

村落レベルの集計的ショックに対する家計の脆弱性

— パキスタン農村部における自然災害の事例 —

黒崎 卓

村落内での相互保険では十分にカバーしきれない、ローカルな集計的リスクという性格を持つ自然災害の家計へのインパクトについて、パキスタン農村部の2時点家計パネルデータを用いて定量的に分析した。2時点間での家計消費変化が、村落レベルの洪水・旱魃というショック、およびけが・病気といった家計固有のショックに対してどう反応したかを、地域ごと・家計タイプごとに比較した結果、すべてのタイプのショックを和らげる効果を農地所有や制度金融アクセスが持つことが判明した。また、3種類の外生ショックに対する消費低下の度合いがどのように農地・金融アクセス以外の家計属性ごとに異なるかは、ショックごとに違った様相を見せており、それを総合的に説明するには、信用市場を通じた異時点間資源配分と、村落内での相互保険によるリスクシェアリングの両方の要素を考慮する必要があることが示唆された。

JEL Classification Codes: O12, D12, D91

1. はじめに

2010年の7月から8月にかけて、パキスタンは未曾有の大洪水に見舞われた。「洪水は、パキスタンの121県中84県、総人口の10分の1に当たる2000万人以上に被害をもたらした。(中略)男女子供合わせて1700人以上が命を落とし、少なくとも180万の住居が損壊した。」(UN 2010: 1)。

この例に顕著に表れているように、途上国の貧困問題を考える上で、災害などへの脆弱性に十分な配慮を行う必要がある。途上国の貧困層とは、単に平均の所得が低いだけでなく、いったん自然災害等に見舞われるとその生活基盤を失いやすい階層であるかもしれないからである。このような問題意識に基づき、天候変動などの外生ショックに対して、途上国の家計がどの程度守られているかについての実証研究が近年積み上げられてきた(Dercon 2005, Fafchamps 2003)。外生ショックに対する家計の脆弱性の指標も多数提唱されている(黒崎 2009, Ch. 7)。

本稿は、自然災害への家計の脆弱性について検討する事例として、パキスタン農村部の2000年代前半の2時点家計パネルデータを用いて、村落レベルの洪水と旱魃に対して、どのような家計の消費がどのように脆弱であったかを定量的に明らかにする。脆弱性は通常、将来に向けた概念(forward-looking concept)とされる(黒崎 2009)。この点からすると本稿のアプローチは、将来生じ得る自然災害の際にどのような地域や家計が生活水準の低下を余儀なくさ

れるかを明らかにするための材料として、過去の生活水準の変化を分析するものと言える。分析に用いたデータの時点では、2010年の大洪水は予測できなかったが、そのような災害のインパクトを予測する上で、過去の事例が役に立つと考えられる。途上国全般への含意という点では、パキスタンの事例は、農業の土地生産性はそれほど低いわけでないが、国民全体の所得水準が非常に低く(世界銀行の分類では「低所得途上国」)、それにもまして教育などの人間開発が遅れた経済における村落レベルの自然災害に関する事例研究と位置づけられる。パキスタンおよび隣国のインドの家計パネルデータを用いた既存研究からは、農村居住世帯の多くが、家計固有の(idiosyncratic)外生所得ショックの影響を顕著に受けており、その意味で、完全なリスクシェアリング(full risk sharing)の状態が棄却されることが明らかになっている(Kurosaki 2006a, Kurosaki 2006b, Kurosaki 2001, Townsend 1994)。

他方、研究が不十分なのが、村落レベルの集計的なショックへの家計の対応である。澤田(2010)に詳しく展望されているように、途上国における自然災害やマクロショックの影響に関する実証研究が近年増えており、とりわけ、このようなショックであっても個別の家計に与える被害には家計固有の要素が多く含まれることに着目して、災害時やマクロショックの際にもリスクシェアリングが機能するかどうかを検証する研究の数が多い。また、集計的ショックに対しては村落内だけでの対応には限界があるこ

とから、このような災害が家計に結果的にもたらした厚生損失の大きさを明らかにする研究も見られる。同じローカルな集計的ショックを受けても、家計ごとに厚生損失は異なっていることが多いが、このことについての詳細な分析と、そのような差異の背後にある経済メカニズムについては、ほとんど明らかになっていない。

そこで本稿は、村落レベルの集計的ショックへの家計消費の反応と、けが・病気といった家計固有のショックに対する反応とが、地域ごと・家計タイプごとにどのように異なるかに着目することにより、このメカニズムに迫る。途上国の低所得家計が不測の所得変動に対応するためのメカニズムとしては、大きく、クロスセクション方向にリスクを分散するリスクシェアリングと、将来時点にショックを薄める異時点間資源配分とが挙げられる(黒崎 2009)。集計的ショックと家計固有ショックそれぞれへの家計の反応の違いに着目した実証戦略をとっている既存研究には、Asdrubali and Kim(2008)やMorten(2010)などがあるが、前者は不完全な消費平準化の理論との対応が明確でないこと、後者は送金に着目した分析であることから、不完全な消費平準化の理論モデルとの対応を明確にして消費を分析する本稿とは区別される。

以下、第2節では実証分析で用いる2時点家計パネルデータを描写する。実証モデルと、それによって不確実性下の家計消費の動学に関して考察するための分析枠組みを説明するのが第3節である。第4節は、計量分析結果とその解釈を示す。計量結果を整合的に説明するには、信用市場を通じた異時点間資源配分と、村落内での相互保険によるリスクシェアリングの両方の要素を考慮する必要があるというのが、その主な結論である。

2. データ

2.1 パキスタン経済の特徴

パキスタンは4州からなる連邦国家である。本稿で取り上げるパンジャブ州とスィンド州は、残る2州よりも所得や教育水準などで見た貧困度合いが低い。州内の都市部・農村部間格差、階層間格差の方が州間格差よりもはるかに大きい(World Bank 2002)。都市・農村間格差は、パンジャブ州よりスィンド州において深刻で、スィンド州農村部はしばしば、封建的な大地主の残存と彼らに従属する小作農の対比で特徴づけられる。

国民所得のセクター構成を見ると、農林水産

業がGDPに占める比率は2009/10年度¹⁾で21%ほどであり、低下したとはいえまだ高い。雇用のセクター構成では、労働生産性が他部門よりも低い農業部門の比率はさらに高まり、2008年時点で45%程度である(Government of Pakistan, various issues)。農業部門・農村地域に滞留している人口の貧困問題が深刻になる所以である。農業は、米・綿花・メイズなどが主作物で、雨期に当たる*Kharif*と、小麦・豆類などが主作物で、乾期に当たる*Rabi*の年2作に分かれる。パキスタンは半乾燥地域から乾燥地域に国土の多くが分布するため、用水路灌漑が発達しているが、それでも降雨量の変動や灌漑行政の混乱などの理由から、農作物の単収はかなり変動する(Kurosaki 1998)。農家の多くは、乳畜としての雌牛・雌水牛、肉畜としての羊・山羊などからなる家畜を所有し、飼料作物を作付けている。農業部門付加価値に占める畜産部門のシェアは傾向的に上昇してきており、2009/10年度には52%と、耕種部門よりも大きくなっている。家畜は農家にとって最も重要な資産でもある。

連邦政府の統計局が継続的に行っている家計調査の個票データを用いて、1998/99年度、2001/02年度、2004/05年度、2005/06年度の平均消費水準、不平等指標、貧困指標を計算すると(Kurosaki 2009)、平均消費は当初の3年間には減少したが、その後は上昇した。貧困者比率の動きはこれと全く逆になる。不平等指標を見ると、1998/99年度から2001/02年度にかけては減少し、2001/02年度から2004/05年度にかけては急上昇した。

2.2 PRHS パネルデータ

統計局による家計調査の個票データは、調査時ごとにサンプルを完全に入れ替えた、繰り返し横断面(repeated cross-section)データのため、各家計に生じた動学的変化を見ることができない。マクロ全体では成長していても、個別には消費水準が落ち込む家計などが存在することは、小規模のパネルデータを用いてパキスタンについても明らかになっている(Kurosaki 2006a, Kurosaki 2006b)、全国をカバーした標本数の多いパネルデータによる検証が望ましい。

そこで本稿では、パキスタン開発経済研究所(Pakistan Institute of Development Economics)と世界銀行が集めた2時点の農村家計パネルデータである、PRHS(Pakistan Rural Household Survey)の個票を用いる。第1回調

表1. パキスタン PRHS パネルデータに見る消費の平均、貧困指標、不平等指標の推移

	1. 消費の平均		2. 貧困者比率		3. 不平等指標	
	PRHS-I (2001)	PRHS-II (2004)	PRHS-I (2001)	PRHS-II (2004)	PRHS-I (2001)	PRHS-II (2004)
全パネルサンプル	1.465 (0.029)	1.846 (0.038)	0.372 (0.014)	0.259 (0.013)	0.359 (0.012)	0.425 (0.013)
パンジャープ州北部	1.848 (0.064)	2.190 (0.070)	0.196 (0.020)	0.154 (0.019)	0.336 (0.019)	0.394 (0.022)
パンジャープ州南部	1.546 (0.065)	1.886 (0.099)	0.361 (0.026)	0.267 (0.024)	0.359 (0.027)	0.461 (0.032)
スィンド州	1.175 (0.028)	1.617 (0.043)	0.490 (0.022)	0.318 (0.021)	0.305 (0.015)	0.392 (0.016)

注) 標本数 1,609 家計(うちパンジャープ州北部 510, パンジャープ州南部 419, スィンド州 680)。「消費の平均」の単位は、貧困線を 1 とする welfare ratio である。「不平等指標」はパラメータ 3 の Atkinson 指標を用いた。「消費の平均」と「貧困者比率」に関しては通常の標準誤差を、「不平等指標」に関しては抽出回数 500 のブートストラップ標準誤差を、かっこ内に示す。すべての集計は、個人レベルでの平均・貧困指標・不平等指標となるようにウェイト付けして計算した。

出所) PRHS 個票を用いて筆者計算(以下の表も同じ)。

調査は 2001 年 9 月から 2002 年 1 月にかけて行われ、調査前月の消費情報と、2000 年 *Kharif* 期から 2000/01 年 *Rabi* 期に対応した所得情報などが集められた。この調査はパキスタンの全 4 州をカバーしたが、2004 年 8 月から 10 月にかけて行われた第 2 回調査(2003 年 *Kharif* 期から 2003/04 年 *Rabi* 期に対応)では、治安等の理由から、スィンド州とパンジャープ州でのみ再調査が行われた。全国をカバーしてはいないが、比較的標本数が多く、多くの調査村²⁾を含むパネルデータとして貴重な情報を提供している。

この PRHS パネルデータを用いて、農家による自家生産食料消費分の帰属計算価値などを加えて家計の月間総消費支出額を計算し、これをパキスタン政府が貧困指標計算の際に用いている成人換算単位³⁾で測った世帯規模で除して、1 人当たり総消費とした。これを、インフレーションと物価の地域間格差をコントロールした実質値とするために、パキスタン政府の公式貧困線⁴⁾にて除した比率(welfare ratio)を、消費の指標として用いる。世帯 i の t 期における welfare ratio を c_{it} とあらわす。PRHS それぞれの期において、 $c_{it} \geq 1$ となる世帯に属する人口が非貧困者、 $c_{it} < 1$ となる世帯に属する人口が貧困者となる。

PRHS パネルデータから、データの欠損が著しい標本や主要変数の異常値を取り除き、2 期ともデータが取れた家計は、パンジャープ州から 929、スィンド州から 680 の計 1,609 標本であった。第 1 回調査の両州における有効標本数は 1,874 だったので、パネルデータとしての脱落率(attrition ratio)は約 14% となる。第 2 回調査で抜け落ちた標本は、そうでない標本に比べて、世帯構成などは似通っているが、第 1 回

調査での消費水準が低いなど、ランダムな抜け落ちとみなすことは難しい(Kurosaki 2009)。したがって、本稿の以下の分析においては、パネル情報を集めることができたという条件付きのサンプルを用いていることに留意することが必要となる。自然災害の家計へのインパクトを分析するという観点からは、災害によって消滅あるいは再調査不可能になった家計が抜

け落ちていることから、代表的サンプルへの影響よりも災害の負の影響が弱めに出てしまいという限界を、本稿の分析は有している。

表 1 は、このパネルデータに含まれる変数 c_{it} を、各時点の平均、貧困者比率、Atkinson (1970) の不平等指標に集計したものである。パンジャープ州は南部と北部で開発の度合いに差が見られるため、2 つに分けて⁵⁾、計 3 つの地域ごとにも集計した。第 1 回調査(2001 年)と第 2 回調査(2004 年)の間の変化は、統計局による全国家計調査での 2001/02 年度から 2004/05 年度にかけての変化と、定性的にほぼ同じである。すなわち、2001 年から 2004 年にかけて貧困指標は減少し、不平等指標は上昇した。地域別の消費水準はパンジャープ州北部でもっとも高く、同州南部、スィンド州という順位、貧困指標の順位はこの逆となる。

2.3 家計レベルの貧困推移

パネルデータの利点を生かすべく、標本家計の消費水準が貧困線を下回っていた($c_{it} < 1$)かどうかで、家計のステータスを二分し、貧困のミクロレベルの推移を見たのが表 2 である。計 1,609 家計中、2 期とも貧困線を下回っていた「常時貧困家計」は 182、2 期とも貧困線以上だった家計は 909 である。注目すべきは、第 1 回調査時に貧困線以上だったにもかかわらず、第 2 回調査時の消費水準は貧困線を下回ってしまった家計が 176 あり、遷移確率で言うと 16.2% にも達していることである。この 2 時点間で平均の消費水準は上昇し貧困指標は減少しているため、つい、それまでの貧困家計の一部が貧困線以上に達し、非貧困家計はそのまま貧困線以上であるかのような誤解をしがちであるが、パネルデータを用いることにより、マクロレベル

表2. 家計レベルの貧困推移(パキスタン PRHS データ, 2001-2004)

PRHS-I(2001)での消費水準	PRHS-II(2004)での消費水準		
	貧困線未満	貧困線以上	計
全パネルサンプル			
標本家計数			
貧困線未満	182	342	524
貧困線以上	176	909	1,085
計	358	1,251	1,609
推移確率(%)			
貧困線未満	34.7	65.3	100.0
貧困線以上	16.2	83.8	100.0
地域別の推移確率(%)			
パンジャープ州北部			
貧困線未満	31.8	68.2	100.0
貧困線以上	9.9	90.1	100.0
パンジャープ州南部			
貧困線未満	38.5	61.5	100.0
貧困線以上	16.3	83.7	100.0
シンド州			
貧困線未満	34.0	66.0	100.0
貧困線以上	23.5	76.5	100.0

で経済が成長している時でも、困窮化を経験する人口が相当数存在することが分かる⁶⁾。

困窮化、すなわち第1回調査時に貧困線以上だったにもかかわらず、第2回調査時の消費水準は貧困線を下回ってしまう遷移確率を、脆弱性の1つの指標として考えた場合、シンド州でその値は最も高く、23.5%となっており、これにパンジャープ州南部(16.3%)が続き、同州北部が最も低い(9.9%)。3地域の脆弱性の順位を、同じパネルデータに他の指標を適用して推計しても、ほぼ同様な結果が得られる(Arif and Bilquees 2008, Kurosaki 2009)。すなわち、PRHS パネルデータの例では、平均の消費水準が低い地域ほど、困窮化の可能性も高いという意味で脆弱であることが示唆される。この困窮化の一因として、病気やけなどが家計固有のショック、洪水・早魃など村落レベルの災害が考えられる。

第2回 PRHS の村落調査データから、村落レベルの自然災害状況を示す変数が得られる。これらはすべて、農業面への被害を5つのレベルで表したものである: 0(作物被害なし), 1(軽度の被害=10%以下の生産減), 2(中度の被害: 10-25%の生産減), 3(重度の被害: 25-50%の生産減), 4(災害: 50%以上の生産減)。洪水・早魃・病虫害の3つの集計的ショックに関し、第2回調査の農業調査対象年度までの8作期(2000年 *Kharif* から 2003/04年 *Rabi* まで)の情報が得られるので、計24の変数となる。ただし各期における早魃被害と病虫害の変数は相関が高いため、本稿の分析からは病虫害の変数を外し、相関の低い洪水と早魃の2災害のみ

を対象とする⁷⁾。

早魃と洪水の被害分布を3地域別に示したのが表3である。早魃の方が頻繁に生じたのが表3である。早魃の方が頻度で被害に遭っている。洪水被害はパンジャープ州北部で8作期の間に報告されないなど頻度が低く、シンド州に被害が集中している。村落レベルで報告されているとはいえ、洪水や早魃は地理的に広範囲で生じている可能性があるため、94の標本村の被害がどれほど空間的に相関しているかチェックしたところ、予想以上に低かった。したがって、村落レベルの所得ショックの代理変数としてこれらを用いることが正当化されると判断した⁸⁾。

PRHSの第2回調査では残念ながら、家計固有のショックに関する情報があまり集められていない。利用可能な情報として、通常の経済活動が不可能になり通院を余儀なくされるような病気やけがが世帯員に生じたかどうかに関するダミー変数を用いる。全体の約7%の家計においてこのダミー変数は1の値をとった。

3. 分析枠組み

3.1 実証モデル

表2のように家計の消費水準を貧困線によって二分する分析は、貧困線をまたがずに生じた生活水準の変動を無視してしまうという問題がある。たとえ2時点とも貧困線以上の消費水準だったとしても、それほど大きく貧困線を上回っているわけではない家計に生じた大きな消費の変動は、重大な脆弱性と考えるべきであろう。2時点とも貧困線を下回った家計の中にも、2時点とも貧困線をわずかに下回ったまま消費が安定していた家計と、生存すら危ういような消費水準の低下を経験した家計とは分けて考えるべきであろう。そこで、この2時点パネルデータを用いて、洪水・早魃といった村落レベルのショックに対して、家計消費がどのように脆弱だったかを定量的に分析するためのモデルとして、次のクロスセクション実証モデルを推定する:

$$\Delta \ln c_i = X_{1i}b_0 + Z_v X_{2i}b_1 + Z_i X_{2i}b_2 + \varepsilon_i \quad (1)$$

ただし $\Delta \ln c_i = \ln c_{it} - \ln c_{i,t-1}$ 、 X_{1i} は $t-1$ 期における各種資産や所得源、教育水準や世帯構成など家計の初期属性のベクトル(3地域のダミーを含む)、 X_{2i} はその部分集合、 Z_v は家計 i が属する村落 v において $t-1$ 期から t 期に間に生じた洪水・早魃ショック、 Z_i は同時期に家

表3. 村落レベルの旱魃および洪水被害の状況

	Rabi 期の被害指数* の分布 (%)					Kharif 期の被害指数* の分布 (%)				
	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
旱魃, 2003/04 年度										
バンジャープ州北部	47.1	7.1	9.5	36.3	0.0	47.9	7.1	12.9	32.2	0.0
バンジャープ州南部	0.0	34.1	41.4	24.4	0.0	4.8	24.9	45.3	12.9	12.1
スィンド州	61.7	4.4	10.3	15.6	8.2	81.5	5.4	3.7	2.9	6.5
旱魃, 2002/03 年度										
バンジャープ州北部	54.4	7.1	6.4	32.2	0.0	50.8	7.1	3.0	35.7	3.3
バンジャープ州南部	8.7	37.6	16.4	37.3	0.0	8.5	30.2	56.3	5.1	0.0
スィンド州	84.0	0.0	4.8	7.5	3.7	76.7	6.7	6.6	4.1	5.9
旱魃, 2001/02 年度										
バンジャープ州北部	50.8	7.1	3.0	35.7	3.3	47.7	7.1	9.5	35.7	0.0
バンジャープ州南部	22.6	65.9	7.3	4.2	0.0	29.3	50.5	20.3	0.0	0.0
スィンド州	79.2	7.0	4.7	2.0	7.1	79.7	2.5	3.7	2.0	12.1
旱魃, 2000/01 年度										
バンジャープ州北部	85.0	0.0	0.0	15.0	0.0	85.0	0.0	0.0	15.0	0.0
バンジャープ州南部	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0
スィンド州	89.8	5.1	1.1	2.0	2.0	89.8	5.1	1.1	2.0	2.0
洪水, 2003/04 年度										
バンジャープ州北部	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0
バンジャープ州南部	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0
スィンド州	94.3	0.0	0.0	0.0	5.7	72.1	5.7	4.0	3.9	14.2
洪水, 2002/03 年度										
バンジャープ州北部	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0
バンジャープ州南部	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	90.7	4.8	0.0	4.5	0.0
スィンド州	69.1	8.0	4.5	6.5	11.9	84.9	0.0	2.8	2.4	9.9
洪水, 2001/02 年度										
バンジャープ州北部	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0
バンジャープ州南部	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	95.8	4.2	0.0	0.0	0.0
スィンド州	87.1	0.0	0.0	5.1	7.7	91.2	0.0	2.3	1.1	5.4
洪水, 2000/01 年度										
バンジャープ州北部	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0
バンジャープ州南部	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0	100.0	0.0	0.0	0.0	0.0
スィンド州	98.9	0.0	0.0	1.1	0.0	98.9	0.0	0.0	1.1	0.0

注) 標本数=1,609. *被害指数は, 0(作物被害なし), 1(軽度の被害=10%以下の生産減), 2(中度の被害=10-25%の生産減), 3(重度の被害=25-50%の生産減), 4(災害=50%以上の生産減)と定義され, 各程度合計は100%である.

計 i に生じた家計固有の健康ショック, b_0, b_1, b_2 が推定すべきパラメータのベクトル, ε_i が平均ゼロの誤差項である.

X_{2i} に切片のみが含まれる場合には, パラメータ b_1 は, 洪水のインパクトに関する二重差分(double difference)係数となる⁹⁾. このパラメータは, 洪水(または旱魃)が村に生じた場合に, 家計の消費水準が平均でどれほど変化するかを示すため, 負の係数が予測される. X_{2i} に前節で使った3地域ダミーを用いることで, 村落レベルのショックへの脆弱性が地域ごとにどのように異なるかが明らかになる. X_{2i} に家計の資産を含め, その係数が統計的にプラスならば, そのような資産を持つ家計は, 村落レベルのショックが生じてもその影響が小さいことが示唆される. すなわちパラメータ b_1 の大きさとそのシフターを明らかにすることにより, どのような家計がどのように村落レベルのショックに対して脆弱かが明らかになる. したがって

b_1 の推定が, 本稿のメインの実証作業である. ベクトル X_{1i} に3地域の固定効果が含まれていることに明らかにように, どのような家計がどのように村落レベルのショックに対して脆弱かの識別は, 洪水被害および旱魃被害の地域内・村落間変動(within-region and between-village variation)に拠っている.

他方(1)式のパラメータ b_2 は, 家計固有のショックに対して消費がどう反応するかを示すもので, 「消費の過度の反応」(excess sensitivity of consumption)

として, 完全なリスクシェアリングの検定という文脈で重視されてきた(Townsend 1994). 同時にこれは, 保険可能な負のショックに対してどのくらい家計の消費が落ち込むかを示すことから, 家計レベルの脆弱性を示す一指標として, 途上国の多くの事例で詳しく分析されてきた(例えば Kurosaki 2006a, Skoufias and Quisumbing 2005, Amin *et al.* 2003). 本稿の実証分析では, データに Z_i に対応する変数がほとんど含まれないため, パラメータ b_2 について詳しく検討することは試みない. 定義により Z_i と Z_v は直交するから, パラメータ b_1 を正確に推定するという目的からは, Z_i の項を入れる必然性はなく, 誤差項 ε_i に入れてしまってもかまわない. 実際, $Z_i X_{2i} b_2$ 項を抜いた推定結果は, パラメータ b_0 と b_1 に関して, (1)式の推定結果とほとんど同じものであった.

にもかかわらず $Z_i X_{2i} b_2$ 項を含めるのは, X_{2i} の諸変数の交差項が, パラメータ b_1 と b_2

それぞれでどのような係数を持つかを比較すること、いわば四重差分(quadruple difference)を考慮することにより¹⁰⁾、同じローカルな集計的ショックを受けても家計ごとに消費低下の度合いが異なっていることの背後にある経済メカニズムについて、多くの示唆を得ることができるためである。もう少し説明しよう。

3.2 不確実性下の家計モデルによる解釈

標本家計の所得 y_{it}^p は定常的であり、非確率的所得 y_{it}^t と、村落レベルでの集計的ショックによって変動する一時的所得 y_{it}^T 、家計固有の一時的所得 y_{it}^T の3者の和であり、 y_{it}^T と y_{it}^T は系列相関なしという非常に単純なモデルを考える。 Z_v は y_{it}^T を定率で上下させ、 Z_i は y_{it}^T を定率で上下させるものとする。途上国の低所得家計が不測の所得変動に対応するための代表的メカニズムとして、農村内部でクロスセクション方向にリスクを分散するリスクシェアリング(Townsend 1994, Kurosaki 2001, Ligon 1994, Ligon *et al.* 2002)と、将来時点にショックを薄める異時点間資源配分のための利子率外生の農村外部信用市場の利用(Zeldes 1989, Deaton 1991, 1992)という2つのみを考える。

家計タイプ A とタイプ B それぞれの家計における実証モデルの b_1 と b_2 を、上付き文字 A と B とで示し、 b_1^A と b_1^B 、 b_2^A と b_2^B に関して実証的に検証可能な関係を考えよう。 Z_v も Z_i も負のショックを示すダメージ変数なので、消費平準化が不完全であれば b_1 や b_2 は負の値をとる。Kurosaki (2011) に示すように、この単純なモデルから、次の関係が生じやすいことが示される。

第1に、家計 A と B 双方が何の消費平準化の手段も持たない、すなわち、リスクシェアリングのネットワーク外にあり、貯蔵も含めて全く異時点間資源配分手段を持たない場合、 $b_1^A = b_1^B < 0$ 、 $b_2^A = b_2^B < 0$ でかつその絶対値がかなり大きくなる。Hand-to-mouth economy においては、一時的所得の変動が、両タイプの家計においてそのまま1対1で消費の変動に反映されるからである。

第2に、家計 A と B 双方が異時点間資源配分手段を持たないが、完全なリスクシェアリングのネットワーク内にあり、リスク選好が同質である場合、または、家計 A と B の少なくともどちらかが完全な外部信用市場へのアクセスを持ち、両者が完全なリスクシェアリングのネットワークを形成して、両者のリスク選好

が異質な場合、 $b_1^A = b_1^B < 0$ 、 $b_2^A = b_2^B = 0$ となる。これは、完全なリスクシェアリングにより家計固有のショックが完璧に保険される半面、村落レベルの集計的ショックは異時点間方向にしか平準化できないために消費平準化が完全ではなくなること、その集計的ショックの変動がリスクシェアリング構成員に平等に負担されることを意味している。

第3に、家計 A と B 双方が異時点間資源配分手段を持たず、両者が完全なリスクシェアリングのネットワークを形成して、両者のリスク選好が異質な場合、 $b_1^A < b_1^B < 0$ 、 $b_2^A = b_2^B = 0$ となる。完全なリスクシェアリングにより家計固有のショックが完璧に保険される点では第2のケースと同一であるが、村落レベルの集計的ショックの負担は、よりリスク回避的な家計 B に対して小さく、相対的にリスク愛好的な家計 A に対して大きくなる。

第4に、家計 A と B 双方がリスクシェアリングのネットワーク外に在るが、両者とも外部信用市場へのアクセスを持ち、利子率や流動性制約の強さなどの点で同質な場合、 $b_1^A = b_1^B < 0$ 、 $b_2^A = b_2^B < 0$ となる。これは第1のケースと定性的には同じであるが、異時点方向に消費が平準化されるため、係数の絶対値が非常に小さいという意味で第1のケースと異なる。

第5に、第4のケースの変形として、家計 A と B 双方がリスクシェアリングのネットワーク外に在り、両者とも外部信用市場へのアクセスを持つが、異なる利子率や異なる流動性制約に直面する場合、 $b_1^A < b_1^B < 0$ 、 $b_2^A < b_2^B < 0$ となる。家計 A がより高い借入利子率ないし高い流動性制約に直面する家計、家計 B がより安価な借入利子率に直面する家計である。

ただし以上の各パラメータの関係に関する等式・不等式は、必要条件であって、必要十分条件ではない。私的情報(Ligon 1998)、不完全なコミットメント(Ligon *et al.* 2002)など、リスクシェアリングが不完全となるモデルは多様であり、それらの定式化、とりわけ信用市場との共存をどのようにモデル化するかに異なった十分条件が導出されるからである(Kurosaki 2011)。必要十分条件への厳密化は今後の課題としたいが¹¹⁾、とりわけ限界となるのは、外生ショックの Z_v や Z_i が個別の家計に与える所得ダメージが定率でない場合にも、 b_1^A と b_1^B 、 b_2^A と b_2^B が異なるという推定結果が生まれる可能性であろう。この点については、実際の実証結果が、外生ショックのインパクトの家計間差

表 4. 回帰分析に用いた変数の定義と主要統計量

変数名	定義(単位)	平均	標準偏差	最小値	最大値
被説明変数					
dlnc	対数消費の PRHS-I と PRHS-II での差分。消費は、耐久消費財支出、家賃、医療費を除く家計消費総額の 1 人当たり実質値(welfare ratio)。	0.175	0.611	-1.761	2.314
説明変数：家計レベルの変数(初期属性と家計固有の健康ショック)					
landacre	家計所有農地面積(acres)。	4.947	11.679	0	102
livslrg	家計が所有する大家畜頭数。	2.496	3.019	0	21
livssml	家計が所有する羊・山羊頭数。	1.816	3.935	0	50
assets	耐久消費財・乗物・家屋などその他資産総額(1000 Rs.)	20.000	56.992	0	2001
nfe_perm	世帯員のうち非農業の常雇者人数。	0.239	0.561	0	5
nfe_casl	世帯員のうち非農業の日雇者人。	0.429	0.742	0	4
remit	非同居家族から 2003/04 年度に出稼ぎ送金を受け取った場合のダミー。	0.055		0	1
cc_fml	フォーマル金融機関の信用制約ダミー。#	0.682		0	1
cc_inf	インフォーマル金融の信用制約ダミー。#	0.101		0	1
head_age	世帯主の年齢。	47.639	14.283	14	99
head_sch	世帯主の教育水準(修学年数)。	2.791	3.849	0	21
head_fem	女性世帯主ダミー。	0.018		0	1
femratio	世帯員数に占める女性比率。	0.482	0.143	0	1
depratio	世帯員数に占める従属人口[15 歳未満または 61 歳以上]の比率。	0.476	0.186	0	1
popwt1	世帯員数。	8.957	4.443	1	42
health_shock	PRHS-I と PRHS-II の間に世帯員が労働できず、かつ通院を余儀なくされるような健康ショックに見舞われた場合のダミー。	0.071		0	1
説明変数：村落レベルの生産ショック					
drought	過去 2 年[2002/03-2003/04 農業年度]の旱魃被害指数*の平均。	0.279	0.281	0	1
flood	過去 2 年[2002/03-2003/04 農業年度]の洪水被害指数*の平均。	0.076	0.161	0	0.938

注 (1) 回帰分析で用いるサブサンプルは、2 時点間での世帯員構成の変化が 4 人以上という世帯構成激変世帯と、どちらかの時点で消費(welfare ratio)が 4 を超えた家計を除外したため、この表での標本数は 1,293 である(ただしデータ欠損のため、cc_fml と cc_inf の標本数は 1,290、head_sch の標本数は 1,243)。

(2) 平均および標準偏差は、PRHS-I の世帯員数でウェイト付けしてあるため、個人レベルの平均(標準偏差)と解釈できる。

(3) すべての家計レベルの変数は、“remit”と“health_shock”を除き、PRHS-I データから取られている。

フォーマル(ないしインフォーマル)金融からの借入の必要があり、かつ、その借入要望が受け入れられなかった場合、ないし、借入の必要があったが抵当不足・保証人不在等の理由で借入要望を出すことをあきらめた場合に、1 とするダミー変数である。

* 表 3 の被害指数を、対応時期の 4 作期に関して合計し、16 で除した値。

異で説明した方が自然か、リスクシェアリングおよび信用アクセスの差で説明した方が自然かを考察することで対応する。

4. 村落レベルのショックに対する消費の感応度

4.1 回帰分析に用いる変数

本稿の目的は、貧困削減の文脈において家計レベルの消費がどのように外生ショックに対して脆弱かを分析することである。そこで回帰分析の際には、2 時点間での世帯員構成の変化が 4 人以上という世帯構成激変世帯と、どちらかの時点で c_{it} が 4 を超えていた富裕世帯を除外した。これによって標本数は 1,293 となった。被説明変数の消費を計算するに当たっては、家計固有の健康ショックとの内生性の問題を考慮して、医療費を抜いて再計算した。

(1) 式のベクトル X_{it} は、どのようなタイプの家計が、2 時点間での消費低下を経験したか

を明らかにしている点で、ある種の脆弱性を表している。同様の分析を行っている既存研究に Jalan and Ravallion(1999), Glewwe and Hall(1998) などがある。ただし $X_{it}b_0$ 項がとらえる消費変化には、家計に予測されていた計画的な消費変化も含まれてしまい、本稿の分析では不測の消費変化と区別できない。そこで本稿では、 $X_{it}b_0$ 項は単に消費変化と家計初期条件とを相関づけたものとしてのみ理解し、脆弱性としては解釈しない。実際の推定作業における X_{it} は、物的資産所有(農地、家畜、耐久消費財や車両などの資産)、所得源(世帯内の非農業就業者数、出稼ぎ送金をその家計に送る親族の有無など)、信用へのアクセス、世帯の年齢性別構成、世帯主の年齢、性別、教育水準を用いた¹²⁾。表 4 に、推定に用いた家計レベルの変数 16 個(X_{it} に含まれるもの 15 と、家計固有の健康ショック Z_i) の描写統計量を示す。

表 3 に示した 16 の洪水・旱魃変数をそのま

ま実証モデルの Z_v ベクトルに用いた場合には意味のある推定結果が得られなかったため、さまざまな集計を試みた。本稿で主に報告するのは、2002/03年度と2003/04年度の2年間(4作期)についての単純平均を、洪水・早魃別々に計算した2変数を用いた推定結果である。この定式化は、PRHS第2回調査の消費が2004年の8-10月の値を集めているから、2002/03-2003/04年度の農業ショックが与える影響が最も深刻という考えに基づいている。他の定義に対する頑健性も確認したが、推定結果に大きな変化はなかった(後述)。

村落レベルのショック Z_v および家計固有の健康ショック Z_i との交差項に用いる X_{2i} ベクトルについては、当初、 X_{1i} と同じものを試したが、自由度が下がり、有効な分析結果を得られなかった。そこで、Kurosaki(2009)において家計の貧困・脆弱性ととの相関が検出された諸変数7つにあらかじめ絞った。

4.2 推定結果 (消費の感応度)

交差項を全く含まない定式化(表5のi)、地域ダミーとの交差項のみを含む定式化(表5のii)の推定結果について、 $X_{1i}b_0$ 項のうち家計の初期属性に関するものを見ると、5つの変数、すなわち農地所有(負)、小規模家畜所有数(負)、世帯員のうち恒常的非農業従事者の数(正)、送金ダミー(正)、従属員比率(正)が統計的に有意であった。すなわち、2時点間の消費増加の度合いは、農業よりも非農業に所得源をより強く依存した家計において、相対的に大きかったことが分かる。従属員比率の正の係数は、子供の多い家族ではその成長につれて消費ニーズが高まっていったことを反映していると考えられる。これら5つ以外の変数は統計的に有意でなかった。信用制約の変数は、理論(Deaton 1991)の要請通りにプラスだったが、その係数は小さく、経済的にも統計的にも有意でなかった。以上の関係は、より交差項を増やした定式化でも頑健に観察されたため、これ以降、パラメータ b_0 の推定値を省略する。

交差項を全く含まない定式化(i)では、3つの外生ショック変数は、予想通り負の係数を示しているが、統計的に有意なのは洪水被害だけである。農作物被害が50%を超える洪水災害に村が襲われた場合の消費水準の低下は、37%程度($1 - \exp(-0.4654) = 0.3721$)という顕著なものである。他方、早魃や健康ショックの場合、

その負の係数の絶対値は小さく、統計的に有意でないということは、一定程度の保険や消費平準化が機能していることをうかがわせる。

早魃・健康ショックと洪水に関するコントラストは、地域内での保険可能性という点で理解可能なように思われる。健康ショックは家計固有なので、村落内での保険が理論的に容易である。早魃ショックは健康ショックより集計的なショックであるが、頻繁に早魃を経験した村人は、村落間・地域内の何らかの相互扶助などの制度的対応を確立している可能性が強い。他方洪水は、村落間の運輸・通信を妨げるため、そのような制度的対応が機能しないと思われる。この解釈の是非を考察するため、交差項を入れた定式化の推定結果を見ていこう。

地域ダミーとの交差項を含むモデル(ii)の推定結果は、スィンド州の洪水被害のみが統計的に有意な係数を示している。ただしパンジャブ州南部の洪水被害の係数はスィンド州よりも絶対値が大きく、頻度がたまたま低かったために統計的に有意でなかった可能性が強い。F検定結果によると地域ごとの差異は統計的に有意でない。そこで以下の交差項を入れた分析では、家計属性との交差項のみを用いる。

表5の定式化(iii)は、3つのショック変数と7つの家計属性との交差項すべてを入れた推定結果、定式化(iv)ではこれら28の交差項のうち統計的に有意でないものを落とした推定結果である¹³⁾。各家計属性間での外生ショックのインパクトに関する係数が同一であるという帰無仮説は1%水準で棄却されており、自然災害や健康ショックに対する反応度合は家計タイプごとに異質であることが示唆される。統計的に有意な b_1 に関して、リスクシェアリングと異時点間資源再配分の両方のメカニズムを視野に入れて見ていこう。

まず所有農地(landacre)は、3つのショックすべてとの交差項がプラスの係数を持ち、統計的にも有意である。すなわち農地をたくさん持っている家計においては、早魃や洪水の被害が緩和され、健康ショックの被害も緩和される。集計ショックと個別ショックそれぞれで定性的に同じ方向での差が検出されていることから、農地の所有は家計の信用アクセスを改善し、異時点間資源再配分を個別に行う効率性を高めていると解釈できる。農地はパキスタン農村において最も重要な資産であり、その有無が信用アクセスにおいては決定的であるという定説と、整合的な推定結果と言える¹⁴⁾。農地を多く所有

表 5. 村落レベルのショックに対する消費の感応度

説明変数	被説明変数: dlnC(対数消費の差分)			
	(i) 交差項ない定式化		(ii) 地域ダミーとの交差項のみを含む定式化	
地域固定効果				
切片	0.0555	(0.1123)	0.0532	(0.1145)
South.Punjab	-0.1097**	(0.0474)	-0.2412**	(0.1033)
Sindh	0.2321***	(0.0508)	0.2544***	(0.0626)
家計の初期属性				
landacre	-0.0062**	(0.0025)	-0.0058**	(0.0024)
livslrg	-0.0041	(0.0068)	-0.0030	(0.0068)
livssml	-0.0126**	(0.0063)	-0.0123*	(0.0064)
assets	0.0003	(0.0002)	0.0002	(0.0002)
nfe_perm	0.0884**	(0.0347)	0.0871**	(0.0351)
nfe_casl	0.0077	(0.0254)	0.0094	(0.0257)
remit	0.1223*	(0.0726)	0.1238*	(0.0734)
cc_fml	0.0394	(0.0418)	0.0372	(0.0420)
cc_inf	0.0741	(0.0594)	0.0744	(0.0596)
head_age	0.0016	(0.0013)	0.0015	(0.0013)
head_sch	0.0032	(0.0051)	0.0027	(0.0051)
head_fem	-0.0198	(0.1099)	-0.0140	(0.1122)
femratio	-0.1597	(0.1230)	-0.1550	(0.1230)
depratio	0.2561***	(0.0944)	0.2501***	(0.0947)
popwtl	-0.0054	(0.0060)	-0.0059	(0.0060)
村落レベルのショック				
drought	-0.0081	(0.0655)		
drought*North. Punjab			0.0193	(0.0926)
drought*South. Punjab			0.3164	(0.1970)
drought*Sindh			-0.1428	(0.1069)
flood	-0.4654***	(0.1410)		
flood*South. Punjab			-1.0140	(0.9604)
flood*Sindh			-0.4286***	(0.1450)
家計固有のショック				
health_shock	-0.0878	(0.0605)		
health_shock*North. Punjab			-0.1028	(0.1151)
health_shock*South. Punjab			-0.0886	(0.0939)
health_shock*Sindh			-0.0605	(0.0980)
F-統計量(zero slopes) #	4.46***		3.76***	
F-統計量(homogenous impact) #			0.90	
R ²	0.090		0.093	

注 (1) 標本数は1,241(“head_sch”変数が欠如しているサンプルなどが落ちたため)。(2) 世帯員数をウェイトにした最小二乗法にて推定。カッコ内は Huber-White robust 標準誤差を示す。(3) 統計的有意水準を、* 10%、** 5%、*** 1% にて示す。
「F 統計量(zero slopes)」は、切片以外のすべての係数がゼロという帰無仮説に対応した F 値で、帰無仮説の下では、定式化(i)で F(20,1220)、定式化(ii)で F(25,1215)、定式化(iii)で F(41,1199)、定式化(iv)で F(27,1213)の分布となる。「F-統計量(homogenous impact)」は、定式化(i)を帰無仮説とした各定式化の検定のための F 値で、帰無仮説の下では、定式化(ii)で F(5,1215)、定式化(iii)で F(21,1199)、定式化(iv)で F(7, 1213)の分布となる。

している場合、旱魃や洪水が所得に与えるインパクトは強いはずであるから、外生ショックが個別家計に与える所得ダメージの差としてこの推定結果を解釈することはできない。

制度金融への信用制約ダミー(cc_fml)もまた、3つのショック変数の交差項の係数が一貫して負で、うち健康ショックについては統計的にも有意である。すなわち制度金融へのアクセスは、異時点間資源再配分を各家計が行う効率性を高めることから、ショックの被害を緩和すると思われる。制度金融が健康ショックの被害を緩和する点に関しては、Shimamura and Lastarria-

Cornhiel(2010)によるマラウィでのマイクロファイナンスの分析結果でも報告されている¹⁵⁾。

信用アクセスという面からは説明しにくいのが、世帯主の教育と年齢、そして従属員比率である。旱魃と洪水の被害は、教育水準の高い世帯主、より高齢の世帯主、従属員比率の低い家計(多くの世帯員が働いている家計)においてむしろ大きくなっている。信用市場という観点からは、これらの属性はむしろアクセスを容易にするはずである。しかしこれらの変数は、健康ショックの被害を大きくも小さくもしない。完全なリスクシェアリングの考え方によって理解すれば、リスク回避度が相対的に低い(消費を変動することの厚生コストが村落内で相対的に低い)家計がこれらの属性を持つ家計なので、彼らが、集計リスクをより多く負担し、消費変動の厚生コストが相対的に高い家計に対する保険者として機能していると解釈できる。あるいは、旱魃と洪水の村落レベルで生じたショックが個別家計に与える所得ダメージは、教育水準の高い世帯主、より高齢の世帯主、多くの世帯員が働いている家計において小さい可能性も考えられる。

出稼ぎ送金を受けているダミー(remit)の交差項の係数は、被害を緩和するような正の係数を期待したが¹⁶⁾、統計的に有意な結果は得られなかった。その理由としては計測誤差の可能性がある。表4にあるように、 X_{it} に含まれる諸変数のうち、この変数のみが PRHS 第1回調査でなく、第2回調査に基づくため、逆の因果関係、すなわち自然災害の被害を受けたために送金を受けることになり、その送金をもってしても所得落ち込みの被害を賄えない場合の負の係数と相殺した可能性である。

〈推定結果の頑健性〉

表5の分析結果は、定式化や変数の定義、推

表5. 村落レベルのショックに対する消費の感応度(続き)

説明変数	被説明変数: dlnc(対数消費の差分)			
	(iii)家計属性の交差項すべてを含む定式化		(iv)統計的に有意でない交差項を外した定式化	
地域固定効果3変数	(Yes)		(Yes)	
家計の初期属性15変数	(Yes)		(Yes)	
村落レベルのショックと家計初期属性の交差項				
drought	0.0986	(0.2936)	-0.4132**	(0.1686)
drought*landacre	0.0119	(0.0075)	0.0139**	(0.0069)
drought*nfe_perm	-0.0187	(0.1232)		
drought*remit	-0.3490	(0.2627)		
drought*cc_fml	-0.1979	(0.1435)		
drought*head_age	-0.0060	(0.0043)		
drought*head_sch	-0.0036	(0.0179)		
drought*depratio	0.5984*	(0.3205)	0.7181**	(0.3182)
flood	1.0307**	(0.4614)	0.6296	(0.4108)
flood*landacre	0.0141	(0.0095)	0.0153*	(0.0089)
flood*nfe_perm	0.1142	(0.3229)		
flood*remit	0.1280	(0.7966)		
flood*cc_fml	-0.1298	(0.2358)		
flood*head_age	-0.0270***	(0.0090)	-0.0246***	(0.0087)
flood*head_sch	-0.0393*	(0.0227)	-0.0404*	(0.0223)
flood*depratio	-0.4542	(0.5199)		
家計固有のショックと家計初期属性の交差項				
health_shock	0.0330	(0.2352)	0.0363	(0.0759)
health_shock*landacre	0.0109**	(0.0051)	0.0111**	(0.0050)
health_shock*nfe_perm	-0.1484	(0.0990)		(0.0834)
health_shock*remit	0.1932	(0.2002)		
health_shock*cc_fml	-0.2822***	(0.1066)	-0.2773***	(0.1004)
health_shock*head_age	0.0000	(0.0032)		
health_shock*head_sch	0.0164	(0.0127)		
health_shock*depratio	-0.0191	(0.2963)		
F-統計量(zero slopes)#	3.80***		4.84***	
F-統計量(homogenous impact)#	2.49***		5.03***	
R ²	0.120		0.113	

定方法などを変えても頑健であった。とりわけ、鍵となる説明変数である旱魃・洪水に関して、定義を変えた場合の推定結果を表6に示す。表5での定義に基づく結果を抜粋して左の列、自然災害として被害の大きいもののみが実質的な影響を持つ可能性を考慮して、2年度のうち、より被害が大きかった方を変数として用いた定式化の結果を中央の列、そして、自然災害としての効果は直近年次に限られる可能性を考慮し、2002/03農業年度の自然災害ショックに限った定式化の推定結果が右の列である。

交差項を入れない場合、3つのショックとも負の係数を持つが、洪水のみ、統計的に有意であることが、頑健に検出された。ただし洪水の負のインパクトはやや小さくなり、代替(1)で消費は32%減、(2)で19%減ほどと推計された。家計属性との交差項を入れると、農地保有が自然災害や健康ショックの被害を緩和する効果が頑健に検出された。信用制約が被害を大きくする関係についても同様だが、代替(2)の定式化においては、健康ショックだけでなく旱魃に対しても統計的に有意なものとなった。

家計ごとの消費平準化の違いの背後にあるメカニズムを考慮する上で、本稿は、村落レベルの自然災害の悪影響のシフターと、家計固有の健康ショックの悪影響のシフターとの比較に着目した。このアプローチが有効であるためには、家計固有の健康ショックダメージが、村落レベルの自然災害と統計的に直交している必要がある。単相関をとると係数はほぼゼロで、20%水準でも統計的に有意でなかった。(1)式から $Z_i X_{2i} b_2$ を完全に抜いて推定した結果は、パラメータ b_0 と b_1 に関して、以上で報告したものとほぼ同じ値となった。したがってこの直行条件は満たされていると考えられる。

以上とはやや異なった方向への頑健性チェックとして、回帰分析でのウェイトを、初期時点での世帯員数ではなく、2時点での平均や第2回調査での世帯員数に変えた再推定も行ったが、定性的に同じ結果が得られた。

〈ショックに対する食料消費の感応度〉

村落レベルの旱魃・洪水の消費への悪影響がどのように生じているかについて別方向から探るために、被説明変数における消費を、食料消費に限って、再推定を行った(表7)。家計タイプごとの違いに関しては、総消費の場合とほとんど定性的に同じ結果となった。

他方、交差項を入れない二重差分の係数を見ると、洪水と健康ショックの影響が消費の場合に比べて大きく変化した。洪水の効果は統計的に有意でなくなり、健康ショックの効果は有意に正となったのである。後者は、健康ショック後に消費が増えていることを意味するため、直観に合わない。地域別に見ると、プラスの符号が特にスィンド州で強い。また、洪水被害が消費変化に対してマイナスだったのはスィンド州だった(表5)ことと比べると、洪水被害が食料消費減少につながらないという違いをもたらしたのもスィンド州ということになる。このことと、データのさらなる検討から、次の可能性が

表6. 消費の感応度：村落レベルのショック変数の定義に対する頑健性

	デフォルト*：過去2年 (2002/03-2003/04 農業 年度)の平均		代替(1)：過去2年のうち 被害の大きかった値		代替(2)：直近年 (2003/04 農業年度)の値	
(i) 交差項ない定式化						
drought	-0.0081	(0.0655)	-0.0017	(0.0596)	-0.0963	(0.0605)
flood	-0.4654***	(0.1410)	-0.3789***	(0.0839)	-0.2167**	(0.1087)
health_shock	-0.0878	(0.0605)	-0.0890	(0.0601)	-0.0799	(0.0606)
(ii) 家計属性との交差項を入れ、統計的に有意でないものを外した定式化						
drought*landacre	0.0139**	(0.0069)	0.0128**	(0.0054)		
drought*cc_fml					-0.2358*	(0.1269)
drought*depratio	0.7181**	(0.3182)	0.6309**	(0.2914)	0.5174*	(0.3010)
flood*landacre	0.0153*	(0.0089)				
flood*head_age	-0.0246***	(0.0087)			-0.0132**	(0.0065)
flood*head_sch	-0.0404*	(0.0223)	-0.0281*	(0.0159)	-0.0485***	(0.0185)
health_shock*landacre	0.0111**	(0.0050)	0.0102*	(0.0053)		
health_shock*cc_fml	-0.2773***	(0.1004)	-0.2758***	(0.1022)	-0.3188***	(0.1043)

注) 推定方法、標本数、省略されている説明変数のリストなどについては表5を参照。村落レベルショックの代替変数の平均(標準偏差)は、代替(1)が旱魃0.332(0.312)、洪水0.119(0.258)；代替(2)が旱魃0.306(0.304)、洪水0.060(0.189)。

* デフォルトの定式化(i)は表5の(i)、定式化(ii)は表5の(iv)からの抜粋。

表7. 村落レベルのショックに対する食料消費の感応度

	被説明変数：dlncl(対数食料消費支出額の差分)					
	村落レベルショック = デ フォルト(過去2年の平均)	代替(1)：過去2年のうち 被害の大きかった値		代替(2)：直近年の値		
(i) 交差項ない定式化						
drought	0.0192	(0.0653)	0.0236	(0.0601)	-0.0134	(0.0619)
flood	-0.0089	(0.1396)	-0.1064	(0.0856)	0.1287	(0.1092)
health_shock	0.1380**	(0.0593)	0.1309**	(0.0589)	0.1451**	(0.0593)
(ii) 家計属性との交差項を入れ、統計的に有意でないものを外した定式化						
drought*landacre	0.0119*	(0.0065)			0.0123***	(0.0047)
drought*head_age	-0.0120***	(0.0043)	-0.0087**	(0.0039)	-0.0095**	(0.0041)
flood*landacre	0.0200**	(0.0079)	0.0161***	(0.0058)	0.0134**	(0.0055)
flood*head_age	-0.0270***	(0.0083)	-0.0135***	(0.0049)	-0.0192***	(0.0063)
flood*depratio					-0.7853*	(0.4697)
health_shock*landacre	0.0100**	(0.0040)	0.0106***	(0.0036)	0.0099**	(0.0040)
health_shock*cc_fml	-0.1936*	(0.1096)			-0.1946*	(0.1100)

注) 推定方法、標本数、省略されている説明変数のリストなどについては表5を参照。対数食料消費支出額の差分(dlncl)の平均(標準偏差)は0.176(0.635)。

浮かび上がってきた¹⁷⁾。

それは、健康ショックや洪水被害を受けた地域において、家計は消費の食料・非食料間の配分ルールを変え、より食料消費を優先する嗜好に変化している可能性である。病気やけがからの回復のために栄養価の高い、したがって高価な食料の支出が増えたということを、表7は示唆しているという解釈である。平均の消費水準が低いスィンド州においては、健康ショックは致命的なので、農村大地主による相互扶助などのメカニズムを通じてそれが保険され、さらには健康ショックからの回復のために、より高質の食料が供与されるような制度的対応が存在するのではなからうか。洪水の被害に関しても、この制度的対応は、消費全体の減少を食い止めるほど有効ではないが、洪水での体力低下を補うために高質の食料を供与する程度の効果はあるのではなからうか。

5. 結び

本稿は、パキスタン農村部の家計が、旱魃や洪水が起きた場合にどの程度消費の低下を余儀なくされているかについて、実証的に検討した。これらの自然災害は、村落内での相互保険では十分にカバーしきれない、ローカルな集計的リスクという性格を持つ。2時点間の家計消費が、村落レベルの自然災害2種類およびけが・病気といった家計固有のショックに対してどう反応したかを、地域ごと・家計タイプごとに比較した結果、さまざまなタイプのショックを和らげる効果を農地所有や金融アクセスが持つこと、3種類の外生ショックに対する消費低下の度合いがどのように家計タイプで異なるかは、ショックごとに違った様相を見せることなどが判明した。平均の消費水準が低いスィンド州農村部の家計において旱魃や健康ショックに対する保険の度合いが非常に高いことと、世帯主の教育

水準・年齢の高い家計の消費が、それらが低い家計の消費よりも、自然災害ショックに対して大きく減少することとを合わせると、最低生存水準の下での生存を保障するようなリスクシェアリングを可能にする制度的対応が示唆される。言い換えると、本稿で明らかになった村落レベルの自然災害に対する家計消費の反応を、信用市場を通じた異時点間資源配分のメカニズムのみによって説明することはできず、地域内での相互保険によるリスクシェアリングの要素を考慮する必要がある。しかし、この制度的対応が洪水に対して機能していないことも同時に明らかになっており、村落間の運輸・通信を妨げるような自然災害のインパクトは、そうでない早魃に比べて深刻であることが判明した。これら制度的対応の具体的中身については、農村の大地主を中核とした相互扶助制度や、労働移動などが考えられるが、その詳細な検討については別稿を期したい。また、早魃・洪水や健康ショックは人的資本への悪影響を通じて長期的な被害を家計にもたらす可能性もある。この側面の検討も残された課題である。

本稿の実証結果から、2010年パキスタン大洪水のインパクトについてどのような示唆が得られるであろうか。推定パラメータの大きさを見ると、洪水による消費低下は20から40%という深刻なものとなる。しかもこのパラメータは、村落レベルのショック、すなわち全パキスタンレベルの洪水でない軽度の洪水に対応したものであるから、今回のような全国規模の洪水被害を考察する上では明らかに過小推定となる。全国規模の洪水は、運輸・通信ネットワークを破壊するため、村落間・地域間のリスクシェアリングをより困難にする。本稿の分析結果における早魃と洪水のインパクトの差は、運輸・通信ネットワークの破壊が消費変動を大きくする可能性を示唆している。

(一橋大学経済研究所)

注

* 本研究は、科学研究費補助金基盤研究(S)(22223003)の支援を受けた。また本稿の作成に当たっては、「家計の脆弱性と復元力」研究会の出席者各位、とりわけ島村靖治氏から有益なコメントを得たことに感謝する。

1) パキスタンの年度は、7月1日から翌年の6月30日である。

2) 両州で調査された県(district)の総数は10(母数は57県)、標本村数は94である。

3) 18歳以上の男女にウェイト1, 18歳未満の男

女に0.8というウェイトを与えた換算単位である。

4) パキスタンの公式貧困線は、いわゆる1 PPP\$/day(2005年価格での1.25 PPP\$/day)に近い水準である。政府発表の公式貧困線を PRHS の各ラウンドに対応させるための物価調整方法については、Kurosa-ki(2009)を参照。

5) パンジャープ州を南北に二分する行政区分は存在しない。本稿では便宜的に PRHS 調査対象の6県を、Attock, Faisalabad, Hafizabad 県からなる「パンジャープ州北部」と、Bahawalpur, Muzaffargarh, Vehari 県から「パンジャープ州南部」に分けた。スィンド州に含まれるのは Badin, Larkana, Mirpur Khas, Nawabshah の4県である。

6) 途上国における家計レベルの貧困推移に関する研究展望は、黒崎(2009, ch.5)を参照。

7) 各期における早魃被害と病虫害変数の間の相関係数は0.363から0.741で、すべて1%水準で有意だったのに対し、洪水と早魃の被害の間の相関係数は-0.199から-0.015で、すべて5%水準で有意でなかった。

8) 例えば表5の回帰分析で用いる早魃と洪水被害の分散のうち、3地域のダミーで説明される部分の比率はそれぞれ17.3%, 21.3%にすぎず、残りは地域内・村落間の分散であった。

9) 第1の差分が時系列方向、第2の差分が自然災害で分けた地域間の差異である。

10) 第3の差分が村落内の家計間の差異、そして第4の差分が村落レベルショックの係数と家計固有ショックの係数との差異である。

11) いくつかのモデルの必要条件が重なっており、精度の高い所得データがあればそれらをさらに識別することが可能となるが、PRHS パネルの所得データは不十分なため、その識別は試みない。

12) 農地所有と教育に関しては、ゼロとそうでないサンプルを分けるダミー変数など別の定義による定式化も試したが、定性的に本稿で報告するものと同じ推定結果となった。

13) まず定式化(iii)から15%水準で統計的に有意でなかった交差項を外して再推定し、そこから10%水準で有意でなかった交差項を外して再・再推定した結果が定式化(iv)である。

14) ただしパキスタン農村において土地の売買は盛んでない。したがって農地所有が家計の消費平準化能力を高めるのは、農地を担保としたフォーマル、インフォーマル両方の信用利用や、農家相互の扶助を通じてであると判断できる。パキスタン農村における土地市場については Hirashima(2008)を参照。

15) ただし Shimamura and Lastarri-Cornhiel(2010)が見出したショック緩和効果は、信用アクセスそのものに拠るものではなく、制度金融が収入を向上させ、その結果、流動性の高い資産の蓄積が進んだことが家計のショック対応能力を高めたという間接経路に拠るものである。パキスタンの事例で両者を識別することは今後の課題としたい。

16) Morten(2010)は、インドの ICRISAT パネルデータを用いて、パネル家計に生じた集計的所得ショック、家計個別所得ショックのそれぞれに村外からの

出稼ぎ送金がどう反応するかを分析した。その実証分析結果は、集計的ショックにより所得が減少すると顕著に送金が増えること、すなわち集計的ショックの悪影響を送金が緩和することを示している。

17) 他の可能性として、食料消費の計算における自家生産食糧消費分の帰属計算が影響したことが考えられる(とりわけ洪水の場合、ローカルな価格騰貴が食料支出を見せかけ的に大きくした可能性がある)。そこで、自家生産食糧の帰属計算価格を、村の平均価格でなく3地域の平均価格で置き換えた再推定や、食料自給比率の低いサブサンプルのみを用いた再推定を行ったが、定性的に表7と同じ結果となった。

参考文献

- 黒崎卓(2009)『貧困と脆弱性の経済分析』勁草書房。
- 澤田康幸(2010)「自然災害・人的災害と家計行動」池田新介・大垣昌夫・柴田章久・田淵隆俊・前多康男・宮尾龍蔵編『現代経済学の潮流 2010』東洋経済新報社, pp.153-182。
- Amin, S., A. S. Rai, and G. Topa (2003) "Does Microcredit Reach the Poor and Vulnerable? Evidence from Northern Bangladesh," *Journal of Development Economics*, Vol. 70, No. 1, pp. 59-82.
- Arif, G. M. and F. Bilquees (2008) "Chronic and Transitory Poverty in Pakistan: Evidence from a Longitudinal Household Survey," mimeo, Pakistan Institute of Development Economics, Islamabad.
- Asdrubali, P. and S. Kim (2008) "Incomplete Intertemporal Consumption Smoothing and Incomplete Risk Sharing," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 40, No. 7, pp. 1521-1531.
- Atkinson, A. B. (1970) "On the Measurement of Inequality," *Journal of Economic Theory*, Vol. 2, No. 3, pp. 244-263.
- Deaton, A. (1991) "Saving and Liquidity Constraints," *Econometrica*, Vol. 59, No. 5, pp. 1221-1248.
- (1992) *Understanding Consumption*, Oxford: Clarendon Press.
- Dercon, S. (ed.) (2005) *Insurance Against Poverty*, Oxford: Oxford University Press.
- Fafchamps, M. (2003) *Rural Poverty, Risk and Development*, Cheltenham, UK: Edward Elger.
- Glewwe, P. and G. Hall (1998) "Are Some Groups More Vulnerable to Macroeconomic Shocks than Others? Hypothesis Tests Based on Panel Data from Peru," *Journal of Development Economics*, Vol. 56, No. 1, pp. 181-206.
- Government of Pakistan (various issues), *Pakistan Economic Survey*, Islamabad: Ministry of Finance, Government of Pakistan.
- Hirashima, S. (2008) "The Land Market in Development: A Case Study of Punjab in Pakistan and India," *Economic and Political Weekly*, October 18, pp. 41-47.
- Jalan, J. and M. Ravallion (1999) "Are the Poor Less Well Insured? Evidence on Vulnerability to Income Risk in Rural China," *Journal of Development Economics*, Vol. 58, No. 1, pp. 61-81.
- Kurosaki, T. (1998) *Risk and Household Behavior in Pakistan's Agriculture*, Tokyo: Institute of Developing Economies.
- (2001) "Consumption Smoothing and the Structure of Risk and Time Preferences: Theory and Evidence from Village India," *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol. 42, No. 2, pp. 103-117.
- (2006a) "Consumption Vulnerability to Risk in Rural Pakistan," *Journal of Development Studies*, Vol. 42, No. 1, pp. 70-89.
- (2006b) "The Measurement of Transient Poverty: Theory and Application to Pakistan," *Journal of Economic Inequality*, Vol. 4, No. 3, pp. 325-345.
- (2009) "Vulnerability in Pakistan, 2001-2004," March 2009, Background paper for the Pakistan Poverty Assessment Project, the World Bank.
- (2011) "Vulnerability of Household Consumption to Village-level Aggregate Shocks in a Developing Country," PRIMCED Discussion Paper No. 8, February 2011, Hitotsubashi University.
- Ligon, E. (1998) "Risk Sharing and Information in Village Economies," *Review of Economic Studies*, Vol. 65, No. 4, pp. 847-864.
- Ligon, E., J. P. Thomas, and T. Worrall (2002) "Informal Insurance Arrangements with Limited Commitment: Theory and Evidence from Village Economies," *Review of Economic Studies*, Vol. 69, No. 1, pp. 209-44.
- Morten, M. (2010) "Sending Home the Riches: Informal Risk Sharing Networks and Remittances," Poster paper presented at the 2010 NEUDC Conference, MIT, November 6-7, 2010.
- Shimamura, Y. and S. Lastarria-Cornhiel (2010) "The Impact of Agricultural Microcredit on Household Consumption and Vulnerability in Rural Malawi," Mimeo, October 2010.
- Skoufias, E. and A. R. Quisumbing (2005) "Consumption Insurance and Vulnerability to Poverty: A Synthesis of the Evidence from Bangladesh, Ethiopia, Mali, Mexico and Russia," *European Journal of Development Research*, Vol. 17, No. 1, pp. 24-58.
- Townsend, R. M. (1994) "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica*, Vol. 62, No. 3, pp. 539-591.
- UN (2010) *Pakistan Floods Emergency Response Plan*, September 2010, United Nations.
- World Bank (2002) *Pakistan Poverty Assessment — Poverty in Pakistan: Vulnerability, Social Gaps, and Rural Dynamics*, Report No. 24296-PAK, October 2002.
- Zeldes, S. P. (1989) "Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation," *Journal of Political Economy*, Vol. 97, No. 2, pp. 305-346.