

パキスタン・パンジャブ州米・小麦作地帯における 有畜農家の価格反応

くろ さき たかし
黒 崎 卓

はじめに

- I 価格反応のモデルとそのパキスタン農業への応用
 - II 米・小麦作地帯農家の価格反応
- 結 び

はじめに

多くの途上国において、1980年代初頭以来、価格の歪みを是正する「構造調整」政策が世銀・IMF 主導の下に実施されてきた。構造調整政策とは、市場の調整機能を重視する伝統的な新古典派経済学に基盤を置いたもので、一般に、マクロ政策としては財政均衡、金利自由化・引上げ、為替切下げなど、農業政策としては流通・輸出公社の廃止・縮小による農業流通自由化、農業投入財産の民営化・規制緩和、国内農産物価格と国際価格との連動強化などの措置がとられた [Green 1989, 48-52]。なかでも価格の歪みの除去は、効率的な資源配分を促し、それ以前の途上国の価格政策がおおむね農産物に不利であったことからして、農業部門の供給増を生み出すものと期待された。

しかし、農業部門の供給反応は必ずしも目覚ましいものではなかった。とりわけ、慣習経済が厳然として存在し、市場経済が十分に農村の末端にまで浸透していない経済においては、構造調整政策のような経済自由化戦略のパフォーマ

ンスが悪いと一般的に言える [石川 1990, 第7章]。本稿は、この問題を考えるための一材料として、パキスタン・パンジャブ州米・小麦作地帯における有畜農家の価格反応を分析する。パンジャブ農村は、1960年代後半に高収量品種の小麦による「緑の革命」が急速に進展した地域であり、途上国農村の中では比較的市場経済が浸透していると見られる。にもかかわらず構造調整があまり効果的に供給能力の増加につながっていないならば、他の途上国農村ではなおさらつながるはずがない。このことが、本稿でこの地域を事例に選ぶ理由である。

パキスタン農業においては、世銀からの構造調整融資受容と時を同じくして導入された1980/81年新農業政策において価格政策が大きく改定され、小麦など生産者支持価格制度の下にある主要農産物の価格を国際価格の長期トレンドの水準まで順次引き上げることが宣言された [黒崎 1994, 36]。1988年末以来導入されたさらなる構造調整政策においては、財政改善が最緊急課題となり、そのための農業政策として、価格政策改定、農業課税の強化、民営化などが実施されてきた。

だが、これらの政策改定がパキスタン農業の供給能力を向上させたとは言いがたい。主食の小麦では増産効果は見られず、1990年代半ば以降、同国は毎年数百万トンの小麦を輸入してお

り、小麦の自給率という点ではむしろ後退している。また、最重要商品作物である綿花は、病虫害などによる豊凶作の変動が特に1990年代に入って顕著になった。もちろん構造調整政策によって投入財価格が引き上げられている面もあるから、それをカバーするだけの生産誘因が与えられていない可能性をこれらの統計は示唆しているのかもしれない。

しかしながら、そもそもパキスタン農業は構造調整政策に敏感に反応できる構造を持っているのであろうか。この問題を考察するひとつの鍵が、農業生産の価格反応にあると考えられる。価格反応の鈍さは、農民が因習や社会的制約に縛られていることの現われとみなされたこともあったが、近年の開発経済学においてはむしろ市場取引を円滑に行うための制度・組織が十分に発達していないがゆえの現象と考えられている。価格の上昇に対する生産量の反応が小さかったり負であるような農家が広範に存在すれば、すでに市場メカニズムがある程度浸透している分野において構造調整政策としての規制緩和や民活を行っても、農業部門全体の供給反応は鈍くなるであろう。

本稿は以上の問題意識に基づき、調査地域で一般的な有畜農法を営む家計が、耕種価格の上昇に対してどのように耕種生産（作付面積）を調整するかを分析する。具体的には、農家世帯の個票データを用いて、誘導形推定および構造的なハウスホールド・モデルを用いたシミュレーション分析により価格反応を定量化し、マクロの時系列データから推定されたこれまでの価格反応の弾力性の意味を再検討する。後述するように、このような方法で個票データを用いてパキスタン農業を分析した研究は、これまでに

ほとんど存在しない。構造的なハウスホールド・モデルの推定とシミュレーションの手法それ自体は既存の研究 [Kurosaki 1998] に拠っているが、そこでは価格反応について明示的にほとんど議論されていない。同じデータに基づいた誘導形の推定という新たな作業と組み合わせ、シミュレーションもさらに拡張して、総合的に価格反応を検討している点が本稿の新たな貢献である。

以下、まず第I節で価格反応に関する様々なモデルと、それらがどのようにパキスタン農業に応用されてきたかを概観する。農家世帯の個票データを用いて、市場構造の変化を考慮に入れた価格反応を分析するのが第II節である。特に焦点を当てるのは、農業生産リスクの存在が農家の価格反応に与える影響である。結論を先取りすれば、本稿の事例では、農産物市場、とりわけ青刈飼料作物市場の発達が穀類生産増加を引き起こす重要な要因となっており、これ以上さらに飼料作物市場が発達しない場合には価格反応がかなり小さなものになる可能性が強いこと、その場合、パキスタンの構造調整政策において採用されたような価格政策だけでは目立った生産反応が期待できないことが重要なファインディングとなる。飼料作物が鍵となるのは、調査地域の農業が基本的に有畜農業であって、畜産品とりわけミルクが重要な産出財となっているためであるが、この特徴がパキスタン・パンジャブ州の米・小麦作地域に特有なものではなく、南アジア農業にかなり共通するものであることは強調しておきたい^(注1)。最終節で分析を集約した上で政策含意を考察する。

I 価格反応のモデルとそのパキスタン農業への応用

1. 価格反応の一般モデル

農家 h の t 年における農業生産の決定過程は、一般に次のようなモデルで表わすことができる(注2)。まず、農業生産における技術制約を

$$g(q_{ht}, z_{ht}^k, z_t) \leq 0, \quad (1)$$

で表わそう。ただし、 q_{ht} は生産に関する量で、正なら産出財、負なら投入財を意味し、 z_{ht}^k は農家の固定生産要素(土地の賦存量・質など)、 z_t は t 時点での全農家に共通する特徴、例えば技術水準などを示す。 $g(\cdot)$ は生産関数およびその他の制約条件(例えばある種の連作を避ける必要がある場合など)を含むベクトルとする。

農家の短期的行動は、式(1)を制約条件として、目的関数 U を最大化するような q_{ht} の選択で表現できる。目的関数 U は、

$$U = U(p_t, q_{ht}, E_{ht}, z_{ht}^c, z_t), \quad (2)$$

ただし、 p_t は期待価格ベクトル(t 期までの過去に実現した価格も含む)、 E_{ht} は家計のそれぞれの財の初期賦存量、 z_{ht}^c は消費に関する家計固有の要素(世帯構成など)、 z_t は市場条件など全農家に共通する t 期の特徴、と定義できる。農家にとって z_{ht}^k と z_{ht}^c は短期的には固定された要素であるが、長期的には可変であり、短期的最大化の結果得られる U^* を、調整費用を考慮した上で長期的に最大化するような水準に調整されると想定できる。

このモデルの特殊ケースとして、農家の目的関数が期待利潤で置き換えられる場合、あるいは

は農業生産に関わる財やサービスの市場が完備している場合、その最適解は農業技術制約(1)のもとでの期待利潤最大化の解と等しくなる。ハウスホールド・モデルでのいわゆる「分離型」(separable) 解の成立である。この場合の最適解は誘導形

$$q_{ht}^* = q_{ht}^*(p_t, z_{ht}^k, z_t), \quad (3)$$

で表現される。ここで重要なのは、農家の消費者としての特徴である E_{ht} や z_{ht}^c が生産に何の影響も与えないことである。また、この最適解は、短期利潤関数を π とすれば、等式

$$q_{ht}^* = \frac{\partial \pi(p_t, z_{ht}^k, z_t)}{\partial p_t}, \quad (4)$$

など、いくつかの理論的制約を満たし、その産出財価格への偏微分は必ず正(より厳密には非負)の値を取ることが知られている。

他方、農家の目的関数が農業利潤の期待値をその一要素とする効用ないし期待効用であり、かつ農業生産に関わる財やサービスの市場が完備していない場合、「非分離型」(non-separable) 解すなわち誘導形では

$$q_{ht}^* = q_{ht}^*(p_t, z_{ht}^k, E_{ht}, z_{ht}^c, z_t), \quad (5)$$

という最適解が得られる。

理論的に言って、短期の価格反応は、(3)ないし(5)式から得られる $\frac{\partial q_{ht}^*}{\partial p_t}$ を h について集計した値と定義できよう。また、長期の価格反応は、直接効果としての短期の価格反応に加えて、 z_t 、 z_{ht}^k 、 z_{ht}^c の長期価格期待についての偏微分と q_{ht}^* のそれら変数についての偏微分との積を間接効果として加えたものと定義される。ただし、モデルの関数形や変数の単位から中立になるように、これらは弾性値で報告されるのが普通で

ある。

2. 誘導形アプローチによるパキスタンでの推定例

この価格反応の値を推定する方法として最も頻繁に用いられるのが、誘導形の式(3)ないし(5)式を適当に特定して、マクロの時系列データを用いて推定するアプローチである。上述の理論モデルにそった形としては、

$$q_t^* = q_t^*(p_t, z_t'), \quad (6)$$

$$z_t' = z_t'(p_t, x_t), \quad (7)$$

(ただし z_t' は z_t に家計レベルの固有要素 z_{ht} , z_{kt} の集計値を加えたもの、 p_t は t 期における長期的な期待価格、 x_t は政府による農業公共投資など z_t' に影響を与える外生要因) のようなモデルを同時推定することが理想であろう。その推定結果から直接に、短期・長期の価格反応が導出できる。しかし、そのような、より構造的な誘導形モデルを途上国のデータで推定した例は少なく、筆者の知る限りではパキスタン農業への応用例はないものと思われる(註3)。

より一般的な分析方法は、式(6)のみを単独に取り出し、左辺の被説明変数の一期前の値を先決変数として右辺の説明変数に加えたナーローウ型モデル(Nerlovian models)である。この場合、価格変数の係数に関する推定値が「短期」、1 からラグ付き産出量の係数推定値(望ましい生産プランへの部分的調整の度合を示す)を引いたもので「短期」の推定値を除いた値が「長期」の価格反応と呼ばれる(註4)。

パキスタン農業は、このようなアプローチが最初に応用された研究史上重要な事例である。ファルコン(Falcon)は英領期も含む旧パンジャブ州地域の綿花栽培面積が、綿花価格に対し

て弾力性0.41という高い値で反応したことを実証した(註5)。この先駆的研究に続いて、数多くの研究がなされている。それらの研究結果を、パキスタンの主食である小麦と、パンジャブ州では商品性の高い米について概観しよう。なお、ここでの目的は、価格反応の弾性値が想定によってどのような違いを見せるかを考察することであって、総生産量の価格反応弾性値そのものの推定ではない。そこで、既存の研究が豊富で、次節でも検討される作付面積の価格反応に絞って議論し、単位面積当たり収量(単収)の価格反応については捨象する。

表1に、小麦に関する代表的研究の推定方法と弾力性についての推定値とをまとめた(註6)。これらの数字は、サドゥレデ・ジャンブリーのまとめによる途上国各地域での数字[Sadoulet and de Janvry 1995, 91]と比較すると、おおむねそれらの中間からやや高いところに位置する。つまり、パキスタン農業の価格反応は一貫して有意にプラスであり、その絶対水準も国際的に低くはないレベルにあった。これが世銀・IMF 主導の構造調整政策を正当化するひとつの拠り所となってきた。

表1の推定方法を見ると、時代を経るにつれて洗練されてきている。単一式ではなく主要作物すべての式をシステムとして同時推定することや、期待価格に関してARIMA 予測値などの複雑な形が試されている。

他方、この表で注目すべきは、自己価格弾力性に関する推定値が植民地期から現在まで安定していることである。「短期」でおよそ0.1、「長期」で0.3という値に推定値は集中している。「短期」でこれよりも大きな数字が出ているのはPinckney (1989)の米・小麦作地帯に絞った

推定の場合と、Ali (1990) の生産量推定の場合であろう。
 で、これらに基づく弾力性の推定値が全パキスタンでの面積の反応よりも大きくなるのは当然
 であろう。米についても同様の作業を行った(表2)。やはり、植民地期から現在まで、自己価格弾力性

表1 パキスタンにおける小麦生産の価格反応推定例

研究名	被説明変数	推定方法	期待価格のモデル	期待価格以外の説明変数	期間	地域	自己価格弾力性	
							「短期」	「長期」
Falcon (1964)	面積	単一式	一期前市場価格	なし	1933/34 ~58/59	旧パンジャープ 灌漑地	0.1~0.2 ¹⁾	
Gotsch and Falcon (1969)	面積	単一式	一期前市場価格	一期前面積	1932~64	旧パンジャープ 灌漑地	0.06	0.32
Tweeten (1987)	面積	システム	今期から二期前までの卸売価格の加重平均	一期前面積, トレンド	1962/63 ~82/83	全パキスタン パンジャープ州	0.07 0.07	0.27 0.29
Pinckney (1989)	面積	単一式	作付け時までに政府が発表した支持価格	一期前面積, 競合作物価格, 化学肥料価格, 降雨量, 灌漑	1967/68 ~84/85	全パキスタン パンジャープ米 ・小麦作地帯	0.09 0.25	0.20 0.39
Ali (1990)	生産量	システム	ARIMA 推定による卸売価格予測値	一期前生産量, トレンド, 化学肥料価格, 競合作物価格	1957~86	全パキスタン	0.23	0.33
Khan and Iqbal (1991)	面積	単一式	一期前市場価格 ²⁾	一期前面積, 単取期待値・変動, 価格変動, 降雨量, 灌漑	1957/58 ~79/80	全パキスタン	0.07	0.11
Ahmed and Siddiqui (1994)	面積	システム ³⁾	当年の支持価格	一期前面積, 農業部門付加価値指数	1971~90	全パキスタン	0.12	0.32

(出所) 筆者作成 (以下同じ)。

- (注) 1) この研究のみ一期前の被説明変数を説明変数に含まないため、ナローヴ型モデルで言うところの「短期」「長期」別々の弾力性が定義されない。
 2) この研究のみ合理的期待形成を含む様々な期待形成モデルをラグの構造を変えることで検定し、その結果として単純な一期前の市場価格を採用している。
 3) この研究のみ作物の面積のみならず生産要素需要関数を同時推定しており、その意味でやや構造的な推定である。ただし、各推定式の間には利潤関数の制約条件を課すなり、検定するなどはしておらず、その意味では誘導形推定と言える。他の「システム」推定はすべて各作物の面積を同時に推定している。

表2 パキスタンにおける米生産の価格反応推定例

研究名	被説明変数	地域	自己価格弾力性	
			「短期」	「長期」
Gotsch and Falcon (1969)	面積	旧パンジャープ灌漑地	0.16	0.41
Tweeten (1987)	面積	全パキスタン パンジャープ州	0.09 0.18	0.43 0.37
Ali (1990)	生産量	全パキスタン	0.41	1.92
Khan and Iqbal (1991)	面積	全パキスタン	0.13	0.53
Ahmed and Siddiqui (1994)	面積	全パキスタン	0.21	0.36

(注) 推定方法, 期待価格のモデル, 期待価格以外の説明変数, 推定期間については表1を参照。

推定値が非常に安定しており、「短期」でおよそ0.2、「長期」で0.4という値に集中している。この地域の米がバースマティー種^(注7)など商品性の高いものを多く含むことからすると、価格反応弾性値が主食の小麦よりも高いことは納得できる。

しかし、小麦、米、両方に見られる通時的な安定性は、パキスタン農業がこの1世紀に経験した商業化の過程を考慮すると納得しがたく思われる。時代を経るにつれてこれらの数値が上昇してしかるべきであるにもかかわらず、安定しているのはなぜであろうか。そして表1、2に示される数値は、農業への公的介入・公共投資を縮小する一方で穀類価格を引き上げるといふパキスタンでの構造調整政策のインパクトを予測するのに適切なのであろうか。

これらの疑問に答えるひとつのヒントが、表1の「期待価格以外の説明変数」にあるように思われる。表1によれば、モデルに含まれる期待価格以外の説明変数は時代を経るにつれて増えてきている。データの利用が可能になっていることがその背景にある。しかし、説明変数の数が時代を遡るほど減るということは、モデルから誤って変数が外されたことによるバイアス(omitted variable bias)が初期の研究ほど強いことを意味する。(6)式をもう一度眺めてみよう。ベクトル z_i に含まれる変数のうち、マクロのデータを取りにくく、かつ初期の研究ほど外されやすい変数としては、農産物市場の発達(農村市場の整備、流通の広域化など)、生産技術変化(新技術の普及、投入財・固定生産要素の質の向上など)、農業ストック(家畜数など)、農業公共投資等の政策変数などが考えられる。

作付面積に直接影響を与える生産技術とし

ては、トラクター化、動力揚水機付き管井戸(tubewell)の普及、早熟性の改良品種の導入などが特に重要である。これらの z_i 変数が作付面積に与える影響はプラス、期待価格が上昇すればその蓄積が促されるから z_i 変数と価格の相関も長期的には正となることが予想される。その場合、変数脱落のバイアスが価格反応を過大に推定させる可能性が強い。また、パキスタンの経験では、改良技術の採用に関しては、農産物市場の発達にも促された収益率の上昇に加えて、政府補助金や優遇金融政策、政府によるR&D活動も重要な役割を果たした。これらを表わすのが(7)式の中の変数 x_t であるから、これを例えば操作変数として用いて(6)式の説明要因に取り入れなければ、誘導形での正確な価格反応は導けない。このような推定方法が取られない場合のバイアスも変数 z_i 脱落の場合と同方向に働くと考えられる。

つまり、表1、2に示された価格弾性値の推定例は、直接の価格効果をどちらかといえば過大に見積もっており、かつ、時代を遡れば遡るほどそのバイアスが大きかった可能性がある。パキスタン農業の1960年代、70年代の供給変化は、様々な技術変化・農産物市場の発展とそれを支えた政策体系のもとで実現した歴史的なものであり、重要な説明変数が十分に含まれないナローヴ型モデルで推定された価格反応をもって、今後の価格変化への反応と読み替えるには無理がある。このことを直接的に検証する最善の方法は、より詳細なマクロ・データを用いて、 x_t 、 z_i 変数を十分に取り入れ、式(6)、(7)のシステムを同時推定することであろう。残念ながらデータの制約上このアプローチは将来の研究課題とせざるをえない。本稿ではこのことを

間接的に検証する方法として、個票データに基づく、より構造的なアプローチを紹介する。

3. 個票データを用いたアプローチ

生産活動とそれを生み出す農家の生産資産 z_{it} に関する詳細な情報を提供するのが、農家の個票データである。したがって、変数 z_{it} や p_{it} が十分変動するような長い時系列を持ったパネル・データがあれば、誘導形アプローチ（例えば式(6), (7)のシステムを家計レベルの分析に修正したもの）によって正確な価格反応が推定できる。しかし、このような最善のアプローチを可能にするようなデータを得ることは難しい。

それに替わる、より構造的なアプローチとして本稿が注目するのは、生産技術制約の(1)式、さまざまな市場の条件、農家の目的関数(2)式の3者すべてを実証的に特定し、農家の最適化問題を数値的に解くことで価格反応を導出する方法である。ただし、生産技術制約をコブ・ダグラス型生産関数で近似し、ハウスホールド・モデルの分離性を想定すれば、利潤関数もコブ・ダグラス型となるから、このようなプライマル・アプローチを採る意味はほとんどない。より複雑な生産技術制約、あるいはより複雑な目的関数ないし消費面での制約を想定した時に初めてこのアプローチが意義を持つ。不確実性に焦点を当てた本稿のシミュレーション（次節）はこの後者の例に相当する^(注8)。

パキスタン農業に関しては、生産関数ないし生産技術制約を計量経済学的に推定した実証研究が無数にあり、様々なモデルが試されている。ただし、これらのほとんどが、一時点でのクロス・セクション・データを用いているため、価格変化がデータに含まれていないことが多く、価格反応を分析しようという問題意識はほとん

ど見られなかった。

とはいえ、生産技術制約を詳細に特定した上で価格反応を議論した実証研究がなかったわけではない。線形計画法のパキスタン農業経営への応用はこの点で重要な先駆的研究であった。線形計画法では、(1)式の実証技術制約が多数の詳細な線形制約で特定される。その上で、実際の価格体系の下でモデルを解いて得られる解が初期値となり、価格を変えてこの最適解をシミュレーションすることにより、階段状の供給関数が導出できる。

期待利潤最大化の線形計画モデルを用いてパキスタン・パンジャブ州中部の事例を分析した Gotsch and Falcon (1975) によれば、小麦価格が40キログラム当たり13ルピーから15ルピーに上昇した場合、それまで管井戸なしの伝統技術で小麦を栽培していた農家の最適な小麦作付面積は、弾力性1.9ほどで増加するが、仮にこの農家が価格上昇に対応して高収量品種と化学肥料を組み合わせた新技術を採用すれば弾力性3.7、この新技術にさらに管井戸が組み合わせられれば弾力性10.2ほどで生産が増加する^(注9)。これらの数値は、ナローヴ型モデルによる価格反応に比べて著しく大きい。それは非連続な解を生み出すという線形計画モデルの特徴、目的関数が期待利潤最大化と想定され農家の嗜好などが反映されていないこと、あくまで一地域の代表的農家をモデル化したものでセクター全体のモデルでないことなどからして当然なことであるから、ここでは問題にしない。むしろ問題にしたいのは、生産技術の採用に応じた弾性値の相対的な違いである。小麦の相対価格の上昇は、ごく短期的には生産技術を全く変えない反応を生み、その弾性値は小さいが、価格変

化が長期に続き、収益性の高い新技術が現われれば、技術そのものが変化して大きな弾性値が観察されることになる。

Gotsch and Falcon (1975) では、耕種部門の生産に直接関わる技術変化のみが問題とされた。しかし、1970、80年代のパキスタン農業における重要な変化は、農家経済内のミルク生産の重要性上昇と、それに関わる諸市場への農家の参加度合の高まりである。これらを明示的に入れたモデルを、近年の個票データを用いて分析し、価格反応を多面的に考察することが次節の課題となる。

II 米・小麦作地帯農家の価格反応

1. 調査地域の農業の特徴

本節は農家世帯の個票データを利用して、パキスタン農民の価格反応を誘導形アプローチ、構造的アプローチの2つから考察する。分析対象は、パキスタン・パンジャブ州の米・小麦作地帯 (Rice-Wheat Zone) の農家経済である。米・小麦作地帯は、カリーフ (kharif, 雨期) 作の主要作物が稲で、特にバースマティーの特産地として知られる。また、この地域は、19世紀末の用水路開発で農業生産性が大いに高まって以来、パキスタンの農業先進地域として、市場向けの生産がいち早く始まった地域である。インダス水系を源とする用水路灌漑が普及していたことから、1960年代後半からの「緑の革命」技術が急速に普及したが、近年は用水路灌漑を補完する私有管井戸の利用も一般的になっている [黒崎 1996, 357-388]。

分析に用いられるデータは、1988/89年度から90/91年度まで3カ年をカバーする農家経

営・家計調査で^(注10)、隣接する5カ村から選定された各年97戸の農家について、世帯特徴、家計支出、農業経営などが網羅されている。3カ年を通じて調査され、データにも整合性があるパネル・データは59戸である。この59戸の1990/91年度の経営状況を見ると、農地経営規模の平均は約4.1ヘクタール、ラビー (rabi, 乾期) 作の主要作物である小麦の作付面積は平均で2.6ヘクタール、カリーフ作の主要作物であるバースマティー稲の面積が2.3ヘクタールであった。これらに続いて作付面積が大きいのが青刈飼料作物 (green fodder) で、カリーフ期には主にジョワール (jowar, モロコシ)、ラビー期には主にバルスィーム (berseem, エジプト・クローバー) が栽培された。

マクロ面を見た場合、畜産部門はパキスタン農業の重要な位置を占めており、農林水産業の総付加価値に占める畜産の比率は、1970年代にはおおむね25~29%程度、80年代にこの比率がやや上昇して、90年代半ばには32%前後となっている [黒崎 1997, 36]。これをミクロ的に考える場合、インダス平原の農耕システム全般に見られる伝統、すなわち各農家が耕種農業に畜産を組み合わせ、牛、水牛のミルクを多様に利用してきた伝統に着目する必要がある。牛・水牛の用畜機能で、現在最も重要なのはミルクの生産と消費である。標本農家は、1戸当たり平均で成畜雌水牛を約3頭、成畜役牛を1頭弱保有し (1990/91年度)、その多くがミルクの販売を重要な現金収入源としている一方、ミルクの消費 (加工品含む) を農家庭先価格で支出額に換算すると全食料支出の最も大きい比率を占めた [Kurosaki 1998, 41-43]。このような重要性にもかかわらず、畜産部門が主穀の価格反応に

与える影響は、これまでのマクロ・データに基づく研究（前節参照）においてほとんど無視されてきた。信頼できる畜産データが欠如しているというのがその理由であった。そこで、本節の分析では両部門間の関係の定量化に十分な注意を払う。調査期間が3年と短いため、以下の議論の中心は、理論的には短期の価格反応になる。

2. 誘導形モデルによる価格反応の推定

まず、3年間に見られる価格反応がどれほどであったかを検討しよう。表3は、標本農家のバースマティーと小麦作付面積の推移、および関連した価格情報をまとめたものである。名目の生産物価格としては、実際に農家が受け取った「受取価格」と事前的情報の代表としての政

府支持価格を示した(注11)。生産物価格を実質化するための価格として、すべての農家が実際に用いた代表的投入財である化学肥料（尿素）の名目価格、および作付時期に必要な諸生産費用の費用指数の2つを表に示した。この時期の構造調整政策では生産物価格の引き上げよりも速いペースで化学肥料の補助金が削減される傾向にあったことが表からうかがえる。

パネル・データを構成する59農家の平均を取ると、バースマティー面積は第1年から第2年にかけて約1.0%増加、第2年から第3年にかけては約0.2%増加と、微々たる変化にとどまった。この時期のバースマティー価格を見ると、名目の受取価格はそれぞれ1.1%、2.7%の増、支持価格は6.1%、4.4%増加したにすぎず、費

表3 標本農家のバースマティー、小麦作付面積と価格

	1988/89	水 準 1989/90	1990/91	変化率	
	(1)	(2)	(3)	$\ln(2)-\ln(1)$	$\ln(3)-\ln(2)$
作付面積の各年平均 ¹⁾ (ha)					
バースマティー	2.30	2.32	2.32	0.010	0.002
小麦	2.44	2.39	2.57	-0.021	0.072
受取価格の各年平均 ¹⁾ (Rs/40kg)					
バースマティー (P_b)	131.2	132.6	136.3	0.011	0.027
小麦 (P_w)	82.2	91.4	108.1	0.106	0.168
各年の政府支持価格 (Rs/40kg)					
バースマティー (P_{sb})	135	143.5	150	0.061	0.044
小麦 (P_{sw})	85	96	112	0.122	0.154
各年の化学肥料(尿素)価格 (Rs/50kg)					
バースマティー (W_{ub})	131.6	141.8	185.0	0.075	0.266
小麦 (W_{uw})	131.5	166.5	185.0	0.236	0.105
各年の作付費用指数 ²⁾					
バースマティー (W_b)	100.0	101.6	119.2	0.016	0.159
小麦 (W_w)	100.0	111.8	125.7	0.112	0.116

(注) 1) 3カ年を通じて調査された59農家の平均。

2) 作付費用指数は、1988/89年度標本平均の単位面積当たり生産費構成をウェイトに、各年の耕起費(トラクター賃貸料、役牛維持費)単価、播種労働賃金、化学肥料単価、厩肥費用単価の指数を集計して計算した。

用の急上昇（特に第2年から第3年にかけて）に見合ったものでない。つまり、相対価格としての組み合わせを選ぶかにもよるが、パースマティー価格は第1年から第2年にかけてほぼ変化なし、第2年から第3年にかけては実質的にある程度低下したと見られる。仮にパースマティー生産の価格反応の弾力性が大きければ、わずかな価格の変化にも反応するはずであるから、農家の実際の作付面積があまり変化しなかったことは弾力性が小さい可能性を示唆する。

小麦の場合、その作付面積は第1年から第2年にかけて約2.1%減少、第2年から第3年にかけては約7.2%増加と、ある程度変化した。この生産反応は、名目小麦価格の変化がそれぞれ11~12%、15~16%となっており、投入財価格が第1年から第2年にかけて約11~24%の急上昇、第2年から第3年にかけてが約11%前後の増加であったという表の数値と整合的である。つまり、標本農家の小麦作付面積は、価格誘因が与えられた第3年に増加するという合理的な反応を示しているものと見られる。ただしその反応の弾性値の大きさは、表3からは明らかでない。

そこで、農家それぞれの属性をコントロールして統計的に価格反応の弾性値を把握するための回帰分析を行った。モデルの被説明変数は、農家 h の t 年におけるカリーフ期の作付地に占めるパースマティー作付比率 $l_{h,t}^{pm}$ 、ラビー期の作付地に占める小麦の作付比率 $l_{h,t}^{w}$ 、これらを説明する変数として、相対価格の対数と農家の生産・消費を特徴づける固定的要因($z_{h,t}^p$ と $z_{h,t}^c$: 管井戸、トラクターの所有ダミー、家族成員数、非農業所得、世帯主の教育年数、農地経営規模、家畜保有規模、従属家族員比率)を用いた。説明変数

の $z_{h,t}^p$ と $z_{h,t}^c$ は短期的には先決変数すなわち外生変数として扱って推定したので、相対価格変数の係数についての推定値が、近似的に、短期の価格反応の弾力性と解釈できる。また、ここで用いた被説明変数と説明変数は、基本的に次項で説明する構造的ハウスホールド・モデルと同一である(註12)。被説明変数は作付比率であるが、休閒地を含む各作期の作付可能面積は短期的には固定されているので、作付比率の価格弾力性はそのまま作付面積の弾力性として解釈される。

パネル・データをプールしてOLS推定した結果を、表4に報告する。相対価格の分子に事後的な受取価格を用いたモデルは生産物価格に対する完全な予見を、政府支持価格を用いたモデルは生産物価格の期待価格が政府支持価格の線形推定値であることを、暗黙のうちに想定していることになる。他の定義による期待相対価格、あるいは説明変数の組み合わせや定義を変えた推定を多数行ったが定性的には同一の結果が得られたため省略する。

第1に、価格反応についてはパースマティー、小麦ともに統計的に有意でない。特にパースマティーの場合には、推定値はモデルによって正、負両方の値を取り、かつ t 値もかなり小さかった。小麦では、一貫して正の係数が0.02から0.4の範囲で得られたが、 t 値が2を超えることはなかった。つまり、価格反応の弾力性が小さく、かつ、調査期間の価格変化が小さかったため、統計的に有意な価格反応が誘導形推定では得られなかったと解釈できる。

第2に、農家の固定的要因のいくつかについては統計的に有意な結果が得られた。パースマティー面積に対しては、管井戸保有ダミーが正、家族規模が負、農地経営面積がどちらかといえ

表4 バースマティー、小麦作付面積の決定要因

	被説明変数=カーリー期の バースマティー作付面積比率		被説明変数=ラビー期の 小麦作付面積比率	
	$P=\ln(P_b/W_{ub})$	$P=\ln(P_{sb}/W_b)$	$P=\ln(P_w/W_{uw})$	$P=\ln(P_{sw}/W_w)$
切片	0.689 (6.15)***	0.415 (0.36)	0.763 (6.70)***	-0.486 (0.30)
相対価格P	-0.097 (1.18)	0.057 (0.25)	0.072 (0.53)	0.271 (0.73)
管井戸保有ダミー	0.125 (4.38)***	0.129 (4.54)***	0.012 (0.58)	0.007 (0.38)
トラクター保有ダミー	0.000 (0.01)	0.003 (0.06)	0.013 (0.43)	0.010 (0.34)
家族成員数	-0.092 (2.83)***	-0.090 (2.78)***	-0.041 (1.84)*	-0.042 (1.88)*
実質非農業所得	-0.019 (0.94)	-0.018 (0.84)	0.004 (0.25)	0.004 (0.30)
世帯主の教育年数	-0.003 (0.90)	-0.003 (0.91)	0.000 (0.04)	0.000 (0.01)
農地経営面積	0.045 (1.67)*	0.043 (1.58)	0.074 (3.90)***	0.077 (4.11)***
成畜換算家畜保有規模	0.003 (0.15)	0.004 (0.22)	-0.061 (4.46)***	-0.061 (4.50)***
従属家族員比率	0.070 (1.06)	0.066 (1.00)	0.026 (0.57)	0.027 (0.59)
F統計値	7.068***	6.865***	5.564***	5.602***
R ²	0.276	0.270	0.231	0.232
\bar{R}^2	0.237	0.231	0.189	0.190

- (注) (1) 3カ年を通じて調査された59農家の3カ年をプールしてOLS推定した。
 (2) 説明変数については、ダミー変数、教育年数、従属家族員比率以外はすべて自然対数を用いた。
 (3) 個々の変数についてはt検定(両側)、全体の回帰分析についてはF検定の結果をアスタリスクで示す(それぞれ***1%有意, **5%有意, *10%有意)。かっこ内はt統計量の絶対値。

ば正の影響を与えている。小麦面積に対しては、家族規模がやや負、農地経営面積が正、家畜保有規模が負の影響を与えている。管井戸の効果は、稲の栽培における灌漑管理の重要性が表われていると解釈できる。家族規模の効果を労働の集約性という観点から見た場合、小麦については予想通りの負の符号(代替作物のバースマティーは非常に労働集約的)であるが、バースマティーはカーリー期の代替作物よりも労働集約的であるにもかかわらず予想と逆の負の符号となっており、単純な労働市場不完全性だけでは説明しにくい。次項のモデルが取り入れる複雑な保険・信用市場不完全性の表われと解釈したい。農地経営面積については、主穀の生産が、代替作物に比べて圃場管理がしやすい反面、生産費がかかること、生産費用の短期信用を得る上で農地経営面積が鍵となることなどから説明できよう。ラビー期において家畜の保有が小麦

面積に有意に負の影響を与えるのは、青刈飼料作物の代替財が乾期にはあまり存在しないことで説明されよう。

3. 構造的なハウスホールド・モデルによる 価格反応の検討

誘導形推定の結果は、価格反応の弾力性が小さかったゆえに、調査期間のように相対価格変化がわずかだった時期のデータからは統計的に有意な価格反応が得られなかったことを示唆するものであった。そこで、本当に価格反応の弾力性は小さいのか、そうであるならば農家が十分に大きな価格反応を示すためにはどのような条件が必要になるのかを検討するために、より構造的なアプローチを応用してみよう。データから生産技術制約と農家の目的関数を推定し、その推定された農家モデルの最適化問題を異なった市場条件についてシミュレーション的に解くことで、異なった市場条件に対応した価格反

応が導き出せる。この価格反応は、第I節の1で議論した価格反応をそのまま定式化したものであるから、仮に十分詳細でかつ時系列的変化を十分に含むデータがあれば、誘導形で導かれる価格反応と近似的に同じものが示されるはずである。このことが、シミュレーション分析を第I節の2や本節2との比較で提示する理由である。

ここで用いるモデルは、農産物市場の価格変動を明示的に取り入れ、信用市場の不完全性と保険市場の不在のために農家はそのリスクを軽減するような生産行動をとることを想定した非分離型ハウスホールド・モデル^(注13)である。本稿のモデルと前節で検討した既存の研究とを比較した場合、第1に市場の不完備性による非分離性、具体的には不確実性への対応を明示的にモデルに取り入れたこと、第2に時系列データによる誘導形モデルに含めることが難しい、農家経済を取り巻く詳細な市場条件と農家の消費者としての各種特徴をモデルに取り入れたこと、第3に数理計画法としては制約条件も目的関数も非線型であるため、線形計画法にありがちな非連続的な大きなジャンプという反応ではなく、現実のデータに合致した滑らかな反応がシミュレーションできること、といった特徴を持つ。

(1) モデルの構造

家計 h の t 年における短期的生産行動は、バースマティー作付比率 l_{ht}^B 、カーフ期の青刈飼料作物の作付比率 l_{ht}^C 、小麦作付比率 l_{ht}^W 、ラビー期の青刈飼料作物の作付比率 l_{ht}^R の4つの決定に単純化する。これらをまとめたベクトル l_{ht} が前節の変数 q_{ht} に相当する。作物の単収および市場価格にはリスクが存在し、実際に

農家が受け取る収益は単収・価格リスクの実現値によって期待値とは違った値を取る。この実際の収益が確定した後に、家計はさまざまな財の消費に所得を配分すると想定する。

簡単にモデルの構造を説明しよう(補論参照)。 l_{ht} の決定は、生産技術制約(1)を満たす必要がある。この制約条件を、固定係数のレオンティエフ型生産関数とそれぞれの作期における作付比率への非線型制約で表現し、その両方が前項の誘導形で用いた z_{ht} 変数(短期的には固定)によってシフトすることを取り入れた。

農家の目的関数(2)は、線形支出システム(linear expenditure system)に対応したフォン・ノイマン=モルゲンシュテルン効用関数から生じる期待効用関数で定義する。需要システムのパラメータは前項の誘導形で用いた z_{ht} 変数、具体的には従属家族員比率と家族成員数によってシフトし、フォン・ノイマン=モルゲンシュテルン効用関数の凹度(concavity)、すなわちどれだけ総消費支出の変動を避けようと行動するかという意味でのリスク回避度は、 z_{ht} 変数、具体的には土地保有規模、家畜保有規模、世帯主の教育水準によってシフトすると想定した。

総消費支出は、農業耕種所得、畜産所得、非農業所得によって決定される。つまり、短期的な内生変数である l_{ht} 、農地・家畜の規模、非農業所得など短期的には固定された変数 z_{ht} 、および家計にとって外生的なリスクの3者が事後的な総消費支出を決定する。

(2) シミュレーションの方法

以上のモデルを、標本農家の個票データによってシステム推定し(補論参照)、シミュレーションに用いた。まず、調査期間の1990/91年度に対応する外部パラメータの初期値のもとで農

家の期待効用最大化モデルを解き、最適な短期の作付決定に関する解 l^* を得る。次に、小麦やパスマティーの期待価格など農家にとっての外生パラメータの値を変えて同じ作業を繰り返す。その最適解を l^{**} とすれば、 l^* からの変化率が作付面積調整、すなわち生産の価格反応と定義できる(注14)。

シミュレーションは、標本農家統計の中間値を用いた「平均的農家」、農地経営規模のみがその半分である「零細農家」、畜産経営規模のみがその半分である「小畜産農家」など様々なタイプに関して行ったが、本稿では代表例としてこの3グループについてのみ報告する。このようにして得られたシミュレーション結果がどの程度代表性を持つかをチェックするために、297の全標本についてのシミュレーションも行い、その集計値がおおむね「平均的農家」の結果と定性的に似通っていることを確認した。したがって、個票データのもとになる PERI の調査がパンジャブ米・小麦作地帯の代表性を考慮してサンプルを選んでいることから、同地域に限定した上でのある程度の代表性はあるものと考えられる。

シミュレーション結果の報告に移る前に補足する必要があるのが、農産物市場に関する想定である(注15)。ハウスホールド・モデルを用いて価格反応を考察する際には、地域の非貿易財市場における市場均衡効果を考慮しなければ、現実的なシミュレーションにならない。ただし、小麦やパスマティーなどに関しては、市場価格がパキスタン全域での空間的な連動を伴っていること、政府の支持価格がある程度有効に働いていること[黒崎 1994, 58]、どちらの産品も貿易が盛んであることなどから、「小国の仮

定」、つまり、標本農家の作付決定はこの広域の市場圏で成立する市場価格の統計的分布(期待値、分散など)に影響を与えないと想定した。ミルク、乾燥飼料についても、その市場は比較的広域に統合されているため同様に想定した。

他方、青刈飼料作物については調査地域内のローカルな市場を想定し、その範囲で需給がバランスするように市場価格の統計的分布が内生的に調整されるモデルを想定した。これは、パンジャブの農産物市場の中でも後参者である青刈飼料の市場が薄く、ローカルな性格が強いことによる。そのような市場で成立する飼料価格の変動は激しく、また市場での取引量がほとんどなくなるようなリスクも存在する。シミュレーションでは、そのようなローカルな青刈飼料作物市場を、価格弾力性一定の需要関数でモデル化した(注16)。これにより、小麦やパスマティー価格が上昇したからといってこれらの作物に大きく生産シフトした場合には、ローカルな青刈飼料作物の期待価格が上昇して穀物の作付を減らす誘因が生まれるという現実的なメカニズムを内包させたことになる。なお、青刈飼料市場自体が成立しない市場欠如(missing markets)の状態は、その需要の弾力性がゼロに収斂する極限のケースで、トラクターが普及していなかったため青刈飼料の市場売買がほとんどなかった1950年代までの状況に相当する。調査地の1990年代初めの状況に対応するのが初期値のシミュレーション、60年代、70年代に生じたような飼料市場の発達さがさらに進展した場合のシミュレーションが、以下で説明する「弾力的な飼料作物市場の影響」である。

(3) シミュレーション結果

表5以降に、生産の価格反応、期待所得の変

表5 小麦・パースマティー価格20%上昇の効果(1)

	パースマティー 価格上昇	小麦価格上昇	パースマティーと 小麦価格の同時上昇
平均的農家			
1. 供給反応 (面積)			
パースマティー作付面積変化率	2.6% (0.13)	0.0%	2.6%
カリーフ飼料作物作付面積変化率	-2.9%	0.0%	-3.0%
小麦作付面積変化率	-0.1%	0.8% (0.04)	0.7%
ラビー飼料作物作付面積変化率	0.2%	-1.4%	-1.2%
2. 期待所得の変化			
当初の期待所得からの変化率	5.3%	6.2%	11.5%
3. 厚生効果 (等価変分額)			
当初の期待所得に対する比率	2.0%	2.5%	4.4%
4. 飼料価格期待値の変化			
カリーフ飼料作物	24.2%	0.0%	24.6%
ラビー飼料作物	-2.2%	14.3%	12.3%
零細農家			
1. 供給反応 (面積)			
パースマティー作付面積変化率	2.7% (0.14)	-0.1%	2.6%
小麦作付面積変化率	-0.4%	1.5% (0.08)	1.2%
3. 厚生効果 (等価変分額)			
当初の期待所得に対する比率	-2.4%	-2.1%	-4.3%
小畜産農家			
1. 供給反応 (面積)			
パースマティー作付面積変化率	3.1% (0.16)	0.1%	3.3%
小麦作付面積変化率	0.0%	0.5% (0.03)	0.4%
3. 厚生効果 (等価変分額)			
当初の期待所得に対する比率	6.5%	6.2%	12.5%

(注) かつこの中に示したのは、左のパーセント変化率を価格変化率20%で除して得られた値で、自己価格弾力性の近似値である。以下の表も同じ。

化、および農家の厚生水準に与える影響をまとめる。これらのうち最初の2つは自明であるが、厚生水準への影響については説明を要する。標準的な消費者理論が示すように、期待効用の値そのものは序数的なものであって経済的な意味を持たない。しかしその値の変化は厚生水準の変化を示しているのであるから、それを経済的に意味のある指標に変換して示すことが定量的分析には不可欠である。そこで本稿では、厚生

変化を等価変分 (equivalent variation) に変換する^(注17)。等価変分とは、初期値の生産環境にある家計にどれだけの所得移転を行えば、別の生産環境のもとでの新しい厚生水準と同値になるかを示す所得指標である。表ではこの額を初期値での期待所得に対する比率に直して示すことにする。

個々の説明の前に、モデルに抽象化された生産リスクへの対応を説明しておく。調査地域に

においては、穀物価格の変動よりも飼料価格の変動が大きく、かつ、この産品が主に同じ経営内でミルク生産のための投入財となっているために、不安定な飼料市場に対する主体均衡的対応として、飼料作物の自給率を高めることを農家は強いられる。そのため、青刈飼料作物価格のリスクがなくなった場合に、平均的農家は青刈飼料作物を減らそうとすることがモデルのシミュレーションから確認される。サンドゥモ(Sandmo)の古典的研究においては、価格リスクが大きい財の生産量はリスク回避的な企業の場合に小さくなることが示されているが[Sandmo 1971, 65-73]、本稿のモデルではその逆の現象、つまり価格リスクの存在故にリスク回避的な農家が青刈飼料作物の生産を増やしている関係が重要である(注18)。

(i) 穀類価格改定の効果

パキスタン農政は、主要農産物に関して農業流通の民営化と適正な政府支持価格の設定を目指しているが、農業流通の民営化が進展したほどには相対価格の改定は行われず、現在も小麦とパスマティーの支持価格引き上げを迫る農業ロビーの政治活動が続いている。したがって、国際価格との乖離が縮まるような支持価格引き上げがもたらす供給面・厚生面への影響を分析することは依然としてパキスタン農政での重要なイシューである。

シミュレーションでは、1980年代の名目保護率推計値に関する既存研究(注19)に基づき、両穀類の期待価格が20%上昇した場合の影響を分析する。まず、青刈飼料作物の市場構造が変化しないままに両穀類の期待価格が上昇した場合を検討しよう(表5)。

パスマティー価格の20%上昇は、平均的農

家のパスマティー作付面積を2.6%増加させると予測される。同様に、小麦価格が20%上昇した場合の小麦作付増加は0.8%である。短期の弾性値わずか0.13, 0.04という非弾力的な反応である。平均的農家よりも高い弾性値として、パスマティーでは小畜産農家の0.16, 小麦では零細農家の0.08という値が報告されているが、それらの値にしても非弾力的であることに大差ない。

もしローカルな青刈飼料作物の市場均衡効果がなければ、生産面積はもっと弾力的に反応するのであるが、飼料市場の価格が急上昇するために穀類の価格反応が鈍いものになる。パスマティー、小麦両方の期待価格が上昇した場合の収益性改善は、農家の期待所得を11.5%引き上げるが、消費水準の変動も大きくなるために厚生面での影響はこれよりもずっと小さい4.4%にすぎない。さらには、もともとこれらの主穀での市販余剰が小さいか負であり、所得の主要部分を畜産所得に頼っている零細農家の場合、飼料作物価格上昇の負の効果の方が大きいためにネットの厚生水準は4.3%低下する。

つまり、青刈飼料作物の市場構造が変化しないままの主穀価格引き上げは、弾力的な生産反応を導かないばかりか、農村の貧困層の厚生水準を低下させる可能性がある。

(ii) 主穀価格リスクの上昇

パキスタン農業の構造調整政策が額面通り実施されれば、小麦やパスマティーの主穀価格は期待値のみならずその分散も変化する可能性がある。農家の受け取る主穀価格は価格支持制度によって強く影響され[黒崎 1994, 58]、支持価格はおおむね作付け前に発表されるため、この政策によって農家にとっての主穀価格リス

クが小さくなっている。そこで、価格支持政策が縮小された場合に起こりうる、両産物の価格が20%上昇するだけでなく同時に価格の変動係数が50%上昇するケースをシミュレーションした。なお、両価格の変動係数の初期値は小麦で0.09、バースマティーで0.14とかなり低く[Kurosaki 1998, 66]、この値が5割大きくなって依然として飼料作物価格よりは安定的である。

表6に示すように、バースマティー価格上昇と変動係数の上昇が同時に起こった場合、平均的農家のバースマティー面積の変化は1.9%の増加(弾性値で0.09)と、表5の数字よりもさらに小さくなる。同様に、小麦面積の反応は0.6%の増加(弾性値で0.03)にすぎない。期待所得の増加率も、表5に示すより小さくなるが、その違いはおおむね面積変化が鈍くなる度に比例している。厚生水準の変化についても表6

表6 小麦・バースマティー価格20%上昇の効果(2)
(バースマティー、小麦価格の変動係数が50%上昇する場合)

	バースマティー 価格上昇+価格 変動増加(A)	小麦価格上昇 +価格変動増加 (B)	(A)と(B)が同時に 起きた場合
平均的農家			
1. 供給反応(面積)			
バースマティー面積	1.9% (0.09)	0.0%	1.8%
カリーフ飼料作物面積	-2.1%	0.0%	-2.0%
小麦面積	0.0%	0.6% (0.03)	0.5%
ラビー飼料作物面積	0.0%	-1.0%	-0.9%
2. 期待所得の変化			
当初の期待所得比	3.8%	4.3%	8.2%
3. 厚生効果(等価変分額)			
当初の期待所得比	1.3%	1.6%	3.0%
4. 飼料価格期待値の変化			
カリーフ飼料作物	17.4%	0.0%	16.5%
ラビー飼料作物	-0.5%	10.1%	9.2%
零細農家			
1. 供給反応(面積)			
バースマティー面積	2.1% (0.11)	-0.1%	2.0%
小麦面積	-0.3%	1.1% (0.06)	0.9%
3. 厚生効果(等価変分額)			
当初の期待所得比	-2.0%	-1.6%	-3.2%
小畜産農家			
1. 供給反応(面積)			
バースマティー面積	2.0% (0.10)	-0.1%	2.0%
小麦面積	0.0%	0.3% (0.01)	0.3%
3. 厚生効果(等価変分額)			
当初の期待所得比	5.5%	4.7%	10.2%

の数字が表5のそれよりも小さくなるのは同じであるが、消費者として主穀価格リスクが増大することの直接的な厚生損失を受けるため、等価変分の値はさらに小さくなる。

つまり、主穀の価格リスクが現在よりも上昇するような形で主穀価格水準の上昇は、生産反応をさらに非弾力的にし、農村の貧困層の厚

生水準も低下させる可能性がある。

(iii) 弾力的な飼料作物市場の影響

では同じ価格上昇が、青刈飼料のローカルな市場の価格安定化と同時に起こった場合、具体的には需要の弾力性が倍増した場合の影響を見てみよう(表7)。初期値のシミュレーションは調査地の1990年代初めの状況に対応し、発達

表7 小麦・パースマティー価格20%上昇の効果(3)
(飼料作物市場の変化が同時に起こる場合)

	パースマティー 価格上昇+ カリーフ飼料の 需要弾力化	小麦価格 上昇+ ラビー飼料の 需要弾力化	パースマティー 価格上昇+ カリーフ飼料の 単収上昇	小麦価格 上昇+ ラビー飼料の 単収上昇
平均的農家				
1. 供給反応(面積)				
パースマティー面積	3.6% (0.18)	0.6%	14.0% (0.70)	0.1%
カリーフ飼料作物面積	-4.2%	-0.7%	-16.7%	-0.2%
小麦面積	0.3%	1.0% (0.05)	0.1%	8.6% (0.43)
ラビー飼料作物面積	-0.5%	-1.8%	0.2%	-16.4%
2. 期待所得の変化				
当初の期待所得比	8.2%	8.5%	9.3%	9.9%
3. 厚生効果(等価変分額)				
当初の期待所得比	6.8%	6.4%	7.6%	7.2%
4. 飼料価格期待値の変化				
カリーフ飼料作物	17.3%	2.9%	0.5%	1.4%
ラビー飼料作物	2.4%	9.4%	1.7%	-3.7%
零細農家				
1. 供給反応(面積)				
パースマティー面積	4.6% (0.23)	0.8%	16.7% (0.84)	0.2%
小麦面積	0.5%	2.6% (0.13)	0.2%	17.6% (0.88)
3. 厚生効果(等価変分額)				
当初の期待所得比	2.3%	3.6%	4.6%	4.9%
小畜産農家				
1. 供給反応(面積)				
パースマティー面積	3.8% (0.19)	0.8%	15.1% (0.76)	0.3%
小麦面積	0.2%	0.5% (0.03)	0.1%	5.4% (0.27)
3. 厚生効果(等価変分額)				
当初の期待所得比	10.2%	8.3%	9.7%	8.8%

(注) 「飼料の需要弾力化」とは飼料への需要の弾力性が2倍になる場合、「飼料の単収上昇」とは飼料の単収の期待値が20%上昇する場合をシミュレーションした。

したとはいえまだまだリスクの大きい飼料作物市場の状況が、0.4前後という高い価格変動係数の値に表われている [Kurosaki 1998, 66]。仮に1960年代、70年代に生じた飼料市場の発達が進展すれば、この値はもう少し下がるかもしれない。このような事態を想定したシミュレーションがここでの作業に相当する。需要の弾力性の倍増によって飼料作物の変動係数は4割ほど小さくなるが、依然として主穀価格よりは大きいままにとどまる。需要の弾力性増加は、青刈飼料市場の空間的統合の進展、青刈飼料の保存や給餌技術の改善、代替的飼料の開発などで実現すると考えられる。

カーリーフ飼料作物の市場需要がより弾力的になった場合、飼料価格の安定化を通じて飼料作物生産を減らし期待収益の高いバースマティーにシフトする誘因が農家に生じるが、地域市場へのカーリーフ飼料作物の供給が減少するゆえの価格急騰によって、逆に農家にカーリーフ飼料作物を増産させる誘因も生じる。これらの純効果が表7に示されている。カーリーフ期、ラビー期どちらの場合にも、青刈飼料作物市場の構造変化がない場合(表5)に比較して、両穀の価格反応は弾力的になる。平均的農家のバースマティーの自己価格弾力性は0.18程度、小麦のそれが0.05程度である。

また、厚生水準は農地保有規模を問わず改善する。表5では穀類価格上昇がむしろ厚生水準を低下させた零細農家においても、表7では等価変分額が所得の2~4%とプラスになっている。零細農家の厚生水準の改善率が低いのは、市場均衡効果による青刈飼料作物価格上昇の負の影響が零細農家で特に強いことと、そもそも小麦やバースマティーの耕種所得が平均的農家

ほど重要でないためである。

(iv) 飼料作物の生産性向上の影響

最後に、穀類価格の20%上昇が、青刈飼料作物の生産性向上と同時に起こった場合の影響を見てみよう。具体的には、青刈飼料作物の単収の期待値が20%上昇したケースをシミュレーションする(表7)。なお、単収の増加は乗数的に生じてその変動係数を変化させない(単収の分散が44%増加する)と想定する。

シミュレーションの結果は、平均的農家のバースマティー作付面積が弾力性0.70、小麦の作付面積が弾力性0.43で価格に反応することを示している。この数字は表5~7の中で最も高い。つまり、飼料作物の生産性が向上すれば主穀作物へのシフトが強められる(注20)。いずれの場合にも農家の期待所得は上昇し、厚生水準もかなり改善される。

また、飼料需要弾力化のケース同様に、厚生水準は農地保有規模を問わず改善し、その度合も著しい。これらの変化の背後では青刈飼料市場が厚味を増している。家畜の規模が相対的に小さい農家は市場への飼料供給を増やし、相対的に大きい農家は市場からの飼料購入を増やすからである。このような変化は主穀価格引き上げだけで自動的に起こるわけではなく、青刈飼料作物についての市場構造変化がなければ顕著には生じない。

これらの結果は、飼料生産性の向上が期待収益の高い穀類への生産シフトを促し、個別農家のリスク分散配慮による社会的な非効率を弱めることを示している。この社会的非効率は零細農家の方が大きいから、飼料生産性向上の方が飼料需要の弾力化よりも零細農家の厚生改善には効果的となる。

4. 小 括

本節の個票データを用いた価格反応分析の結果を小括しよう。誘導形推定からは相対価格の係数が統計的に有意には検出されなかった。この推定結果は、調査期間において相対価格の変化がわずかであったことを考慮すると、農家の価格反応を示す弾力性の真の値が小さいことを示唆する。しかしそのような解釈は、第I節2の時系列データによる既存研究が示す高い弾性値と、一見、相容れない。

そこで、同じ個票データを用いて構造的なシミュレーション分析を行い、農家が十分に大きな価格反応を示すためにはどのような条件が必要になるのかを検討した。価格の水準だけでなく、価格の変動にも焦点を当てた分析で明らかになったのは、次のような悪循環である。青刈飼料作物市場は価格が不安定であるために農家はそこへの参加に消極的になるが、生産農家の参加が消極的であることがこの市場への全体の供給を不安定なものにして、ますます市場が不安定化する。構造調整政策との関連で言えば、飼料価格リスクの存在とこれを避けるための自給指向という制約が、パンジャブ農村における耕種・畜産両部門の成長阻害条件になっている可能性が示唆されていると解釈できる。シミュレーション結果は、主穀の価格リスクが増加すればこの悪循環が強められて主穀の価格反応が小さくなること、逆に飼料作物の需給構造が弾力化すればこの悪循環が弱められて主穀の価格反応が大きくなることを示している。

これらの効果はあくまで、変数 z_{ht} 、すなわち農地経営規模やその質、家畜の規模などの半固定的な生産要素を不変とした短期的な影響である。 z_{ht} が長期的にどう反応するかは、その

調整費用に関する付加的な推定ないし想定をすることによって、シミュレーションすることが可能である。 z_{ht} の値を変えてシミュレーションを繰り返し行うことにより、最大化された目的関数(2)の値を変数 z_{ht} のインプリシットな関数として表わすことができるからである。この作業を厳密に行うことは将来の課題としたいが、長期の価格反応が市場条件の変化に応じてどのように異なった値を取るかについては、定性的にはおおむね短期での結果と似たものになると期待される。なお、家畜の規模について付け加えれば、乳畜を維持することで青刈飼料リスクを考慮する必要が生じるという農家厚生にとってマイナスの影響と、ミルク販売の所得が得られ、家族労働の有効利用が可能になり、資産としてリスク対処のためにも家畜が有効であることなどの農家厚生にとってのプラス要因の両方が本節のモデルには含まれており、定量的に後者の方が重要である。したがって、リスクの存在はむしろ長期的な家畜の規模を長期的な期待利潤最大化の水準よりも高くすると思われる。

以上のシミュレーション分析は、市場の構造や技術水準如何によって価格反応の弾性値が大きく異なることを明確に示している(表5~7を比較されたい)。もちろんこれらのシミュレーションの数字と、表1, 2に示された価格反応の弾性値とは全く性格を異にするものであるから単純な比較はできないが、第I節2で問題にした高い価格弾性値が個票データの誘導形推定からは検出されない(表3, 4)という、一見相容れない観察を、整合的に説明するものであることに注目したい。したがって、本節の分析が、第I節で問題にした小麦、米、両方に見られる価格反応弾性値の通時的な安定性への疑問、

すなわち通時的安定性が技術変化を含む市場構造の歴史的な変化とそれを支えた公共投資によって導かれたものであるという筆者の見方への、ひとつの傍証となるのではないかと考える。

結 び

パキスタン農業においては、1980年代初頭以来、価格の歪みを是正する「構造調整」政策が推進されているが、供給能力に目立った改善は生じていない。本稿は、この問題を考えるための一材料として、パキスタン・パンジャブ州米・小麦作地帯における有畜農家の価格反応を、世帯個票データを用いた誘導形推定および構造的なハウスホールド・モデルを用いたシミュレーション分析によって分析した。

本稿の事例では、個票データを用いた誘導形推定による価格反応は有意に検出されなかったが、この推定結果と整合的な結果、すなわち価格反応の低い弾性値は、調査時以上に農産物市場が発達しない場合の農家の価格反応として構造的なシミュレーションからも導出された。つまり、調査地域の農家の場合、農産物市場、とりわけ青刈飼料作物市場の発達が穀類生産増加の重要な要因となっており、パキスタンの構造調整政策において採用されたような価格政策だけでは目立った生産反応が期待できないことが示唆されたことになる。その政策インプリケーションは、調査地域における耕種農業が今後、市場誘因に弾力的に反応できるかどうかのひとつの鍵が、空間的によく発達した農村の諸市場を通じた価格リスクの低下にあり、それにつながる公共投資が重要であるということである。1960年代、70年代のパキスタン農業においては、

「緑の革命」とトラクター化によりそれまでほとんど発達していなかった青刈飼料作物市場が生まれたという経緯と、そのことが主要作物での柔軟な生産反応を可能にしたという歴史的流れを理解することが重要であろう。今後は給餌技術や飼料作物そのものの改良などがないかぎり、青刈飼料市場のさらなる発達は見込めず、これらは公共投資の役割が大きい分野であると考えられる(注21)。

この結論自体は、採用したハウスホールド・モデルの構造による部分が大きく、必ずしも一般化できるものではない。一般化できるとすれば、シミュレーション分析で明らかになった重要な関係、すなわち農家をとりまく技術的・制度的要因が現状にとどまる場合の価格反応はかなり小さいということであろう。このことと、マクロの時系列データに基づく過去の研究が不十分な説明変数しか含まなかったこととを合わせると、既存の価格反応の推計値が現時点での生産反応のダイナミックスを考える上では過大であり、公共投資が縮小する状況においては有効でない可能性が示唆されていると考えられる。政府による市場育成政策（農産物市場の基盤整備、農村での通信・輸送インフラ整備など）や技術開発・普及政策が個別農家の市場参加を促し、そのことが乗数的に市場の厚みを増やして農家の柔軟な価格反応につながることで、経済発展のプロセスの一部であるわけで、そのような観点を持たずに過去の趨勢のみに基づき今後の価格反応を議論することは、ミスリーディングであり得よう。

以上の解釈は、本稿の限られた分析を過度に一般化しているという批判を免れない。本稿で取り上げた農家経済の特徴、とりわけ農家内部

での耕種部門と畜産部門の連関は南アジア農業にある程度共通するものではあるが、特定地域の農家経済をモデル化したシミュレーションであることに変わりはない。したがって、パキスタン農業に見られる様々なタイプの営農形態に応じて調整したものに発展させ、それらを集計することで、初めて一国レベルの厳密な分析となろう。また、第I節で述べたように、充実したマクロ・データを用いたシステム推定による誘導形アプローチ、あるいは価格水準などの市場条件が十分変動するような長い時系列を持った農家のパネル・データを用いた誘導形アプローチによる推定作業の方が、本稿の問題意識に直接こたえる方法であることは言うまでもない。より詳細なデータベースを用いてこれらの作業を行うことを今後の課題としたい。

(注1) 例えば、パキスタンについては Kurosaki (1998, chap.2), インドについては Vaidyanathan (1988) および Mishra and Sharma (1990) を参照されたい。

(注2) ここでのモデルは、黒崎 (1998, 239-270) を参考にした。

(注3) Sadoulet and de Janvry (1995) は、このような例として、フィリピン の推定例 (pp. 72-73) を示している他、このアプローチの変形として、計量経済学的に推定された式(6)と適当にカリブレートされた式(7)とを組み合わせた政策分析の方法を、インド (pp. 78-82) とセネガル (pp. 102-110) の事例で説明している。

(注4) 以下、このナローウ型モデルの定義による価格反応については、かっこをつけて「短期」、「長期」とし、式(6)、(7)の連立体系から導かれる価格反応にはかっこをつけずに短期、長期と表現する。

(注5) Falcon (1964, 580-591) を見よ。なお、ファルコンの研究の対象となった「旧パンジャブ州地域」とは、現在のパキスタン・パンジャブ州の大部分とインド・パンジャブ州、ハリヤーナー州の一部を合わせた地域 (藩王国地域を含まない) である。

(注6) 表1および表2は例示を目的としており、網羅的なものではない。もう少し詳しい推定例の一覧を示している研究に Tweeten (1987), Ali (1990) がある。

(注7) バスマティー (basmati) は超長粒種で香りの強い米で、パキスタンの主要な輸出品である。

(注8) 類似のアプローチによる実証研究が近年増えている。例えば、日本の稲作に関する実証研究として注目されるのが Sonoda and Maruyama (1999) である。これは、農外被雇用時間に上限がある場合の稲作農家の生産行動を、構造的ハウスホールド・モデルのシステム推定と、それに基づいたシミュレーションによって分析したものである。そこから、主体均衡賃金の上昇ゆえに米価の上昇が生産縮小を引き出すことが示された。また、ハウスホールド・モデルの推定結果に若干のカリブレーションを巧みに組み合わせる農家のモデルをシミュレーションした興味深い研究に、Smith and Chavas (1999) がある。

(注9) Gotsch and Falcon (1975, 27-46) を見よ。ただしこの研究は価格反応の弾性値を記述していないので、ここの数字はグラフ (p. 34) から大まかに読み出したものである。

(注10) 原データは、パンジャブ経済研究所 (Punjab Economic Research Institute: PERI) が集めた主要作物生産費調査の一部である。データの詳細については Kurosaki (1998, chap.2) を参照。

(注11) これらの価格の詳細については黒崎 (1994) を参照。この研究の実証分析によれば、事後的に農家が受け取った価格は、かなりの程度政府支持価格によって決定されている。

(注12) これらの変数の詳細な定義と平均・標準偏差については Kurosaki (1998, 54, 98-99) を参照。

(注13) 非分離型ハウスホールド・モデルについては、黒崎 (1998, 249-256) を参照。

(注14) なお、本稿の農家モデルの最適解は分析的には得られないため、第I節の(5)式に相当する誘導形の式はあくまでインプリシットにしか存在しない。そこで実際のシミュレーションはFORTRANプログラムを用いた数量的手法 (numerical method) によって行った [Kurosaki 1998, chap.8を参照]。

(注15) 以下の想定は、農産品市場価格の長期トレンドと短期的価格変動を推定した回帰分析結果に基づいている。価格の長期時系列データを用いた回帰分析によって、青刈飼料作物の価格リスクが非常に大きく、

またローカルな市場での価格の急騰が見られるのに対し、政府の買上政策が効を奏している小麦で価格リスクが最小、パスマティーや乾燥飼料はその中間に位置することが明らかになった。詳しくは Kurosaki (1998, chap. 4), とりわけ Table 4-3 を参照のこと。

(注16) これは、牛の総数で飼料の必要量が決まるが、青刈飼料作物の供給は天候などのために変動するため、生産量が確定した後に事後的な需給の調整が必要面、供給面で行われる状況をモデル化したものである。このような超短期の供給調整の価格弾力性は、農家が青刈飼料作物面積を決定する際の事前的な情報としては、需要調整の価格弾力性の符号を逆にしたものと一緒になって作用する。そこで、両者の一体化した超短期の市場の調整の度合を、需要の価格弾力性が一定のモデルで表現した。詳しくは Kurosaki (1998, 131-132) を参照。

(注17) 等価変分についての標準的な扱いについては、Just, Hueth and Schmitz (1982) を参照。

(注18) ただし、家畜保有規模に比べて農地が大きいく、青刈飼料作物の余剰を供給する潜在能力の大きい農家においてはその逆のサンドモの現象、つまり飼料価格リスクの存在がリスク回避の農家の飼料作物生産を減らすという関係が見られる。シミュレーションでこれが当てはまるのが「小畜産農家」、本文に書いた現象が生じるのが「平均的農家」と「零細農家」である。

(注19) とりわけ参考にしたのは、John Mellor Associates (1993) である。

(注20) ただし、単収を乗じた生産量の価格反応を見ると、穀類への生産シフトは飼料作物の生産量あまり変化しない水準で止まっている。例えば、パスマティー価格とカリーフ飼料の生産性が20%上昇した場合、パスマティーの作付が14.0%増加しカリーフ飼料の作付面積が16.7%減少するが、カリーフ飼料の生産性が上昇しているため、カリーフ飼料の生産量は微減にとどまる。

(注21) これまでのパキスタンやインド農業でのR & D公共投資は主要農産物に集中し、耕種部門と畜産部門の狭間に隠れた飼料作物への投資が不十分であったから、構造調整政策下の限られた財源をこの部門に向けることが農業の効率性、公正面双方を改善するのに有効である可能性がある。例えば、パキスタンの政府文書も「飼料作物はどの機関の責任からも外れていない」[Government of Pakistan 1988, 192] として、

このことを認めている。もちろんこのような公共投資がどの程度有効であるかは、飼料作物技術改善の技術開発コストがどの程度であるかによるから一概には言えないが。

補論 構造的なハウスホールド・モデルの詳細

以下、下つき文字で家計と年、上つき文字で個別の財を示す。なお、補論はすべて Kurosaki (1998) に依っているため、対応箇所のページ数のみ本文のかっこ内に示す。

1. 生産技術制約

生産技術制約を示す式(1)は、次のように特定した。まず生産関数については単位面積当たりの期待収量が一定で、投入財が固定係数の比率で使用されるレオンティエフ型技術を想定した。これによって、各作物の作付比率 ($l_{h1t}^e, l_{h2t}^e, l_{h3t}^e, l_{h4t}^e$) に応じて耕種部門所得が決定される。ただし、期待単収は各家計にとって短期的には不変である z_{ht} 変数、具体的にはトラクター所有ダミー、管井戸所有ダミー、家計成員数、世帯主の教育水準でシフトすることをモデルに取り入れて、農家間の非確率的な単収の格差をコントロールした (p. 54)。

また、休耕地の必要や適切な灌漑の必要、あるいは固定生産要素の存在などのために、選択変数 l_{ht} は非線型の制約を受けるものと想定し、その制約が管井戸所有ダミーでシフトすることをモデルに取り入れた。推定においては非線型の関数を2次関数で近似し、管井戸保有者の方が、有意に作付自由度が高いという結果を得た (pp. 100-103)。

2. 農家の目的関数

農家 h の t 年における目的関数(2)は、次のようなフォン・ノイマン＝モルゲンシュテルン効

用関数 v_{ht} から生じる期待効用関数 U_{ht} で定義する。

$$\begin{aligned}
 U_{ht} &= E \{v_{ht}\} = E \{v(y_{ht}, p_t; \\
 &\quad \beta_{ht}, \gamma_{ht}, \phi_{ht})\} \\
 &= E \left\{ \frac{1}{1 - \phi_{ht}} \left[\frac{y_{ht} - \sum_j p_j^i \gamma_{ht}^j}{\exp(\sum_j \beta_{ht}^j \ln p_j^i)} \right]^{1 - \phi_{ht}} \right\}, \quad (8)
 \end{aligned}$$

ただし、 y_{ht} は事後的な消費支出の水準、 β_{ht}^j は線形支出システム (linear expenditure system) での j 財への限界支出比率、 γ_{ht}^j は j 財の生存水準消費必要量、 ϕ_{ht} は生産行動に表われる家計のリスク回避度を表わす。

このモデルのユニークな点は、耕種部門での米・小麦と飼料作物の作付決定が、消費者としての農家が事後的な消費平準化手段をどれほど有するかに応じて変化する「耐リスク能力」(willingness to bear risk: ϕ で表現) と、どの消費財をどれだけ消費したいと思うかという「序数的消費選好」(ordinal consumption preferences: β と γ で表現) の 2 つによって特徴づけられる点にある。地域に十分な保険市場が存在しないことが、これら 2 つの消費選好が耕種部門での作付決定に影響を与えるそもその原因である。生産決定の消費選好からの「非分離性」はこの保険市場不備から生じている。注意すべきは、 ϕ_{ht} と本源的なリスク選好とが一对一の関係ではないことである。仮にこの家計がその消費水準を平準化させるような手段を全く持っていない場合のみ、 v_{ht} のパラメータ ϕ_{ht} と本源的な家計のリスク選好が同一になる。このような手段として重要なのは消費向けの信用、資産の取り崩し、相互扶助などである。他方、これらの手段が充実すればするほど、耐リスク能力は大きくなり、たとえその家計が非常にリスク回避

的な選好を持っていても、よりリスク中立に近い生産行動をするであろう。このような場合、関数 v_{ht} は家計の動学的最適化の解の近似と見なせる。つまり、 ϕ_{ht} は一般的には家計のリスク選好と家計にとっての消費平準化の手段の有無とを総合的に示すパラメータということになる。

このことを明示的にモデルに入れるために、実際の推定では、各家計の資産状況や家族構成を表わす変数 z_{ht} に応じてパラメータ β_{ht}^j 、 γ_{ht}^j 、 ϕ_{ht} がシフトするように想定し、良好な推定結果を得た。生存水準消費を示す γ_{ht}^j は家計成員数に比例、限界消費比率の β_{ht}^j は従属家族員比率によってシフトすると想定した。関数 v_{ht} の凹度 (concavity)、すなわちどれだけ総消費支出の変動を避けようと行動するかという意味でのリスク回避度は、土地保有規模、家畜保有規模、および世帯主の教育水準によってシフトすると想定した。推定結果からは、資産の中では特に家畜資産を多く所有する農家がリスク回避の度合いが小さくなること、家計内の従属メンバーの比率が高いほど食料需要が作付決定に大きな影響を与えることなどが明らかになった (pp. 97-102)。

3. 生産と消費の結合

農家の目的関数(8)と農業生産での決定とは、事後的な消費支出の水準 y_{ht} を通じて次のように結びついている。

$$\begin{aligned}
 y_{ht} &= \sum_{s=k, r} \sum_{i=g, f} \pi_{ht}^{si}(\epsilon_{ht}) l_{ht}^{si} L_{ht}^s \\
 &\quad + \sum_{s=k, r} \pi_{ht}^{sm}(\epsilon_{ht}) A_{ht}^s + Y_{ht}^N, \quad (9)
 \end{aligned}$$

ただし L_{ht}^s は作期 s における可耕農地面積、 A_{ht}^s は乳畜規模、 π_{ht} は土地または乳畜 1 単位

当たりの純収益, ε_{ht} は天候などこの農家が直面する様々なリスクをベクトル表示したもの, Y_{ht}^N は農外所得である。 L_{ht}^s , A_{ht}^s , Y_{ht}^N は第II節のモデルでの変数 z_{ht} に相当する。上式右辺の第1項が農業耕種所得, 第2項が畜産所得, 第3項が非農業所得に対応する。

単位当たりの純収益 π_{ht} が t のみならず h ごとに異なるのは, 単収の水準が変数 z_{ht} によってシフトするからである。リスクを示す ε_{ht} の下付き文字に h が含まれるのは, 価格リスクが村内全家計に共通する一方, 単収は共通のリスクに加えて家計ごとに異なるイディオシンクロナティック (idiosyncratic) なショックの影響を受けるためである。つまり, 短期的な内生変数である l_{ht} , 長期的には可変だが短期的には固定された変数 z_{ht} , および家計にとって外生的なリスク ε_{ht} の3つが事後的な総消費支出を決定することになる。

4. 推定方法

農家はこのようなモデルのもとで期待効用(8)を最大化するために行動すると想定する。期待効用そのものは観察不可能であるから, (8)式の代わりに, それを最大化するために l_{ht} が満たすべき一階の必要条件を導き, そのテイラー近似式を推定に用いた。この必要条件式は, 生産制約条件のパラメータ, リスク回避度のパラメータ, 線形需要システムのパラメータからなる非線型の複雑な関数となる (pp. 107-108)。

作付比率に関する技術制約, 最適な生産のための必要条件, それに事後的な消費支出からなる需要システムを加えた3つのサブ・システムからなる連立モデルを, 非線型の完全情報最尤法 (FIML) によって同時推定した。シミュレーションに用いたのは, 全標本 (NOB=291) を用

いて推定されたパラメータである (p.100, Table 6-2)。

文献リスト

<日本語文献>

- 石川滋 1990. 『開発経済学の基本問題』岩波書店。
 黒崎卓 1994. 「発展途上国における農産物価格形成と政府介入—パキスタン・パンジャーブ州における小麦の事例—」『アジア経済』35(10) (10月)。
 ——— 1996. 「パキスタン—用水路・地下水灌漑の経済分析—」堀井健三・多田博一・篠田隆編『アジアの灌漑制度—水利用の効率化に向けて—」新評論社。
 ——— 1997. 「パキスタンの国民所得統計—農業部門を中心に—」一橋大学経済研究所中核的拠点形成プロジェクト Discussion Paper No. D 97-12。
 ——— 1998. 「アジア農業における経済改革, 構造調整, 市場化—ハウスホールド・モデル・アプローチ—」山本裕美編『経済改革下のアジア農業と経済発展』アジア経済研究所調査報告書。

<英語文献>

- Ahmed, A.M. and Rizwana Siddiqui 1994. "Supply Response in Pakistan with 'Endogenous' Technology." *Pakistan Development Review* 33(4) Part II (Winter).
 Ali, Mubarik 1990. "The Price Response of Major Crops in Pakistan: An Application of the Simultaneous Equation Model." *Pakistan Development Review* 29(3/4).
 Falcon, Walter P. 1964. "Farmer Response to Price in a Subsistence Economy: The Case of West Pakistan." *American Economic Review* 54(3)(May).
 Gotsch, Carl H. and Walter P. Falcon 1969. *Volume II Supplemental Working Papers on Agricultural Price Policy and the Development of West Pakistan*. AID/OSTI Contract No. NESA 403.
 ——— and ——— 1975. "The Green Revolution and the Economics of Punjab Agriculture." *Food Research Institute Studies* 14(1).
 Government of Pakistan 1988. *Report of the National Commission on Agriculture*. Islamabad: Ministry of Food and Agriculture.

- Green, R. H. 1989. "Articulating Stabilization Programmes and Structural Adjustment: Sub-Saharan Africa." In *Structural Adjustment and Agriculture*. ed. S. Commander. London: Overseas Development Institute.
- John Mellor Associates 1993. *Agricultural Prices Study, Main Report*. Washington, D.C.: John Mellor Associates, Inc.
- Just, R.E., D.L. Hueth and A. Schmitz 1982. *Applied Welfare Economics and Public Policy*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Khan, Ashfaq H. and Zafar Iqbal 1991. "Supply Response in Pakistan's Agriculture." *International Journal of Development Planning Literature* 6 (1-2).
- Kurosaki, Takashi 1998. *Risk and Household Behavior in Pakistan's Agriculture*. Tokyo: Institute of Developing Economies.
- Mishra, S.N. and R. K. Sharma 1990. *Livestock Development in India: An Appraisal*. New Delhi: Vikas.
- Pinckney, Thomas C. 1989. "The Multiple Effects of Procurement Price on Production and Procurement of Wheat in Pakistan." *Pakistan Development Review* 28(2).
- Sadoulet, Elisabeth and A. de Janvry 1995. *Quantitative Development Policy Analysis*. Baltimore: Johns Hopkins University Press.
- Sandmo, Agnar 1971. "On the Theory of the Competitive Firm under Price Uncertainty." *American Economic Review* 61(1).
- Smith, Lisa C. and Jean-Paul Chavas 1999. "Supply Response of West African Agricultural Households: Implications of Intra-household Preference Heterogeneity." FCND Discussion Paper No. 69, Washington, D.C.: International Food Policy Research Institute.
- Sonoda, T. and Y. Maruyama 1999. "Effects of the Internal Wage on Output Supply: A Structural Estimation for Japanese Rice Farmers." *American Journal of Agricultural Economics* 81(1) (February).
- Tweeten, Luther 1987. *Supply Response in Pakistan Agriculture: A Systems Approach*. APCOM Series No. 58, Islamabad: Government of Pakistan, Agricultural Prices Commission.
- Vaidyanathan, A. 1988. *Bovine Economy in India*. Trivandrum: Centre for Development Studies.

(一橋大学経済研究所助教授)

[付記] 本稿は、アジア経済研究所1996年度「アジア農業における構造調整と市場化」研究会(主査:山本裕美)の成果を大幅に改訂したものである。改訂のプロセスではとりわけ、本誌の匿名レフリーから詳細かつ適切なコメントをいただいた。記して感謝したい。