 農産物の生産が農家ないし圃場レベルのイディオシンクラティックな収量リスクを受け、かつ、農産物市場の統合の程度が非常に不完全であり、農家はこの生産財において自給自足であるか、ないしは高い取引費用のもとで例外的にしかその売買に関わらない場合。自給自足の例で説明すれば、事後的に実現した最終財・投入財価格はともにすべてのショックの関数 $p(e_{iv}, h_v, h)$ 、 $w(e_{iv}, h_v, h)$ として表される。つまり(A-0)式は

(A-1)

$$\begin{aligned} \pi_{iv} &= \pi_{iv}(\pi_{iv}^e(p^e, w^e), e_{iv}, h_v, h) \\ &= p(e_{iv}, h_v, h) * q_{iv}(p^e, w^e, e_{iv}, h_v, h) - w(e_{iv}, h_v, h) * x_{iv}(p^e, w^e) \end{aligned}$$

と書き直せる。この式は、農民が自給自足的生産活動を行っており、生産と消費の可分性が成立していない場合には、農民が直面する最終財価格・要素価格が市場価格と自己の限界効用によって決定されていることを示している。

この場合、(2-7)式で表される回帰式の右辺に入る所得変数 DY は、上の利潤関数の一階の階差に対応しているということになる。従って、リスクシェアリングが完全ではなく、この利潤あるいは最終財価格・要素価格の個別ショックに起因するイディオシンクラティックなショックが共同体内で分散されていないときには、このイディオシンクラティックな部分が家計の消費変動に影響を与え、 z 係数が統計的に有意となる。

つまり、もし家計が自給自足的生産活動を営む経済主体であり、かつ市場が統合されていない時には、集計リスク、イディオシンクラティックなリスクはそのまま主体均衡価格と主体均衡価格で評価した所得に反映されることになり、もしここで相互保険が働いていなければ最終的な家計の厚生に所得変動が影響を与えることになる。

ケース B) 農産物の生産が農家ないし圃場レベルのイディオシンクラティックな収量リスクを受け、かつ、村レベルの完全な農産物市場が形成されている場合。この場合には、イディオシンクラティックな収量リスクは市場メカニズムを通じて相殺され、旱魃の発生など村レベルの集計的な収量ショックに応じて村内の最終財・投入財価格が変化する。この場合農民は集計ショックに依存する価格に直面するのであるから、その事後的な利潤は、

(A-2)

$$\begin{aligned} \pi_{iv} &= \pi_{iv}(\pi_{iv}^e(p^e, w^e), e_{iv}, h_v, h) \\ &= p(h_v, h) * q_{iv}(p^e, w^e, e_{iv}, h_v, h) - w(h_v, h) * x_{iv}(p^e, w^e) \end{aligned}$$

で表される。このことは、(2-7)式右辺に含まれる所得変数の決定要因として、収量などについては依然イデオシンクラティックなショックと集計的ショックの両方が効いているのに対し、価格を通じた効果に関しては集計的ショック h_v, h のみに依存することを示している。ただし、(A-2)式と(A-1)式のどちらの方が事後的に実現する利潤の変動が小さいかについては、村内の需要関数の形状や集計的ショックの性格などの条件によって異なり、理論的には確定できない。例えば、集計的ショックが全く存在しない場合、ケース A では主体均衡価格が変動するのに対して、ケース B では市場価格は全く変動しなくなる。その場合、ケース A では収量と主体均衡価格の積がどれだけ変動するか、ケース B では収量のみがどれだけ変動するかが問題となり、利潤で見た場合にどちらの変動が大きいかは理論的に決められない。例えば需要関数が価格弾力性マイナス1で一定の関数であれば、むしろケース Aの方が利潤のリスクは小さく(ゼロに)なる。

したがって、 z 係数が統計的に有意である場合には、ケース A に対応するのか、ケース B に対応するのか、識別は不可能である。一方、係数が有意でない場合であっても、そこからケース Bのような意味で農産物市場が統合されているとは言えないことになる。

ケース C) ケース B からさらに農産物市場の統合が進み、広域の農産物市場、例えば全国市場が成立している場合。この場合、ケース B のイデオシンクラティックな収量リスクに加えて村レベルの収量リスクまでもが市場メカニズムを通じて相殺され、市場の均衡価格は全国的な集計ショックのみの関数となる。ただし、農民の事後的な利潤は、

(A-3)

$$\begin{aligned}\pi_{iv} &= \pi_{iv}(\pi_{iv}^e(p^e, w^e), e_{iv}, h_v, h) \\ &= p(h) * q_{iv}(p^e, w^e, e_{iv}, h_v, h) - w(h) * x_{iv}(p^e, w^e)\end{aligned}$$

で表されるから、収量ショックを通じたイデオシンクラティックなショックの影響は依然として残る。この場合、ケース B と同様の議論が当てはまり、リスクシェアリングが行われていれば年次ダミー変数が集計ショックの影響を捉えるため、 z 係数は有意とならないはずであるが、そうでない場合には、農産物市場の統合の度合にかかわらず z 係数は有意となるはずである。ただし、ケース B との比較では違いが生じる可能性がある。例えば、村レベルの集計的ショックが存在するが、全国レベルでは全く存在しない場合を考えよう。ケース B では収量と、村レベルの集計的ショックに応じて決まる価格の積がどれだけ変動するか、ケース C ではその同じ収量がどれだけ変動するかが問題となる。これはケース B でのケース A との比較と同様である。しかし、ケース C とケース B の比較の場合には、各家計の収量 (e_{iv}, h_v, h) 全ての関数)とケース B における村価格 (h_v, h) の関数)との相関はすでに小さくなっていることが期待されるから、村価格の変動が小さくなるケース Cの方がケース B よりも家計レベルの利潤変動が小さくなる可能性が強いことが予想される。ただし、これは一般的には成立しない。

ケース D) 以上の3ケースを、農産物市場へのショック要因が主に需要サイドのものであって、農家レベルの収量リスクの影響が小さい場合について検討しよう。極端な場合として、収量リスクを捨象し、事後的な価格への攪乱要因は需要サイドのショックのみであると想定すれば、ケース A の利潤は、

(A-4)

$$\begin{aligned}\pi_{iv} &= \pi_{iv}(\pi_{iv}^e(p^e, w^e), e_{iv}, h_v, h) \\ &= p(e_{iv}, h_v, h) * q_{iv}(p^e, w^e) - w(e_{iv}, h_v, h) * x_{iv}(p^e, w^e),\end{aligned}$$

ケース B の利潤は、

(A-5)

$$\begin{aligned}\pi_{iv} &= \pi_{iv}(\pi_{iv}^e(p^e, w^e), h_v, h) \\ &= p(h_v, h) * q_{iv}(p^e, w^e) - w(h_v, h) * x_{iv}(p^e, w^e),\end{aligned}$$

ケースCの利潤は、

(A-6)

$$\begin{aligned}\pi_{iv} &= \pi_{iv}(\pi_{iv}^e(p^e, w^e), h) \\ &= p(h) * q_{iv}(p^e, w^e) - w(h) * x_{iv}(p^e, w^e),\end{aligned}$$

となる。(A-4)から(A-6)式を比べれば、農産物市場の統合が進めば進むほど事後的な利潤の変動が小さくなるのが分かる。集計的な需要ショックが存在しないか、定量的に重要でない場合には、農産物市場の統合は家計レベルの利潤の変動を小さくするから、そもそも(2-7)式右辺の所得変数DYのうち、イデオシンクラティックな所得の変動を表す部分が非常に小さくなり、計測誤差を主に示すものとなる。その場合に(2-7)式を推計して $z = 0$ 仮説を検定すれば、リスクシェアリングの度合にかかわらず、帰無仮説が統計的に棄却されない可能性が強くなるであろう。すなわち、農産物市場へのショック要因として供給サイドのショックよりも需要サイドの方が重要である場合には、 $z = 0$ 仮説の検定が農産物市場の統合の度合を測っている可能性もあることになる。

以上の議論をまとめると、 $z = 0$ 仮説を統計的に棄却するということは、(1)リスクシェアリングが不完全であり、かつ、農産物市場が分断されている場合、(2)リスクシェアリングが不完全であり、かつ、農産物市場がよく統合されているが農産物市場へのショック要因として収量リスクが定量的に重要な場合、のどちらかということになる。一方、 $z = 0$ 仮説が統計的に棄却できない場合には、(1)農産物市場統合の度合にかかわらずリスクシェアリングが効率的に行われている場合、(2)農産物市場へのショック要因として収量リスクが定量的に重要でなく、かつ市場がよく統合されているために、そもそも右辺の所得にイデオシンクラティックなショックが入っていない、という二つの可能性があると考えられる。従って、 $z = 0$ 仮説の統計的検定と農産物市場の統合の間には、必要条件の関係も十分条件の関係も存在しないし、 $z = 0$ 仮説の統計的検定とリスクシェアリングの間にも、厳密には必要条件の関係も十分条件の関係も存在しない。しかしながら、市場統合度が非常に高いにもかかわらず収量リスクが削減されていないという状況が非現実的であるとすれば、帰無仮説の棄却は広い意味での市場統合度・市場の発達度が低い状態に対応していると考えられる。一方、帰無仮説の受容はリスクシェアリングと市場統合の両要因によって得られたと考えるのが現実的であろうから、このケースは市場統合度が比較的高い状態に対応していると考えられる。

References

- 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* 51, 343-365.
- Alderman, H. and P. Gertler (1997), "Family Resources and Gender Difference in Human Capital Investments: The Demand for Children's Medical Care in Pakistan," in L. Haddad, J. Hodinott, and H. Alderman eds., *Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries: Models, Methods, and Policy*, Johns Hopkins University Press.
- Alderman, H., J. Behrman, D. Ross and R. Sabot (1996a), "The returns to Endogenous Human Capital in Pakistan's Rural Wage Labour Market," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 58, 29-55.
- Alderman, H., J. Behrman, D. Ross and R. Sabot (1996b), "Decomposing the Gender Gap in Cognitive Skills in a Poor Rural Economy," *Journal of Human Resources*, 31, 229-54.
- Alderman, Harold and Marito Garcia (1993), *Poverty, Household Food Security, and Nutrition in Rural Pakistan*, IFPRI Research Report 96.
- Altonji, j., F. Hayashi, and L. Kotlikoff (1992), "Is the Extended Family Altruistically Linked? Direct Tests Using Micor Data," *American Economic Review* 82, 1177-98.
- Altug, S. and R. Miller (1990), "Household Choices in Equilibrium," *Econometrica* 58, 543-570.
- Amemiya, Takeshi (1985), *Advanced Econometrics*, Harvard University Press.
- Behrman, J., A. D. Foster, and M. R. Rosenzweig (1997), "Dynamics of Agricultural Production and the Calorie-income Relationship: Evidence from Pakistan," *Journal of Econometrics* 77, 187-207.
- Besley, T. (1995), "Nonmarket Institutions for Credit and Risk Sharing in Low-Income Countries," *Journal of Economic Perspectives* 9, 115-127.
- Binswanger, H. P. (1980), "Attitude toward Risk: Experimental Measurement in Rural India," *American Journal of Agricultural Economics* 62, 174-82.
- Cain, M. (1981), "Risk and Insurance: Perspectives on Fertility and Agrarian Change in India and Bangladesh," *Population and Development Review* 7, 435-474.
- Caldwell, J. C., P. H. Reddy, and P. Caldwell (1986), "Periodic High Risk as a Cause of Fertility Decline in a Changing Rural Environment: Survival Strategies in the 1980-1983 South Indian Drought," *Economic Development and Cultural Change* 34, 677-701.
- Canova, F. and M. O. Ravn (1996), "International Consumption Risk Sharing," *International Economic Review* 37, 573-601.
- Carroll, D. (1997), "Buffer Stock Saving and the Permanent Income Hypothesis," *Quarterly Journal of Economics* 112, 1-55.
- Carter, Michael R. (1988), "Equilibrium Credit Rationing of Small Farm Agriculture," *Journal*

of Development Economics 28, 83-103.

Coate, S. and M. Ravallion (1993), "Reciprocity Without Commitment: Characterization and Performance of Informal Insurance Arrangements," *Journal of Development Economics* 40, 1-24.

Cochrane, J. H. (1991), "A Simple Test of Consumption Insurance," *Journal of Political Economy* 99, 966-76.

Deaton, A. (1990), "Saving in Developing Countries: Theory and Review", *World Bank Economic Review, Special Issue, Proceedings of the Annual World Bank Conference on Development Economics*.

Deaton, A. (1991), "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica* 69, 1221-1248.

Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*, Oxford University Press.

Deaton, A. (1995), "Data and Econometric Tools for Development Analysis," in J. Behrman and T.N. Srinivasan, eds., *Handbook of Development Economics*, Vol. 3A, North-Holland, 1785-882.

Deaton, A. (1997), *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Johns Hopkins University Press.

Eswaran, M. and A. Kotwal (1989), "Credit as Insurance in Agrarian Economies," *Journal of Development Economics* 31, 37-53.

Fafchamps, M. (1992), "Solidarity Network in Pre-Industrial Societies: Rational Peasants with a Moral Economy," *Economic Development and Cultural Change* 41, 147-174.

Fafchamps, M. (1997), "Rural Poverty, Risk, and Development," mimeo, Stanford University. Dec. 1997.

Fafchamps, Marcel and Agnes R. Quisumbing (1998), "Human Capital, Productivity, and Labor Allocation in Rural Pakistan", forthcoming, *Journal of Human Resources*.

Fafchamps, Marcel, Christopher Udry, and Katherine Czukas (1998), "Drought and Saving in West Africa: Are Livestock a Buffer Stock?," *Journal of Development Economics* 55, 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* 35(1): 23-48.

Hayashi, F. (1996), "Analysis of Household Saving: Past, Present, and Future," *Japanese Economic Review* 47, 21-33.

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: 47-61.

Hayashi, F., J. Altonji, and L. Kotlikoff (1996), "Risk-Sharing between and within Families," *Econometrica* 64, 261-294.

平島成望 (1977) 「パキスタン・パンジャーブ農村における非農家層の経済分析」『アジア経済』18(6&7), 135-154.

Jacoby, H. and E. Skoufias (1997), "Risk, Financial Markets and Human Capital in a Developing Countries," *Review of Economic Studies* 64, 311-335.

Jalan, Jyotsna, and M. Ravallion (1996), "Consumption Insurance and Savings Behavior in Rural China," mimeo, World Bank.

Kimball, Miles S. (1988), "Farmers' Cooperatives as Behavior Toward Risk," *American Economic Review* 78, 224-232.

Kochar, A. (1995), "Explaining Household Vulnerability to Idiosyncratic Income Shocks," *AEA Papers and Proceedings* 85, 159-164.

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・パンジャーブ州における小麦の事例--」『アジア経済』第35巻10号: 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--」『アジア研究ワールドトレンド』1998年11月号: 17-20.

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.

Leland, H. E. (1968), "Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving," *Quarterly Journal of Economics* 82, 465-473.

Lewis, Karen K. (1996), "What Can Explain the Apparent Lack of International Consumption Risk Sharing?," *Journal of Political Economy* 104, 267-297.

Lucas, R. E. B. and O. Stark (1985), "Motivations to Remit: Evidence from Botswana," *Journal of Political Economy* 97, 905-926.

Lund, S. and M. Fafchamps (1997), "Risk-Sharing Networks in Rural Philippines," mimeo, Stanford University.

Mace, B. (1991), "Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty," *Journal of Political Economy* 99.

McKinnon, R. I. (1973), *Money and Capital in Economic Development*, The Brookings Institution, Washington D.C..

Morduch, J. (1991), "Consumption Smoothing across Space: Test for Village-Level Response to Risk," mimeo, Harvard University.

Morduch, J. (1994), "Poverty and Vulnerability," *AEA Papers and Proceedings* 84, 221-225.

Morduch, J. (1995), "Income Smoothing and Consumption Smoothing," *Journal of Economic Perspectives* 9, 103-114.

- Nag-Chowdhury, Dipa (1991), "Pakistan Rural Household Survey: Documentation of Primary Files," mimeo, International Food Policy Research Institute.
- Negishi, T. (1960), "Welfare Economics and Existence of an Equilibrium for a Competitive Economy," *Metroeconomica* 12, 92-97.
- Nelson, J. (1994), "On Testing for Full Insurance Using Consumer Expenditure Survey Data," *Journal of Political Economy* 102, 384-394.
- Obstfeld, M. (1993), "Are Industrial-Country Consumption Risks Globally Diversified?," *NBER Working Paper* No. 4038.
- Ohtake, F. and M. Saito (1998), "A Test of Full Insurance: The Case of Japan," *mimeo*.
- Pakistan, Government of (1993), *Household Integrated Economic Survey (HIES) 1990-91*, Karachi: Federal Bureau of Statistics.
- Park, A. F. (1996), "Household Grain Management under Uncertainty in China's Poor Areas," unpublished Ph.D. Dissertation, Food Research Institute, Stanford University.
- Pasha, H. and T. Hasan (1982), "Development Ranking of Districts in Pakistan," *Pakistan Journal of Applied Economics* 1, 157-192.
- Paxson, C. H. (1992), "Using Weather Variability to Estimate the Response of Savings to Transitory Income in Thailand," *American Economic Review* 82, 15-33.
- Platteau, J.-P. and A. Abraham (1987), "An Inquiry into Quasi-Credit Constraints: The Role of Reciprocal Credit and Interlinked Deals in Small-scale Fishing Communities," *Journal of Development Studies* 23, 461-490.
- Ravallion, Martin and Shubham Chaudhuri (1997), "Risk and Insurance in Village India: Comment," *Econometrica* 65(1): 171-184.
- Ravallion, M. and L. Dearden (1988), "Social Security in a "Moral Economy": An Empirical Analysis for Java," *Review of Economics and Statistics* 70, 36-44.
- Rosenzweig, M. R. (1988), "Risk, Implicit Contracts and the Family in Rural Areas of Low-Income Countries," *Economic Journal* 98, 1148-1170.
- Rosenzweig, M. R. and H. P. Binswanger (1993), "Wealth, Weather Risk and the Composition and Profitability of Agricultural Investments," *Economic Journal* 103, 56-78.
- Rosenzweig, M. R. and O. Stark (1989), "Consumption Smoothing, Migration, and Marriage: Evidence from Rural India," *Journal of Political Economy* 97, 905-926.
- Rosenzweig, M. R. and K. I. Wolpin (1993), "Credit Constraints, Consumption Smoothing, and the Accumulation of Durable Production Assets in Low-Income Countries: Investments in Bullocks in India," *Journal of Political Economy* 101, 223-244.
- Rosenzweig, M. R. and O. Stark (1989), "Consumption Smoothing, Migration, and Marriage: Evidence from Rural India," *Journal of Political Economy* 97, 905-926.
- 斎藤誠(1996) 『新しいマクロ経済学 - クラシカルとケインジアン邂逅』 有斐閣.
- Saito, Makoto (1998), "Dynamic Allocation and Pricing in Incomplete Markets," *Institute for*

Monetary and Economic Studies Discussion Paper N. 98-E-12, Bank of Japan.

Sawada, Y (1998), "Human Capital Investment in Pakistan: Implications of Micro-Evidence from Rural Villages," forthcoming, *Pakistan Development Review Papers and Proceedings*.

Stiglitz, J. E. and A. Weiss (1981), "Credit Rationing in Markets with Imperfect Information," *American Economic Review* 71, 393-419.

Tesar, L. L. (1993), "International Risk-Sharing and Non-Traded Goods," *Journal of International Economics* 35, 69-89.

Tesar, L. L. (1995), "Evaluating the Gains from International Risksharing," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 42, 95-143.

Townsend, R. M. (1993), "Financial Systems in Northern Thai Villages," mimeo, University of Chicago.

Townsend, R. M. (1994), "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica* 62, 539-591.

Townsend, R. M. (1995a), "Consumption Insurance: An Evaluation of Risk-Bearing Systems in Low-Income Economies," *Journal of Economic Perspectives* 9, 83-102.

Townsend, R. M. (1995b), "Financial Systems in Northern Thai Villages," *Quarterly Journal of Economics*, November, 1011-1046.

Udry, C. (1994), "Risk and Insurance in a Rural Credit Market: An Empirical Investigation in Northern Nigeria," *Review of Economic Studies* 61, 495-526.

Udry, C. (1997), "Recent Advances in Empirical Microeconomic Research in Poor Countries: An Annotated Bibliography," *Journal of Economic Education* 28, 58-75.

Van Wincoop, E. (1994), "Welfare Gains from International Risksharing," *Journal of International Economics* 34, 175-200.

Walker, T. S. and N. S. Jodha (1986), "How Small Farm Households Adapt to Risk," in P. Hazell et. al. eds., *Crop Insurance for Agricultural Development: Issues and Experience*, Johns Hopkins University Press.

Walker, T. S. and J. G. Ryan (1990), *Village and Household Economies in India's Semi-Arid Tropics*, the Johns Hopkins University Press.

表2-2: 完全なリスク・シェアリング・モデルの推定結果例

研究名と引用元	使用データ	対象地域	消費の定義	推定方法	結果：最初の数字は推定パラメータ、かっこ内が標準誤差 *は有意に棄却(5%)を示す
Townsend (1994), Table III, IV	ICRISAT - VLS	Aurepalle村 Shirapur村 Kanzarar村	穀類消費	(2-6), 各家計ごと の時系列OLS	平均0.1107、帰無仮説が44中24家計で棄却されず 平均-0.0473、帰無仮説が45中32家計で棄却されず 平均0.1106、帰無仮説が44中36家計で棄却されず
Townsend (1994), Table VIII	ICRISAT - VLS	Aurepalle村 Shirapur村 Kanzarar村	消費支出合計	(2-6), パネル推定	0.0469 (0.0236) *
Ravallion & Chaudhuri (1997), Table III	ICRISAT - VLS	Aurepalle村 Shirapur村 Kanzarar村	(同上)	同上 + 適切な 操作変数使用	0.1233 (0.0227) *
	ICRISAT - VLS	Aurepalle村 Shirapur村 Kanzarar村	(同上)	(2-7), パネル推定	0.156 (0.076) *
	ICRISAT - VLS	Aurepalle村 Shirapur村 Kanzarar村	(同上)	(2-7), パネル推定	0.111 (0.049) *
	ICRISAT - VLS	Aurepalle村 Shirapur村 Kanzarar村	flow-accounting による修正値	(同上)	0.163 (0.071) *
	ICRISAT - VLS	Aurepalle村 Shirapur村 Kanzarar村	消費支出合計	(同上)	0.336 (0.124) *
Jalan & Ravallion (1996), Table 2	中国RHS/パネル	広東省 貴州省 広西省 雲南省	消費支出合計	(2-7), パネル推定 GMM法	0.120 (0.051) *
	中国RHS/パネル	広東省 貴州省 広西省 雲南省	消費支出合計	(同上)	0.203 (0.080) *
	中国RHS/パネル	広東省 貴州省 広西省 雲南省	消費支出合計	(同上)	0.462 (0.124) *
Gillani (1996), Table 1	IFPRI - Pakistan	Year1&2 Year2&3	消費支出合計	(2-7), クロスセク シヨン推定	0.209 (0.089) *
Gillani (1996), Table 3	IFPRI - Pakistan	Year1&2 Year2&3	食料支出	(同上)	0.228 (0.158) *
	IFPRI - Pakistan	Year1&2 Year2&3	食料支出	(同上)	0.16 (0.017) *
	IFPRI - Pakistan	Year1&2 Year2&3	食料支出	(同上)	0.14 (0.016) *
	IFPRI - Pakistan	Year1&2 Year2&3	食料支出	(同上)	0.26 (0.021) *
	IFPRI - Pakistan	Year1&2 Year2&3	食料支出	(同上)	0.17 (0.024) *
	IFPRI - Pakistan	Year1&2 Year2&3	食料支出	(同上)	0.022 (0.013) *
	IFPRI - Pakistan	Year1&2 Year2&3	食料支出	(同上)	0.011 (0.006) *
	IFPRI - Pakistan	Year1&2 Year2&3	食料支出	(同上)	0.016 (0.009) *
	IFPRI - Pakistan	Year1&2 Year2&3	食料支出	(同上)	0.014 (0.005) *

出所：筆者作成

表 3-1: 村落内リスクシェアリングモデルの推計結果(モデルA)

	CARA 型		CRRA 型	
	完全 パネル	不完全 パネル	完全 パネル	不完全 パネル
村落・年次ダミー \$				
村 1 年 2	115.3 (0.540)	88.8 (0.446)	0.071 (1.468)	0.059 (1.283)
村 1 年 3	-47.1 (0.432)	-14.9 (0.178)	-0.016 (0.424)	-0.003 (0.117)
村 2 年 2	339.8 *** (8.112)	321.0 *** (8.269)	0.130 *** (7.599)	0.123 *** (8.641)
村 2 年 3	-64.3 (1.475)	-82.9 ** (2.013)	-0.025 (1.509)	-0.032 ** (2.155)
村 3 年 2	292.7 *** (3.641)	288.8 *** (4.285)	0.111 *** (3.674)	0.112 *** (4.408)
村 3 年 3	-79.3 (0.995)	73.7 (0.643)	-0.022 (0.842)	0.047 (0.837)
村 4 年 2	338.9 *** (3.663)	385.5 *** (8.405)	0.144 *** (4.668)	0.156 *** (8.706)
村 4 年 3	146.5 ** (2.006)	122.3 (1.530)	0.051 ** (2.001)	0.050 ** (2.053)
村 5 年 2	414.9 *** (7.683)	410.3 *** (9.186)	0.153 *** (7.498)	0.147 *** (8.415)
村 5 年 3	-125.8 (1.230)	-177.4 * (1.981)	-0.045 (1.523)	-0.061 ** (2.294)
家計の総所得				
村 1	0.062 (0.777)	0.062 (0.769)	0.153 (1.083)	0.146 (1.043)
村 2	-0.005 (0.287)	0.011 (0.461)	0.001 (0.038)	0.038 (1.219)
村 3	-0.056 ** (2.183)	-0.052 ** (2.058)	-0.089 * (1.769)	-0.077 * (1.740)
村 4	0.067 (0.758)	-0.022 (0.354)	0.063 (0.512)	-0.058 (0.696)
村 5	0.015 (0.677)	0.039 (1.578)	0.037 (0.855)	0.067 (1.478)
R ²	0.325	0.286	0.423	0.308
修正 R ²	0.234	0.213	0.345	0.238
F 統計値	3.549 ***	3.916 ***	5.404 ***	4.362 ***

出所) 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。
- 注2) 標本数は完全パネルが 118、不完全パネルが 152、いずれもプールしたデータによる OLS 推計。
- 注3) カッコ内は、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)。F 統計値は全ての変数が有意でない帰無仮説についての検定量。* 10%で統計的に有意、** 5%有意、*** 1% 有意。
- 注4) 各ダミー変数は、例えば「村 1 年 2」が村落 1 に居住する家計の第一年度から第二年度にかけての消費変化、「村 1 年 3」が村落 1 に居住する家計の第二年度から第三年度にかけての消費変化への共通リスクの影響を示す。

表 3-2: 村落内リスクシェアリングモデルの推計結果

	CARA 型		CRRA 型	
	完全 パネル	不完全 パネル	完全 パネル	不完全 パネル
Model A: 各村落の相互保険の有効性が異なる場合				
総所得_村 1	0.062 (0.777)	0.062 (0.769)	0.153 (1.083)	0.146 (1.043)
総所得_村 2	-0.005 (0.287)	0.011 (0.461)	0.001 (0.038)	0.038 (1.219)
総所得_村 3	-0.056 ** (2.183)	-0.052 ** (2.058)	-0.089 * (1.769)	-0.077 * (1.740)
総所得_村 4	0.067 (0.758)	-0.022 (0.354)	0.063 (0.512)	-0.058 (0.696)
総所得_村 5	0.015 (0.677)	0.039 (1.578)	0.037 (0.855)	0.067 (1.478)
Model 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)	0.017 (0.867)	0.029 (0.787)	0.026 (0.848)
Model 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)	0.017 (0.823)	0.026 (0.712)	0.028 (0.922)
² 統計値				
B vs. A (df=4)	7.48	7.78	8.45 *	8.00 *
C vs. A (df=12)	19.10 *	20.50 *	21.26 **	21.41 **
C vs. B (df=8)	11.62	12.72	12.80	13.41 *

出所) 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。

注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りかっこ内の数字は統計量を示す。

注3) 標本数は完全パネルが 118、不完全パネルが 152、いずれもプールしたデータによる OLS 推計。

注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)

表 3-3: 食料消費の相互保険モデルの推計結果

	CARA 型		CRRA 型	
	完全 パネル	不完全 パネル	完全 パネル	不完全 パネル
Model A: 各村落の相互保険の有効性が異なる場合				
総所得_村 1	0.152 (0.932)	0.148 (0.885)	0.332 (1.391)	0.232 (0.763)
総所得_村 2	-0.146 (0.525)	-0.129 (0.905)	-0.543 (1.341)	-0.446 * (1.831)
総所得_村 3	-0.020 (0.233)	0.029 (0.375)	-0.138 (0.529)	0.366 (1.050)
総所得_村 4	-0.027 (0.253)	-0.163 * (1.685)	0.161 (0.528)	-0.380 (1.164)
総所得_村 5	-0.045 (0.444)	0.210 (0.948)	0.171 (0.261)	0.341 (0.727)
Model B: 各村落の相互保険の有効性が均一な場合				
総所得	-0.029 (0.414)	0.023 (0.318)	-0.040 (0.180)	0.062 (0.328)
Model C: 隣接 5 村が一つの相互保険ユニットの場合				
総所得	-0.020 (0.279)	0.018 (0.257)	0.026 (0.123)	0.078 (0.430)
² 統計値				
B vs. A (df=4)	4.28	7.62	5.42	9.03 *
C vs. A (df=12)	9.92	12.89	11.15	15.38
C vs. B (df=8)	5.64	5.26	5.73	6.35

出所) 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食料消費変化量、CRRA 型の場合には、家計の一人当たり対数食料消費変化量 (近似的に消費成長率に等しい) である.

注 2)-4) 前表参照.

表 3-4: 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	
	完全 パネル	不完全 パネル	完全 パネル	不完全 パネル
被説明変数 = 総消費				
農業畜産所得	-0.018 (0.403)	-0.007 (0.191)	-0.012 (0.654)	-0.024 (0.836)
農業耕種所得	-0.009 (0.456)	0.004 (0.203)	0.034 (0.903)	0.043 (0.968)
非農業所得	0.247 ** (2.061)	0.169 * (1.730)	0.299 ** (2.349)	0.109 (1.065)
被説明変数 = 食料消費				
農業畜産所得	-0.171 (0.996)	-0.045 (0.337)	0.117 (0.315)	0.245 (1.322)
農業耕種所得	0.052 (0.768)	0.073 (1.008)	-0.124 (0.570)	-0.119 (0.552)
非農業所得	-0.276 (0.605)	-0.141 (0.378)	-0.225 (0.464)	0.109 (0.247)

出所) 筆者作成.

注1) 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.

注 2)-4)前表参照.

表 3-5: 推定結果の頑健性

	CARA 型		CRRA 型	
	完全 パネル	不完全 パネル	完全 パネル	不完全 パネル
A. 成人男性換算単位による標準化				
総所得	-0.007 (0.487)	0.000 (0.013)	-0.011 (0.352)	-0.009 (0.331)
B. 村落平均消費を直接使ったモデル				
総所得	0.011 (0.449)	0.014 (0.708)	0.026 (0.700)	-0.006 (0.188)
C. パネル推定法				
C1. 固定効果				
総所得	-0.030 * (1.895)	-0.030 * (1.915)	-0.035 (1.110)	-0.035 (1.121)
F-検定値	1.86 **	1.86 ***	1.24	1.96 ***
C2. ランダム効果				
総所得	-0.008 (0.057)	0.003 (0.264)	0.022 (0.797)	0.004 (0.154)
ハウスマン検定値	16.65	25.81 ***	16.72	19.44 *

出所) 筆者作成。

注1) 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。

注2)-4)前表参照。

注5) F-検定値は家計固有の切片効果が存在しない帰無仮説の検定のための統計量で、完全パネルの場合帰無仮説下で F(59,48)、不完全パネルの場合帰無仮説で F(92,49)分布となる。

注6) ハウスマン検定値は家計固有の切片効果と説明変数間の相関が存在しない帰無仮説の検定のための統計量で、帰無仮説のもとで $\chi^2(11)$ 分布となる。帰無仮説が棄却されない場合にはランダム効果モデルの方が効率的な推定となる。

注7) パネル推定法に関してはハウスマン検定を行う都合上、かっこ内の t 値は通常のものを用い、分散不均一性のもとでの一致性のある推定値を用いていない。固定効果に関し後者の推定値を用いた場合に CARA 型でやや t 値が下がって不完全パネルの場合に 10%でも有意でなくなるが、その他の定性的結果には変わりがない。

表 4-1
家計総所得の内訳
(%, 1987 年から 91 年までの平均値)

	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
パディーン県	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

表 4-2. 村落内リスクシェアリングモデルの推計結果(モデル A)

県名・村落コード	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	係数	t 値	係数	t 値
ファイサラーバード県								
D1/1	0.151 (2.396)**		0.131 (2.405)**		0.257 (4.043)***		0.282 (4.223)***	
2	0.063 (1.874)*		0.043 (2.019)*		0.058 (1.484)		0.064 (1.316)	
3	0.146 (2.765)***		0.060 (1.937)*		0.173 (4.575)***		0.070 (1.225)	
4	0.082 (3.841)***		0.095 (4.327)***		0.107 (1.547)		0.105 (1.284)	
5	-0.007 (0.306)		0.004 (0.324)		0.079 (1.336)		0.092 (1.611)	
6	0.052 (2.574)**		0.014 (1.843)*		0.098 (2.530)**		0.088 (2.058)**	
平均値	0.07		0.05		0.11		0.10	
アトック県								
D2/7	0.215 (2.564)**		0.109 (1.502)		0.245 (3.573)***		0.150 (2.064)**	
8	0.184 (2.337)**		0.112 (1.529)		0.143 (3.259)***		0.118 (2.413)**	
9	-0.019 (0.638)		-0.018 (0.980)		0.104 (2.228)**		0.079 (1.637)	
10	0.051 (1.165)		0.032 (1.010)		0.000 (-0.010)		-0.030 (0.553)	
11	0.098 (1.195)		0.058 (0.915)		0.088 (1.662)*		0.104 (1.579)	
12	0.032 (0.557)		-0.007 (0.126)		0.029 (0.524)		0.029 (0.550)	
13	0.128 (2.830)***		0.082 (2.020)*		0.167 (2.739)***		0.213 (3.114)***	
14	0.089 (1.295)		0.000 (0.026)		0.075 (2.099)*		0.068 (2.047)**	
平均値	0.09		0.04		0.09		0.08	
パディーン県								
D3/21	0.074 (1.368)		0.025 (0.754)		0.125 (1.791)*		0.063 (1.116)	
22	0.114 (2.504)**		0.090 (2.255)**		0.171 (1.970)*		0.156 (1.754)**	
23	0.093 (1.341)		0.076 (1.229)		0.203 (2.295)**		0.248 (1.733)**	
24	0.105 (1.343)		-0.001 (0.022)		0.160 (1.507)		0.107 (0.693)	
25	0.016 (0.824)		0.023 (1.810)*		0.052 (1.057)		0.082 (1.376)	
26	0.100 (4.951)***		0.037 (1.975)*		0.197 (3.099)***		0.208 (2.810)***	
27	0.080 (1.393)		0.048 (0.794)		0.082 (0.594)		0.170 (1.000)	
28	0.147 (0.886)		0.112 (0.762)		0.182 (1.264)		0.062 (0.336)	
29	0.060 (1.684)*		-0.001 (0.020)		0.098 (2.847)***		0.001 (0.021)	
30	0.097 (1.176)		0.076 (0.981)		0.064 (1.201)		0.045 (0.764)	
31	0.062 (0.936)		-0.040 (1.049)		0.121 (1.118)		-0.085 (0.841)	
32	0.179 (3.247)***		0.087 (1.460)		0.101 (1.236)		-0.010 (0.099)	
33	0.081 (4.709)***		-0.029 (1.726)		0.116 (1.804)*		-0.005 (0.074)	
34	0.079 (1.188)		0.043 (1.214)		0.135 (1.648)		0.091 (1.145)	
35	0.314 (1.810)*		0.278 (1.593)		0.599 (2.615)**		0.789 (2.547)**	
36	0.222 (2.980)***		0.140 (2.641)**		0.193 (3.585)***		0.156 (3.319)***	
37	0.038 (0.353)		-0.022 (0.228)		0.236 (2.801)***		0.185 (1.723)*	
39	0.074 (2.956)***		0.056 (3.658)***		0.169 (3.731)***		0.150 (4.324)***	
40	0.176 (1.247)		0.195 (2.166)**		0.298 (1.576)		0.384 (1.998)**	
平均値	0.11		0.06		0.17		0.14	

表 4-2 (つづき). 村落内リスクシェアリングモデルの推計結果(モデル A)

県名・村落コード	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	係数	t 値	係数	t 値
ディール県								
D4/41	0.184	(3.246)***	0.116	(2.797)***	0.255	(3.375)***	0.267	(3.184)***
42	-0.034	(0.468)	-0.021	(0.503)	-0.168	(2.107)**	0.006	(0.038)
43	0.098	(3.459)***	0.032	(1.561)	0.119	(2.010)*	0.102	(1.578)
44	0.001	(0.100)	0.003	(0.162)	0.079	(1.844)*	0.090	(2.007)*
45	0.068	(1.603)	0.052	(1.369)	0.112	(2.230)**	0.100	(1.856)*
46	0.130	(2.043)*	0.024	(0.509)	0.333	(2.302)**	0.246	(1.382)
47	-0.006	(0.390)	-0.004	(0.449)	0.037	(0.790)	0.037	(1.074)
48	-0.056	(1.502)	-0.048	(1.771)*	0.017	(0.275)	0.022	(0.321)
49	-0.080	(0.794)	-0.031	(0.774)	-0.089	(1.154)	-0.043	(0.569)
50	0.413	(6.645)***	0.142	(4.504)***	0.348	(2.272)**	0.256	(1.920)*
51	0.010	(0.511)	0.030	(2.188)**	0.045	(1.320)	0.093	(2.108)**
平均値	0.06		0.02		0.09		0.10	

出所) 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。

注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、分散不均一性のもとでも一致性のある 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。t 統計量を示す。

注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)。

注4) 村落名については Nag-Chowdhury (1991) 参照。

表 4-3
完備保険市場仮説が棄却できないケースが占める割合
(%)

	CARA 型		CRRA 型	
	総消費	食料	総消費	食料
ファイサラーバード県	16.7	16.7	50	66.7
アトック県	62.5	87.5	25	50
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

(出所)表 4-2 の結果より筆者作成

表 4-4
県内・全国リスクシェアリングモデルの推計結果
(モデルD、モデルE)

	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)***
パディーン県	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) 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。

注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。

注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）。

表 4-5. 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
(モデルD、モデルE)

	CARA				CRRRA			
	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、CRRRA 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。

注2) 報告されている係数は説明変数の 3 つの(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。

注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）。

表4-6 クロスセクション所得変動係数
(86/87年千ルピー単位の所得を用いた)

村落 コード	変動係数				変動係数の大小関係				
	畜産・耕種 所得	非農業所得 含む	海外送金 含む	国内送金 含む	畜産・耕種 所得	非農業所得 含む	海外送金 含む	国内送金 含む	
1	30.71	13.03	30.71	28.74	L	S	L	M	
2	26.98	12.27	25.19	15.19	XL	S	L	M	
3	3.21	3.49	3.72	3.39	S	L	XL	M	
4	48.47	26.09	48.40	43.24	XL	S	L	M	
5	119.51	98.15	109.99	118.04	XL	S	M	L	
6	50.45	40.24	50.13	47.19	XL	S	L	M	
7	4.06	5.96	4.16	5.30	S	XL	M	L	
8	12.02	8.32	12.02	11.68	L	S	L	M	
9	7.01	5.66	7.09	7.01	M	S	L	M	
10	12.86	6.44	10.13	11.05	XL	S	M	L	
11	5.49	4.39	5.42	6.42	L	S	M	XL	
12	1.62	3.31	7.27	2.59	S	L	XL	M	
13	14.00	7.05	17.22	15.27	M	S	XL	L	
14	3.65	5.87	3.65	4.39	S	L	S	M	
21	9.72	7.59	9.72	9.12	M	S	M	L	
22	11.18	8.48	11.18	10.83	M	S	M	L	
23	11.30	6.89	11.30	9.10	L	S	L	M	
24	29.93	24.64	29.93	29.89	L	S	L	M	
25	11.50	14.95	11.50	10.70	M	L	M	S	
26	14.68	14.56	14.68	18.29	M	S	M	L	
27	17.15	11.14	17.15	17.00	L	S	L	M	
28	5.43	6.58	5.43	3.93	M	L	M	S	
29	24.25	21.28	24.25	20.18	L	M	L	S	
30	11.15	8.18	11.15	14.88	M	S	M	L	
31	1.76	2.47	1.76	3.11	S	M	S	L	
32	1.27	0.83	1.27	2.33	M	S	M	L	
33	4.76	3.43	4.76	3.25	L	M	L	S	
34	10.21	8.92	10.21	10.21	M	S	M	M	
35	24.86	19.27	24.86	28.84	M	S	M	L	
36	21.06	19.31	21.06	26.25	M	S	M	L	
37	12.27	9.43	12.27	14.73	M	S	M	L	
39	14.96	13.03	14.88	13.84	XL	S	L	M	
40	21.88	16.93	21.69	20.37	XL	S	L	M	
41	8.22	10.64	23.22	7.82	M	L	XL	S	
42	10.13	10.73	10.47	11.04	S	L	M	XL	
43	6.21	4.82	29.43	5.44	L	S	XL	M	
44	3.22	2.01	3.22	9.29	M	S	M	L	
45	4.02	6.91	14.74	4.17	S	L	XL	M	
46	12.02	8.78	12.02	10.99	L	S	L	M	
47	4.93	6.09	26.94	4.91	M	L	XL	S	
48	6.99	7.81	15.94	6.22	M	L	XL	S	
49	50.57	35.95	41.56	50.57	L	S	M	L	
50	23.57	16.27	18.00	22.77	XL	S	M	L	
51	10.35	17.39	24.22	10.35	S	M	L	S	
					変動係数が 最小である ケース	8	30	2	8

注) S、M、L、XL はそれぞれ変動係数が最小・中間・大・最大であることを示す。

表 4-7 z係数のトービットモデル計測結果

	被説明変数	z 係数	
		総消費	食料消費
畜産・耕種所得変動係数	cv	0.004 (1.602)	0.003 (1.941)*
人口密度	density	0.010 (0.711)	-0.017 (1.147)
全家計中雑業層が占める割合	social	0.153 (0.844)	0.081 (0.943)
全家計中土地所有層が占める割合	lando	0.456 (2.230)**	0.113 (1.321)
定数項	cons	-0.433 (2.222)**	-0.114 (1.546)
サンプル数		33	33

注) 括弧内は t 値を示す。*は 10%水準、**は 5%水準で統計的に有意を示している（両側検定の場合）。