

パキスタン北西辺境州における動学的貧困の諸相*

黒崎 卓

この論文では、途上国の低所得世帯がリスクに対してどのように脆弱であるのか、またどのような階層が特に脆弱であるのかについて、パキスタン北西辺境州農村部の2時点パネルデータを用いて定量的に分析した。カテゴリー分けに基づいた分析と、FGT 貧困指標の慢性的貧困と一時的貧困への要因分解分析とを用いた結果、第一に、調査地の世帯経済は所得の大きな変動にさらされているが、それがそのまま消費の変動につながらないようリスク対処メカニズムがある程度機能していること、第二に、これらのメカニズムを十分利用できずに所得の低下が消費の著しい低下に結びついてしまう世帯が少なからず存在し、このような世帯においては子供の教育の切り捨てなど長期的にも厚生水準が著しく低下するような対応がとられていること、第三に、動学的に脆弱な貧困層には、女性が世帯主の世帯、土地を持たず労働力が農業労働や日雇いなど不安定なものに限られている世帯等が含まれること、などが判明した。

1. はじめに

途上国における貧困に関する近年の実証研究で注目されているのが、動学的貧困の概念である。貧困層と一口に言っても、その中身が異質であることは従来からよく知られてきた。その異質性は時系列的な変化を見た場合にいっそう明確になる。経済資源に対する一時的なショックを受けた場合に、厚生水準を著しく低下させてしまい、かつその低下が恒常的なものになってしまう階層、厚生水準が著しく低下するもののその低下が一時的なものにとどまる階層、厚生水準がもともと低く、その水準が著しい変化を受けない階層等の違いは重要である。貧困を動学的にとらえることによって、貧困削減政策をより適切に設計することができるであろう。

リスクへの脆弱性という観点から貧困層の多様性を考える古典の実証研究としては、アマルティア・センの『貧困と飢饉』が挙げられる(Sen(1981))。センは、平均では同じくらい貧しいかもしれない小作農と農業労働者という2つの階層が、食料への権原(entitlement)の違いゆえに飢饉に対する脆弱性という点では明確に異なっており、農業労働者の方がはるかに一時的貧困の危機にさらされていることを、1943

年ベンガル飢饉の事例などから見事に描き出した。世界銀行(以下「世銀」と省略)の1990年版『世界開発報告』においても、慢性的貧困と一時的貧困¹⁾を区別することが重要であることが指摘されている(World Bank(1990))。とはいえこの両者を厳密に定量化するには、個別の世帯の厚生指標を複数年時にわたってカバーしたマイクロパネルデータ²⁾が必要であることから、動学的貧困に関する定量的研究が増え始めるのは1980年代半ば以降のことである。これらの研究の蓄積を背景に、世銀の2000/01年版『世界開発報告』では、リスクからの安全(security against risk)が、貧困削減政策の3本柱の1つにすら据えられている(World Bank(2000))。しかしながら途上国における貧困の動学的側面、とりわけ一時的貧困に関する定量的研究はきわめて限られているのが現状である。

そこで本稿は、途上国の低所得世帯がリスクに対してどのように脆弱であるのか、またどのような階層が特に脆弱であるのかに関する事例研究を積み上げることが目的とする。つまり本稿の中心課題は、ファクトファインディングを目的とした描写的な定量作業であり、そこで明らかにする一時的貧困の特徴から経済行動に関するどのような仮説を導き検定するのか、ある

いはどのような貧困削減政策の設計が望ましいのかについては最終節で簡単に議論するにとどめ、厳密な検討は本稿の課題外とする。

事例として取り上げるのは、パキスタン北西辺境州(North-West Frontier Province)の農村部である。実証分析は、筆者らが1996年と99年に行った世帯調査に基づく2時点パネルデータを用いる。調査地が位置する南アジアにおいては、貧困問題が依然として重要な開発の課題である。世銀推計によると、全世界の貧困者数が1987年の11億8320万人から98年には11億9890万人へと微増したにとどまり、貧困者比率が同時期に28.3%から24.0%に下がっているのに対し、南アジアにおいては貧困者比率こそ44.9%から40.0%へと低下したものの、貧困者の絶対数は4億7400万人から5億2200万人へとかなり増加している(World Bank(2000))。全世界の貧困者の半数近くが南アジアにひしめき、かつその8割以上が農村部に生活しているのである。そのような南アジアの中でも本研究の調査地は、第一に貧困の頻度が高く、農業生産のリスクが大きいという点で本稿の分析目的に適している。また、労働人口に対する農地の賦存量がパキスタン4州の中でもっとも少なく、その意味で人的資本蓄積が貧困脱出に重要な役割を果たすと考えられる地域であるにもかかわらず、女性に不利な社会的慣習が人的資本蓄積を妨げている点で興味深い事例でもある。

論文の構成は以下の通りである。続く第2節で、既存研究を紹介しつつ本稿の分析枠組を議論する。第3節では、本稿が用いるマイクロパネルデータを簡単に説明する。実証結果を示す第4節では、最初に、調査地における貧困の動学、とりわけ消費の急激な低下がどのように世帯厚生を押し下げているのかについて検討し、続いて一時的貧困および慢性的貧困に陥りやすい世帯の特徴を明らかにする。最終節で本論文の結論をまとめる。

2. 分析枠組

2.1 動学的貧困のカテゴリ一分析

個人 i の厚生を決定する変数の t 期における実現水準を y_{it} としよう。例えば y_{it} は、1人当たり実質消費ないしは1人当たり実質所得である。天候など農業生産のリスクやマクロ経済ショックなどのために y_{it} は毎年、予期せぬ変動にさらされる。

何らかの方法で確定された貧困ライン z を y_{it} が下回っている時、個人 i は貧困者に属すると定義すれば、複数時点のクロスセクションに関して y_{it} のデータ(マイクロパネルデータ)が得られた場合に、貧困面から見た個人の状態の変化をカテゴリ一分けして描写することができる³⁾。例えば、常に貧困ラインを下回る者(=「慢性的貧困者」)、一時的に下回る者(=「一時的貧困者」)、貧困ラインを下回ることが一度もない者の3階層に分けることで、貧困の核心部にある者と一時的にそこに加わる者とを分けることができる。あるいは飢饉など特徴ある経済ショックをはさんだ2時点間ならば、2時点とも貧困であった者、貧困を脱出した者、貧困に陥った者、そして2時点とも貧困でなかった者の4階層に分けることが有益であろう。

このようなカテゴリ一分けに基づいた分析は、Sen(1981)の飢饉分析でも試みられているし、約10年という例外的に長い低所得国のパネルデータであるインドのICRISATデータ⁴⁾にも応用されている(Walker and Ryan(1990))。新しい研究では、エチオピア、南アフリカ、パキスタンなど6途上国に関する実証研究を収めたBaulch and Hoddinott(2000)において、ある世帯ないし個人が貧困層に属するかどうか動学的にどう変化したかという遷移行列分析が試みられている。

この分析は分かりやすいという強みを持つ反面、貧困ラインの水準に対して感応的過ぎるといふ欠点を持つ。動学的貧困に関する研究へのコメントの中で山崎(2001)が言及しているように、貧困ラインの設定自体に様々な問題がある。個人の栄養必要量の推計にしてもその個人差は

大きいし、その金額換算も様々な方法が可能である。さらに非食料支出の設定は、かなり恣意的になされるのが一般的である。そこで、貧困ラインの水準によらず、頑健な分析であるかどうかには留意する必要がある(山崎(2001))。1時点のクロスセクションデータを用いた静学的貧困の場合には、確率的優位性(stochastic dominance)を用いることでこの問題に対処できるが、同じ考え方を2時点の動学的貧困にも応用できる(Ravallion *et al.*(1995))。また、毎期とも貧困ライン z を境に2階層に分けるのではなく、 $0.75z$ 、 $1.25z$ といった中間の境界も加えて、より詳細な階層分けをすることも意義深い(Jalan and Ravallion(1998))。本稿ではこの後者のアプローチを採用する。

2.2 慢性的貧困と一時的貧困への要因分解

動学的貧困をカテゴリー分析することの難点は、貧困ラインを下回った中で一時的な y_{it} の変動が貧困者の厚生に与える苦痛を全く考慮しないことである。貧困ラインを常に下回る者であっても、その所得ないし消費がその平均の水準から乖離して変動すれば、その変動による厚生への損失を受けるであろう。したがって、貧困指標を慢性的貧困と一時的貧困に要因分解する手法としては、 y_{it} の期待値が同じく低い「慢性的貧困者」同士であっても、 y_{it} の変動が大きければその分一時的貧困が大きくなることを示すような手法が望ましい。この問題は、貧困者比率が貧困の深刻さに全く反応しないという点で不満足な指標であるという Sen(1981)の批判を、動学的に拡張したものと言える。

この問題を解決するスタンダードな手法を示したのが、ラヴァリオンである(Ravallion(1988))。彼は、 y_{it} の期待値に対応した貧困指標の値を「慢性的貧困」(chronic poverty)、実際に観測される貧困指標の期待値を「全貧困」(total poverty)、そして全貧困から慢性的貧困の値を引いた残差を「一時的貧困」(transient poverty)と定義した。この定義によれば、 y_{it} の t に関する分散がゼロになれば、全貧困と慢性的貧困とが一致し、一時的貧困がゼロとなる。

y_{it} の期待値が同じく低い「慢性的貧困者」同士であっても、 y_{it} の変動が大きければその分一時的貧困が大きくなるから全貧困も大きくなると見るのが、ラヴァリオンの分析枠組である。「一時的貧困者」の場合には、 y_{it} の期待値が貧困ラインを上回っていれば慢性的貧困はゼロで、全貧困の100%が一時的貧困となる。 y_{it} の期待値が貧困ラインを下回っている「一時的貧困者」の場合には、慢性的貧困も一時的貧困もゼロでない値をとる。

貧困指標を計算する元になる y_{it} のマイクロパネルデータが得られれば、期待値を期間平均で近似することによって、貧困指標を慢性的貧困と一時的貧困に分解することが可能になる。近年の貧困分析で最もよく使われる指標であるFGT指標を例に説明しよう(Foster *et al.*(1984)、山崎(1998))。個人 i を y_{it} の値が低い順に並べ、貧困ラインを z 、パネルデータに含まれる全人口を n 、貧困人口を q_t 、FGT指標のパラメータを α とすれば、1時点のクロスセクションから得られるFGT指標は、

$$P_{\alpha,t} \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{q_t} \left(\frac{z - y_{it}}{z} \right)^{\alpha}, \quad (1)$$

として定義される。この値だけでは慢性的貧困と一時的貧困を識別できないので、 T 期間のパネルデータの各期についてこれを計算し、その平均をとって

$$P_{\alpha} \equiv \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T P_{\alpha,t}, \quad (2)$$

を定義する。この値が「全貧困」の推計値と解釈される。次に、 y_{it} の T 期間の平均 \bar{y}_i をパネルデータを用いて計算し、その値が低い順に並べ、貧困ライン以下の人口を q^* とする。「慢性的貧困」の推計値は、

$$C_{\alpha} \equiv \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{q^*} \left(\frac{z - \bar{y}_i}{z} \right)^{\alpha}, \quad (3)$$

と定義できる。最後に両者の差、すなわち

$$T_{\alpha} \equiv P_{\alpha} - C_{\alpha}, \quad (4)$$

が、「一時的貧困」と定義される。

Ravallion(1988)は、この手法をインドのICRISATデータに応用し、一時的貧困が予想以上に重要であることを定量的に示す最初の研

表1. FGT 指標による2時点データでの個人レベルの慢性的貧困($C_{a,i}$)と一時的貧困($T_{a,i}$)

階層	貧困者比率		貧困ギャップ指数		二乗貧困ギャップ指数	
	$C_{0,i}$	$T_{0,i}$	$C_{1,i}$	$T_{1,i}$	$C_{2,i}$	$T_{2,i}$
$\bar{y}_i < z, y_i^h < z$	1	0	$1 - \bar{y}_i/z$	0	$(1 - \bar{y}_i/z)^2$	ε_i^2/z^2
$\bar{y}_i < z, y_i^h \geq z$	1	-1/2	$1 - \bar{y}_i/z$	$\{(\bar{y}_i + \varepsilon_i)/z - 1\}/2$	$(1 - \bar{y}_i/z)^2$	$\{\varepsilon_i^2 + (z - \bar{y}_i)(2\varepsilon_i + \bar{y}_i - z)\}/(2z^2)$
$\bar{y}_i \geq z, y_i^h < z$	0	1/2	0	$\{1 - (\bar{y}_i - \varepsilon_i)/z\}/2$	0	$\{1 - (\bar{y}_i - \varepsilon_i)/z\}^2/2$
$\bar{y}_i \geq z, y_i^h \geq z$	0	0	0	0	0	0

出所) 筆者作成.

究となった。この手法はその後、中国(Jalan and Ravallion(1998)), ハンガリー(Ravallion *et al.* (1995)), パプアニューギニア(Gibson (2001))などの事例に拡張・応用されている。また、Baulch and Hoddinott(2000)でも6途上国に関して同様の要因分解分析がなされている。

2.3 ラヴァリオン要因分解を用いる際の注意点

ラヴァリオンが提示した要因分解は、実証面での操作のしやすさという点で優れているが、注意すべき点がいくつかある。ここでは、 y_{it} の期待値($\equiv \bar{y}_i$)と貧困ライン z 、そして貧困指標の選択に関する問題を取り上げる。本稿の用いるデータが2時点であることから、個人 i の2時点の y_{it} を高い順に並べて、 $y_i^h \equiv \bar{y}_i + \varepsilon_i$ 、 $y_i^l \equiv \bar{y}_i - \varepsilon_i$ と定義しよう($\varepsilon_i \geq 0$)。この場合すべての個人は次の4階層に分けられる：

1. $\bar{y}_i < z, y_i^h < z$ (常に貧困ラインを下回る者),
2. $\bar{y}_i < z, y_i^h \geq z$ (一時的に貧困ラインを上回ることがあるが平均では貧困ラインを下回る者),
3. $\bar{y}_i \geq z, y_i^l < z$ (平均では貧困ラインを上回っているが一時的に貧困ラインを下回ることがある者),
4. $\bar{y}_i \geq z, y_i^l \geq z$ (常に貧困ラインを上回る者).

FGT 指標は分解可能性という特徴を持つから、(4)式の慢性的貧困 C_a と一時的貧困 T_a を個人 i ごとに分解し、それぞれを、 $C_{a,i}$ および $T_{a,i}$ と定義し直すことが可能であ。そこで代表

的な FGT 指標について、 $C_{a,i}$ と $T_{a,i}$ の値を整理したのが表1である。表1の値を各階層ごとに i について集計し、4階層をまとめて総人口で割ったものが C_a, T_a となる。

表1から明らかな第一の注意点は、貧困指標の選択と、 \bar{y}_i の i に関する分布によっては、必ずしも一時的貧困 T が正の値とならないことである。例えば、 $\alpha=0$ の時 FGT 指標は貧困者比率となるが、この値は、「一時的に貧困ラインを上回ることがあるが平均では貧困ラインを下回る者」の場合にマイナスの値をとるから、この階層の人口が「平均では貧困ラインを上回っているが一時的に貧困ラインを下回ることがある者」の人口を上回れば、一時的貧困はマイナスの値をとる。また Ravallion(1988)が示しているように、 \bar{y}_i のモードが貧困ラインよりも下にある場合には、リスクの増加がむしろ一時的貧困を減少させてしまうという問題を持つ。

この問題は、貧困層内部の分配に感応的な貧困指標、例えば $\alpha > 1$ の FGT 指標を採用することで解決される。その場合にリスクの増加が必ず一時的貧困 T を増加させることが証明できる(Ravallion(1988))。また、黒崎(1998a)が整理しているように、期待値一定の下でのリスクの増加が必ず厚生水準の低下を招き、それが一時的貧困指標の値に反映されるという性質は、期待効用仮説との類似でも理解可能である。

第二に、貧困ラインの水準に関する感応度について注意を払う必要がある。とりわけ重要なのは、貧困ラインに近いがゆえに y_{it} の変動が貧困ラインをまたがって生じてしまい、それが一時的貧困の推計値の大小を左右してしまうような要因分解では、信頼できないということである。ラヴァリオンの手法が本来ターゲットと

しているのは、貧困ラインに近いゆえにわずかな変動でも生じてしまうような一時的貧困ではなく、一時的に生じる深い y_{it} の落ち込みや、慢性的貧困者に生じる確率的な y_{it} の変動がもたらす厚生面での損失を評価することである。その意味で、一時的貧困問題の焦点もまた、「irreducible core」(Sen(1981))である絶対的貧困層もしくは慢性的貧困層に当てられるべき」(山崎(2001))と考えられる。

表1から明らかのように、 $\alpha=1$ のFGT指標、すなわち貧困ギャップ指数(PG)もこの点で不適切である。なぜなら、貧困ギャップ指数は貧困ラインからの不足分を均一のウエイトで評価するゆえに、「常に貧困ラインを下回る者」の一時的貧困 $T_{1,i}$ が ε_i の大小に関わらずゼロとなるためである。つまりPGの場合の一時的貧困はすべて、貧困ラインを上下する階層の y_{it} の変動によってのみ生じるから、貧困ラインの変動に対して大きく感応することになる。

これに対し $\alpha=2$ のFGT指標、すなわち二乗貧困ギャップ指数(SPG)は貧困ラインの変動に対して頑健である。まず、表1に示されているように、「常に貧困ラインを下回る者」の一時的貧困が正の値で算入されているため⁵⁾、この階層の比率が大きければ、貧困ラインの変動によって出入りする一時的貧困者の影響が相対的に小さくなる。また、SPGは正規化した貧困ラインからの不足分 $(1-y_{it}/z)$ をウエイト $1-y_{it}/z$ で足し上げたものと解釈できるため、 z

のマージナルな上昇によって生じるSPGの変化は滑らかで小さなものとなる。

以上の理由から、本稿でラヴェリオンによる要因分解を用いる際には、SPGのみを用いる。なお、FGT指標の分解可能性を利用して、被説明変数を $C_{a,i}$ および $T_{a,i}$ 、説明変数を個人ないし世帯の属性等とした回帰分析によって、慢性的・一時的貧困が深刻な階層を明らかにすることができる(Jalan and Ravallion(1998))。ただしこの作業にも難がある。そもそも $T_{a,i}$ が y_{it} から計算された2次的変数である以上、原データとなった y_{it} そのものの決定要因を回帰分析したほうが、情報的に効率がよい側面があるからである。一時的貧困を分析するのであれば、 Δy_{it} を被説明変数とした回帰分析も有用である(Glewwe and Hall(1998), Baulch and Hoddinott(2000))。そこで本稿では、両方の分析手法を用いて、頑健性のあるファインディングを探るというアプローチをとる。

3. データ

本稿で用いるのは、1996年と1999年という3年隔てた2時点において筆者らが調査したパキスタンの北西辺境州における農村家計調査である⁶⁾。調査村は、村の人口規模、エスニックな特徴、土地制度の3者をほぼ統一し、他方で灌漑水準の違いと市場向け活動の度合の違いによって対照的となる3村をペシャール県(Peshawar District)から選択するという基準によ

表2. パネルデータの調査村と標本数(パキスタン北西辺境州)

	A 村	B 村	C 村
1. 村の特徴			
灌漑	天水農業	天水+灌漑	灌漑農業
幹線道路までの距離(km)	10	4	1
総人口(国勢調査1998年)	2,858	3,831	7,575
総世帯数(同上)	293	420	1,004
成人識字率(同上, %)	25.8	19.9	37.5
2. パネル標本世帯の特徴			
世帯数	83	111	105
世帯規模平均	10.94	8.14	9.13
農地保有面積の全標本世帯平均(ha)	2.244	0.516	0.587
1人当たり所得の全標本個人平均(1996年米ドル)	171.1	198.0	274.1
1人当たり消費の全標本個人平均(1996年米ドル)	133.9	150.0	199.6

出所) 筆者らによる農村調査データベースより作成(以下の表もすべて同じ)。詳しくは本文参照。

り決定した。これは、小規模のクロスセクションデータから開発問題への動学的な含意を得るためには、経済発展のプロセスが異なる複数の村を意図的に選択することが有効であるとの認識に基づいている。

調査の分析軸の第一は村である。表2に調査村の概要をまとめる。A村が天水農業に依存し、ペシャール市へのアクセスも不便で社会インフラも欠如した、最も開発の遅れた地域、C村が灌漑農業に依存し、ペシャール市の近郊農村として農外雇用機会にも恵まれ、社会インフラも充実した、最も開発の進んだ地域を代表する。B村はそれらの中間に位置する。また、平均世帯規模は、C村で10人を超えているのに対し、他の2村ではこれより小さい規模になっている。

もう1つの分析軸は農業経営のタイプである。農村の主要な経済活動が農業であることから、まず大きく「非農家」と「農家」に標本家計を分けた。前者は農地経営を行わない家計、後者は行う家計である。農地を自らは経営しないが他人の農場での賃労働にもっぱら従事する世帯や、放牧での畜産業のみに従事する世帯は、この調査では非農家に分類した。農家は、経営する農地の所有比率によってさらに自作農、自小作農、小作農に分類される。96年調査では、土地所有構造が州の平均的パターンから大きく逸脱しない村を選定し、その上で土地所有・農地経営の違いによる比較をより明確にするために自作農、自小作農、小作農それぞれの割合を各村とも似通ったものになるよう標本をランダムに選定した。

96年調査の355世帯中、304世帯について99年に再調査することができた⁷⁾。ただし、うち3世帯は、この間に世帯が分割されて99年には8世帯となっており、世帯レベルの貧困を2時点と比較することが難しいため、本稿の分析からは割愛せざるを得なかった。また、2世帯の消費データが不備であったためこれを除いた。したがって本稿で用いるパネルデータは299世帯である。

個人*i*の厚生を決定する変数 y_{it} としては、

96年価格で評価した1人当たりの実質消費支出合計(以下単に「消費」と呼ぶ)を主に用い、補助的に96年価格で評価した1人当たりの実質世帯所得(以下単に「所得」と呼ぶ)を用いる。調査地の場合、小麦の単収が毎年大きく変動するなど所得の変動が大きく、それに対してどの程度家計が抵抗力を持っているかを判断するには消費を用いる方が理論的に適切であることが、消費データを中心に用いる理由である。自家生産農産物消費の換算額も含めた各費目ごとの消費支出額を1年当たりに集計し、世帯人数で割って各年の名目消費が得られる。96年調査の場合はこの値をそのまま、99年調査の場合には3年間の消費者物価指数上昇率推計値を元にデフレートしたものが、「消費」データとなる。所得データの推計方法も同様である(Kurosaki and Khan(2001))。表1に示すように消費で見ても所得で見ても、平均の厚生水準はA村が最も低く、B村、C村の順に高くなっている。

4. 分析結果

4.1 動学的貧困の諸相

まず貧困ラインに対して各世帯の消費がどのように変化したかを、カテゴリー分けに基づいて分析する。用いる貧困ラインは、黒崎(1999)同様、世銀推計値(World Bank(1995))に基づいて算出した水準、 $z=7,140$ Rs.(96年調査時のレートで約185USドル)である⁸⁾。この貧困ラインを元に消費支出で見た貧困指標を各世帯に関して計算し、カテゴリー別に整理した(表3)。貧困ラインのあいまいさを考慮して、表では $t=1$ の96年、 $t=2$ の99年の両方とも5階層に分けて分類した。2時点間で貧困状況に大きな変化がなかったことを示す対角線上のセル5つには、106の世帯が含まれる。それらの下側のセルに含まれる世帯数が98、上のセルに含まれる世帯数が95であるから、カテゴリー分けで大きく捉えた場合の全体の傾向としては、2時点間で消費貧困に大きな変化はないことになる。ただし個別の世帯の流動性はかなり大きい⁹⁾。また、平均所得は後述するようにこの間に20%ほど下がっており、パキスタン経済の

表 3. 消費貧困の遷移行列

96年の状態	99年の状態					合計
	$y_{it} < 0.5z$	$0.5z \leq y_{it} < 0.75z$	$0.75z \leq y_{it} < z$	$z \leq y_{it} < 1.25z$	$1.25z \leq y_{it}$	
世帯数						
$y_{it} < 0.5z$	19	26	11	1	1	58
$0.5z \leq y_{it} < 0.75z$	15	44	18	11	10	98
$0.75z \leq y_{it} < z$	7	26	23	5	5	66
$z \leq y_{it} < 1.25z$	2	8	16	6	7	39
$1.25z \leq y_{it}$	3	12	5	4	14	38
合計	46	116	73	27	37	299
遷移確率(%)						
$y_{it} < 0.5z$	32.8	44.8	19.0	1.7	1.7	100.0
$0.5z \leq y_{it} < 0.75z$	15.3	44.9	18.4	11.2	10.2	100.0
$0.75z \leq y_{it} < z$	10.6	39.4	34.8	7.6	7.6	100.0
$z \leq y_{it} < 1.25z$	5.1	20.5	41.0	15.4	17.9	100.0
$1.25z \leq y_{it}$	7.9	31.6	13.2	10.5	36.8	100.0

表 4. 消費項目別 1人当たり実質消費水準の変化

変化額(1996 Rs.)	総消費	内訳	
		食料消費	非食料消費
パネル全体	40	287	-247
慢性的貧困世帯	169	329	-160
貧困化世帯	-3324	-2087	-1237
非貧困世帯	958	910	48
変化率(%)			
パネル全体	0.7	6.6	-16.0
慢性的貧困世帯	4.5	11.5	-17.4
貧困化世帯	-44.1	-38.6	-57.8
非貧困世帯	9.0	12.0	1.6

注) 慢性的貧困世帯(104世帯), 貧困化世帯(58世帯), 非貧困世帯(31世帯)の3階層以外にも106の世帯がいるため, 表に載せた3階層の加重平均はパネル全体の値とならない。以下, 表7まで同じ。

低成長, 北西辺境州における1999年前後の公共事業縮小などのマクロ要因が調査地の所得貧困を深刻化させた¹⁰⁾。

パネルデータを構成する299世帯中, 2時点とも貧困ラインを下回らなかった世帯は, 表の右下のセル4つに含まれる31世帯(全体の10.4%)であった。この階層はほぼ「非貧困世帯」とみなしてよいであろう。これに対し表の左上の $y_{it} < 0.75z, t=1, 2$ となる4つのセルには, 104世帯(34.8%)が含まれる。貧困ラインの曖昧さと消費支出データの誤差を考慮しても, この階層に「慢性的貧困世帯」の核心部が含まれることは間違いないものと思われる。そして, $0.75z \leq y_{i1}, y_{i2} < 0.75z$ となる6つのセルには58世帯

(19.4%)が含まれる。この階層は, 一時的貧困の影響を強く被って消費支出が著しく落ち込んでしまった世帯とみなせよう。以下では, この階層を「貧困化世帯」と呼ぶ。

階層別の違いを, 消費の構成(食料消費と非食料消費)に着目してもう少し詳細に見てみよう(表4)。全299世帯で見た場合の総消費の変化は無視できる水準である。2時点間で食料価格が相対的にやや上昇しているため, 食料消費・非食料消費ともに変化は小さいと見てよい。これは慢性的貧困世帯と非貧困世帯にも当てはまる。全体の傾向とは対照的に, 貧困化世帯の場合, 総消費は44%, 3000ルピー以上も落ち込んでおり, そのほぼ3分の2は食料消費の削減である。この階層が被った顕著な厚生水準低下がこの数字に現われている。

では, 貧困化世帯における著しい消費低下は, 他の階層に比べて著しく大きな所得低下に由来するのであろうか。表5に示すように, 意外なことに2時点間の所得減少は階層を問わず似た水準である。全299世帯の平均の世帯総所得減少は23%, 慢性的貧困世帯とほぼ同じである。確かに貧困化世帯の所得減少率は38%と全世帯の平均を上回っているが, 絶対額では非貧困世帯の所得減少より小さい。つまり非貧困世帯と貧困化世帯を分けたのは所得ショックの大きさの違いというよりも, 同様の所得ショックに対する事後的なリスク対処メカニズムの違いと

表5. 所得項目別1人当たり実質所得水準の変化

	世帯総所得	内訳					不労所得
		自営 耕種農業	自営 畜産農業	農業 賃金所得	非農業 自営	非農業 賃金	
変化額(1996 Rs.)							
パネル全体	-1920	133	-446	-147	-897	-820	257
慢性的貧困世帯	-1229	102	-280	-279	-304	-844	376
貧困化世帯	-3248	127	-546	-112	-2063	-995	341
非貧困世帯	-5386	718	-1797	607	-2236	-1823	-854
変化率(%)							
パネル全体	-22.8	14.0	-47.2	-27.0	-38.9	-28.3	32.2
慢性的貧困世帯	-23.0	29.6	-54.7	-40.2	-33.8	-30.4	288.1
貧困化世帯	-37.8	22.0	-68.3	-21.8	-64.2	-36.9	42.4
非貧困世帯	-28.4	26.2	-58.0	1078.2	-35.0	-44.6	-32.6

表6. 実質資産水準の変化

	世帯総資産	内訳		
		純債権	家畜	農地
変化額(1996 Rs.)				
パネル全体	-13005	-1081	-5269	-6654
慢性的貧困世帯	-4707	-1848	-3408	549
貧困化世帯	-57516	15109	-3906	-68719
非貧困世帯	-107946	-57817	-13596	-36533
変化率(%)				
パネル全体	-3.6	12.3	-37.2	-1.9
慢性的貧困世帯	-2.0	20.6	-29.2	0.2
貧困化世帯	-29.3	-120.2	-37.9	-26.1
非貧困世帯	-7.8	-240.6	-53.1	-2.7

注) 「純債権」の変化額と変化率の読み方は注意を要する。96年においては、パネル全体および慢性的貧困世帯と貧困化世帯において純債権が負(純債務世帯)、非貧困世帯が正(純債権世帯)であったのが、99年には、パネル全体および慢性的貧困世帯は純債権が増加、非貧困世帯は純債権世帯から純債務世帯に変化、貧困化世帯は純債務世帯から純債権世帯に変化したことを示している。

解釈できる¹¹⁾。所得源泉別には貧困化世帯の所得減少は非農業自営業および非農業賃金所得において著しい。これは、農業生産における大きなリスクに長年直面してきた標本世帯は、農業所得のリスクに関してはある程度の事後的な対処メカニズムを持っているが、近年になって伸びてきた非農業所得のリスクに対してはそのようなメカニズムがあまり機能していないことを示唆しているように思われる。

そこで事後的なリスク対処メカニズムについて検討するために作成したのが表6と表7である。表6は2時点間の世帯資産の変化を、金融資産の純債権額(=金融機関預貯金残高+インフォーマル信用貸付残高-金融機関債務残高-インフォーマル信用債務残高)、家畜、農地について示し、その合計も示したものである。各資

産は流動性が高いと思われる順に並べた。また農地の場合には相続による資産の変化が多く、リスク対処メカニズムについて検討する上で相続を入れるのは不相当と考え、売買による資産変化のみを入れて作表した。所得が平均で20%以上減ったにもかかわらず、消費をそれほど減らさずにすんだ最大の理由は、インフォーマルな信用を受けたり資産を取り崩すといったリスク対処にあったと解釈できる。ネットの総資産額は事後的なリスク対処の結果、3.6%減っている。金融資産は平均ではもともとマイナスであったものが12%増えているので、インフォーマルな借入れがこれだけ増えたと解釈される。資産取崩しの度合いが大きいのは家畜である。

貧困化世帯は、特徴的な資産の変化を示して

表7. 初等教育就学率の変化

	96年時6~7歳コーホートの就学率		就学率変化
	96年時の6~7歳	99年時の9~10歳	
男女合計の就学率(%)			
パネル全体	44.1	38.2	-5.9
慢性的貧困世帯	30.0	32.9	2.9
貧困化世帯	44.4	32.3	-12.2
非貧困世帯	78.6	76.9	-1.6
男子就学率(%)			
パネル全体	57.1	62.2	5.0
慢性的貧困世帯	38.3	48.5	10.2
貧困化世帯	66.7	66.7	0.0
非貧困世帯	66.7	100.0	33.3
女子就学率(%)			
パネル全体	29.3	18.7	-10.6
慢性的貧困世帯	20.9	18.9	-2.0
貧困化世帯	22.2	0.0	-22.2
非貧困世帯	87.5	62.5	-25.0

注) 「96年時6~7歳コーホート」のサイズは、パネル全体で211名。

いる。金融資産が96年には大幅な純債務者であったのが99年には純債権者に転じ、その変化額は+15,000ルピーである。これはこの階層の生活水準の向上ではなく、その逆を示すものと解釈される。所得が38%も減少したにもかかわらず新たな借入れをできなかつたばかりか、それまでの債務を返さざるを得なかつたために生活が苦しくなったのがこの階層なのである。このためこの階層は、他の階層からは際立って高い比率の農地を処分している。つまり、インフォーマルな信用市場からの借入制約が最も強く効いていたため、他の資産の処分では十分な資金を得ることができずに所得の減少のかなりの部分を消費に転化せざるを得なかつたのが、この階層の貧困化の原因であったと推察されるのである¹²⁾。

調査世帯の被ったショックの深刻さは、これだけにとどまらなかつた。表7は、96年調査時に満6歳および7歳であった子供の就学率、そしてこの3年後の99年調査時の同じコーホート、すなわち満9歳および10歳の子供の就学率を男女別に示し、その変化を見ている。パキスタンの教育制度では満5歳ないし6歳から5年間の初等教育が始まるが、子供が実際に就学し始めるのはこれより遅れることが多い¹³⁾。3年の間に遅れて就学開始した子供の数が、3年

前にすでに就学していたが3年の間にドロップアウトした子供の数を上回れば、変化の値はプラスに、下回ればマイナスになる。全体では就学率が44%から38%へと6ポイント下がっているが、下がったのは女子であつて男子の就学率は上がっている。

3階層でこのパターンを比較すると、貧困化世帯に生じたショックの深刻さが明確になる。この階層の96年時の男子就学率は非貧困世帯に並んでいたが、3年後の値に変化はなく、この値が100%に達した非貧困世帯に大きく水をあけられた。女子就学率は96年調査時には慢性的貧困世帯と似た水準であつたのが、3年後にはゼロという最悪の水準にまで下がってしまった。96年データを用いて教育の私的収益率を計算すると、男子の場合は有意に正であるが女子の場合は有意でない(Kurosaki(2001))。その結果、所得ショックのしわ寄せが男子よりも女子の教育に向つたと解釈できるが、これほど極端に女子教育が調整のコストを負う例は他地域を扱った既存研究には見られず、調査地の特徴が強く現われている。保健衛生の改善や出生率低下、将来の子供の教育水準向上など、女子初等教育がもたらす社会的収益率の高さを考慮すると、女子教育にこのようなしわ寄せが行かないためのセーフティーネットや女子教育

表 8. 消費貧困の慢性的貧困と一時的貧困への要因分解
(平均の消費水準による階層別)

	世帯数	世帯員数	全貧困 (P_2)	一時的貧困 (T_2)		慢性的貧困 (C_2)	
				値	比率 (%)	値	比率 (%)
パネル全体	299	2770	0.1327	0.0184	13.9	0.1143	86.1
$\bar{y}_i < 0.5z$	40	462	0.3315	0.0056	1.7	0.3258	98.3
$0.5z \leq \bar{y}_i < 0.75z$	114	1124	0.1507	0.0149	9.9	0.1358	90.1
$0.75z \leq \bar{y}_i < z$	80	698	0.0538	0.0343	63.7	0.0195	36.3
$z \leq \bar{y}_i < 1.25z$	36	244	0.0297	0.0297	100.0	0.0000	0.0
$1.25z \leq \bar{y}_i$	29	243	0.0021	0.0021	100.0	0.0000	0.0

注) 「比率 (%)」とは全貧困に対する比率を示す。

表 9. 所得貧困の慢性的貧困と一時的貧困への要因分解
(平均の消費水準による階層別)

	全貧困 (P_2)	一時的貧困 (T_2)		慢性的貧困 (C_2)	
		値	比率 (%)	値	比率 (%)
パネル全体	0.1619	0.0453	28.0	0.1166	72.0
$\bar{y}_i < 0.5z$	0.2094	0.0303	14.5	0.1791	85.5
$0.5z \leq \bar{y}_i < 0.75z$	0.1940	0.0469	24.2	0.1470	75.8
$0.75z \leq \bar{y}_i < z$	0.1516	0.0598	39.4	0.0918	60.6
$z \leq \bar{y}_i < 1.25z$	0.1203	0.0478	39.7	0.0725	60.3
$1.25z \leq \bar{y}_i$	0.0532	0.0447	84.1	0.0085	15.9

注) 世帯数, 世帯員数については表 8 を参照。

の私的収益率を引き上げる政策が必要と結論できる。

4.2 慢性的貧困と一時的貧困の定量分析

表 8 は, 第 2 節で紹介したラヴェリオンの手法に基づいて貧困指標 SPG を, 慢性的貧困と一時的貧困に分解した結果である。モデルでは個人のパネルデータが存在することを前提に議論したが, 現実には手に入るのは世帯のパネルデータであって, その中の個人に世帯ごとの「消費」(1人当たりの実質消費支出合計)を割り振るという方法によって, 個人ベースの貧困指標を計算せざるを得ない。その場合, 出生・死亡・移動などのため世帯構成が3年の間に若干変化している。表 8 ではそこで, 2時点の平均世帯員数に基づいて貧困指標を計算した。なおパネルを構成する 299 世帯に含まれる総世帯員数は, 3年の間に 2,765 人から 2,774 人に増えている。

全 299 世帯の場合, 消費で測った SPG の全貧困は 0.133, このうち約 14% に当たる 0.018 が一時的貧困と計算された。階層別には, 平均の消費水準が最も低い階層では慢性的貧困が

98% と貧困のほとんどを占めるのに対し, 平均の消費水準が貧困水準をやや下回る階層では一時的貧困の比率が 64% にも達し, 一時的貧困の値そのものも 0.034 と非常に高い水準になっている。最も貧しい階層において一時的貧困が割合だけでなく絶対的にも小さいのは, この水準の消費の場合, これよりもさらに切り詰める物理的な余地がほとんどないためである。あまりに貧しいがゆえに, 消費の変動はそのまま餓死の危機につながるのである。

同じ作業を, 消費ではなく所得で計算すると, 一時的貧困がより大きくなる(表 9)。パネル全体では全貧困 0.162 のうち約 28% に当たる 0.045 が一時的貧困と計算された。階層別には全ての階層で一時的貧困が正の値となり, 平均の消費水準が最も低い階層でも一時的貧困が 15%, 平均の消費水準が貧困水準付近の階層では 39% となっている。つまり, 所得で測った一時的貧困のかなりの部分が世帯のリスク対処行動によって吸収されていることが分かる。

次に, 消費で見た慢性的貧困と一時的貧困の値をそれぞれ被説明変数とした回帰分析を行った。貧困指標は各個人を同じウエイトで集計す

るが、消費のデータは世帯レベルでしか得られないから、2時点の平均世帯員数をウェイトに用いたWLSにて推定した。予備的作業として、世帯調査のサンプリングの軸として設定された村および世帯タイプとの関係を見るために、村ダミーと世帯タイプダミーを説明変数とする推定を行ったところ、開発の進んだC村に比べてA村やB村の慢性的貧困が有意に高く、自作農と自小作農のグループと、純小作農と非農家世帯のグループとの間に有意な慢性的貧困の差が見出せた反面、一時的貧困は村別、世帯タイプ別の違いが有意に検出されなかった(表は省略)。そこで、より構造的な関係を探るため、96年の世帯属性を説明変数とした回帰分析を行った(表10)¹⁴⁾。村ダミーは村の灌漑率によってほぼ代替することができ、その係数は慢性的貧困に対して有意に負であった¹⁵⁾。96年の世帯属性としては、世帯構成に関わるもの(世帯員数、労働力人口以外の世帯員の占める比率として定義された「従属員比率」、女性世帯主ダミー、世帯主年齢)、所得源泉に関わるもの(非農業常雇者が世帯内にいるかどうかを示す「非農業常雇者ダミー」、家族から出稼者が出ていて

その送金を定期的を受けているかどうかの「出稼送金者ダミー」)、農地所有に関する変数、世帯の教育水準に関する変数を用いた。これらの説明変数はすべて長期的には内生変数であるが、本稿の目的が厳密な計量モデルを用いた検定ではなく、慢性的貧困や一時的貧困と世帯属性それぞれとの偏相関関係を見ることにあるため、内生性をコントロールすることはしていない。また、農地所有と教育水準に関しては、表に入れた以外にも様々な変数を定義することができ、それぞれは微妙に違った経済的意味を持つが¹⁶⁾、それらの変数の相関は高いため、標本数の少ない本稿の分析においてはそれぞれから説明力の高い変数を1つだけ選んでモデルに入れるというアプローチを取った。

推定結果を全体としてみると、慢性的貧困に関しては有意な重回帰分析になっているのに対し、一時的貧困のモデルは有意でない。モデルの変数で捕らえきれない世帯固有のショックが一時的貧困の主たる決定要因であるためと解釈される。慢性的貧困と有意な偏相関関係にある世帯属性のうち、従属員比率や女性世帯主ダミーが正の係数を示している。つまり同じ世帯規

表10. 慢性的貧困・一時的貧困と96年世帯属性との関係

説明変数	慢性的貧困		一時的貧困		説明変数の統計	
	重回帰係数	t値	重回帰係数	t値	平均	標準偏差
切片	-1.341	(0.18)	2.537	(2.77)***		
村の灌漑率	-12.684	(5.02)***	-0.776	(1.08)	0.437	[0.283]
世帯員数	0.228	(1.36)	0.001	(0.05)	9.247	[5.273]
従属員比率	11.718	(3.18)***	-1.191	(1.08)	0.453	[0.205]
女性世帯主ダミー	13.286	(2.10)**	1.552	(3.85)***	0.010	[0.100]
世帯主年齢	-0.030	(0.58)	-0.018	(1.13)	49.72	[16.59]
非農業常雇者ダミー	1.888	(1.33)	-0.752	(2.09)**	0.482	[0.500]
出稼送金者ダミー	-8.293	(2.65)***	0.542	(0.72)	0.054	[0.225]
農地保有ダミー	-2.977	(2.06)**	0.108	(0.23)	0.515	[0.501]
世帯主教育年数	-0.369	(2.06)**	-0.065	(0.97)	2.211	[3.844]
R^2	0.247		0.045			
R^2 (修正済み)	0.224		0.015			
F統計	10.53	***	1.51			

注 1) 標本数は299。2時点の平均世帯規模をウェイトにしたウェイトつき最小二乗法(WLS)によって、SPGの各世帯の値を100倍したものを被説明変数とする重回帰モデルを推定した。決定係数 R^2 はウェイトづけした変換データでの値。

2) 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)。F統計値は切片以外の全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。

3) 説明変数はすべて96年時の値を用いた。

模であれば労働力人口が少ない方が慢性的に貧困であり、世帯主が女性であるほうが慢性的貧困が深刻なことになる。出稼送金の有無、農地保有の有無、教育水準についても、送金があり農地を所有し教育水準の高い世帯の方が慢性的貧困の度合いが低いという常識的な結果となっている。予想とは逆に、非農業常雇者ダミーの係数が正となっているが統計的に有意ではない。

一時的貧困に関する個別の係数を見ると、非農業常雇者ダミーが5%有意で負の係数を示している。所得変動が大きい農業(自営、農業労働の両方を含む)だけに頼っている世帯よりも、非農業セクターに安定的な所得源を持つという家計の多様化に成功した世帯の方が、一時的貧困の度合いが低いことになる。女性が世帯主となっている場合、慢性的貧困のみならず、一時的貧困も有意に上昇している。

以上の推定結果の頑健性を見るため、個人レベルの慢性的貧困や一時的貧困を算出した原データである y_{it} そのものを被説明変数とした回帰分析も試みた。慢性的貧困に密接に対応するものとして \bar{y}_i ないしはその自然対数を被説明変数にとり、表10と同じ説明変数を用いてWLS推定した結果は、表10の慢性的貧困の符合を入れ替えたものと定性的に同じであった。つまり、従属員比率が低く、世帯主が男性で、出稼送金者がいて、農地を所有し、教育水準が高い世帯であれば、平均の消費水準も高い。また、一時的貧困に密接に対応するものとして Δy_i ないしは $\Delta \ln y_i$ を被説明変数にとり、表10と同じ説明変数を用いてWLS推定した結果は、全体としても個別の変数を見ても全く有意でなかった(表は省略)。

そこで一時的貧困が深刻な世帯の属性をさらに探るため、所得の変動が消費の変動にどのように伝わるかの世帯ごとの違いに着目してみた。前項の表4~7を用いた分析からは、所得の大幅な減少を他の手段で吸収できずに消費を急激に削減せざるを得なかった世帯が、一時的貧困の深刻な世帯として浮かび上がる。まず、消費変化 Δy_i を所得変化 Δx_i にWLS回帰させた結果は、

$$\Delta y_i = 354.08 + 0.060\Delta x_i + \bar{u}_i, \quad (5)$$

となり、 Δx_i の t 値は1.280と有意でなかった。つまり全体としては所得変動を消費変動に反映させずにすむ世帯が大多数であり、平均では1ルピーの所得減少に対してわずか0.06ルピーしか消費が減少していない¹⁷⁾。しかしこの推定結果は、リスクへの脆弱性が世帯によって異なっていることを考慮していない。そこで、96年の世帯属性によって所得変化への消費変化の反応が異なるモデル、すなわち

$$\Delta y_i = b_0 + b_1 Z_i (1 - D_i) \Delta x_i + b_2 Z_i D_i \Delta x_i + u_i, \quad (6)$$

というクロスセクションモデルを推定した。 Z_i は96年の世帯属性と切片からなる説明変数の列ベクトル、 D_i は所得変化が負であった場合に対応するダミー変数、 b_0 (スカラー)、 b_1 と b_2 (行ベクトル)が推定すべきパラメータである。パラメータ b_1 は、所得が増えた場合にその所得変化が消費変化に与える限界効果への各世帯属性の効果、 b_2 は、所得が減った場合の効果を示す。したがってリスクに脆弱な世帯とは、パラメータ b_2 に有意に正の影響を与えるような属性をもつ世帯ということになる。96年の世帯属性変数としては、表10の変数に加えて「消費初期水準」(96年の消費を貧困ラインで割った値)を用いた¹⁸⁾。消費初期水準が高ければ一時的に所得が減ったときに一時的に消費を減らす余地が大きいし、一時的に所得が増えても一時的に消費を増やす必要性は薄いと考えられるから、その効果をコントロールするための変数が消費初期水準である。

推定結果を表11に示す。パラメータ b_2 に有意に正の影響を与えるような属性としては、従属員比率と女性世帯主ダミーが挙げられる。女性が世帯主の世帯は慢性的貧困も一時的貧困も深刻であるのみならず、所得が落ち込んだときに消費にそれを反映させやすいという意味でリスクに対して非常に脆弱である¹⁹⁾。逆に b_2 に有意に負の影響を与える属性としては、世帯員数、非農業常雇者ダミー、出稼送金者ダミー、農地保有、および教育水準が挙げられる。逆に言うと非農業常雇者が世帯内に存在せず、かつ

表 11. 消費変化と 96 年世帯属性との関係

説明変数	重回帰係数	t 値
切片	-33.671	(0.16)
$\Delta x_i > 0$ 時の Δx_i の係数		
切片	0.162	(0.23)
消費初期水準	-0.313	(1.03)
村の灌漑率	0.819	(2.83)***
世帯員数	0.047	(2.30)**
従属員比率	-0.406	(0.77)
女性世帯主ダミー	0.019	(0.08)
世帯主年齢	-0.009	(1.30)
非農業常雇者ダミー	0.048	(0.28)
出稼送金者ダミー	0.416	(1.02)
農地保有ダミー	0.104	(0.71)
世帯主教育年数	0.002	(0.11)
$\Delta x_i < 0$ 時の Δx_i の係数		
切片	-0.374	(2.67)***
消費初期水準	0.294	(5.42)***
村の灌漑率	-0.034	(0.24)
世帯員数	-0.012	(2.87)***
従属員比率	0.309	(2.63)***
女性世帯主ダミー	0.207	(3.21)***
世帯主年齢	0.000	(0.19)
非農業常雇者ダミー	-0.150	(2.80)***
出稼送金者ダミー	-0.163	(1.73)*
農地保有ダミー	-0.144	(2.62)***
世帯主教育年数	-0.014	(2.20)**
R_2	0.342	
R_2 (修正済み)	0.290	
F 統計	6.528	***

注) 1), 2), 3)は前表と同じ。ただし被説明変数は消費変化(Δy_i)。各説明変数の平均[標準偏差]についても前表を参照。付加的な説明変数である「消費初期水準」の平均[標準偏差]は、0.827[0.421]。

農地を持たない世帯、すなわち農業労働や日雇い建設労働などを生業とする非農家や純小作農の脆弱性が明らかになった。従属員比率をコントロールすれば世帯員数が多いほどリスクに脆弱でなくなるというのは、相対的に多い労働力を利用して所得の落ち込みを労働市場で事後的にカバーするというリスク対処(Kochar (1999))の方法が、調査地でも機能していることを示唆していよう。また、出稼送金者ダミーが有意にマイナスであるのは、リスク対処戦略としての送金(Alderman(1996), Lucas and Stark(1985))の役割を伺わせる。

5. 結び

この論文では、途上国の低所得世帯がリスクに対してどのように脆弱であるのか、またどの

ような階層が特に脆弱であるのかについて、パキスタン北西辺境州農村部の 2 時点パネルデータを用いて定量的に分析した。ラヴァリオンによる慢性的貧困と一時的貧困への要因分解が、貧困指標の選択によっては適切に一時的貧困を捉えることができなかつたり、貧困ラインに感応的になりすぎるといった問題点を指摘したうえで、実際の分析ではこれらの問題が比較的少ない二乗貧困ギャップ指数を用いた。また、カテゴリー分けに基づいた古典的な分析も併用した。これらが本稿の分析枠組の特徴である。実証分析結果は大きく 3 点にまとめられる。

第一に、調査地の世帯経済は予想以上に大きな所得の変動にさらされているが、消費の変動につながるのはその一部に過ぎない。その意味で調査地には事後的な消費安定化のメカニズムがある程度機能していることになる。消費変化を被説明変数とした重回帰分析あるいはカテゴリー分析からは、インフォーマル信用、出稼者送金、労働市場の利用などがこのメカニズムの重要な手段であることが示唆された。

第二に、これらのメカニズムを十分利用できずに、所得の低下が消費の著しい低下に結びついてしまう世帯が少なからず存在する。このような世帯は、消費を切り詰めるという短期的な厚生水準の低下だけではなく、土地などの物的資産の処分や、子供の教育の切り捨てなど、長期的にも厚生水準が著しく低下するような対応をとらざるを得ないことが判明した。教育面での対応はとりわけ女子の就学率低下につながっている。したがって、女子教育にこのようなしわ寄せが行かないためのセーフティネットの構築や、女子教育の私的収益率上昇につながるような政策(例えば女子の労働機会向上や女子教育の質の改善など)が、貧困削減政策としても重要になる。

第三に、このような意味で動学的に脆弱なグループとしては、女性が世帯主の世帯、土地を持たず労働力が農業労働や日雇いなど不安定なものに限られている世帯が特筆される。貧困削減政策のターゲットを当てるとすれば、これらの世帯がまず第一に挙げられるよう。これらの

世帯は一時的貧困だけでなく、慢性的貧困も深刻であることが多いからである。

以上の貧困削減政策における留意点は、開発の現場に応用するにはいささか不十分である。調査地における貧困世帯の経済ショックへの対応を特徴づける制約条件(市場、技術)、世帯が置かれた賦存状況、そして世帯の嗜好の3者を明らかにしなければ、政策に対する貧困世帯や市場の反応がきちんと予測できないからである。つまり、本稿が明らかにした動学的貧困の特徴を生み出す世帯行動を構造的にモデル化し、データでそれを裏づける作業が必要となる。また、ラヴェリオン要因分解に基づく一時的貧困の定量分析は、本稿の事例では説明力が著しく低い。これは、2時点のパネルデータで動学的貧困を捉えること、FGT指標で要因分解を行うことの2つの限界を反映していると考えられる。より長期のデータの利用、そして本稿の目的により適した一時的貧困の厚生指標を構築すること、これらも今後の課題としたい。

(一橋大学経済研究所)

注

* 本稿が用いた1999/2000年度農村世帯調査は、平成11年度外務省開発援助研究委託業務の資金によって実施した。収集した情報をパネルデータに整理するに当たっては、財団法人清明会から資金援助を頂いた。両機関の厚意に記して謝意を表したい。また、本稿の作成に当たっては、山崎幸治、澤田康幸、久保克行および阿部修人の各氏から有益なコメントを得たことに感謝する。

1) 英語で“chronic poverty,” “permanent poverty,” “persistent poverty”などと称される概念を本稿では一括して「慢性的貧困,’ “transient poverty,” “stochastic poverty”などと称される概念を「一時的貧困」と呼ぶ。

2) 代表的なデータとして、インドのICRISAT (International Crops Research Institute for the Semi-Arid Tropics)データ、世銀のLSMS (Living Standards Measurement Study)データなどが挙げられる。これらの簡単な紹介は黒崎(1998b)、ICRISATデータの詳しい紹介はWalker and Ryan(1990)、LSMSデータの詳しい紹介はGrosh and Glewwe(2000)などを参照。

3) 貧困ライン z は地域や時間による物価水準の差を調整した値である(山崎(1998))。長期的な分析では実質価格で測った z の水準自体が変化することを

考慮すべき場合もあるが、短期的な変動に焦点がある場合はこれを固定したほうが分析が明確になる。そこで本節の表記では貧困ラインを z と表わし、時間の下つき文字をつけない。

4) 注2を参照。

5) ただしその値が e_i^2/z^2 であって、 \bar{y}_i の変化に感応しないという問題は残る。これはSPGが2次関数の効用関数に対応していることに由来する。 \bar{y}_i が下がった時に $T_{\alpha i}$ が上昇するためには $\alpha > 2$ であればよいが、その場合でもFGT貧困指標に対応する効用関数がリスク選好に関しては必ず“increasing absolute risk aversion”(IARA)であるという問題が残る。途上国のデータを用いた実証研究の多くが、2次関数の効用関数もIARAのリスク選好も支持していない(黒崎(1998a))ことを考慮すると、一時的貧困の分析にFGT指標はあまり適さないという見方もできる。一時的貧困の適切な指標を探索することは、今後の重要な研究課題である。

6) 厳密には前者は1996/97年度、後者は1999/2000年度(パキスタンの会計年度・農業年度は、7月から翌年6月)に実施された調査であり、調査月はそれぞれ10-11月、11-3月である。所得や農業などに関する情報はそれぞれ前年度のデータを収集した。96年調査は、アジア経済研究所と北西辺境州農業大学開発学研究所の共同研究として行われた。家計調査結果の内容とそれに基づく分析については、Kurosaki and Hussain(1999)および黒崎(1999)を参照されたい。同じスタッフにより実施した99年再調査の概要と収集データ一覧、描写的分析については、Kurosaki and Khan(2001)および黒崎(2001a)を参照されたい。

7) 世帯の離村や世帯主の出稼ぎ、再調査の拒否等が全世帯を再調査できなかった理由である。世帯主の出稼ぎの場合、村に残った家族が子供と女性だけになってしまった場合には、再調査が不可能となった。たとえ同じ村人であっても、家族以外の男性が家の中に入ることは御法度という調査地の慣習のためである。

8) 絶対的貧困の変化に焦点を当てるため、2時点で同じ貧困ラインを用いた。3村内の物価水準の差は無視できる大きさのため調整していない。また、世帯消費を構成員数で割るのではなく、その性別年齢別構成や全体の世帯規模を考慮した“equivalence scale”で割って貧困ラインを求める方法もあるが(山崎(1998))、本稿では採用せず今後の課題とする。

9) ただし完全に流動的であるという仮説、つまり1996年の状態 i から99年の状態 j への遷移確率 π_{ij} が π_j に等しいという帰無仮説(independent process hypothesis)は、1%水準で棄却された。

10) 1998年5月のインド、パキスタン核実験に伴う国際的な経済制裁は、インド経済よりもパキスタン経済、中でも北西辺境州経済に深刻な影響を与えた。この州は非農業雇用における公共事業の比率が高く、農業生産の低さゆえに輸入食糧への依存度も高いためである。

11) リスクへの対応戦略としては、事前に所得そのものの変動を小さくするリスク管理(risk management)戦略と、所得が落ち込んだときに事後的に資金を補って消費の変動を小さくするリスク対処(risk

coping)戦略とが挙げられる。詳しくは黒崎(1998a)および黒崎(2001b, 第2章)を参照。

12) 個別世帯が被った経済ショックにパキスタンの世帯がどのように対応しているかの研究としては、Alderman(1996), 黒崎・澤田(1999)などを参照されたい。

13) パキスタンにおける子供の就学・進級の実態と、その背後にある世帯の経済行動については、Sawada and Lokshin(2001)が厳密な計量モデルを用いて分析しているので、参照されたい。

14) 被説明変数はどちらもゼロで切り取られているので、このことを考慮したウエイトつきトビーットモデルを全標本で推定する作業、切り取られていない標本のみでWLS推定をし直す作業も行ったが、どちらの推定結果も表10と定性的にほとんど同じであった。

15) とはいえこの効果をもって、灌漑率が慢性的貧困を軽減させる効果と解釈するのは、計量経済学的に正確でない。「村の灌漑率」はC村で最も高く、A村で最も低いという村レベルの変数であるから、村の電化率、幹線道路への距離など、同じ傾向を示す他の村属性の影響も含んだ総合的な影響が表10の係数に現われていると解釈される。他の村属性変数を多数試した結果、「村の灌漑率」が統計的に最も良好な説明力をもったため、表10ではこれを採用した。

16) 例えば、農地保有ダミーは農地という資産をわずかでも持つことの閾値効果を示すのに対して、保有農地の総資産価値であれば農地が限界的に増えることの効果を示すであろうし、世帯主の教育年数は教育がもたらす家計管理能力を示すのに対して、世帯内成人の平均教育水準は平均的人的資本蓄積水準を示すであろう。

17) この回帰分析モデルは、黒崎・澤田(1999)が検定した消費平準化モデルと本質的に同じである。切片は2時点間に生じた共通ショックをコントロールしており、 Δx_i は各家計に生じた個別のショックが各世帯の消費に与えた影響を示していると解釈できるからである。本稿での Δx_i の係数は、より大規模な標本を用いた黒崎・澤田(1999)による推定結果とほぼ同じ水準である。

18) ライフサイクルによる貯蓄率の変動をコントロールするために、世帯の詳細な年齢構成を表わす変数も試したが有意でなかったため、それらを外した推定結果を示す。

19) 途上国10か国のマイクロデータを用いて、女性が世帯主の世帯が男性世帯主の世帯よりもどの程度貧困かを比較研究した最新の研究にQuisumbing *et al.* (2001)があるが、動学的貧困にまで踏み込んだ分析はしていない。

参 考 文 献

絵所秀紀・山崎幸治編(1998)『開発と貧困——貧困の経済分析に向けて——』アジア経済研究所。
 黒崎 卓(1998a)「貧困とリスク——マイクロ経済学的視点——」絵所・山崎編(1998), pp. 161-202。
 ———(1998b)「農業と家計：個票データによる農村経済の総合分析」『アジア研ワールドトレンド』1998

年11月号, pp. 17-20。

———(1999)「パキスタン北西辺境州における貧困・リスク・人的資本」『アジア経済』第40巻9・10号, pp. 91-114。

———(2001a)『農村貧困の脱却と人的資本——パキスタン北西辺境州家計調査から——』平成11年度外務省開発援助研究委託業務報告書, 国際開発高等教育機構(FASID), 2001年2月。

———(2001b)『開発のマイクロ経済学——理論と応用——』岩波書店。

黒崎 卓・澤田康幸(1999)「途上国農村における家計の消費安定化——パキスタンの事例を中心に——」『経済研究』第50巻第2号, pp. 155-168。

山崎幸治(1998)「貧困の計測と貧困解消政策」絵所・山崎編(1998), pp. 73-130。

———(2001)「澤田康幸「貧困問題の新しい見方とその政策的示唆」報告へのコメント」国際開発学会第2回特別研究集会資料, 2001年6月。

Alderman, H. (1996) "Saving and Economic Shocks in Rural Pakistan," *Journal of Development Economics*, Vol. 51, No. 2, pp. 343-365.

Baulch, Bob and John Hoddinott (eds.) (2000) "Special Issue on Economic Mobility and Poverty Dynamics in Developing Countries," *Journal of Development Studies*, Vol. 36, No. 6.

Foster, J. E., J. Greer, and E. Thorbecke (1984) "A Class of Decomposable Poverty Measures," *Econometrica*, Vol. 52, No. 3, pp. 761-765.

Gibson, J. (2001) "Measuring Chronic Poverty Without a Panel," *Journal of Development Economics*, Vol. 65, No. 2, pp. 243-266.

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.

Grosh, M. and P. Glewwe (2000) *Designing Household Surveys: Questionnaires for Developing Countries—Lessons from 15 Years of the Living Standards Measurement Study*, Washington D. C.: World Bank.

Jalan, J. and M. Ravallion (1998) "Transient Poverty in Postreform Rural China," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 26, No. 2, pp. 338-357.

Kochar, A. (1999) "Smoothing Consumption by Smoothing Income: Hours-of-Work Responses to Idiosyncratic Agricultural Shocks in Rural India," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 81, No. 1, pp. 50-61.

Kurosaki, T. (2001) "Effects of Education on Farm and Non-Farm Productivity in Rural Pakistan," Discussion Paper Series on International Development Strategies, No.2001-002, July 2001, Tokyo: Foundation for Advanced Studies on International Development.

Kurosaki, T. and A. Hussain (1999) "Poverty, Risk,

- and Human Capital in the Rural North-West Frontier Province, Pakistan,” IER Discussion Paper Series B No. 24, March 1999, Hitotsubashi University.
- Kurosaki, T. and H. Khan (2001) “Human Capital and Elimination of Rural Poverty: A Case Study of the North-West Frontier Province, Pakistan,” IER Discussion Paper Series B No. 25, January 2001, Hitotsubashi University.
- Lucas, R. E. B. and O. Stark (1985) “Motivations to Remit: Evidence from Botswana,” *Journal of Political Economy*, Vol. 93, No. 5, pp. 901-18.
- Quisumbing, A. R., H. Lawrence, and C. Pena (2001) “Are Women Overrepresented Among the Poor? An Analysis of Poverty in 10 Developing Countries,” *Journal of Development Economics*, Vol. 66, No. 1, pp. 225-269.
- Ravallion, M. (1988) “Expected Poverty under Risk-Induced Welfare Variability,” *Economic Journal*, Vol. 98, pp. 1171-82.
- Ravallion, M., D. van de Walle, and M. Gautam (1995) “Testing a Social Safety Net,” *Journal of Public Economics*, Vol. 57, No. 2, pp. 175-199.
- Sawada, Y. and M. Lokshin (2001) “Sequential Schooling Decisions of Households: Evidence from Field Surveys in Rural Pakistan,” Policy Research Working Papers No. 2541, Development Research Group, the World Bank, March 2001.
- Sen, A. (1981) *Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation*, Oxford: Clarendon Press [黒崎卓・山崎幸治訳『貧困と飢饉』岩波書店, 2000年].
- Walker, T. S. and J. G. Ryan (1990) *Village and Household Economies in India's Semi-arid Tropics*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- World Bank (1990) *World Development Report 1990: Poverty*, New York: Oxford University Press.
- (1995) *Pakistan Poverty Assessment*, Report No. 14397-PAK, September 1995.
- (2000) *World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty*, New York: Oxford University Press.