

特集：多様化するアジア経済

【調 査】

貧困の動態的分析

——研究展望とパキスタンへの応用——*

黒 崎 卓

この論文では、消費や所得が変動する場合に、ある地域や階層の貧困指標、ないしは個人レベルの貧困スコアをどのように動態的に捉えればよいかについて議論する。議論の特徴は、第1に、理論・実証双方で近年目覚ましい進捗を遂げている不確実性下の消費平準化のマイクロモデルに基づいた研究展望を行うこと、第2に、発展途上国とりわけ低所得国を対象に既存の分析手法を応用する際に留意すべきことに焦点を当て、事例としてパキスタン農村部の2時点パネルデータを用いた定量分析を提示することである。研究展望の結果、理論モデルとの対応、定量分析の容易さ、分析結果の解釈しやすさなどの点で既存の手法はそれぞれ一長一短を持つことが明らかになった。パキスタンの事例からは、それぞれの手法に基づく指標間の相関は低く、相互に補完的な情報を含むことが実証的にも示唆された。したがって、実際に貧困の動態を分析する際には、定量分析の目的、利用可能なデータや計量手法、対象事例におけるリスクと市場発展の度合いなどに応じて手法を使い分けたり、複数の手法を組み合わせていくことが重要になる。

1. はじめに

発展途上国における貧困削減の問題は、現在、国際連合・世界銀行に代表される国際開発機関や欧米ドナーの援助政策の最終目標に位置づけられている(黒崎(2002b))。1999年には世銀が「貧困削減戦略文書」(Poverty Reduction Strategy Paper)、IMFが「貧困削減・経済成長ファシリティ」(Poverty Reduction and Growth Facility)を正式に採択し、途上国への融資に当該国の貧困削減の達成を要件と課すようになった。2000/01年度の世銀『世界開発報告』は、1990年に続いて貧困特集を組み、90年代の貧困動向を多角的な視点から評価し、今後の貧困削減のためのキーワードとして、「機会」(opportunity)、「エンパワーメント」(empowerment)、リスクからの「安全」(security)を掲げた(World Bank(2000))。このような90年代後半の潮流は、2000年9月の国連総会において149カ国の国家元首の支持を得て採択された「ミレニアム開発目標」(Millennium Development Goals: MDGs)において貧困削減がその筆頭に掲げられることにつながった。MDGsの第1目標第1項(Goal 1 Target 1)が、「1990年から2015年の間に、所得が1日1ドル未満

の人口比率を半減する」である(OECD(2001))。

このような開発・援助政策の動向は、科学的根拠に基づいた貧困の実態分析と貧困削減政策の評価を、一層重要なものにしていく。これに応じて、膨大な数の研究が手法面・事例研究双方で蓄積されつつある。これら近年の研究の特徴は、大きく3点に整理できる。

第1は、精緻な家計調査に基づくマイクロ計量経済学的分析が標準的なツールとして用いられていることである。これを可能にするマイクロデータとしては、世界銀行の生活水準計測調査(Living Standard Measurement Study: LSMS)で集められた途上国の大規模家計標本調査データが特筆される(Grosh and Glewwe(2000))。このようなデータを用いて様々なパネル分析、クロスセクション分析が行なわれているが、実証モデルの導出にマイクロ経済学の理論が活用されていること、計測誤差(measurement errors)に注意深い配慮がなされていることなどが近年の定量分析の特徴である(Deaton(1997), Baulch and Hoddinott(2000))。

第2は、貧困の多面的側面への関心である。貧困問題への経済学者の伝統的なアプローチは、所得や消費支出をもとに、一定の貧困ライン(poverty

line)を金額で定め、それを下回る者が貧困であるという操作上の定義を用いることであった。これは、人々の基本的福祉を構成する要因のうち、財やサービスを享受するという物質的側面に着目した貧困観と言える。しかし問題とすべきは、「基本的な社会的機会が不平等に分配されているという人権と尊厳の問題としての貧困」(Hirashima(2001), p. 1)であって、単なる所得や消費の問題ではないであろう。事実、1990年代に世銀が行なった「参加型貧困評価」(Participatory Poverty Assessment)は、低所得・低消費に加えて、失業、栄養不良、病気・障害、教育の欠如、リスクへの脆弱性など様々な側面での剥奪によって心理的な無力感が生まれていることこそが貧困であるという貧困観を、途上国の人々の声として示している(World Bank(2000))。これらの多面的な剥奪状況は、アマルティア・セン言うところの「基本的な潜在能力の剥奪」として貧困問題を捉える必要があることを示している(黒崎(2003b))。

第3は、貧困の動学への関心である(黒崎(1998, 2002a))。途上国家計のパネルデータが利用可能になるにつれ、ある時点で貧困ラインを下回る消費しなかった者であっても、常にそうとは限らないことが明らかになってきた。とりわけ、農業や鉱産物など一次産品への依存度の高い低所得経済では、世界市場での一次産品価格の変動や地域的な天候不順などにより、人々の生活水準は毎年大きく変動する。そのような状況で人々がどのように生活水準を安定させ、向上させようとしているのかを分析し、貧困分析に取り入れる試みが増えている。観察された貧困を慢性的なものと一時的なものに分解する要因分析、貧困からの脱却や貧困への陥りといった家計の脆弱性・流動性に関心を集中する研究などである。

以上の研究動向を背景に、本稿では、貧困を消費支出の水準によって測るが、その変動に焦点を当てた分析に議論を絞る。言い換えれば、財・サービスの消費を生活水準に変換する能力に関する個人間の異質性は捨象し、達成された生活水準を消費水準で近似できると仮定した分析である。個人間の異質性は、所得変動のリスクやその消費変動への伝達度合いの違いに着目する。本稿が問題とする低所得の発展途上国における貧困問題を考える上で、消費水準の絶対的な低さが重要であることを考えると、このような単純化が意味を持つと考える。

具体的には、この論文では、消費や所得が変動す

る場合に、ある地域や階層の貧困指標、ないしは個人レベルの貧困スコアをどのように動態的に捉えればよいかについて議論する。議論の特徴は、第1に、理論・実証双方で近年目覚ましい進歩を遂げている不確実性下の消費平準化のミクロモデルに基づいた研究展望を行うこと、第2に、既存の分析手法を発展途上国とりわけ低所得国に適用する際の留意点に配慮し、具体例としてパキスタン農村部の2時点パネルデータを用いた定量分析を提示することである。パキスタンの事例は手法を理解するための数値例として用いるため、用いるデータの説明は付論に回す。

論文の構成は以下の通りである。続く第2節で、本稿の分析枠組の出発点として、動学的な家計モデルを提示する。第3節では、第2節のモデルと整合的なミクロパネルデータが得られた時に、貧困の動態をカテゴリー分けして描写する方法について検討する。第4節では、貧困の動態を一時的な変動に由来する部分と、恒常的な低所得に由来する部分とに要因分解するアプローチを取り上げる。第5節では、近年の研究の多くが焦点を当てている脆弱性の定量分析に焦点を当てる。最終第6節で、本稿の分析結果を要約し、今後の研究課題を議論する。

2. 不確実性下の消費平準化と家計の厚生

個人 i の厚生水準を決定するのは1人当たり実質消費であると仮定し、その t 期における実現水準を y_{it} と表記する。途上国で一般的な家計調査の枠組に準じ、 t の単位は年とする¹⁾。消費 y_{it} の最も重要な決定要因は、 t 期における1人当たり実質所得の実現水準 x_{it} である。天候など農業生産のリスクや家計内の稼ぎ手のけが・病気、あるいは物価変動等マクロ経済ショックなどのために、所得は毎年、予想せぬ変動にさらされる。

しかしその所得が消費と等しくなることは稀である。通常家計は、所得の実現水準に応じて、翌期に繰り越す資産の額を調整した残りを消費するという「消費の平準化」(consumption smoothing)を行うからである。例えば、豊作で農業所得が上昇した年の農家は、手元の資金の一部のみを消費し、残りを貯蓄するであろう。

所得は、毎年、リスクの実現値に応じて変動するだけでなく、家計の資源配分にも左右される。労働所得の水準とその分散は、家計の労働力がどれだけあり、それがどのように配分されたかによって決まってくる。農業所得の水準とその分散は、農地にど

のような作物を植え、どのような投入財をどれだけ用いたかによって決まってくる。消費平準化の手段が限られている場合、家計は、期待所得を最大化する生産計画ではなく、それよりも所得の期待値は小さいが、分散も小さくなるような生産資本の配分を選択するであろう。これを「所得の平準化」(income smoothing)と呼ぶ(Deaton(1992a), Morduch(1995))。また、翌期に繰り越す資産ごとの収益や資産価格の変動が大きい場合、家計はそのリスクが小さくなるような資産の組み合わせを選択するであろう。これを「資産の平準化」(asset smoothing)と呼ぶ研究もある(Zimmerman and Carter(2003))。

2.1 一般モデル

不確実性下の家計厚生分析を先進国経済に関して行う場合、被雇用者が経済の多数を占め、金融資産などの資産を多くの家計が利用しているため、「所得の平準化」部分を捨象して「消費の平準化」に分析を絞り、資産が生み出す収益は線形であるというモデルが近似的接近として許されよう(Deaton(1992b))。しかし本稿が対象とする低所得経済の場合、農家やインフォーマル・セクター従事者など自営業者が労働力のかかなりの比率を吸収しているため、消費平準化よりも所得の平準化の方が容易かもしれない。また、金融機関へのアクセスを持たない家計も多いことから、農地・家畜・穀物・人的資本といった生産資本が消費平準化のための資産としても用いられることが多くなる(黒崎(2001))。つまり、所得の平準化と消費の平準化が並存しており、資産が生み出す収益も非線形である可能性が重要である。そこで、Kurosaki and Fafchamps(2002)による確率的動学的数理計画モデルを修正したモデルから議論を始める。以下のモデルでは、単純化のために、家計と個人を同一とみなし、個人ないし家計 i を示す下つき文字を省略する。

家計 t 期の消費活動は、消費支出 y_t と消費平準化のための各種資産(個別の資産を添え字 a で示す)への投資・貯蓄 s_t^a , $a=1, \dots, A$ とに手元の資金 k_t (状態変数)を配分することで表わす。消費 y_t から家計は t 期に関する効用 $v(y_t) = v(k_t - \sum_{a=1}^A s_t^a)$ を得る($v' > 0$, $v'' < 0$ すなわちリスク回避を仮定)。 s_t^a は一期後に、粗収益 $g_{t+1}^a(s_t^a)$ を確率変数として生み出す。例えば、リスクのない実質利率 r で運用される預金・借入が無限に利用可能であれば、

$g_{t+1}^a(s_t^a) = (1+r)s_t^a$ となる。各種資産を利用した消費平準化は、家計が直面する市場条件や利用する資産の性質に伴う技術上の制約を受ける。関数 g はこの制約を誘導型であらわしたものと理解できる。例えば、金融機関からの借入額に上限があるならば(Deaton(1992b))、関数 g はその借入上限で垂直になると仮定する。

家計が t 期に行う来期の所得のための資源配分を、固定的な生産要素(家族労働など)の配分 l_t^b , $b=1, \dots, B$ で表わそう(添え字 b は個別の生産要素を示す)。 l_t^b は一期後に、粗収益 $f_{t+1}^b(l_t^b)$ を確率変数として生み出す。自作農家における作物の選択も、地代相当額を消費平準化における資産配分が生み出した収益とみなして別途計上し、その余剰としての帰属賃金や営業利潤を農業経営における労働配分への粗収益とみなせば、この枠組で分析できる。ただし、所得平準化のための資源配分は、固定生産要素の賦存量が決まっているという制約を受ける。この制約および生産技術制約²⁾を、不等式(のベクトル) $F(l_t) \leq 0$ で表わす。

翌 $t+1$ 期には、 t 期に選択した生産要素の配分 l_t に応じて所得 $x_{t+1} = x_{t+1}^0 + \sum_{b=1}^B f_{t+1}^b(l_t^b)$ が確定し(ただし x_{t+1}^0 は家計の選択とは無関係に生じる外生的な所得フロー)、 t 期に選択した資産の配分 s_t に応じて資産収益 $\sum_{a=1}^A g_{t+1}^a(s_t^a)$ が確定する。両者の合計として手元の資金 k_{t+1} が確定し、問題が一巡する。家計はこのプロセスを永久に繰り返すものと想定する。このモデルでの t 期の最適化問題は、以下のようなベルマン式(Bellman equation)の関係を満たす状態評価関数(value function) V を見いだすことと同値になる：

$$V(k_t) = \max_{s_t, l_t} v\left(k_t - \sum_{a=1}^A s_t^a\right) + \frac{1}{1+\delta} E[V(k_{t+1})], \quad (1)$$

s. t. $F(l_t) \leq 0$, 及び,

$$k_{t+1} = x_{t+1}^0 + \sum_{b=1}^B f_{t+1}^b(l_t^b) + \sum_{a=1}^A g_{t+1}^a(s_t^a), \quad (2)$$

ただし δ は家計の主観的割引率、 $E[\cdot]$ は数学的期待値をとる関数である。関数 V が存在し、微分可能と想定すれば³⁾、最適化のための一階必要条件(FOC)は、

$$-v_y + \frac{1}{1+\delta} E\left[V_k \frac{\partial g_{t+1}^a(s_t^a)}{\partial s_t^a}\right] = 0, \quad \forall a, \quad (3)$$

$$\frac{1}{1+\delta} E \left[V_k \frac{\partial f_{t+1}^b(l_t^b)}{\partial l_t^b} \right] - \phi_t \frac{\partial F(l_t)}{\partial l_t^b} = 0, \quad \forall b, \quad (4)$$

と表わされる(ただし V_k は状態評価関数 V の k_t についての偏微分, v_y は各期の消費の限界効用, ϕ_t は生産要素制約式のラグランジュ乗数). 式(3)は, 消費の限界効用の異時点間の比率が, その機会費用である資産の限界収益を主観的割引率で評価した値に, 期待値で見ても等しくなることを示している. 式(4)は, V_k と $\partial f_{t+1}^b(l_t^b)/\partial l_t^b$ との間の相関がゼロの時に, 期待収益を最大化するような生産要素配分がなされるが, それ以外の場合はリスク選好が生産計画に影響を与えることを示している(Kurosaki and Fafchamps(2002), p. 423).

2.2 観察可能なデータと理論モデルとの関係

このようなミクロモデルが既知であれば, $V(k_t)$ によって家計の厚生水準を捉えればよいから, $V(k_t)$ が何らかの水準を下回っている家計を貧困とみなし, その下回っている原因を探ったり, 市場環境・政策の変化による影響を定量的に分析することが可能になる. しかし関数 $V(k_t)$ は, 静学的消費者理論における効用同様, 観察不可能である. 他方, 詳細なパネルデータがあれば, 所得と消費(x_t, y_t), 資産や生産要素の配分とそこから収益(k_t, s_t, l_t など)は観察可能である.

観察データにおいて, $x_t = y_t$ がおおむね成立し, かつ, どちらも期ごとに変動しているならば, 家計がリスク回避的であると仮定する限り, 消費平準化の手段を家計がまったく有していないことを意味する. その場合, 家計の厚生水準を測るのは所得でも消費でも同値となる. しかし途上国の低所得家計においても, このような極端な仮定はデータから支持されず, 消費 y_t の変動の方が所得 x_t の変動よりも小さいという意味で, 何らかの消費平準化のメカニズムが観察される(黒崎(2001)). したがって, 家計の厚生水準を測るには, 所得よりも消費の方が適切となる.

モデル(1)に明記されているように, 家計の厚生水準 $V(k_t)$ を生み出すのは, 毎期の効用 $v(y_t)$ である. したがって, パネルデータにおける y_t の時系列を, 何らかのリスク回避的効用関数を仮定して評価すれば, 家計の事後的な厚生水準がある程度つかめる. 平均の消費水準が高ければ高いほど, 消費の期ごとの変動が小さければ小さいほど, 家計の厚生水準は高くなる. 平均と分散のトレードオフがどの

ように決定されるかは, 家計のリスク選好によって決まってくる. ただしここでいう消費の期ごとの変動とは, ライフサイクル的な要因による長期的な変動をコントロールした上で, そこからの乖離という意味の変動である. したがって, 消費の時系列を評価する場合, 家計の人口学的特徴(世帯員数, 性別・年齢構成など)と資産データに配慮することが必要となる.

しかしこのようにして評価されるのは事後的な厚生水準であって, 理論モデルが定式化しているような将来の効用の評価部分が含まれていないという問題がある⁴⁾. 例えば, 人口学的な特徴や生業構造が同一(したがって所得の期待値や効用関数 v が同一と仮定する)という2つの農家のデータが3年分あり, 両者の消費が3年間全く同一であったとしても, 農家 i はたまたま3年間不作が続いたために資産を最終年度で食い潰した家計, 農家 j はたまたま3年間平年作が続いたために最終年度でもある程度の資産を保っている家計であるとすれば, 最終年度 T の時点で見た場合の厚生水準は, $k_{iT} < k_{jT}$ がゆえに $V(k_{iT}) < V(k_{jT})$ となると考えられる. また, 所得の期待値や効用関数, 3年間の消費, 最終年度の資産水準すべてが同一の2つの農家があるが, 農家 i は信用市場へのアクセスを持たない家計, 農家 j は信用市場へのアクセスがよく自由にお金の貸し借りができる家計であると仮定すれば, 資産 k_T を厚生水準に変換する能力が家計 j の方が高いがゆえに関数 V の形状は異なったもの, すなわち $V_i(k_T) < V_j(k_T)$ となると考えられる. つまり貧困層と一口に言ってもその中身は異質であり, その異質さは, 動態変化とりわけ資産の変化とそれがもたらす厚生面へのインパクトを見た場合に明確になるのである. 家計データに含まれる資産の情報は, 本来用いるべき厚生水準の指標である $V(k_t)$ と, 消費時系列データのみから得られる厚生面での情報とのギャップを縮める上で重要である.

Deaton(1997), pp. 26-32でも詳しく述べられているように, 計測誤差の問題を考えると, 所得よりも消費データを用いるべきであること, 資産データを重視すべきであること, という主張はさらに強められる. 農家における自家消費向け食料生産など帰属計算所得の重要性が高い低所得経済においては, 所得よりも消費支出の方が計測誤差が小さくなるため, 所得ではなく消費データを用いて貧困を分析した方が正確を期すことができる. 所有する農地や家

畜の規模などの資産情報は、人間関係が密接な低所得国経済においては住民間の共有知識であるがゆえに家計調査での虚偽の申告が防げるかもしれないし、帰属計算が入る余地も少ないから、比較的正確に捉えることができる。

3. 貧困の動態のカテゴリー分析

では、以上のようなマイクロモデルを背景に考えた時、家計のパネルデータから貧困の動態をどのように分析できるであろうか。まず本節では、貧困面から見た個人の状態の変化をカテゴリー分けして描写するアプローチを説明する。

何らかの方法で確定された貧困ラインを y_{it} が下回っている時、個人 i は t 期において貧困者に属すると定義する。貧困ラインは、地域や時間による物価水準の差を調整した実質値で、時間に関して不変と仮定する⁵⁾。また、家計全体の消費データのみしか利用できない場合、家計消費を世帯規模(世帯員数ないし世帯構成から算出された成人換算単位数)で割った額を個人消費とみなす⁶⁾。長さ T ($T \geq 2$)、標本数 N の完備パネル(balanced panel)を想定すると、貧困ラインによって、データに含まれるすべての家計・個人は 2^T 個のカテゴリーに分けることができる。

3.1 既存研究で採用されている方法

2時点での4分類

$T=2$ の場合、「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つのカテゴリーに分類される。これらのカテゴリーに分けることで、遷移行行列(transition matrix)や流動性指標(mobility indices)といった統計手法を用いることができる。LSMS データには、毎年標本の半分を入れ替えて各標本は2年続けて調査する例が多く含まれるから(Grosh and Glewwe(2000))、これらの手法の応用範囲は広い。コートジボアールのLSMS データを用いて、全体的な景気後退局面にもかかわらず貧困を脱出した者の属性を定量的に検討した研究に、Grootaert and Kanbur(1995)がある。連続した2時点ではなく、間隔の空いた2時点間での貧困の動態の分析も興味深い。Sen(2003)は、バングラデシュでの詳細な家計調査を1987/88年と2000年に行い、その間の家計の貧困状態の変化が、どのような

各種資産の変化を伴っていたかを克明に描写している。

3時点以上の場合の3分類

T がある程度大きくなると、 2^T 個のカテゴリーをさらに整理する必要がある。 T 期のうち $y_{it} < z$ となった期間数を数え、この値がゼロであれば「非貧困者」、1以上 T 未満であれば「一時的貧困者」、 T に等しければ「常時貧困者」という3グループに分け、必要に応じて「一時的貧困者」をさらに貧困の回数によって分類するというアプローチがまず考えられる(Walker and Ryan(1990), Baulch and Hoddinott(2000))。 T が十分大きければ、貧困の継続する期間の長さ(spell, duration)によって分類することも可能であるが(Hulme and Shepherd(2003))、途上国ではそのようなパネルデータはあまり存在しない。

「一時的貧困者」の2分類

ただし、同じく「一時的貧困者」であっても、その y_{it} の期待値 $E[y_{it}]$ が z を下回っているか否かでその意味は大きく異なる。 $E[y_{it}] \geq z$ の家計は、仮に保険学的に公正な保険市場が完備していたならば、消費を完全に平準化することによって、「非貧困者」となることが可能な家計である。つまり、この家計が一時的に貧困層に属した理由は、所得変動のリスクが存在し、保険市場が不完備であるがために消費を完全に平準化できないという「消費変動のリスク」であって、平均の所得水準が低いことではないのである。そこでこの階層を本稿では「純粋に一時的な貧困者」と呼ぶ。「純粋に一時的な貧困者」の貧困は、所得水準の引き上げなしでも、セーフティー・ネットが整備されれば削減することができる⁷⁾。

他方、「一時的貧困者」のうち、 $E[y_{it}] < z$ である家計は、消費平準化が完全になされたならば、むしろ「常時貧困者」になってしまう階層である。このような家計が年によって貧困ラインを上回るのは確率的に生じただけであり、その恒常的な厚生水準は貧困ラインを下回っていると考えるべきである。本稿ではこのような階層を「通常貧困者」と呼ぶ。そして、「通常貧困者」と「常時貧困者」を合わせたカテゴリーを、「慢性的貧困者」と呼ぶ。 $E[y_{it}]$ の推定量としての消費の時系列平均によって「慢性的貧困者」とそうでない者に2分し、それぞれにおいて一時的に貧困ラインを上下することがあるかどうか

表 1. 貧困の動態のカテゴリ分け

本稿での用語	定義	既存研究での用語			
		Jalan and Ravallion (2000)	Baulch and Hoddinott (2000)	Hulme and Shepherd (2003)	Walker and Ryan (1990)
(1) 非貧困者	$\min_t y_{it} > z$	Never poor	Never poor	Non-poor	Nonpoor
(2) 一時的貧困者	$\min_t y_{it} < z \leq \max_t y_{it}$		Sometimes poor		Stochastically poor
(2a) 純粋に一時的な貧困者	$\min_t y_{it} < z \leq \max_t y_{it}$ and $E[y_{it}] \geq z$	Only transiently poor		Occasionally poor	
(2b) 通常貧困者	$\min_t y_{it} < z \leq \max_t y_{it}$ and $E[y_{it}] < z$	Chronically poor but not persistently poor		Usually poor	
(3) 常時貧困者	$\max_t y_{it} < z$	Persistently poor	Always poor	Always poor	Endemically poor
(3)* 慢性的貧困者	$E[y_{it}] < z$	Chronically poor	Chronically poor	Chronic poor	

注) Hulme and Shepherd (2003)は、「純粋に一時的な貧困者」と「通常貧困者」との間に、消費の期待値が貧困ラインの「近傍」にあるカテゴリ「Churning poor」を提示(本文参照)。これと、(2a)をあわせたカテゴリを「Transient poor」と呼んでいる。言い換えると、Hulme and Shepherd(2003)の「Transient poor」はカテゴリ(2b)を含まない。

出所) 筆者作成。

によってさらに2分し、合計4つのカテゴリを設けるのは、Jalan and Ravallion(1998, 2000)に倣っている。

その他の分類基準

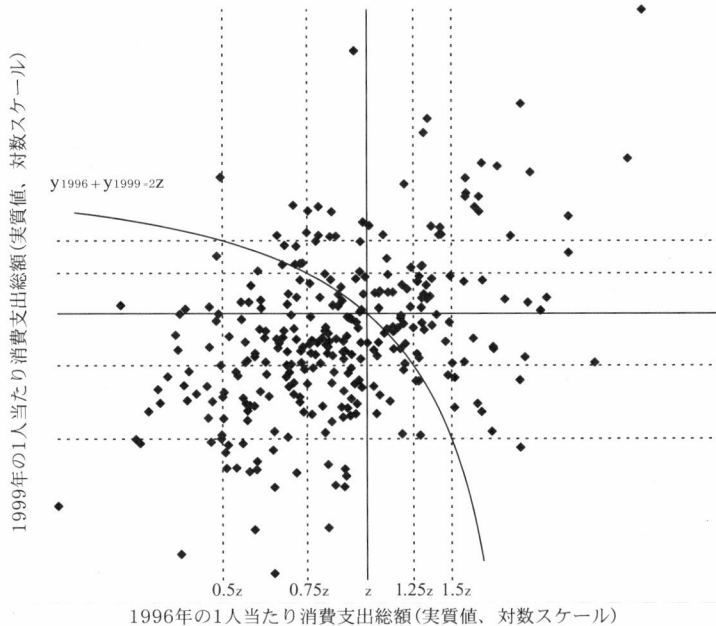
Hulme and Shepherd(2003)は、 $E[y_{it}]$ と z との大小関係によって「一時的貧困者」を「通常貧困者」と「純粋に一時的な貧困者」に2分するのではなく、両者の中間に、消費の期待値が貧困ラインの「近傍」にあるカテゴリ、すなわち「攪拌的貧困者」(churning poor)を加えた3分類を提案している。平均の消費水準が貧困ラインに近く、したがって年によって貧困ラインを上回ることも下回ることも同じくらいとなるカテゴリの設置は、直感にアピールする。貧困者であるかどうかを本人ないしは隣人に主観的に判断してもらうような調査では特に、「攪拌的貧困者」という概念が有効であろう(Hulme and Shepherd(2003), Table 3)。しかし、消費データを用いて貧困分析する際に、「一時的貧困者」のうち、 $z - \epsilon \leq E[y_{it}] < z + \epsilon$ となる者を「攪拌的貧困者」とみなす作業は、貧困ラインの「近傍」をどう定義するか、すなわち ϵ をどう決めるのかという困難に直面せざるを得ない。

本稿で言うところの「一時的貧困者」を分類する

基準として、消費の平均ではなく、消費の中間値を用いることも、意味のある作業である⁸⁾。T=3のパネルデータがある時に、3年のうち2年は消費水準が貧困ラインの下にあり、1年は上にあった家計は、たとえ3年間の消費水準の平均が貧困ラインを上回っていたとしても「通常貧困者」とみなした方が、人々の直感に訴えるかもしれない。貧困者であるかどうかを本人ないしは隣人に主観的に問う調査を行う場合、「あなたの消費の平均は、これこれの値を上回っていますか？」という質問は平均の概念を知らない村人には難しすぎるのに対し、「あなたの消費がこれこれの値を上回る年と、下回る年のどちらの方が多いですか？」という質問は、ほとんどの村人に理解可能である。このような調査で得られる主観的かつ定性的情報と、消費データを用いた客観的かつ定量的情報とを併せて貧困を分析することの意義は大きいと考えられるから、平均ではなく中間値を用いるという議論にも一理ある。

「攪拌貧困者」というカテゴリや、平均の代わりに中間値を用いて動学的貧困について定量的な分析を行った実証研究を、寡聞にして知らないが、今後追及するに値する手法であると思われる。ただし本稿では、前節の消費平準化モデルとの整合性を重視し、期待値を用いて「通常貧困者」と「純粋に一時的

図1. パキスタン北西辺境州における消費の動態



のである。

3.2 パキスタンへの応用

付論に示したパキスタンの2時点家計データを、横軸に第1期($t=1996$)の消費、縦軸に第2期($t=1999$)の消費を取ってプロットしたのが図1である。この図からまずわかることは、2期間の消費の間には正の関係があるものの、その相関はそれほど強くないことである。これは各家計の消費平準化が不完全であり、毎年、消費水準が大きく変動していることを示唆する⁹⁾。なお、3つの調査村別にプロットしても大きな変化はなく、図1に示された個別家計の消費の動態は主に村内・家計間の変動によって生じていることを付記

的な貧困者」とを分けた議論を、以下では採用する。

しておく。

小括

以上、本節でここまで用いてきた用語は、日本語としても他の表現が可能であるし、既存研究における英語の表現も、研究によってさまざまである。そこで、混乱を避けるため、本稿の用語とその数学的な定義、そして代表的な研究での用語との対応を表1にまとめる。表に出てくる期待値を、実際のパネルデータから得られる時系列平均によって置き換えることで、貧困の動態に関するカテゴリ分けの表が実証的に得られる。この情報は、パネルデータがとられた期間における厚生水準を事後的に捉えたも

図1のデータを、カテゴリ分けして度数分布で示したのが表2である。図1は、貧困ライン z に対応した水平線と垂直線によって4つの象限に分かれる。第1象限は、2時点とも消費水準が z を上回った家計、すなわち「非貧困者」を示している。標本世帯の18.1%、個人数では15.5%がここに含まれる。第3象限は、2時点とも消費水準が z を下回った家計、すなわち「常時貧困者」を示している。標本世帯の49.2%、個人数では55.0%がここに含まれる。

図1の第2、第4象限は「一時的貧困者」と分類され、標本世帯の32.8%、個人数では29.6%が含まれる。

この階層は2通りの方法で、さらに2分することができる。図1の第2象限に属する家計は、1996年調査時のみ z を下回った家計なので、「貧困を脱出した者」と呼ぶことができるのに対し、第4象限に属する家計はその逆の「貧困に陥った者」である。世帯数ではどちらも同じだが、

表2. パキスタン北西辺境州における貧困の動態：カテゴリ分析

カテゴリ	世帯数		個人数		階層別個人数の頻度(%)	
	数	頻度(%)	数	頻度(%)	地主・自作層	土地なし層
(1)非貧困者	54	18.1	429	15.5	26.2	5.0
(2)一時的貧困者	98	32.8	819	29.6	27.6	31.4
(2-I)貧困を脱出した者	49	16.4	444	16.0	16.2	15.9
(2-II)貧困に陥った者	49	16.4	375	13.6	11.5	15.6
(2a)純粹に一時的な貧困者	58	19.4	456	16.4	19.0	14.0
(2b)通常貧困者	40	13.4	363	13.1	8.7	17.4
(3)常時貧困者	147	49.2	1522	55.0	46.1	63.5
(3)* 慢性的貧困者	187	62.5	1886	68.1	54.8	81.0
合計	299	100.0	2770	100.0	100.0	100.0

出所) 筆者らによる農村調査データより作成(以下同じ)。

個人数で見ると「貧困を脱出した者」が16.0%であるのに対し、「貧困に陥った者」は13.6%である。この数字だけ見ると、2時点である程度の貧困緩和が生じている印象を与えるが、同じ貧困ラインを使ってFGT 貧困指標¹⁰⁾を2時点について計算すると、貧困者比率: 0.714 → 0.700, 貧困ギャップ比率: 0.226 → 0.214, 2乗貧困ギャップ比率: 0.093 → 0.087となり、貧困状況の改善度合いはやや小さくなる。

「一時的貧困者」のもう1つ別の分類は、図1で第2象限から第4象限にかけて描かれた $y_{1996} + y_{1999} = 2z$ 曲線の右上に属する家計と、左下に属する家計とに分けることである。前者は平均消費水準が貧困ラインを上回っているので「純粋に一時的な貧困者」、後者は平均消費水準が貧困ラインを下回っているので「通常貧困者」となる。この標本では「純粋に一時的な貧困者」の方が「通常貧困者」よりも多い。

以上は標本世帯すべてをプールした場合のカテゴリー別分布であるが、標本世帯を「地主・自作層」と「土地なし層」に分けた場合(この分類については付論参照)、表2の一番右の2列に示したように、土地なし層の方が非貧困者の比率が格段に少なく、常時貧困者や慢性的貧困者の比率が高い。その意味で、貧困は土地なし層で深刻であることが分かる。また、一時的貧困者のうち「貧困に陥った者」の比率が土地なし層において高い。この意味において、土地なし層は脆弱であるとも言える(脆弱性については第5節でさらに議論する)。

3.3 カテゴリー分析をする際の留意点

カテゴリー分けに基づく描写的分析を用いた既存研究からは、多くの途上国において、「一時的貧困者」の比率がかなり大きいことが明らかになっている。しかし、この値を異なった国・地域間で比較することは難しい。貧困ラインの国別比較可能性の問題に加えて、パネルデータの長さ T の違いが問題になる。理論的に言って、 T が大きいほど、一度も貧困ラインを上回らない確率、一度も貧困ラインを下回らない確率の両方とも低下するためである(Baulch and Hoddinott(2000), p. 6)。エチオピア、南アフリカ、パキスタンなど10途上国で集められた13のデータセットに関する実証研究の展望からもこのことを確認できる(Baulch and Hoddinott(2000), Table 1)。「一時的貧困者」の比率を「常時貧困者」の比率で割った値の13事例研究の平均は3.68であるが、 $T=2$ となる8事例の平均は1.49(標

準偏差は0.64)、 $T>2$ の残り5事例の平均は7.18(標準偏差は6.78)であった。

次に、カテゴリー分けというアプローチでは、貧困ラインの水準や計測誤差に対して分析結果が感応的過ぎるという欠点を持つ。貧困ラインをわずかでも下回れば貧困家計、上回れば非貧困とみなすのがカテゴリー分けである。パキスタンの事例では、図1において2時点間で貧困がかなり悪化した家計が多数示されているにもかかわらず、表2の分析において「貧困を脱出した者」が「貧困に陥った者」を上回っているのは、「常時貧困者」の多くがさらなる貧困の深刻化を経験したことを、カテゴリー分析が完全に無視していることによる¹¹⁾。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留意する必要がある(山崎(1998))。確率的優位性(stochastic dominance)の考え方を2時点の動学的貧困に応用するのはその1つの解決法である(Ravallion *et al.* (1995))。また、毎期とも貧困ラインを境に2階層に分けるのではなく、0.75 z , 1.25 z 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アプローチも有効である(Jalan and Ravallion(1998), 黒崎(2002a))。パキスタンの事例では、中間の境界も加えて階層分けを細かくすると、貧困が深刻化した諸カテゴリーに属する家計の数を、軽減した諸カテゴリーに属する家計の数で割った比率が、単一の貧困ラインでの2分法を採用した時に比べて上昇する。

また、カテゴリー分けに基づく分析では、それぞれのカテゴリーに属しやすい個人や家計の特徴を、統計的に明らかにする作業が行われることが多い。このような分析は、直感的に分かりやすい。ただし、個人や家計の属性とカテゴリー分けの関連を、カテゴリー分け(例えば「貧困に陥る確率」)を被説明変数とした質的応答モデル(qualitative response models)で推定するようなアプローチは適切とは言えない。通常、貧困のカテゴリー分けは y_{it} のデータをもとに分析者によってなされているから潜在変数(latent variable)は存在しない。したがって、カテゴリー分けの基準となっている潜在変数が観察不可能な場合のために生み出された計量モデルを使う必然性はないからである。むしろ、観察された y_{it} をそのまま被説明変数として、消費のダイナミクスの決定要因を直接推定した方が、計量経済学的に、効率的な推定量が得られる¹²⁾。

最後に、観察された時系列平均をもって期待値の

推定値とみなしていることについて留意が必要である。第2節の理論モデルにおいて資産が存在せず、所得の傾向的成長も存在しないならば、このことの問題は少ない。しかし現実の途上国では所得成長や資産が重要であり、それが消費の期待値と変動に明らかに影響を与える以上、これを取り入れたカテゴリー分析が望ましい。Carter and May(2001)はこのような問題意識に基づき、消費 y_{it} を資産 k_{it} の線形関数と仮定して推定した予測値 $\hat{y}_{it}(k_{it})$ をもって消費の期待値とみなし、 $\hat{y}_{it}(k_{it}) < z$ となる者を「構造的貧困者」(structurally poor)と呼んだ。彼らは、南アフリカの2時点パネルデータを用いて、予測値 $\hat{y}_{it}(k_{it})$ による貧困の動学の4分類と、観測値 y_{it} に基づく4分類とを比較しており、両者がそれほど一致しないという興味深い結果を得ている。ただし彼らの定式化では、同じ資産が、家計が直面する市場環境(信用制約など)に応じて異なった消費のダイナミクスを生み出すという個別家計の異質性(第2.2節)や、一定の閾値にまで達しない資産は厚生水準向上にあまり貢献しないという非線形性(Zimmerman and Carter (2003))が捨象されており、今後の拡張が望まれる。

4. 貧困の慢性的・一時的要因への分解

4.1 ラヴァリオンによる要因分解

パネルデータを用いて貧困指標の平均を慢性的・一時的要因とに分解するスタンダードな方法を示したのが、Ravallion(1988)である。サイズ $N \times T$ の完備パネルデータから t 期のクロスセクションを取り出して計算された貧困指標を P_t としよう。ここで貧困指標としては、貧困ライン z 以上の消費水準の場合にはゼロ、これを下回ると下回る度合いに応じて増加するような個人レベルの貧困スコア関数 p_{it} の集計で表現されるような Atkinson(1987)タイプのものに議論を絞る。すなわち

$$P_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p_{it} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p(y_{it}, z), \quad (5)$$

(ただし $y_{it} \geq z$ の時 $p(y_{it}, z) = 0$, $y_{it} < z$ の時 $p(y_{it}, z) > 0$ かつ $\partial p / \partial y_{it} < 0$) と仮定する。

この時、ラヴァリオンの要因分解は、

$$\begin{aligned} P^P &= \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T P_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p_{it} \right] \\ &= \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p_{it} \right], \end{aligned} \quad (6)$$

$$P^C = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p(\bar{y}_i, z) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N p\left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}, z\right), \quad (7)$$

$$P^T = P^P - P^C, \quad (8)$$

で表わされる。 P^P は各期間の貧困指標の時系列平均であり、これを、 P^C すなわち個人レベルの時系列平均の消費で評価した貧困の値と、 P^T すなわち個人レベルの消費が変動したことによって生じた残差とに分解していることが分かる。このため、その後の研究では、 P^P は「全貧困」(total poverty)、 P^C は「慢性的貧困」(chronic poverty)、 P^T は「一時的貧困」(transient poverty)と呼ばれるようになった(Jalan and Ravallion(1998, 2000), McCulloch and Baulch(2000), 黒崎(2002a))。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。また、Ravallion(1988), Proposition 2 に示されているように、貧困指標が Atkinson(1987)タイプに属し、かつ、 z を消費水準が下回る時に $p(y_{it}, z)$ が消費に関して厳密に凸であれば(例えば2乗貧困ギャップ指数など)、消費変動の存在は必ず正の一時的貧困を生み出す。すなわち 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。

ラヴァリオンの要因分解は、個人レベルの貧困スコアに脱集計化可能である。個人 i に関して、貧困スコアの平均 $\sum_{t=1}^T p_{it} / T \equiv p_i^P$ が全貧困、消費水準の平均に基づく貧困スコア $p(\bar{y}_i, z) \equiv p_i^C$ が慢性的貧困、そしてその残差 $p_i^P - p_i^C \equiv p_i^T$ が一時的貧困であると定義できる。前節のカテゴリー分析での用語は、このラヴァリオン分解での用語に整合的になるものを採用した。表1における「一時的貧困者」とは、ラヴァリオン分解での「一時的貧困」すなわち p_i^T がプラスの階層、「慢性的貧困者」とは「慢性的貧困」 p_i^C がプラスの階層である。 p_i^T も p_i^C もゼロであれば表1の「非貧困者」、 $p_i^T > 0$ で $p_i^C = 0$ であれば「純粋に一時的な貧困者」に対応する。

貧困ライン以下での変動がもたらす厚生コストを前節で紹介したカテゴリー分析がまったく考慮に入れないのに対し、ラヴァリオン分解は、「常時貧困者」であってもその消費水準が変動すれば、「一時的貧困」が大きくなることを通じて「全貧困」の値を引き上げる。すなわち期待値一定でリスクが増加した場合、必ず厚生水準が低下し、それが一時的貧困

表 3. パキスタン北西辺境州における 2 乗貧困ギャップ指数のラヴァリオン分解

	階層別 2 乗貧困ギャップ指数		
	全階層	地主・自作層	土地なし層
全貧困(P^T)	0.086	0.071	0.103
慢性的貧困(P^C)	0.069	0.056	0.085
一時的貧困(P^T)	0.017	0.015	0.018
一時的貧困の全貧困に占める比率(%)	19.5	21.6	17.6
一時的貧困の慢性的貧困に対する割合(%)	24.2	27.5	21.4

指標の上昇に反映されるという望ましい性質をラヴァリオン分解は有しているのである。

Ravallion(1988)は、この手法をインドの ICRIAT 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究となった。この手法はその後、中国(Jalan and Ravallion (1998, 2000)), ハンガリー(Ravallion *et al.*(1995)), パプアニューギニア(Gibson(2001)), パキスタン(McCulloch and Baulch(2000), 黒崎(2002a))などの事例に拡張・応用されている。

4.2 パキスタンへの応用

2 乗貧困ギャップ指数を用いて、パキスタンの 2 時点家計データにラヴァリオン分解を適用した結果が表 3 である。全貧困の値は 0.086 であるが、このうち、0.017、19.5% が一時的貧困に期せられる。すなわち、このデータにおいては、2 時点間の平均と 2 期それぞれの消費水準が等しくなっていたならば、それだけで貧困がおよそ 2 割減少していたであろうことがわかる。

次に標本世帯を「地主・自作層」と「土地なし層」に分けた場合、慢性的貧困、一時的貧困ともに土地なし層の方が大きな値を示しており、この階層の貧困の深刻さが改めて確認できる。ただし階層間の一時的貧困の差は小さいため、相対的重要性という観点からは、土地なし層よりも地主・自作層において一時的貧困が相対的に重みを持つ。このことは、地主・自作層の所得が農業に依存する度合いが高いがゆえに、不作・豊作を反映して消費支出も変動しがちなことを示唆していると解釈できる。

4.3 ラヴァリオン要因分解を用いる際の留意点

まず、ラヴァリオンの要因分解は貧困者比率にも適用可能であるが、解釈に十分な注意が必要である。Ravallion(1988), Proposition 1 に示されているように、貧困者比率を用いて推定された「一時的貧困」は、リスクの増加によって上昇するとは限らない。

黒崎(2002a)が議論しているように、個人レベルの貧困スコアで見た場合、「通常貧困者」であれば $p_i^T=1$, $0 < p_i^C < 1$ ゆえに、 $p_i^T < 0$ という結果になる。慢性的貧困者にとってリスクの存在は、貧困ラインを上回る可能性を生み出す意味でプラスかもしれないが、同時に、さらに消費水準が

落ち込む大きなマイナスのリスクがあることを意味することを考えると、 $p_i^T < 0$ という要因分解を用いることはミスリーディングであろう。なお、貧困者比率の期待値には、近年、「貧困に対する脆弱性」という新たな解釈付けが与えられつつある。この展開は重要なので、第 5.2 節で詳しく議論する。

次に、前節のカテゴリー分析同様、貧困ラインや計測誤差に対する感応度および観察された時系列平均と期待値とが乖離する可能性について注意を払う必要がある。貧困ラインへの感応度という点からは、FGT 貧困指標を用いる場合には貧困ギャップ指数ではなく 2 乗貧困ギャップ指数の利用が望ましい。Kurosaki(2003)では、貧困指標の選択と要因分解の安定性に関しさらに議論を進め、一般に用いられる FGT 貧困指標よりも指数的効用関数に対応したクラークの貧困指標の方が、理論的にも実証例においても望ましい性質を多く有することを明らかにしている¹³⁾。また、計測誤差の存在は、ラヴァリオン分解における「一時的貧困」の値を必ず過大に推定させる。計測誤差による影響がより小さい貧困指標を用いること、推定結果を解釈する際に「一時的貧困」という値が真の一時的貧困と計測誤差との合計である可能性に十分配慮することが、1 つの対応である。もう 1 つの対応は、観察された消費の時系列を何らかの計量モデルを用いて恒常的な消費水準と一時的な消費変化の推定量、およびそれらで説明されない誤差とに要因分解し、最後の項を計測誤差とみなしてこれによる変動を除去したデータによって、ラヴァリオン分解を行うことである¹⁴⁾。

観察された時系列平均と期待値とが乖離する可能性については前節で述べたことがそのまま当てはまる。過去の平均に基づいたラヴァリオン分解は、消費変動リスクの下での個人の厚生を事後的に評価したものである。所得にトレンドがなく、かつ資産を用いた消費平準化が重要でない場合、この要因分解は将来の消費の系列に関して信頼できる情報を提供してくれる。第 2 節で議論したようなマイクロモデル

の下、各種資産が重要な役割を果たしている場合、Carter and May(2001)のように消費の期待値を各種資産の関数として推定するアプローチがここでも応用可能であろう。

5. 「脆弱性」と貧困

貧困の動態に関する近年の定量的研究が焦点を当てているのが、「脆弱性」(vulnerability)である。社会学者のチェンバースは、「リスクやショックやストレスにさらされていること」として脆弱性を捉えた(Chambers(1989), p. 1)。世銀の報告書では、「ショックが厚生水準の低下につながる可能性」(World Bank(2000), p. 139)と脆弱性を描写している。

とはいえこのような意味での脆弱性を、家計データによって定量的に定義することは容易ではない。「脆弱である」という表現は、日本語でも英語でも、何に対して弱いのが問題になる。経済学者による既存研究においては、「リスクに対する脆弱性」というアプローチと、「貧困に対する脆弱性」というアプローチが、互いの焦点のずれを明確に意識しないままに提示されており、このことが混乱を招いているように思われる。

5.1 「リスクに対する脆弱性」アプローチ

2時点間での消費低下

リスクに対して脆弱であることに着目するアプローチは、世銀やチェンバースなど一般的な脆弱性の概念によく合致する。これにもっとも忠実な実証手法は、2時点のパネルデータの場合に得られる4つのカテゴリー(第3.1節)のうち、「貧困に陥った者」を「リスクに対して脆弱な者」と定義することであろう。Sen(1981)は、1943年ベンガル飢饉によって「生活困窮者に遷移した確率」を社会階層別に吟味し、小作農と農業労働者という2つの階層は、平均では同じくらい貧しいかもしれないが、飢饉に対する脆弱性という点では、農業労働者の方がはるかに深刻であったことを明らかにした(邦訳, pp. 102-107)。1997年のアジア通貨危機による貧困指標の急速な上昇を「脆弱性」と定義したDhanani and Islam(2002)の研究もこの範疇に位置づけられよう。

3時点以上のパネルデータにおいては、 t 期には消費水準が貧困ラインを超えていた者が $t+1$ 期においてこれを下回る水準に遷移することをもって、「リスクに対して脆弱な者」と定義することが可能

である。しかしその場合、每期每期貧困ラインを上下するような意味で、一時的貧困が深刻な家計をどう分類するかという問題が残る。また、分析が計測誤差や貧困ラインの影響を受けやすいという問題がある。このため、3時点以上のパネルデータを用いて、2時点間での貧困移行者を脆弱とみなす研究はあまり見られない。

2時点間での厚生水準の落ち込みに着目して「リスクに対する脆弱性」を測るならば、貧困ラインにこだわる必要はない。そこでGlewwe and Hall(1998)は、2時点間の消費の変化率そのものを「リスクに対する脆弱性」の指標とみなし、これがよりマイナスであればあるほど脆弱であると解釈した上で、消費変化率の決定要因を回帰分析している。異時点のクロスセクションデータを用いてマクロショックによる経済成長の鈍化が及ぼした影響を階層別に明らかにすることで、「マクロショックに対する脆弱性」を検討した研究にRavallion(1995)があるが、脆弱性を定義する方法はGlewwe and Hall(1998)と共通している。

ラヴァリオン分解での「一時的貧困」

前節で議論したラヴァリオン分解においては、消費 y_{it} が一定の貧困ラインを下回る可能性がある時に、保険されないリスクの存在ゆえに y_{it} が変動したことによって生じた貧困を「一時的貧困」と定義した。したがって「一時的貧困」の推定値は、このグループがリスクに対してどれだけ脆弱であるかの1つの指標とみなすことができる。同様に、個人レベルの貧困スコアをラヴァリオン分解によって「一時的貧困」と「慢性的貧困」に分けた場合の「一時的貧困」は、その個人がリスクに対してどれだけ脆弱であるかを示す指標とみなすことができる。

このため、ラヴァリオン分解を採用している諸研究(Jalan and Ravallion(1998, 2000), Gibson(2001), McCulloch and Baulch(2000), 黒崎(2002a))では、例えば2乗貧困ギャップ指数を用いて個人レベルの「一時的貧困」スコアを計算し、この値が高い者ほどリスクに対して脆弱であるという解釈を示すことが多い。

リスクシェアリング・モデルの応用

貧困ラインを用いずにリスクへの脆弱性を表わすもう1つの指標が、所得変動ショックがどの程度消費の変動に反映されるかの係数というパラメータで

ある。このアプローチの背景には、完全なリスクシェアリングのモデルがある(Townsend(1994), Kurosaki(2001))。途上国の村落において村人間で仮に完全なリスクシェアリングがなされていたならば、個人の消費水準は、村レベルで生じた所得ショック $\Delta \bar{x}_t$ のみによって決定され、個人レベルで生じた所得ショック Δx_{it} は影響しないはずである。そこで例えば、

$$\Delta y_{it} = a_i + b_i \Delta \bar{x}_t + \zeta_i \Delta x_{it} + \Delta \varepsilon_{it}, \quad (9)$$

のような計量モデルを推定し、 $\zeta_i=0$ を統計的に検定する研究が、途上国経済を対象に多数なされた(黒崎(2001))。 ζ_i が統計的に有意に正であれば、消費が所得に対して過剰に反応しており、完全なリスクシェアリングのモデルが棄却されることになる。パネルデータの時系列が十分に長ければ、 ζ_i を i ごとに異なる値として推定することができるし、あまり長くない場合でも、 ζ_i が階層ごとに異なる値をとるものと仮定すれば推定可能である。この推定値が大きいことは、同じ大きさの所得ショックがより大きな消費の変動を引き起こすことを意味するから、 ζ_i が「リスクに対する脆弱性」の指標となる。

この指標は、完全なリスクシェアリングのモデルに基づくという理論的アピールが魅力である。ただし実際に推定するに当たっては、右辺に含まれる説明変数の内生性や計測誤差をコントロールするために、マクロショックの項 $\Delta \bar{x}_t$ を村落・年ダミーで置き換える、 Δx_{it} を家計に外生的なショックを示す操作変数で置き換えるなどの配慮が必要となる。既存研究に Jalan and Ravallion(1999), Dercon and Krishnan(2000), Amin *et al.*(2003), Skoufias and Quisumbing(2003), Kurosaki(2002) などがある¹⁵⁾。

この方法を応用する際に留意すべきことが2点ある(Skoufias and Quisumbing(2003))。第1は、正・負両方の所得ショックを同等に扱った場合、一般に理解される「脆弱性」との乖離が生じることである。経済学者は通常、リスクを正・負両方の方向を含んだ確率の変動として理解するが、「リスクに対して脆弱である」ことが問題になるのは、負の方向への変動に対する調整能力である。そこで Kurosaki(2002)では、 ζ_i が家計の属性によってシフトし、かつ、その係数は、ショックが正であるか負であるかによって異なるという可変係数モデルを(9)式に組み込んだ実証式を提案し、本稿と同じパキスタンのデータを用いて推定した。推定結果は、世帯主が高齢で、土地を所有せず、恒常的な出稼ぎ送金

受け取り者でない家計ほど、負のショックに対する ζ_i が統計的に有意に高いこと、すなわち負のリスクに対して脆弱であることを示すものであった。

第2の留意点は、 ζ_i の大小为家計の厚生への悪影響に1対1で対応するのは、所得リスクが外生でかつ個人間で同一である場合に限られることである。 ζ_i が大きい家計であっても、所得リスクそのものが小さい家計であれば、リスクに対してそれほど脆弱でないとみなすことができるし、 ζ_i が小さくても巨大な所得変動にさらされていればリスクに対して脆弱であると考えるべきであろう。しかも、第2節の理論モデルで検討したように、消費平準化の手段を十分に持たない家計は、所得源の多様化などの所得平準化を行うであろうから、仮に、各所得源に生じる所得リスクが外生でかつ個人間で同一であったとしても、家計所得のレベルでは所得リスクは内生かつ家計ごとに違った分散・共分散を持つのである。このことを考慮した構造的なアプローチについては後述する。換言すれば、 ζ_i は、同じ大きさの所得リスクに対する消費平準化メカニズムの効率性という観点に絞った脆弱性指標なのである。

5.2 貧困ラインを下回る確率としての「貧困に対する脆弱性」

前項の「リスクに対する脆弱性」アプローチのもう1つの問題は、用いられる脆弱性の指標が基本的に事後的な指標であって、脆弱性という言葉が通常持つ《将来》厚生水準が落ち込む可能性という側面が十分捉えられていないことである。そこで、「近い将来、消費水準が貧困ラインを下回る確率」として「貧困に対する脆弱性」を定義する諸研究が世銀のエコノミスト等によって提起され、急速にその使用が広がっている。

Chaudhuri(2000)や Chaudhuri *et al.*(2002)が示した一般的なモデルを、本稿の表記に合わせて直すと、長さ T のパネルデータをもとにした場合、個人 i の「貧困に対する脆弱性」は、前節で用いた貧困スコア関数の条件つき期待値

$$\pi_i \equiv E[p(y_{it+1}, z_i) | I_T], \quad (10)$$

で定義される¹⁶⁾(ただし I_T はパネルデータに含まれる1期から T 期までのすべての情報)。貧困スコア関数としてこれまで用いられたのは FGT の3指標、すなわち貧困者比率、貧困ギャップ比率、2乗貧困ギャップ比率であるが、圧倒的に貧困者比率への応用が多い。これには2つ理由がある。第1は、貧困

者比率を使った場合、 π_i が、「1年先という将来の時点において*i*の消費水準が貧困ラインを下回る確率」という分かりやすい意味を持つことである。第2の理由は、上のモデルに消費ないしは消費の対数が正規分布に従うとの仮定を追加すれば、貧困者比率の期待値の推定は、標準正規分布の累積密度関数から簡単に得られる。これに対し貧困ギャップ指数や2乗貧困ギャップ指数の条件つき期待値を求めるには、数値積分が必要となり、計算が煩雑になる。

これらの指標を「脆弱性」の指標と呼ぶことへの筆者の批判は後述するとして、消費水準が貧困ラインに近い将来下回る確率を、現在までの情報という条件つきで推定する作業自体は、非常に興味深い。(10)式の推定値を、 $\hat{\pi}_i$ と記そう。既存研究の多くは、 $y_{i,T+1}$ ないしは $\ln y_{i,T+1}$ を決定する誤差項が正規分布すると仮定しているから、表1で言うところの「非貧困者」であっても「常時貧困者」であっても、 $0 < \hat{\pi}_i < 1$ となる。すべての個人の条件つき確率を連続的な指標として表わすところにこのアプローチの魅力がある。事後的なカテゴリー分類では「非貧困者」ないし「純粋に一時的な貧困者」と分類された*i*が、実は「通常貧困者」と分類された*j*よりも貧困ライン以下となる確率が大い、すなわち $\hat{\pi}_i > \hat{\pi}_j$ という逆転現象も見出されるかもしれない。

このような開発政策上も有用な情報を得るためには、消費変動のリスクを個人レベルで推定する必要がある。ここで重要なのは、問題となるのは、同一個人における時系列的な消費の変動であって、クロスセクション間の消費の違いではないことである。途上国のパネルデータは一般に*T*が小さいから、ARIMAなどの時系列モデルを各々の y_{it} について推定することによって $\hat{\pi}_i$ を得るのは現実的でない。そこで、クロスセクションでの変動と時系列での変動に関し、さらなる仮定を追加する必要がある。

消費の時系列情報のみを用いるモデル

McCulloch and Calandrino(2003)は、 y_{it} が正規分布に従うと仮定し、*T*=5の中国のパネルデータを用いて、すべての*i*について時系列方向への標本平均 $\bar{y}_i$ と標本標準偏差 s_i を計算した。そこから算出される

$$\hat{\pi}_i = \Phi\left(\frac{z - \bar{y}_i}{s_i}\right) \quad (11)$$

が「貧困に対する脆弱性」の指標となる(ただし $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の累積密度関数)。この計算方

法は、 y_{it} が、時間に関して不変な固定効果としての消費の期待値と、時系列方向にi.i.d.で生じる誤差項との和によって生成されていることを仮定している。

この手法の問題点は、消費にトレンドや系列相関がないことを仮定していること、5年間という短期間で求めた平均と標準偏差のもつ信頼度が低いと思われることなどである。また、この推定方法では、観察された消費水準に基づく「非貧困者」と「純粋に一時的な貧困者」は必ず $\hat{\pi}_i < 0.5$ 、「慢性的貧困者」は必ず $\hat{\pi}_i > 0.5$ となってしまう、事前的指標としての新たな情報の付加があまり多くない。

クロスセクション情報のみを用いるモデル

上記手法の逆の極端として、チョードゥリらは、クロスセクションデータ(*T*=1)からでも「貧困に対する脆弱性」が推定できると主張し、これをインドネシアに応用した(Chaudhuri(2000), Chaudhuri *et al.*(2002))。彼らの実証モデルでは、消費の対数が、個別に異なる期待値と分散を持った正規分布変数であると仮定され、クロスセクションから、

$$\ln y_i = Z_i\beta + (Z_i\gamma)^{\frac{1}{2}}u_i, \quad (12)$$

というモデルが推定されている(ただし Z_i は、*i*の個人・家計・地域属性の変数からなる行ベクトル、 β と γ は推定すべきパラメータの列ベクトル、 u_i は*i*の間で無相関の標準正規分布する誤差項である)。クロスセクションデータのみを用いている以上、 $\hat{\pi}_i$ を推定する際に用いるべき $Z_{i,T+1}$ の推定値としては、 Z_{iT} を使うしかない¹⁷⁾。 u の系列相関もないと仮定する以外に手はない。したがって、*i*の「貧困に対する脆弱性」の指標は、

$$\hat{\pi}_i = \Phi\left(\frac{\ln z - Z_i\hat{\beta}}{Z_i\hat{\gamma}}\right), \quad (13)$$

となる¹⁸⁾。

この手法では、消費の観察値と期待値の違い、消費の分散の違いという2つの理由ゆえに、ある個人が貧困ライン以下であったかどうかと相関の低い π_i が計算され得る。つまり、観察された貧困者比率と、推定された「貧困に対する脆弱性」指標とはある程度乖離し、貧困者比率が低い地域・階層であっても脆弱性が高い地域・階層や、その逆のパターンの地域・階層が見出される。Chaudhuri(2000)やChaudhuri *et al.*(2002)が利用したのは連続した2時点のパネルデータであったので、彼らは第1期のクロスセクションデータのみを用いて $\hat{\pi}_i$ を推定し、

第2期に観察された貧困者比率を説明する能力が、第1期に観察された貧困者比率よりも $\hat{\pi}_i$ の方が高かったことを示して、彼らの指標が「貧困に対する脆弱性」として適切であると主張した。

しかしこの主張には無理があり、将来時点での貧困に対する脆弱性を推定する上で、パネルデータに含まれる時系列情報を使わない推定はほとんど付加価値がないと筆者は考える。クロスセクションにおいて個人属性 Z_i で説明されない分散が、時系列方向への消費の分散の推定量として適切であるという仮定が、この推定の基礎となっている。しかし、クロスセクション推定での説明されない残差のうちかなりの部分は、計測誤差と、個人に固有ないしは自己相関の高い要因である可能性がある。インドネシアのデータにおいて、第1期の貧困者比率の観察値 p_{i1} よりも $\hat{\pi}_i$ の方が第2期の貧困者比率を説明する能力が高かったのは、大きな計測誤差ゆえに、第1期の貧困者比率の推定値として p_{i1} よりも $\hat{\pi}_i$ の方が優れていたことを示していると解釈すべきである。第2期の貧困者比率を第1期の貧困者比率によって推量するというアプローチは何ら従前のものと変わらない¹⁹⁾。

2時点間消費変化のクロスセクション分散に着目したモデル

時系列方向への y_{it} の分散が個人属性 Z_i に応じて構造的に異なるという仮定を追加すれば、最低限2時点あれば、分散を推定できる。これが、2時点間消費変化のクロスセクション分散に着目した諸モデルである。推定するモデルは例えば、

$$\Delta \ln y_{it} = Z_{i,t-1}\beta + (Z_{i,t-1}\gamma)^{\frac{1}{2}}u_{it}, \quad (14)$$

(ただし u_{it} は平均ゼロ、分散1の誤差項)と書ける。

この場合、誤差項 u が、系列相関なしで標準正規分布するとの仮定を追加すれば、「貧困に対する脆弱性」指標は、

$$\hat{\pi}_i = \Phi\left(\frac{\ln z - \ln y_{it} - Z_{it}\hat{\beta}}{Z_{it}\hat{\gamma}}\right), \quad (15)$$

となる。

Pritchett *et al.* (2000)は、インドネシアの2時点パネルデータにこれを適用した。ただし彼らは、 i が属する階層を j として、 $\Delta y_i = \mu_j + \sigma_j u_i$ (ただし u は標準正規分布)という定式化を採用し、 μ_j と σ_j をパラメータ推定している。推定結果は、静学的な貧困者比率が20%となるような貧困ラインの下で、調査後3年の間に少なくとも1年以上貧困ライン以

下となることが予想される「脆弱者」の人口比率は30から50%とかなり高いことが判明した。ただしグループ毎には、調査時の貧困者比率が高いグループでは脆弱者比率も高いという傾向が示されており、同データを使ったチョードワリらの結果と好対照である。

コートジボアールの2時点パネルデータを用いたKamanou and Morduch (2002)は、(14)式の誤差項 $\varepsilon_i \equiv (Z_{i,t-1}\gamma)^{\frac{1}{2}}u_i$ に正規分布を仮定せず、 $\Delta y_{it}/y_{i,t-1}$ を被説明変数、 $t-1$ 期の消費水準、世帯規模、世帯主年齢、教育水準などを説明変数とした回帰分析の残差項 $\hat{\varepsilon}_i$ を ε の実証分布とみなし、ブートストラップ法によるモンテカルロ分析で、数値解析的に(10)式の $\hat{\pi}_i$ を推定した。この場合、(10)式の貧困スコア関数は貧困者比率であろうとなかろうと作業に大差はなくなるので、2乗貧困ギャップ指数も計算されている。モダックらのこの研究は、誤差項の仮定に関する一般化や、2乗貧困ギャップ指数の重視という点でも大きな進展であるが、さらに重要な手法上の貢献も含んでいる。それは、(10)式の $\hat{\pi}_i$ ではなく、そこから $p(y_{it}, z)$ をさし引いたものこそ、「貧困に対する脆弱性の指標」であると主張していることである(後述)。

同様のモデルをパキスタンの5時点パネルデータに適用した研究にMansuri and Healy (2001)がある。この研究の最大の特徴は、 ε_{it} の系列相関を取り込んだ $\hat{\pi}_i$ の推定を行っていることである。彼女らはパネルデータを半分に分け、片方から得た $\hat{\varepsilon}_{it}$ の実証分布を用いて、もう片方のデータで $\hat{\pi}_i$ をシミュレーションした。系列相関を入れた分析結果は、系列相関を無視した結果と顕著に異なっており、消費変動に生じるショックが尾を引くことを示唆している²⁰⁾。仮に外生的に生じるショックが系列相関を持っていなかったとしても、家計の消費は消費平準化・所得平準化を通じて系列相関を持つという第2節で議論した家計の動学モデルの含意と、彼女らの実証分析結果とは整合的である。

5.3 パキスタンへの応用

既存研究が用いている手法のうち、本稿のデータに適合するものとして以下の指標を算出した。その値が高ければ高いほど脆弱となるように、これらの指標を定義した。

まず「リスクに対する脆弱性」の指標としては、(1)ラヴァリオン分解による「一時的貧困」: p_t^T , (2)

表4. パキスタン北西辺境州における脆弱性指標の推定値

	階層別脆弱性指標の平均		
	全階層	地主・自作層	土地なし層
ξ_i	0.084	0.001	0.165
$-\Delta \ln y_{it}$	-0.033	-0.076	0.008
π_i^1	0.631	0.529	0.729
π_i^2	0.586	0.490	0.679

注) 脆弱性指標はその値が大きければ大きいほど、脆弱となるように定義した。各家計ごとにこの推定値が1つ与えられる。この表での平均は、このクロスセクションのデータを、2時点の平均の世帯規模をウェイトにして算出したものである。

リスクシェアリング・モデルに基づくパラメータ： ξ_i (Kurosaki(2002)モデルでの推定値)、(3)消費の変化率にマイナス1をかけたもの： $-\Delta \ln y_{it}$ の3種類、「貧困に対する脆弱性」の指標としては、(4)1999年のクロスセクション情報のみを用いたChaudhuri(2000)の推定法(13)による π_i^1 、(5)2時点間消費変化のクロスセクション分散情報を用いた推定法(15)による π_i^2 の2種類を取り上げる。(3)、(4)、(5)の計量モデルでは統一して同一の説明変数 Z_i を用いた。村落ダミー、世帯規模、従属者比率、世帯主年齢、世帯主就学年数、フルタイムの非農業従事者ダミー、恒常的な出稼ぎ送金受け取りダミー、所有土地資産額である²¹⁾。

表4は、計算結果をパネル全体についてまず示し、続いてこれを「地主・自作層」と「土地なし層」に分けたものである。すべての指標において、土地なし層の方が脆弱であることがわかる。例えば ξ_i の平均は、地主・自作層では0.001であるから所得が落ち込んでもそれが消費にはほとんど反映されずに、

以前の消費水準を維持できるのに対し、土地なし層では1ルピーの所得減少が0.165ルピーの消費減少につながっていることを示している。 π_i^2 の平均は、地主・自作層が $T+1$ 期において貧困ラインを下回ってしまう確率が49.0%なのに対し、土地なし層では67.9%であることを示している。

では、これらの脆弱性指標が示す情報は大きな差ないのであろうか。表5は、5つの脆弱性指標の指標間及び慢性的貧困指標との間の相関係数を示したものである²²⁾。慢性的貧困指標としては、ラヴァリオン分解による「慢性的貧困」： p_i^c と、消費対数の2時点平均(値が大きいくほど貧困が深刻となるようにマイナス1をかけてある)の2種類を用いた。ここから分かるのは第1に、5つの脆弱性指標間の相関は、 π_i^1 と π_i^2 の組み合わせを除いておおむね低いことである。つまり p_i^c 、 ξ_i 、 $-\Delta \ln y_{it}$ 、 π_i^1 はそれぞれ脆弱性の異なる側面を拾い出しており、相互に補完的な指標とみなすことができる。

次に慢性的貧困指標と5つの脆弱性指標の間の相関を見ると、 p_i^c 、 ξ_i 、 $-\Delta \ln y_{it}$ の3者は相関が低いのにに対し、 π_i^2 の2つの指標はどちらも相関が高い。これは、 π_i^2 の定義を見れば分かるように、観察された消費水準が低いほど、 π_i^1 も π_i^2 も上昇することに由来している。つまり π_i^1 と π_i^2 は、消費水準の低さと変動の大きさの両方に対して強く反応するのにに対し、 p_i^c 、 ξ_i 、 $-\Delta \ln y_{it}$ の3者は定義により、消費変動の大きさに主に反応するのである。

5.4 既存の手法を用いる際の留意点

既存の手法を用いて脆弱性を定量的に分析する際に注意すべき第1のポイントは、パキスタンの事例でも示されたように、「リスクに対する脆弱性」の諸指標と「貧困ラインを下回る確率としての貧困に対する脆弱性」の指標とは、脆弱性の異なった側面を表わしており、補完的に用いることができることである。とりわけ、前者の諸指標の間の相関が低いことは特筆される。

第2のポイントは、「貧困に対する脆弱性」を、「将来、貧困ラインを下回る確率」、すなわち貧困者比率の期待値として定義するアプローチの問題点である。 T 期において貧困ラインを上回っている個人が $T+1$ 期に貧困ラインを下回る確率は、消費変動のリスクが大きければ大きいほど

表5. パキスタン北西辺境州における各脆弱性指標の指標間及び慢性的貧困指標との相関係数

	脆弱性指標				
	p_i^c	ξ_i	$-\Delta \ln y_{it}$	π_i^1	π_i^2
脆弱性指標					
p_i^c	1.000				
ξ_i	-0.006	1.000			
$-\Delta \ln y_{it}$	-0.049	0.170	1.000		
π_i^1	0.136	0.121	0.064	1.000	
π_i^2	0.003	0.224	0.536	0.577	1.000
慢性的貧困指標					
p_i^c	-0.113	-0.067	0.015	0.425	0.632
$-0.5(\ln y_{it} + \ln y_{i,t+1})$	0.106	0.015	0.020	0.610	0.747

注) 慢性的貧困指標はその値が大きければ大きいほど、慢性的貧困が深まるように定義した。相関係数は、2時点の平均の世帯規模をウェイトにして算出した。

上がるから、厚生水準の下降が脆弱性指標の上昇によって表わされるが、貧困ラインを下回っている個人にとっては、消費変動のリスクが大きくなることは、厚生水準の下降を意味するにもかかわらず脆弱性指標が低下してしまう。厚生水準の期待値が貧困ラインに対応した水準を上回っているにもかかわらず、確率的理由で貧困ラインを下回っている家計(Morduch (1994))として脆弱性を捉えるならば、このアプローチは、 $y_{it} \geq z$ となっている者にのみ適用すべきであろう。

第3に、すべての者に対して適用可能な「貧困に対する脆弱性」の指標を求めるならば、(10)式で用いる貧困指標としては、貧困者比率ではなく、2乗貧困ギャップ指数やクラーク指数のような貧困者内部の分配に対して感応的な貧困指標を使い、かつ、(10)式で定義される π_i そのものではなく、そこから現時点での貧困に対応した値 $p(y_{it}, z)$ を引いたものを、「貧困に対する脆弱性の指標」とみなすことであろう。これはまさしく Kamanou and Morduch (2002) が提起した手法である。

このように定義された $\pi_i - p(y_{it}, z)$ を「貧困に対する脆弱性」とみなした場合、「リスクに対する脆弱性」の指標として使われることもあるラヴェリオン分解での「一時的貧困」と、概念上きわめて似通ったものになることに注意すべきである。個人レベルの貧困スコアの期待値として、 $t=1, \dots, T$ の情報に基づいた $T+1$ 期の予測値を用いるのが Kamanou and Morduch (2002)、 $t=1, \dots, T$ の実現値から計算された貧困スコアの平均を用いるのがラヴェリオン分解である。いずれにしてもこれはリスクによる変動を含めた家計の厚生水準に対応している。ここから、リスクがなかったとした場合の仮想的な厚生水準を差し引くわけだが、消費の T 期実現値に対応した厚生水準を用いるのが Kamanou and Morduch (2002)、 $t=1, \dots, T$ の消費実現値の平均に対応した厚生水準を用いるのがラヴェリオン分解である。つまりどちらの指標も、消費変動のリスクが生み出した厚生悪化を捉える点では同じ概念とみなせるのである。過去の消費の系列が必ずしも将来の消費の系列に関する不偏推定量となるとは限らないことを考慮に入れられる点で、Kamanou and Morduch (2002) の枠組の方が、より優れていると言えるかもしれない。

第4に、ここまで扱った手法は、Kamanou and Morduch (2002) によるものも含め、所得リスクが家

計にとって内生変数であるということを十分に取り入れてはいないことに注意する必要がある。例えば、期待収益が非常に高いが分散も大きい投資機会を持っていた家計 A があり、その消費平準化の手段が非常に限られていたがゆえに、この投資機会を十分活かすことをせずに所得の平準化が計られ、消費が低水準でかつ変動も少なくなっていたとしよう。他方家計 B は、そもそも期待収益の高い投資機会を持っていなかったがゆえに、消費が同じく低水準でかつ変動も少なくなっていたとする。2つの家計を比べた場合、これまでの分析ではその脆弱性は同一とみなされる可能性が高い。しかし、仮に効率的な消費平準化の手段を両方の家計とも利用できるようになった場合、家計 A は有利な投資機会に資源を集中的に投入することによって所得と消費を急上昇させるのに対し、家計 B での変化は微々たるものであろう。つまり、リスクの存在による厚生水準の低下を脆弱性とみなすならば、家計 A の方が家計 B よりも脆弱であるということを明らかにできる分析手法が望まれる。

Elbers and Gunning (2003) は、第2節の理論モデルのエッセンスを取り入れた動学的な家計モデルを構造的に推定することによって、所得平準化効果を取り入れた脆弱性の分析を試みている。彼らは、生産向け投資・資産運用・消費すべてに用いることができる1財のみが存在するラムゼー・モデルを不確実性下に拡張し、ジンバブウェの158農家×18年間パネルデータを用いて、その構造パラメータを推定した。推定結果から得られた最適投資関数を利用し、データと整合的なショックを確率的に与えることで、 $t=T+1, \dots, T+\tau$ 期間の家計の所得と消費とをシミュレーションできる。そこから得られる効用を彼らは脆弱性の指標とみなし、この値が、2つの仮想的状況に比べてどれだけ低いかによって、家計のリスクに対する脆弱性を議論している。仮想的状況の第1は、リスクは存在するがたまたまその実現値が期待値と一致した場合、すなわち事前的な所得平準化は同じ最適投資関数にそってなされたが、事後的な消費平準化の必要が每期ともなかった場合の厚生水準である。これともとの脆弱性の指標とを比べることで、実現した所得リスクがもたらした厚生コストが明らかになる。仮想的状況の第2は、リスクが存在しなくなるために事前的な所得平準化も必要なくなるというファーストベストの最適投資関数の下での厚生水準である。これともとの脆弱性

の指標とを比べることにより、リスクが存在することが及ぼす厚生コストの総体を明らかにできる。彼らの手法は、シミュレーションモデルを推定するためのデータの条件が厳しいことから、他の事例に簡単に応用することは難しい。しかし y_{it} の時系列を誘導型モデルとして推定する場合に、どのような資産変数をどのように入れるべきかについての示唆に富んでいる²³⁾。

6. 結び

この論文では、消費が変動するリスクが存在する場合に、地域や階層ごとの貧困指標や、個人レベルの貧困スコアあるいは脆弱性の指標をどのように推計したらよいかについて議論した。議論の特徴は、第1に、理論・実証双方で近年目覚ましい進歩を遂げている不確実性下の消費平準化のマイクロモデルに基づいた研究展望を行ったこと、第2に、既存の分析手法を発展途上国とりわけ低所得国に応用する際に留意すべき点に焦点を当て、その事例としてパキスタン農村部の2時点パネルデータを用いた定量分析結果を提示したことである。

研究展望の結果、理論モデルとの対応、定量分析の容易さ、分析結果の解釈しやすさ、などの点で、既存の手法はそれぞれ一長一短を持つことが明らかになった。パキスタンのデータからは、様々な「脆弱性」の指標が、全体としては土地なし層の方が地主・自作層よりも脆弱であるという結論を頑健に示しているものの、指標間での相関は低く、それぞれの指標が脆弱性の異なる側面を捉えている可能性が実証的にも示唆された。したがって、実際に貧困の動態的分析を行う際には、定量分析の目的、利用可能なデータや計量手法、対象事例におけるリスクと市場発展の度合いなどに応じて手法を使い分けたり、複数の手法を組み合わせることが重要になる。また、消費水準によって厚生水準を測る場合でも、資産情報を取り入れることが、貧困削減政策の対象確定や政策の設計をする上で重要となることが示唆された。ただし、資産情報をどのように取り入れるかに関しては、消費時系列の誘導型によって分析される通常の貧困分析と、構造的な動態的家計モデルを用いたシミュレーション・アプローチとの乖離が大きく、両者の距離を小さくするための研究、すなわち動態的家計モデルの基礎をもつ誘導型分析手法の開発が望まれる。

資産情報への着目は、本稿が焦点を当てた短期的

な消費の変動の問題と、より長期的・社会的な流動性(mobility)の分析とを結びつける視角を生み出す。ここで言う「流動性」とは、より長期的な消費の変動による家計の相対的な位置の変化であり、非貧困層も含んだ全体の分布の中での変化を指している(Baulch and Hoddinott(2000))。貧困層がリスクを完全に保険できないがゆえに期待生涯所得を最大化するような資源分配を選択できないならば、彼らの貧困は長期的に固定化してしまうであろうから、消費平準化の機能が向上することは彼らの上方への流動性を高めると考えられる。リスクに対して脆弱な層が一時的な所得の落ち込みに対して生産資産を処分して生き残りを図れば、彼らは慢性的な貧困に陥ってしまうであろうから、消費平準化の機能が向上することは彼らの下方への流動性を低めると考えられる。このような考え方が実際の途上国のデータから支持されるかどうかについての定量的研究は少なく、所得や消費に影響を与える観察不可能な家計の属性が異時点間でどのように相関しているかについてのモデル化・推定が難しいという困難を抱えている²⁴⁾。長期的な流動性の分析はまた、家計という単位での分析を難しくする。世帯の分割・合併、世代間の資源移転などが、短期的なリスクへの対応と同時決定的に行われるからである²⁵⁾。より長期的な貧困の動態分析や所得・消費以外の側面で見えた貧困の動態分析も、今後の重要な研究課題である。

付論：パキスタン北西辺境州の

2時点パネルデータ

本稿の事例研究で用いたのは、パキスタン北西辺境州(North-West Frontier Province)の農村部で筆者らが1996年と99年に行った世帯調査に基づく2時点パネルデータである(黒崎(2002a))。北西辺境州はパキスタンを構成する4州の中では相対的に経済発展の遅れた州として位置づけられる。世銀推定によれば、1990年代後半の所得貧困者比率は50%近くに達し、4州の中で最も高い(World Bank(2002))。北西辺境州はまた、所得が低いだけでなく、教育や保健面での開発も遅れ、ジェンダー間の格差も大きいという特徴を持つ。本来、経済発展の成果は所得ばかりでなく多面的に評価されるべきものであるが、パキスタン経済は所得だけが比較的高いという憂うべき特徴を持っている(黒崎(2003a))。そして、それを最も顕著に体现しているのが北西辺境州である。

調査村は、村の人口規模、エスニックな特徴、土地制度については似通っているが、灌漑水準と市場向け活動の度合については対照的となる3村であり、96年調査では計355の標本世帯のデータが集められた。このうち304世帯について99年に再調査することができたが、世帯の分割や消費データの一部不備などの理由により、本稿では299世帯の完備パネル(balanced panel)を用いる。この時期、パキスタン経済はマクロ的に低迷し、貧困者比率は上昇した(World Bank(2002))。調査世帯の2時点の所得・消費水準もまた同様に低迷した²⁶⁾。

本稿で用いる1人当たり実質消費 y_{it} は、黒崎(2002a)で用いたものと同じである。すなわち3村内の物価水準の差は無視できる大きさのため調整せず、世帯消費総額を割る分母としては成人換算単位は用いずに世帯員数をそのまま用いた。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によってデフレートしたものが、 y_{it} となる。貧困ライン z は、パキスタン政府の公式貧困ラインが2002年8月に公表されたため、これを適宜デフレートして用いる²⁷⁾。この貧困ラインは黒崎(2002a)で用いたものとは異なるため、本稿と黒崎(2002a)とで同じ指標を計算している場合でも、その値は異なっている。

パネルデータを用いた分析では、動学的に見た貧困の度合いが深刻な家計のタイプを明らかにするという実証作業が重要になる。本稿では、各種考えられる家計のタイプのうち、パキスタン農村社会で最も重要な意味を持つと考えられる「地主・自作層」と「土地なし層」との対照(Hirashima(2001))に着目する。土地もまた、消費平準化のための資産(第2節)の1つ s_i^d であるから、消費で測った貧困に関する諸指標と内生関係にある。したがって、単純に土地資産の有無で階層を分けることは不適切である。そこで本稿では、1996年、99年の2つの調査で土地を実際に有していたかではなく、パキスタン農村社会において地主・自作階級とその家計がみなされているか、具体的にはインドのカーストに対応する概念によって、「地主・自作層」と「土地なし層」とを区分した。この区分は、定義により、家計の経済行動に対して外生である。ただし実際の土地所有との相関は高く、完備パネルを構成する299世帯中「地主・自作層」と区分された140世帯すべてが、少なくとも2時点のどちらかの時点では土地を所有していた。

注

* 本稿の作成に当たっては、山崎幸治、澤田康幸の各氏および一橋大学経済研究所定例研究会の出席者各位から有益なコメントを得た。記して感謝したい。ただし、あり得べき誤りは、筆者の責任である。なお本研究は、2000～02年度科学研究費補助金・特定領域研究「世代間の利害調整に関する研究」(領域代表者・高山憲之)による資金援助を受けた。

1) ただし、農業が重要な低所得経済の場合、主要農作季を単位に、1年を2つ程度に分割した方が、不確実性下の家計厚生・貧困分析として適切な場合がある。例えばDercon and Krishnan(2000)は、エチオピアの事例で、2作季の間の消費平準化が不十分にしかできないために貧困が深まっていることを示した。

2) 例えば作物の選択であれば、灌漑用水の利用可能量などの制限を受けるであろう(Kurosaki and Fafchamps(2002))。

3) この想定が成立するための数学的条件とその証明についてはStokey and Lucas(1989), Chap. 9を参照。

4) この主張は暗黙のうちに、貧困分析の背後にある厚生分析は、将来を考慮に入れた(forward-looking)ものであるべきだとの仮定をおいている。これは、貧困分析の目的が貧困層の厚生改善のための政策介入にあることを考えれば当然であろう。しかし、貧困分析はあくまで事後的に実現した厚生水準のみを考慮すべきであるという議論もありえよう。これらの議論については黒崎(1998)を参照。また、第5節でも関連した議論を行う。

5) 貧困ラインの推定方法については山崎(1998)を参照。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方が分析が明確になるため、本稿では貧困ラインを時間に関して不変な z と表わす。

6) この方法は、暗黙のうちに世帯内資源分配が平等であることを仮定している。成人換算単位を用いることで、年齢・性差による必要消費量の違いや、消費における規模の経済をコントロールできる。詳しくは山崎(1998)を参照。

7) この議論では、貧困層の明示的なコスト負担がなく、かつ既存のセーフティーネットを損うことなく、公的セーフティーネットが整備された場合を想定している。公的セーフティーネット整備のコストを貧困層が負担したり、公的セーフティーネットが私的セーフティーネットをクラウドディング・アウトする場合、一時的貧困が削減できないこともあり得る。また、所得水準が引き上げられれば、消費の期待値が上昇し、所得上昇が資産蓄積につながって消費の変動を小さくするという2つの間接的效果を通じて「純粹に一時的な貧困者」の貧困も削減される可能性が高い。

8) これはBob Baulch氏からの示唆による。

9) ただし観察された消費水準の変動は、一時的なショックによる変動、恒常的な生活水準の変化、計測誤差

の3つが合成されたものである。Kurosaki(2003)で試算しているように、2時点間の平均を第1期の初期時点の資産に帰属させたものを恒常的生活水準の推定値、2時点間の変化を第1期の初期時点の資産および家計が直面したショックを表わす変数群に帰属させたものを一時的なショックによる変動の推定値、これらからの残差は計測誤差とみなすと、サンプルの散らばりは図1に示すよりも小さくなり、45度線に近づく。本稿の実証部分に関する結論は、この方法で計測誤差推定部分を除去したデータを用いて推定し直しても質的には変化しない。

10) 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、 $P_{\alpha,t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^{q_t} (1 - y_{it}/z)^\alpha$ と定義される。 $\alpha=0, 1, 2$ の時、それぞれの指標は貧困者比率、貧困ギャップ比率、2乗貧困ギャップ比率となる (Foster *et al.* (1984), 山崎 (1998))。

11) これは、貧困者比率を貧困指標として採用してしまうと、貧困者内部での貧困の深刻さの違いを見逃してしまうため、貧困ライン以下の乖離の大きさやその分配を考慮に入れた貧困指標を用いる必要があるという Sen (1981) のクロスセクションデータを念頭においた指摘 (邦訳, pp. 47-54) を、パネルデータに応用したものである。

12) これは、クロスセクションデータを用いて、「貧困であるかどうか」というダミー変数を被説明変数としてその決定要因を明らかにしようという「貧困回帰」 (poverty regression) が、計量経済学的には非効率であり、貧困であるかどうかを決定する情報である y_i をそのまま被説明変数とすべきであるという Ravallion (1996) の指摘 (p. 1335) を、パネルデータに応用したものである。

13) クラークの貧困指標は、貧困スコア関数として、
$$h(y_i, z) = \frac{1}{\beta} \left[1 - \left(\frac{y_i}{z} \right)^\beta \right]$$
 を用いる (ただし β は 1 以下のパラメータで、この値が 1 の時に貧困ギャップ指数を包含する)。

14) 例えば McCulloch and Baulch (2000) は、実際のデータの時系列分散を、操作変数法によって推定した noise-to-signal 率で縮小したデータを使っている。Kurosaki (2003) の例については注 9 を参照。

15) ただし Jalan and Ravallion (1999) は、「リスクに対する脆弱性」という論文名にもかかわらず、議論の中では一度も脆弱性という表現を使っていない。また、Dercon and Krishnan (2000) では、 ξ_i そのものではなく、推定モデル全体に大きな負のショックを与えたシミュレーションを行い、そこから計算される貧困指標の値が、観察された貧困指標の値を上回る度合いが高いグループ・地域ほど、脆弱であると解釈している。したがって、 ξ_i そのものを「リスクへの脆弱性」の指標とすると明示的に表現した公刊論文は、管見の限りでは、Amin *et al.* (2003) が最初である。この枠組を踏襲した Skoufias and Quisumbing (2003) は、バングラデシュ、エチオピア、マリ、メキシコ、ロシアの 5 カ国の事例で ξ_i を推定し、この値が消費水準とマイナスの相関を持つことを見出した。ただしこの関係は必ずしも頑健ではな

く、国によっては統計的に有意でない。

16) ここでは《将来》として 1 期先を用いたが、理論的には何期先でもよいし、1 期先から τ 期先までの間に一度でも貧困ラインを下回る確率 (Pritchett *et al.* (2000)) を計算することもできる。

17) Christiaensen and Subbarao (2001) はこの点について興味深い改善方法を示している。彼らは、LSMS のような大規模標本調査がクラスターを単位に抽出されていることに着目する。クロスセクションでの個人 i の対数消費を決定する変数ベクトル Z_i には、個人や家計の属性だけでなく、クラスターレベルのセミマクロショック (例えば降雨量など) を入れることができる。前者の $T+1$ 期の推定値としては Chaudhuri (2000) 同様に T 期の観察値を使う以外に選択肢はないが、後者の $T+1$ 期の推定値に関しては、セミマクロ変数のパネルデータを使った時系列モデルを別途推定して、その結果に基づいた推定値を使うことができる。これによって少なくともセミマクロレベルのショックが引き起こす時系列変化については、ある程度クロスセクションモデルでも取り入れることができるのである。

18) チョードゥリらの手法をインドネシアの家計データに応用した公刊論文に Suryahadi and Sumarto (2003) があるが、この手法が持つ問題点についての議論が欠如している。

19) クロスセクションデータに含まれる y_i の分散が時系列方向への分散に関する情報として頼りにならないものであることを認めると、クロスセクション情報のみを用いて「貧困に対する脆弱性」を測る別の (やや極端な) アプローチも導ける。時系列方向への分散に関する情報がまったく存在しないと仮定すれば、 $y_{i,t+1}$ の唯一の推定量は y_{it} であり、誤差項の期待値はゼロとみなすしかない。その場合、 $\hat{\pi}_i$ の推定値は、観察された y_{it} の水準に対応したスムーズな減少関数となり、貧困ライン z において 0.5 の値をとる。すなわち、貧困ライン z を若干上回っている者が、調査時には貧困でなかった者の中では最も「貧困に対して脆弱な者」と解釈される。クロスセクションを貧困ライン z との相対的な関係で、「重度の貧困者」、「軽度な貧困者」(ここまでは z を下回った階層)、「貧困に対して脆弱な者」、「非貧困者」に分けるという分析が見られる (途上国の例では CRPRID (2002) を参照。アメリカの社会保障政策においては、所得が貧困ラインの 150% 未満の者を「脆弱者」と定義し、部分的な保障の対象としている州が多い (Porterfield (2001))。これは、一見、厳密な分析でないかのように見えるが、実は消費リスクをどう推定すべきかという点で意味のある仮定を反映したもののなのである。

20) Mansuri and Healy (2001) の研究はまた、計測誤差を除去する試みでも特筆される。彼女らは、観察された y_{it} を、家計や地域の恒常的属性と一時的ショックの諸変数に帰属させ、恒常的属性で説明される部分を恒常的な消費の推定値、一時的ショック変数で説明される部分を一時的な消費の推定値とみなし、残差を計測誤差として分析から外した。したがって、 $\hat{\varepsilon}_{it}$ のパネルデータは、恒常的な消費と、一時的な消費それぞれの階差に対応した 2 次元のベクトルが、 $N \times (T-1)$ 個並んだものである。

21) それぞれの変数の計算方法等詳細は Kurosaki (2002) を参照。

22) 順位相関係数を用いても、分析結果は質的に同じであった。

23) Elbers and Gunning (2003) 同様に確率的な家計の動学モデルを用いて、ブルキナファソの農家経済をシミュレーション分析した研究に、Zimmerman and Carter (2003) がある。彼らのシミュレーション結果は、初期資産がその水準を下回ると長期的な厚生向上が望めなくなるような閾値としての資産水準が存在することを示しており、資産データを用いた貧困の動態分析という観点からも興味深い。

24) 10 年を超える期間をカバーしたパネルデータを用いて、家計の社会的流動性の決定要因について分析した経済学的な研究に Scott (2000), Gunning *et al.* (2000), Sen (2003), Fuwa (2003) などがある。

25) 世代間の貧困の伝達を議論した研究として、Moore (2001), Harper *et al.* (2003), Bhargava (2003), Wood (2003) などが挙げられるが、動学的最適化モデルの裏づけのあるものは少ない。

26) 299 世帯の完備パネルデータに見られる消費・所得・資産の 2 時点間推移については、黒崎 (2002a), Kurosaki (2002) を参照されたい。

27) 公式貧困ラインは、パキスタン政府の連邦統計局が実施した 1998/99 年度のパキスタン総合家計調査 (Pakistan Integrated Household Survey) に基づいて、成人 1 人当たり 1 日 2,350 カロリーの食料支出が満たされるような消費支出水準として、1 月 673.54 ルピーに設定された。この額は、当時の市場為替レートで評価すると、年 1 人当たり約 161US ドルに相当する。

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 (1998) 「貧困とリスク——ミクロ経済学的視点——」 絵所・山崎編 (1998), pp. 161-202。
- (2001) 『開発のミクロ経済学——理論と応用』 岩波書店。
- (2002a) 「パキスタン北西辺境州における動学的貧困の諸相」 『経済研究』 第 53 巻 1 号, pp. 24-39。
- (2002b) 「アマルティア・センの理論と貧困削減の戦略」 『DIAMOND ハーバード・ビジネス・レビュー』 第 27 巻 7 号, pp. 145-148。
- (2003a) 「パキスタン：持続的経済発展の基礎条件」 渡辺利夫編 『アジア経済読本 第 3 版』 東洋経済新報社, pp. 314-335。
- (2003b) 「貧困・不平等研究におけるセンの貢献」 絵所秀紀・山崎幸治編 『アマルティア・センの世界』 (見洋書房, 印刷中)。
- 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。
- 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。
- Atkinson, A. B. (1987) "On the Measurement of Poverty," *Econometrica*, Vol. 55, No. 4, pp. 749-764。
- Baulch, B. and J. Hoddinott (2000) "Economic Mobility and Poverty in Developing Countries," *Journal of Development Studies*, Vol. 36, No. 6, pp. 1-24。
- Bhargava, P. (2003) "The Threshold of Intergenerational Transfer of Poverty," paper presented at *The Staying Poor: Chronic Poverty and Development Policy Conference*, Chronic Poverty Research Centre, University of Manchester, April 7-9, 2003。
- Carter, M. R. and J. May (2001) "One Kind of Freedom: Poverty Dynamics in Post-Apartheid South Africa," *World Development*, Vol. 29, No. 12, pp. 1987-2006。
- Chambers, R. (1989) "Vulnerability, Coping and Policy," *IDS Bulletin*, Special Issue on "Vulnerability: How the Poor Cope," Vol. 20, No. 2, pp. 1-7。
- Chaudhuri, S. (2000) "Empirical Methods for Assessing Household Vulnerability to Poverty," Mimeo, Columbia University。
- Chaudhuri, S., J. Jalan, and A. Suryahadi (2002) "Assessing Household Vulnerability to Poverty from Cross-Sectional Data: A Methodology and Estimate from Indonesia," Mimeo, Columbia University。
- Christiaensen, L. J. and K. Subbarao (2001) "Towards an Understanding of Vulnerability in Rural Kenya," Mimeo, World Bank。
- CRPRID [Centre for Research on Poverty Reduction and Income Distribution] (2002) *Pakistan Human Condition Report 2002*, Islamabad: CRPRID。
- Deaton, A. (1992a) "Saving and Income Smoothing in Côte d'Ivoire," *Journal of African Economies*, Vol. 1, No. 1, pp. 1-24。
- (1992b) *Understanding Consumption*, Oxford: Clarendon Press。
- (1997) *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*, Baltimore: Johns Hopkins University Press。
- Dercon, S. and P. Krishnan (2000) "Vulnerability, Seasonality and Poverty in Ethiopia," *Journal of Development Studies*, Vol. 36, No. 6, pp. 25-53。
- Dhanani, S. and I. Islam (2002) "Poverty, Vulnerability and Social Protection in a Period of Crisis: The Case of Indonesia," *World Development*, Vol. 30, No. 7, pp. 1211-1232。
- Elbers, C. and J. W. Gunning (2003) "Estimating Vulnerability," paper presented at *The Staying Poor: Chronic Poverty and Development Policy Conference*, Chronic Poverty Research Centre, University of Manchester, April 7-9, 2003。
- Foster, J. E., J. Greer, and E. Thorbecke (1984) "A Class of Decomposable Poverty Measures," *Econometrica*, Vol. 52, No. 3, pp. 761-765。
- Fuwa, N. (2003) "Pathways from Poverty Toward Middle Class: Determinants of Socio-Economic Class Mobility in the Rural Philippines," paper

- presented at *The Staying Poor : Chronic Poverty and Development Policy Conference*, Chronic Poverty Research Centre, University of Manchester, April 7-9, 2003.
- 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.
- Grootaert, C. and R. Kanbur (1995) "The Lucky Few Amidst Economic Decline : Distributional Change in Côte d'Ivoire as Seen Through Panel Data Sets, 1985-88," *Journal of Development Studies*, Vol. 31, No. 4, pp. 603-619.
- Grosh, M. and P. Glewwe (eds.) (2000) *Designing Household Surveys : Questionnaires for Developing Countries—Lessons from 15 Years of the Living Standards Measurement Study*, Washington D. C. : World Bank.
- Gunning, J. W., J. Hoddinott, B. Kinsey, and T. Owens (2000) "Revisiting Forever Gained : Income Dynamics in the Resettlement Areas of Zimbabwe, 1983-96," *Journal of Development Studies*, Vol. 36, No. 6, pp. 131-154.
- Harper, C., K. Moore, and R. Marcus (2003) "Enduring Poverty and the Conditions of Childhood : Lifecourse and Intergenerational Poverty Transmissions," *World Development*, Vol. 31, No. 3, pp. 535-554.
- Hirashima, S. (2001) "Rural Poverty and the Landed Elite : South Asian Experience Revisited," WP 2001-10, July 2001, Cornell University.
- Hulme, D. and A. Shepherd (2003) "Conceptualizing Chronic Poverty," *World Development*, Vol. 31, No. 3, pp. 403-423.
- Jalan, J. and M. Ravallion (1998) "Transient Poverty in Postreform Rural China," *Journal of Comparative Economics*, Vol. 26, No. 2, pp. 338-357.
- (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.
- (2000) "Is Transient Poverty Different? Evidence for Rural China," *Journal of Development Studies*, Vol. 36, No. 6, pp. 82-99.
- Kamanou, G., and J. Morduch (2002) "Measuring Vulnerability to Poverty," forthcoming in *Insurance Against Poverty*, Oxford University Press.
- Kurosaki, T. (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.
- (2002) "Consumption Vulnerability and Dynamic Poverty in the North-West Frontier Province, Pakistan," paper presented at the Northeast Universities Development Consortium Conference, Williams College, October 25-27, 2002.
- (2003) "Measurement of Chronic and Transient Poverty : Theory and Application to Pakistan," paper presented at *The Staying Poor : Chronic Poverty and Development Policy Conference*, Chronic Poverty Research Centre, University of Manchester, April 7-9, 2003 [Discussion Paper Series A No. 436, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, March 2003].
- Kurosaki, T. and M. Fafchamps (2002) "Insurance Market Efficiency and Crop Choices in Pakistan," *Journal of Development Economics*, Vol. 67, No. 2, pp. 419-453.
- Mansuri, G. and A. Healy (2001) "Vulnerability Prediction in Rural Pakistan," Mimeo, World Bank.
- McCulloch, N. and B. Baulch (2000) "Simulating the Impact of Policy Upon Chronic and Transitory Poverty in Rural Pakistan," *Journal of Development Studies*, Vol. 36, No. 6, pp. 100-130.
- McCulloch, N. and M. Calandrino (2003) "Vulnerability and Chronic Poverty in Rural Sichuan," *World Development*, Vol. 31, No. 3, pp. 611-628.
- Moore, K. (2001) "Frameworks for Understanding the Inter-Generational Transmission of Poverty and Well-Being in Developing Countries," CPRC Working Paper 8. November 2001.
- Morduch, J. (1994) "Poverty and Vulnerability," *American Economic Review*, Vol. 84, No. 2, pp. 221-225.
- (1995) "Income Smoothing and Consumption Smoothing," *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, No. 3, pp. 103-114.
- OECD (2001) *The Millennium Development Goals*, Paris : OECD.
- Porterfield, S. L. (2001) "Economic Vulnerability Among Rural Single-Mother Families," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 83, No. 5, pp. 1302-1311.
- Pritchett, L., A. Suryahadi, and S. Sumarto (2000) "Quantifying Vulnerability to Poverty : A Proposed Measure, Applied to Indonesia," Working Paper No. 2437, World Bank.
- Ravallion, M. (1988) "Expected Poverty under Risk-Induced Welfare Variability," *Economic Journal*, Vol. 98, pp. 1171-82.
- (1995) "Household Vulnerability to Aggregate Shocks : Differing Fortunes of the Poor in Bangladesh and Indonesia," in K. Basu, P. Pattanaik, and K. Suzumura (eds.), *Choice, Welfare, and Development : A Festschrift in Honour of Amartya K. Sen*, Oxford : Clarendon Press, pp. 295-312.

- (1996) "Issues in Measuring and Modeling Poverty," *Economic Journal*, Vol. 106, pp. 1328-1343.
- 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.
- Scott, C. D. (2000) "Mixed Fortunes: A Study of Poverty Mobility among Small Farm Households in Chile, 1968-86," *Journal of Development Studies*, Vol. 36, No. 6, pp. 155-180.
- Sen, Amartya (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].
- Sen, Binayak (2003) "Drivers of Escape and Descent: Changing Household Fortunes in Rural Bangladesh," *World Development*, Vol. 31, No. 3, pp. 513-534.
- Skoufias, E. and A. R. Quisumbing (2003) "Consumption Insurance and Vulnerability to Poverty: A Synthesis of the Evidence from Bangladesh, Ethiopia, Mali, Mexico and Russia," paper presented at *The Staying Poor: Chronic Poverty and Development Policy Conference*, Chronic Poverty Research Centre, University of Manchester, April 7-9, 2003.
- Stokey, N. L. and R. E. Lucas (1989) *Recursive Methods in Economic Dynamics*, Cambridge: Harvard University Press.
- Suryahadi, A. and S. Sumarto (2003) "Poverty and Vulnerability in Indonesia Before and After the Economic Crisis," *Asian Economic Journal*, Vol. 17, No. 1, pp. 45-64.
- Townsend, R. M. (1994) "Risk and Insurance in Village India," *Econometrica*, Vol. 62, No. 3, pp. 539-591.
- Walker, T. S. and J. G. Ryan (1990) *Village and Household Economies in India's Semi-arid Tropics*, Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Wood, G. (2003) "Staying Secure, Staying Poor: The 'Faustian Bargain'," *World Development*, Vol. 31, No. 3, pp. 455-471.
- World Bank (2000) *World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty*, New York: Oxford University Press.
- (2002) *Pakistan Poverty Assessment—Poverty in Pakistan: Vulnerability, Social Gaps, and Rural Dynamics*, Report No. 24296-PAK, October 2002.
- Zimmerman, F. J. and M. R. Carter (2003) "Asset Smoothing, Consumption Smoothing and the Reproduction of Inequality under Risk and Subsistence Constraints," *Journal of Development Economics*, Vol. 71, No. 2, pp. 233-632.