

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——

くろ さき たかし
黒 崎 卓

はじめに

- I パキスタンにおける小麦の生産、流通、消費
 - II パンジャーブ州米・小麦作地帯での収穫時農家庭先販売価格
 - III パンジャーブ州における小麦卸売価格の空間的統合
 - IV 小麦卸売価格と公的調達・政府放出の間の季節性
- 結 び

はじめに

発展途上国における農産物市場のあり方は、経済発展に関心を持つものにとって重要な問題である。効率的な農産物市場は、消費者の嗜好や技術の変化などの情報を価格という形態で生産者に伝え、それによって生産面のダイナミックな反応を引き起こす。このダイナミックこそが経済発展の主要な一側面なのである。このため、発展途上国における農産物市場の効率性に関しては膨大な実証研究が存在し、その分析手法も日進月歩の発展を見せている^(注1)。近年の構造調整政策をとる多くの発展途上国において、農産物流通での政府介入を縮小する改革が行なわれていることから、この問題は研究意義を新たにしているといえる。すなわち、これらの政策改革が期待された供給効果を持つための必要条件が効率的な民間農産物流通の存在である^(注2)。したがって、この効率性を個々の発展途上国において検証する作業がより重要になっ

ているのである。

本稿は、このような実証分析をパキスタンの小麦に関して行なう。小麦はパキスタンの主食であり、農村部の生産者・消費者、都市部の消費者各層にとってその価格がいかに形成されているかは非常に重要な問題である。この重要性ゆえに、パキスタン政府は従来公的調達と補助金つきの売却によって小麦の流通に介入してきた。1990年代初めの公的調達は全流通量の6、7割を占めると見られる。しかしながら、パキスタンの特徴は、同時にこの公的流通経路を経由しない民間部門のみからなる流通経路も発達しており、各経済主体はその双方を見比べて、有利な方で取引を行なうことができることである。このような制度のもとで、民間流通網で形成される価格がどのような性格を持ち、政府介入によってどのような影響を受けているかを検討することが本稿の中心課題である。パキスタンの小麦流通においても、国際援助機関との政策対話のもとに、補助金を減らし民間流通の役割を重視する方向に政策変更が行なわれている。とはいえ政府介入が全くなくなることは考えられない。したがって、政府介入が縮小するがなくなりほしないという政策環境の変化に民間流通網がどう反応するかが問題となる。本稿は、そのような問題を考察するための一材料を提供する。

パンジャーブ州はパキスタンの最大州でありかつ小麦の余剰州である。この州を取り上げるのは、視点を主に農村部の生産者に置き、彼らにとっての価格とそこへの政府介入の影響を見たいからである。パキスタンの小麦流通に関しては非常に多くの研究が存在するが^(注3)、制度的側面に絞ったものが多く、価格形成の数量的分析を行なったものは少ない。ファイズ・ムハンマドの一連の研究^(注4)は、その数少ない中の代表例であるが、数量的分析に関しては市場価格のみを用いた分析が主であり、かつその手法も非常に素朴なものである。本稿では、市場価格のみを用いた分析ではより精緻な手法を用い(第III節)、さらに、第II、IV節では流通量データやミクロの農家データを加えた価格分析を試みることで、既存のパキスタン農産物市場研究になかった数量的な分析を行なう。

ここで、各節に共通する分析枠組を簡単に述べておく。本稿では、空間的(spatial)あるいは異時点間(intertemporal)競争的均衡(competitive equilibrium)を分析の出発点に置く。この競争的均衡の必要条件として成立しなければならないのが価格に関する裁定の(不)等式(arbitrage [in-] equality)である^(注5)。その具体例については各節で後述するとして、この式は、ある形態の財が次の形態の財に変容されるならば、新しい財の価格はもとの財の価格に変容費用を加えたものであり、それ以上の価格差が生じていないということを意味する^(注6)。この条件の成立は、必要以上の農産物価格の乱高下を防ぎ、効率的な情報伝達を可能にする。この意味で、裁定式の成立は効率的な価格形成の必要条件なのである。本稿は、この裁定式を、直接的に、あるいはそこから導出される必要条件を通じて

間接的に検証する。

本稿では、第I節で分析地域における小麦流通の制度的背景を説明し、続く3つの節で本分析を行なう。第II節において、小麦販売農家の収穫時庭先価格をミクロの農家データを用いて分析する。続く第III節はパンジャーブ州の卸売市場10カ所での小麦価格の空間的統合(spatial integration)を検定する。第IV節は第III節で用いた卸売価格と公的調達、政府放出の間の季節性を検討する。

(注1) インドの農産物を扱ったUma Lele, *Food Marketing in India: Private Performance and Public Policy* (Ithaca: Cornell University Press, 1971)、アフリカの事例のW. O. Jones, *Marketing Staple Food Crops in Tropical Africa* (Ithaca: Cornell University Press, 1972)の2点は代表的な古典的研究である。近年の研究書では、バングラデシュを扱ったMartin Ravallion, *Markets and Famines* (Oxford: Clarendon Press, 1987)、インドネシアを題材にしたY. Hayami and T. Kawagoe, *The Agrarian Origins of Commerce and Industry: A Study of Peasant Marketing in Indonesia* (New York: St. Martin's Press, 1993)などが重要な実証研究であろう。分析手法については第III節注4、6、10、11で参照する論文を参照のこと。

(注2) ただしこれは必要条件であって十分条件ではない。農産物市場が効率的な場合でも、他の市場、すなわち生産要素市場や消費財市場の不完全性が大きい場合には供給効果は非常に小さくなる。詳しくは、黒崎卓「途上国の農家・家内企業と市場」(『アジ研ニュース』第149号 1993年11月)を参照。

(注3) 第I節注6、7で参照される文献を参照。

(注4) Faiz Mohammad, "An Analysis of the Structure and Performance of Agricultural Markets in Pakistan" (Ph. D. diss., Simon Fraser University, 1983)/idem, "Farm Prices and the Green Revolution: Some Reflections on the Performance of Private Agricultural Markets in Pakistan," *Pakistan Development Review*, vol. 24, no. 2, Summer 1985, pp. 104-123/Faiz Mohammad and Sayyid Tahir, "Agricultural Prices in Pakistan: A Multi-

Market Analysis," *ibid.*, vol. 27, no. 4, Winter 1989, pp. 577-592.

(注5) T. Takayama and G. Judge, *Spatial and Temporal Price and Allocation Models* (Amsterdam : North Holland Publishing, 1971).

(注6) 財の形態の変容は、農産物の加工のみならず、財の空間的移動(輸送)や時間的移動(貯蔵)を含む。物理的には同じ財であっても、空間的・時間的に異なれば経済的には異なる財なのである。

I パキスタンにおける小麦の生産、流通、消費

1. パキスタンでの小麦の生産と消費

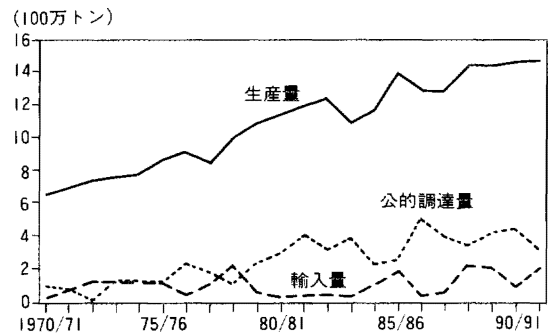
小麦はパキスタンの食生活で最も重要なカロリー源である。1987/88年度(注1)の全国家計調査によれば、小麦の消費は全消費支出の8%、食料支出の17%を占める(注2)。この重要性ゆえに、パキスタン政府は1947年の独立以来、消費者への小麦安定供給に積極的に関与してきた。1人当たりの年間消費量は140~150kgであり、1991年初頭の推計人口は1億1400万人であるから、年間の全国消費量は約1500万トンのになる(注3)。

他方、生産面を見ると、乾季にはほとんどの地域でほとんどの農家が小麦を作付けする。農地灌漑比率が8割を超えるという世界有数の灌漑施設に恵まれたパキスタンにおいては、主要農業地域での高収量品種の普及が1970年代末までにはほぼ完了し、小麦の総生産は、91/92年度で約1500万トと、70年代初めの約2.5倍に達している(図1)。パキスタンは豊作年においては自給を達成できる生産基盤を持ちつつあり、1980年代半ばには一時的に輸出を経験したこともあったが、図に示したようにこの近年は毎年100

万~200万トンの輸入が続いている。州別に見ると、人口の56%を占めるパンジャーブ州が総生産の7割強を担い(注4)、パキスタンを構成する4州の中で唯一の余剰州となっている。

しかし、技術革新の結果、小麦の単位面積当たり収量は格段に向上したが、潜在力に比べ依然として低水準に留まっているといわざるをえない。小麦の全国平均収量は1986年でヘクタール当たり1.9トで、国際的に見ても低位、パキスタン国内の試験場での生産性の4分の1にすぎない(注5)。このことから、小麦の土地生産性を向上させ、輸入を減らすことが重要な政策課題になる。この課題達成のために、パキスタン政府は公共投資や農業普及事業の実施、あるいは投入財への補助金や小麦の生産者価格支持といった政策をとってきた。

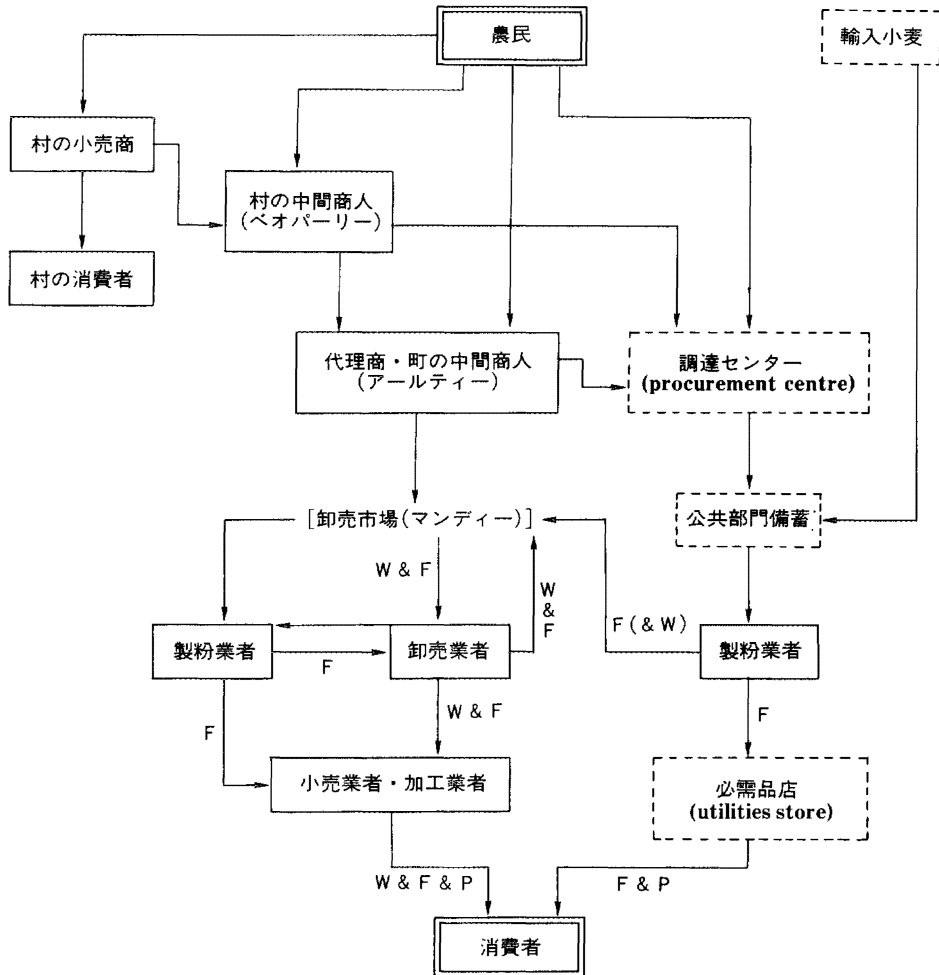
図1 小麦の生産量、公的調達量、および輸入量の推移(パキスタン、1970/71~91/92年度)



(出所) Economic Adviser's Wing, Government of Pakistan, *Economic Survey 1992-93* (Islamabad, 1993), appendix table 3.1, 3.18, 10.7より作成。

(注) 生産量、輸入量は会計年度(7~6月)、公的調達量は食糧年度(5~4月)。なお、公的調達量はパキスタン農業貯蔵・サービス公社(Pakistan Agricultural Storage and Services Corporation: PASSCO)および4州食糧省の全合計。

図2 小麦の主な流通経路



(出所) 筆者作成。

(注) (1) []内は民間部門。[]内は公共部門。

(2) 矢印の脇の記号は、流通する小麦の形態を示す。Wは小麦，Fは小麦粉，Pはパンなど小麦製品。記号なしは、小麦(W)のみの場合。

2. 小麦の民間流通網

パキスタンにおける小麦の流通については、1980年代前半にパキスタン開発経済研究所(Pakistan Institute of Development Economics: PIDE)が詳細な研究を行なった(注6)。その後の流通政策改変に関しては国際機関を中心に各種の報告書が出ている(注7)。これらの報告書および

筆者による現地調査をもとにして、現行の小麦流通経路の概略を示したのが図2である。図では、流通主体が民間部門に属するか、公共部門に属するかで表示の方法を変えてある。収穫された小麦は、乾燥・脱穀作業後市場化されるが、小麦は農民の商品であると同時に、主食であり雇用労働への賃金財でもある。PIDEの研究に

よれば、たとえばパンジャブ州での推計は、総生産の39%が自家消費、10%が現物賃金、8%が種子などその他の用途にまわり、市販余剰は43%であった(注8)。

生産者の主要な販売経路には、パンジャブ州の場合、村の小売商、村をまわって小麦を集める中間商人であるベオパーリー (beopari)、町の卸売市場 (マンディー [mandi]) のコミッション・エージェントであるアールティー (arhti) (以上、民間部門)、および公共部門による調達センター (procurement centre) がある。ベオパーリーは、集めた小麦を直接製粉業者に販売することもあるが、主にアールティーや調達センターへの販売の中間商人として機能する。アールティーはコミッションをとって卸売市場で販売することもあれば調達センターに売ることもある。

マンディーというのは一般に常設のマーケットを指す語であるが、現在のパキスタン・パンジャブ州では民間の卸売市場を指すことが多く、ここではその意味で用いる。この卸売市場のうち主要なものはパンジャブ州に約130存在し、州政府による規制を受けている(注9)。規制は、アールティーの取るコミッションやオークションの実施方法、秤法等に関する細かいものであり、その実施には政府任命の自治的機関であるマーケット委員会 (Market Committee) があたる。マーケット委員会の重要な任務に各商品の取引価格の記録があり、主要市場のこの価格が政府の発表する卸売価格データの基礎になる。これらの卸売市場は階層的な構造を持つ。すなわち、農村に近い卸売市場がベオパーリーやアールティーなどを通じて生産者から小麦を集め、それが卸売業者を通じて消費地の卸売市

場に移動するのである。

アールティーが主に農村からの小麦の集荷で大きな役割を果たすのに対し、次の流通段階、具体的には市場間の小麦の移送や民間貯蔵の担い手となるのが卸売業者である。小麦は製粉されて食用にされるわけだが、小麦粉は品質維持が難しい。このため、輸送・貯蔵とも製粉せずに小麦のまま行なうのが一般的である。卸売業者は、市場価格をにらみつつ、小麦の移動や貯蔵量の調整、製粉して小麦粉として市場にまわす量などを決定する。製粉業者は、小麦を自ら購入して製粉する場合もあるが、卸売業者等からの加工委託による製粉の方が一般的といわれている(注10)。この加工委託は製粉マージン (grinding margin) をとって行なわれるため、製粉業者は価格変動のリスクを受けずにすむ。このようにして製粉された小麦は、最終的に小売業者や加工業者の手を経て都市の消費者に到達する。

このように、生産者の手を離れた小麦は、ベオパーリー、アールティー等の中間商人を経て卸売市場に到達し、民間卸売業者・民間小売業者の手を経て消費者に向かう。これが民間部門のみを通った小麦流通経路であり、本稿ではこれを指して「民間流通網」と表現する。民間流通への規制には、卸売市場での規制以外に州間移動の禁止というものがあつたが、1987年の小麦粉配給制廃止までに完全に撤廃され、現在は民間による流通が全国規模で展開可能になっている。

3. 生産者支持価格制度

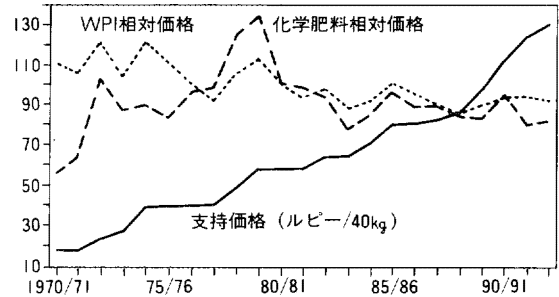
小麦の政府調達は、分離独立期から実施されてきたが、その第1の転機は1973年に訪れた。1971年発足のZ・A・ブットー (Z. A. Bhutto) 政権がとった農産物価格政策の基本スタンスは、

生産者支持価格 (support price) を設定して最低限の生産意欲を維持するが、その水準は国際価格より低く設定すること、そして政府の直接の関与により都市消費者への安価な食糧供給を行なうことであった。この政策に基づいて、小麦を農民から調達して貯蔵し、不足州への輸送を行なう連邦政府管轄の公社として、パキスタン農業貯蔵・サービス公社 (Pakistan Agricultural Storage and Services Corporation : PASSCO) が1973年に設立された。これまで小麦の調達にあっていた州政府食糧省 (Food Department) の機能は維持されたまま、PASSCO による新たな調達センターの設置が行なわれた。

図3は政府による小麦支持価格である。1970年代後半には支持価格は名目値でおおむね据え置かれ、卸売物価指数でデフレートした実質値で下がっている。この時期、公的調達小麦のコストは輸入小麦の40~80%であったと推計される(注11)。名目保護率は高い負の値をとったことになる。

現行の生産者支持価格制度は、ブットー政権をクーデターで倒したズィヤー・ウル・ハック (Zia-ul Haq) 政権下の1980年に始まるものである。この年、投入財補助から生産者価格支持へと農業価格政策の基本スタンスを変更することが宣言され、それに基づく政府機関として農業価格委員会 (Agricultural Prices Commission : ACom) が設置された。AComは、生産費と国際価格、作物間の収益性、生産者所得維持などを基準に、毎年の支持価格を政府に提言する専門機関であり(注12)、その設置は生産者に増産意欲を与える価格政策の具体的な現われであった。ただし、実際の支持価格はAComの提言を参考に政治決定され、提言よりも10~20%は

図3 政府による小麦支持価格の推移
(パキスタン, 1970/71~92/93年度)



(出所) 図1と同じ (appendix table 3.17, 9.5) および, Economic Adviser's Wing, Government of Pakistan, *Economic Survey*, various issues のそれらに対応する表より作成。

(注) 「WPI 相対価格」は、卸売物価指数 (WPI) でデフレートした政府による小麦支持価格を1980/81年度=100の指数で示したものの。同様に、「化学肥料相対価格」は、化学肥料価格指数でデフレートした価格を1980/81年度=100の指数で示したものの。年度は会計年度 (7~6月)。

低めであることが多い(注13)。図3に示したように、ACom設置後も、小麦の支持価格は低迷しており、この間化学肥料補助金が徐々に減らされたこともあり、実質価格は上昇していない(注14)。1990年代初頭での支持価格はおおむね国際価格を若干下回る水準に設定されている。

図2に戻って小麦流通経路の中での公共部門調達を説明すると、州内の主要な町、すなわちマンディーの存在する規模の町に、収穫後の5月にPASSCOと州政府食糧省が直接競合しないように調達センターを設置する。買上は通常6月まで行なわれる。図に示すように、調達センターで販売するのは農民に限られず、ベオパーリーやアールティーなどの中間商人も重要な売り手である。両機関は小麦価格支持の実行機関とされ、持ち込まれた小麦全量を少なくとも支持価格で購入する義務がある。支持価格であ

るから、市場価格がそれ以上になった場合には両機関とも支持価格を上回る価格で購入することが原理的にはありうるが、現実にはこの事態はほとんど生じていない。PASSCO の小麦は主にパンジャブ州以外での不足に応えるためのものである。

近年における PASSCO と州政府食糧省合計の全国調達量は400万トンの前後で、1989/90～91/92年度の平均の対総生産量比は27%である（図1参照）。全国の市販余剰比率を40%と仮定すれば、この数字は全流通量のほぼ3分の2に相当する。パンジャブ州における県別の公的調達量実績を表1に示す。両機関合計の調達量実績は全生産量の35%である。県ごとの差異で興味深いのは、小麦の余剰地域の中でも南部の綿花・小麦作地帯ではこの比率が高く、東北部の米・小麦作地帯では低く、中部の混作地帯がその中間に位置することである。このことは、パンジャブ州の民間農産物流通の展開はラホールを中心とする米・小麦作地帯から始まっており、その歴史が古いほど民間流通の重要性が大きく、歴史が浅いほど公的調達に頼る部分が大きいことを示しているといえよう。

4. 消費者価格安定化政策

パキスタン独立以前の1943年、第2次世界大戦中の食糧不足に対応する非常措置として小麦粉の配給制(rationing)が都市部で開始された。この配給制は、戦時体制終焉で多くの価格統制が解かれた後も継続された。ただし、配給量は都市住民の需要の一部しかまかなえなかったもので、残りは自由市場で購入するという部分供給(partial provisioning)制度に変更された。配給切符の給付は公式には貧困層に重点的に行なうとされた。

この配給制度が1970年代末までの消費者価格安定化政策の要であった。この制度のもとでは、政府は支持価格で小麦を調達し、これに輸入小麦(援助供与された分を含む)を加えた備蓄から、都市部の配給所(ration depot)で、配給価格で小麦粉を販売した。配給価格は、輸入小麦はおろか、支持価格で国内調達した小麦のコストをもカバーしない水準に設定されたため、その差額が補助金支出となって政府財政赤字拡大の一因となった。PASSCO および州政府食糧省は、第1に配給制による小麦供給に責任を持ち、加えて、民間の卸売価格が急騰した場合には備蓄を放出して介入を行なうとされた。しかし民間市場介入の役目は副次的なものとされたため、特に1970年代後半には自由市場価格と配給価格の差が広がった(注15)。

1980年代になり、小麦流通における公共部門の役割は、自由市場への放出に重点が移った。他方、配給制の方は、扱う小麦粉の品質劣化の問題、配給切符の政治的配分の弊害などの問題が顕著になり、都市部での利用率も下降していった(注16)。配給制は1987年3月に公式に廃止されたが、それはこのような漸次的な制度縮小の後に行なわれたわけである。公共部門による消費者への小麦供給は、現在も連邦政府管轄の公企業である必需品店公社(Utility Stores Corporation)によって維持されている。ただし、必需品店の目的は低価格小麦粉の販売により市場価格の高騰を防ぐことであり、配給制に見られた貧困世帯を重視する性格はなくなっている(注17)。

現行の制度のもとでは、政府は必要に応じて備蓄小麦を市場に放出してその価格の安定を図ることになっている。放出価格(issue price, ま

表1 パンジャーブ州県別小麦の生産量,

農業区分	県名	生産量		
		(1,000t)	県別配分 (%)	人口当り (kg)
天水農業地帯	ラーワルピンディー	166	1.6	61
	アトック	199	1.9	186
	ジェヘラム	85	0.8	110
	チャクワール	140	1.3	153
	小計	590	5.6	108
低集約農業地帯	バックル	211	2.0	230
	ホシャープ	86	0.8	108
	ミヤーンワーリー	180	1.7	202
	レイヤー	297	2.8	318
	デーラー・ガーズィー・ハーン	242	2.3	179
	小計	1,016	9.7	208
米・小麦作地帯	スィヤールコート	485	4.6	148
	ラホール	132	1.3	26
	シェイフプーラー	479	4.6	172
	グジュラーンワーラー	632	6.0	176
	グジュラート	362	3.4	130
	カスール	367	3.5	180
	小計	2,457	23.4	126
混作地帯	ジャング	616	5.9	237
	オカーラー	489	4.6	241
	サルゴダー	443	4.2	182
	トバ・テク・シング	311	3.0	250
	ファイサラバード	506	4.8	120
	小計	2,364	22.5	189
綿花・小麦作地帯	ムルターン	586	5.6	160
	ヴェハーリー	409	3.9	231
	サーヒワール	695	6.6	233
	ハーネワール	407	3.9	224
	ラージャンプール	209	2.0	230
	ムザッファルガル	455	4.3	212
	バハーワルプール	384	3.7	188
	バハーワルナガル	421	4.0	229
	ラヒーム・ヤール・ハーン	526	5.0	210
小計	4,092	38.9	208	
総計		10,518	100.0	170

(出所) 生産量および州食糧省調達量は、Bureau of Statistics, Government of Punjab, *Punjab Devel* 州食糧省内部資料。

- (注) (1) 生産量は1989/90会計年度産小麦、調達および放出量は1990/91食糧年度に対応。すなわち、
(2) 下線を引いたのは本稿第三、IV節の卸売価格分析で取り上げられる諸県。
(3) 四捨五入による丸めの誤差のため、小計、総計は必ずしも各数字の合計に一致しない。同様に、用いて計算した後に、四捨五入してこの表は作成した。

公的調達量と政府放出量 (1990/91食糧年度)

調 達 量				放 出 量		
州食糧省 (1,000t)	PASSCO (1,000t)	合 計 (1,000t)	対生産量 (%)	(1,000t)	対生産量 (%)	人口当り (kg)
0	0	0	0.0	435	262.1	161
0	0	0	0.0	105	52.7	98
0	0	0	0.0	73	86.1	94
0	0	0	0.0	3	1.9	3
0	0	0	0.0	615	104.4	113
49	0	49	23.2	5	2.2	5
8	0	8	9.1	1	0.9	1
31	0	31	17.5	9	4.8	10
134	0	134	45.1	18	6.1	19
17	0	17	7.0	29	11.9	21
239	0	239	23.5	61	6.0	12
83	0	83	17.1	66	13.7	20
15	0	15	11.3	372	282.0	75
92	0	92	19.1	161	33.6	58
206	52	258	40.8	159	25.2	44
33	0	33	9.0	44	12.1	16
99	0	99	26.9	31	8.5	15
527	52	579	23.6	834	33.9	43
188	0	188	30.6	64	10.3	25
177	117	294	60.2	13	2.7	6
86	70	156	35.3	83	18.7	34
40	84	124	40.0	26	8.4	21
131	0	131	25.9	238	46.9	56
623	271	894	37.8	423	17.9	34
124	123	247	42.1	140	23.8	38
134	103	237	57.8	42	10.3	24
185	133	318	45.8	43	6.1	14
106	150	256	62.8	32	8.0	18
107	0	107	51.1	6	2.9	7
48	0	48	10.6	24	5.2	11
110	129	239	62.1	143	37.2	70
191	71	262	62.2	22	5.3	12
141	129	270	51.3	84	16.0	34
1,145	838	1,983	48.5	536	13.1	27
2,534	1,161	3,695	35.1	2,469	23.5	40

opment Statistics 1991, unpublished (Lahore, 1992), PASSCO 調達量は PASSCO 内部資料, 放出量は

この表は1990年に収穫された小麦に対応する。

パーセントの数字も表の該当数字から計算した値に必ずしも一致しない。原データの有効数字をすべて

たは release price) は食糧年度中はほぼ一定に保たれる。制度的には、政府は無制限にこの放出価格で小麦を放出することになっているが、運用面では、小麦の端境期である10月頃から逐次放出を開始し、4月上旬までほぼ一定ペースで放出している(第IV節参照)。放出量はパンジャール州全体で生産量の24%、1人当たり年間40kg程度であるが、県ごとの差も大きく、特に大消費地であるラホールやラーワルピンディーで値が高い(表1)。

放出価格は、1970年代末から80年代初めにおいては政府調達価格を下回るものであった(表2)。その後、調達価格を若干上回るようになって現在に至るが、それでも政府調達の輸送

費・貯蔵費全額をカバーしない。この不足分が近年の政府の小麦消費者補助金である。1991/92年度の小麦・サトウキビ補助金は全補助金の52%に達した(注18)。

図2に戻って小麦流通網の中での政府放出を説明すると、その放出形態は大きく2種類ある。図で公共部門備蓄からまっすぐ下に必需品店を経由する放出が第1のルート。この放出形態の場合、政府は製粉業者に放出価格で小麦を販売し、業者はその小麦粉全量を固定価格で必需品店に販売することが義務づけられる。このルートによる放出は年間を通じて行なわれる。第2のルートは、図でいえば製粉業者から卸売市場へと左上に向かう小麦粉の流れである。政府は

表2 政府による小麦調達価格および放出価格

食糧年度	調達価格* P_p (ルピー/t)	対前年 比変化 (%)	放出価格 P_r (ルピー/t)	対前年 比変化 (%)	価格差 $P_r - P_p$	価格比 P_r / P_p
1978/79	991.25		950.00		-41.25	0.958
1979/80	1,205.75	21.6	1,000.00	5.3	-205.75	0.829
1980/81	1,450.00	20.3	1,220.00	22.0	-230.00	0.841
1981/82	1,450.00	0.0	1,325.00	8.6	-125.00	0.914
1982/83	1,450.00	0.0	1,567.40	18.3	117.40	1.081
1983/84	1,600.00	10.3	1,702.90	8.6	102.90	1.064
1984/85	1,600.00	0.0	1,702.90	0.0	102.90	1.064
1985/86	1,750.00	9.4	1,702.90	0.0	-47.10	0.973
1986/87	2,000.00	14.3	1,702.90	0.0	-297.10	0.851
1987/88	2,000.00	0.0	2,000.00	17.4	0.00	1.000
1988/89	2,062.50	3.1	2,100.00	5.0	37.50	1.018
1989/90	2,125.00	3.0	2,300.00	9.5	175.00	1.082
1990/91	2,400.00	12.9	2,600.00	13.0	200.00	1.083
1991/92	2,800.00	16.7	3,100.00	19.2	300.00	1.107
1992/93	3,100.00	10.7	3,400.00	9.7	300.00	1.097

(出所) Gary Ender, *Post-Rationing Wheat Policy in Pakistan: Issues and Opportunities*, Agricultural Policy Analysis Project, Phase II, Collaborative Research Report no. 345 (Cambridge, Mass.: Abt Associates, 1992), table 3.

(注) * ある食糧年度の小麦調達価格とは、その前年の会計年度の小麦支持価格に相当する。たとえば、1977/78会計年度の支持価格は39.65ルピー/40kgであり、これを調達価格にすると、1978/79食糧年度の数字、991.25ルピー/tになる。

製粉マージンによる委託加工で小麦を製粉し、その小麦粉を民間の卸売市場に小麦放出価格に準じる価格で放出する。10月頃から4月上旬までの本格的な小麦放出の主要部分はこの方法による。以上は代表的なパターンであるが、政府と製粉業者の間の契約には、未製粉小麦を卸売市場に放出価格で直接放出するのと実質的に変わらない形態も見られる^(注19)。

以上、パキスタンにおける小麦の生産と消費を概観した上で、小麦流通の制度的背景をパンジャーブ州に特に焦点をあてて説明した。対象地域の小麦流通においては、農民から消費者までをつなぐ民間流通網が存在する。この民間流通網に公共部門が介入する地点が2カ所ある。第1は生産者支持価格による公的調達であり、第2は固定放出価格による政府放出である。このような制度のもとで民間流通網が形成する価格を数量的に分析することが次節以下の課題となる。具体的には、第1の介入の影響、すなわち、村の小売商や各種中間商人など多岐な販売経路を持つ農民の実際の販売価格に、調達センターでの価格が与える影響を考察するのが第II節、第2の介入の影響、すなわち、公共部門備蓄からの卸売市場への小麦・小麦粉放出が小麦卸売市場価格に与える影響を分析するのが第IV節である。第III節は、第IV節の分析の前段階として小麦卸売市場価格間の空間的關係を検討する。

(注1) パキスタンの会計年度は7月から6月であり、本稿において単に年度と使う場合はこの会計年度を指す。なお、食糧年度は5月から4月となっている。このことは主食の小麦の扱いで注意を要する。すなわち、1990年の4月から5月に収穫された小麦は生産統計上は89/90

会計年度産とされるが、90年の5、6月に主に行なわれるその小麦の調達率は90/91食糧年度となる。

(注2) Federal Bureau of Statistics, Government of Pakistan (GOP), *Household Income and Expenditure Survey 1987-88* (Islamabad, 1990), table 20, 21より算出。

(注3) Economic Adviser's Wing, GOP, *Economic Survey 1992-93* (Islamabad, 1993), appendix table 1. 2, 3. 18より算出。

(注4) 人口は1981年センサスによる。出所は, *ibid.*, appendix table 1. 3. 生産量比率は1980/81~89/90年度の平均より。データの出所は, Ministry of Food, Agriculture, and Cooperatives, GOP, *Agricultural Statistics of Pakistan*, various issues.

(注5) Ministry of Food and Agriculture, GOP, *Report of the National Commission on Agriculture* (Islamabad, 1988), p.132.

(注6) その成果は, P. A. Cornelisse and Hans de Kruijk, "Consumption and Trade of Wheat and Flour in Pakistan: The Role of Public and Private Sectors," *Pakistan Development Review*, vol. 24, no. 2, Summer 1985, pp. 151-171/S. N. H. Naqvi and P. A. Cornelisse, "Public Policy and Wheat Market in Pakistan," *ibid.*, vol. 25, no. 2, Summer 1986, pp. 99-126/P. A. Cornelisse and S. N. H. Naqvi, *The Wheat-marketing Activity in Pakistan* (Islamabad: Pakistan Institute of Development Economics, 1987) /idem, "An Appraisal of Wheat Market Policy in Pakistan," *World Development*, vol. 17, no. 3, Mar. 1989, pp. 409-419などである。

(注7) E. J. Barker, *Report on Wheat Marketing*, APCom Series no. 57 (Islamabad: Agricultural Prices Commission (APCom), 1987)/H. Alderman, M. Ghaffar Chaudhry, and M. Garcia, *Household Food Security in Pakistan: The Ration Shop System*, Working Papers on Food Subsidies, no. 4 (Washington, D. C.: International Food Policy Research Institute (IFPRI), 1988)/Thomas C. Pinckney, *The Demand for Public Storage of Wheat in Pakistan*, Research Report no. 77 (Washington, D. C.: IFPRI, 1989)/Gary Ender, *Financial and Other Policy Constraints to Agribusiness Development in Pakistan*, Agricultural Policy Analysis Project, Phase II, Col-

laborative Research Report no. 344 (Cambridge, Mass. : Abt Associates, 1992).

(注8) なお、商品化率に関する公式統計は存在しない。この数字の出所は、Cornelisse and Naqvi, *The Wheat-marketing Activity* . . . , p. 30.

(注9) 政府規則のテキストは、Directorate of Economics & Marketing, Agriculture Department, Government of the Punjab, *The Punjab Agricultural Produce Markets Ordinance (XXIII of 1978), the Punjab Agricultural Produce Markets (General) Rules, 1979, and the Punjab Agricultural Produce Markets (Market Committees Provincial Fund) Rules, 1980* (Lahore, 1991)を使用した。

(注10) Cornelisse and Naqvi, *The Wheat-marketing Activity* . . . , pp. 56-57.

(注11) 黒崎卓「農業の制度的条件と政策」(平島成望・黒崎卓「パキスタンの農業——現状と開発の課題——」改訂版 国際農林業協力協会 1990年)59ページ。

(注12) APCOM, GOP, *Agricultural Prices Commission : Role, Functions, and Performance* (Islamabad, 1986), pp. 4-5.

(注13) Government of Punjab, *Report of the Agricultural Inputs and Outputs Review Committee* (Lahore, 1991), p. 50.

(注14) 1980年代の農産物価格政策の農家経済への影響については、黒崎卓「パキスタンにおける大土地所有者——農業政策との関係を中心として——」(山中一郎編『パキスタンにおける政治と権力——統治エリートについての考察——』研究双書415 アジア経済研究所1992年)を参照。

(注15) 黒崎「農業の制度的条件と政策」76ページ。

(注16) この辺の事情については、Naqvi and Cornelisse, "Public Policy and Wheat Market . . ." および Alderman, Chaudhry, and Garcia, *Household Food Security in Pakistan* . . . , が詳しい。

(注17) Ender, *Financial and Other Policy Constraints* . . . , p. 11.

(注18) 両者を区別するデータは手に入らなかったが、この主要部分が小麦補助金と推定される。数字の出所は、Economic Adviser's Wing, GOP, *Economic Survey 1992-93*, appendix table 8. 5.

(注19) 図では、公共部門備蓄から製粉業者を経て卸売市場に向かう矢印の脇に「F (& W)」と表示すること

でこれを表現した。なお、放出形態ごとの放出量内訳は公表されていない。

II パンジャーブ州米・小麦作地帯での収穫時農家庭先販売価格

1. データと調査地域の特徴

本節ではパキスタン・パンジャーブ州の東北部に位置する米・小麦作地帯における農家経済ミクロ・データを用いて、収穫時の農家庭先販売価格について考察する。パンジャーブ州の灌漑農業においては、用水路灌漑を動力ポンプで補い、カーフ作 (kharif : 雨期作) とラビー作 (rabi : 乾期作) の年2回、集約的な農業作付がなされる。ラビー作においては州内のほぼ全域で主食の小麦が最大の作付面積を占めるが、カーフ作においては各種商品作物の生産が卓越し、その作物の選択に地域ごとの特色が現われる。カーフ期に稲、特にバースマティー (Basmati) と呼ばれる超長粒種の稲の作付が卓越するのが、この米・小麦作地帯である。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もある。

本節で用いる原データは、1988/89年度から90/91年度までの3カ年の間にパンジャーブ経済研究所 (Punjab Economic Research Institute : PERI) によって集められた、主要作物生産費調査^(注1)の一部である。この3カ年について、米・小麦作地帯に位置するシェイクプラー (Sheikhupura) 県の農家データを詳細に得ることができた^(注2)。データは、隣接する5村の農家から各年97戸をサンプルとし、世帯特徴、家計支出、

農業経営などを網羅したものであり(注3)、農家段階での実証分析に使われるのは本研究が初めてである。データのチェックおよび数量化できない質的情報の収集のために、筆者自身も、1992年と93年の二度にわたり当該村を訪問し、標本農家および村の指導者の聞き取り調査を行なった。

データは、当地域の主要作物である小麦とバースマティー米に関して、その生産物の処理方法と、販売した分については販売価格を示している。一般に、農産物の販売については、販売時期・販売方法等においてさまざまな差異が農家間、時には同一農家内ですら存在する。本調査では、収穫直後の取引で最もシェアの大きい販売分の価格を、収穫一月後ぐらいの時期に直接農家から聴取し、それを記録している。当該地域の大規模農家の中には村外、具体的には他村や町のマンディー、調達センターなどで直接販売するものも存在するが、農家数では集落内や農家庭先で販売するのが一般的である。そのため、村外での販売分については輸送実費を差し引いて農家庭先レベルに調整した。このようにして得られた価格をここでは「収穫時農家庭先販売価格」として扱う。

2. 推定モデルの想定と回帰分析結果(小麦)

ここで取り上げる価格は、農家が実際に販売した場合の販売価格であるから、競争的均衡の裁定の等式(arbitrage equality)が成立しているかどうかを検討する。すなわち、農家庭先販売価格(P_f)に町までの1販売単位当り輸送費用(T_r)を加えたものが町での市場価格(P^*)に等しければ裁定式が成立していることになる。 P^* は村での個々の取引の影響を受けないと想定すれば、実証モデルは、農家庭先販売価格を被説明変数において、

$$P_f = P^* - T_r + u \quad (1)$$

となる。 u は攪乱項である。輸送費用(T_r)については、総輸送費用が輸送距離(D)と販売量(Q)に比例する部分と、輸送1件ごとの固定費用からなるモデルを想定した。具体的には、

$$T_r \cdot Q = \beta_1 \cdot Q \cdot D + \beta_2$$

$$\Rightarrow T_r = \beta_1 \cdot D + \beta_2 \cdot 1/Q$$

である。 $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 = 0$ の時このモデルは限界費用、平均費用ともに一定、 $\beta_1 > 0$ 、 $\beta_2 > 0$ ならば輸送に際して規模の経済が働くモデルとなる(注4)。本稿の課題が政府介入の影響の分析にあることからして、(1)式の変数 P^* の近似変数としては政府支持価格(P_p)を用いる。すな

表3 農家庭先小麦価格の回帰分析結果

被説明変数	変数統計	
P_f		93.20
	モデルA	モデルB
		[11.50]
説明変数		
定数項	5.066*	4.844*
	(6.390)	(6.319)
P_p	0.949*	0.950*
	(125.623)	(126.916)
D	-0.361*	-0.367*
	(-16.511)	(-17.404)
$1/Q$	-6.888	
	(-1.220)	
		0.0306
		[0.0387]
修正済 R^2	0.989	0.989
標本数	182	182

(出所) 筆者計算。

(注) (1) かっこ内は t 値、「変数統計」は上の数字が標本平均、[]内が標準偏差。

(2) モデルAは $1/Q$ が内生変数であるため、定数項、 P_p 、 D 、農家経営規模、家族規模、家畜規模、トラクター所有ダミー、管井戸(tubewell)所有ダミーを手段変数に用いて、2段階最小二乗法(2SLS)で推計した。

(3) 単位は、政府支持価格(P_p)がルピー/40kg、輸送距離(D)がkm、販売量(Q)が40kg。

(4) * 1%有意。

表4 農家庭先バースマティー粉価格の回帰分析結果

被説明変数	変数統計		
	モデルA	モデルB	
P_f			133.50 [3.44]
説明変数			
定数項	89.445* (23.846)	89.131* (23.402)	
P_p	0.324* (12.395)	0.320* (12.066)	142.80 [6.18]
D	-0.157* (-4.055)	-0.133* (-3.465)	9.44 [4.26]
$1/Q$	-30.851* (-3.023)		0.0217 [0.0307]
修正済 R^2	0.376	0.354	
標本数	287	287	

(出所) 筆者計算。
(注) 表3と同じ。

わち、実際の推定式は、

$$P_f = \alpha_1 + \alpha_2 \cdot P_p - \beta_1 \cdot D - \beta_2 \cdot 1/Q + u \quad (2)$$

である。

(2)式の推定結果および各変数の統計値を表3に示す。回帰分析では、3カ年にわたる標本をプールした上で、変数の $1/Q$ が内生変数であることから手段変数(instrumental variables)を用いて推計した(モデルA)。分析結果を見ると、決定係数(修正済み R^2)は0.99と非常に高く、輸送費用の係数については適切な符号が示されている。ただし、 $1/Q$ の係数は統計的に有意でないため、これを除いて推計しなおしたものをモデルBとして示す。 P_p の係数の推定値は0.95であり、理論モデル(1)式が示す値の1にかなり近いといってよいであろう(注5)。

小麦に関する推定結果は、収穫時の農家庭先販売価格が、販売方法の違いなどにもかかわら

ず、支持価格と輸送距離でほとんど説明され、それ以外の価格差が生じていないことを示した。これは、当地域においては、収穫時の公的調達が必要な規模のものであるため、調達センターに直接運ばずに庭先で小麦を売る場合でも中間商人間の競争を通じて効率的な価格を実現させているということの意味する。

3. バースマティー米との対照

前項と同様の推定を、当地域の主要商品作物であるバースマティー米の粉価格について行なった結果が表4である。農家庭先販売価格の記録方法は小麦の場合と同一である。一見してわかるように、決定係数(修正済み R^2)は著しく低く、支持価格と輸送距離、輸送量だけでは説明されない変動が大きいことがわかる。 D の係数、 $1/Q$ の係数ともに負の値をとり、小麦の場合と違って $1/Q$ の係数も有意である。すなわち、輸送費用に規模の経済が働いていることがわかる。規模の経済について小麦とバースマティー米で対照的な違いが検出された原因は、小麦が地域の主食として、少量であってもそれに応じた需要が村内で見込めるのに対して、バースマティー米は少量の粉であっては商品としての価値が低く、大きなロットにまとめ上げて精米所に送る必要があることから生じている可能性が考えられるが、その厳密な検討は今後の研究に期したい。

ここでは、小麦の場合には支持価格と輸送距離だけで価格変動のほとんどが説明され、支持価格の係数 α_2 の推定値が1に近いのに対し、バースマティー米の場合にはそれらの変数の説明能力が著しく低く、 α_2 の推定値も1よりかなり小さいことに着目する。この対照は、基本的には政府の価格支持方法の違いに帰せられる

と考えられる。小麦においては、毎年、調達センターが調査地域のそばの町に開設され、小麦が実際に買上げられている。本節が対象とする3カ年のシェルフプラー州での公的調達実績は、平均で総生産の13.4%であった(注6)。これに対し、パースマティー米においては政府は籾および精米双方の支持価格を設定しているが、調査地域の最寄りの町では籾の公的調達は行なわれていない。米の価格支持機関は、籾についてはPASSCO、精米については米輸出公社(Rice Export Corporation of Pakistan: RECP)とされているが、籾の調達量は絶対的に少ない。本節が対象とする3カ年のシェルフプラー州でのPASSCOによるパースマティー籾調達実績は総生産量のわずか0.9%程度、全国での同期間の籾調達量の対総生産量比率は0.3%であった(注7)。一方、RECPによる政府支持価格での精米調達は、シェルフプラー州のパースマティー米で対総生産量平均48.4%、全国の米で33.4%と、流通量の主要部分を占めている(注8)。政府は、米の価格支持は精米段階で行なわれており、それを通じて農家の籾価格も支持されているとしているが、分析結果は、政府の籾支持価格が農家庭先販売価格にそのまま反映されていないことを示している。

以上の分析は、小麦の農家庭先販売価格に関しては政府支持価格の影響が決定的であることを、パースマティー籾との対照で示した。この分析結果は、農産物を問わず支持価格がそのまま農家庭先販売価格であると仮定して行なわれてきたパキスタンの支持価格政策をめぐる議論に大きな修正を迫るものである。支持価格での調達が、農民が販売する形態で、かなりの密度

で行なわれた時にはじめて、調達センターに直接農産物を販売しない農民にまで支持価格が到達するのである。小麦はこの条件を満たしているが、パースマティー籾はこの条件を満たしていない。

小麦に見られる効率的な価格関係自体は、現地での商人間の競争が実際にある程度存在すること、少数ながらも村内に直接調達センターに売る農家が存在することなどからして、ある程度予想されたものであった。ただしこの結果をパンジャブ州あるいはパキスタン全域に一般化するのは危険と思われる。このような関係が収穫直後の時期を超えて存在するか、あるいは、調達センターからの距離がもっと遠い場合にどの程度あてはまるかについては、さらなる研究が必要であろう。

(注1) 州全体の調査結果概要については、M. Haque and M. A. Saleem, *Farm Accounts, Family Budgets of Rural Families and Cost of Production of Major Crops in Punjab : 1988-89* (Lahore : Punjab Economic Research Institute [PERI], 1990) / M. A. Cheema and M. A. Saleem, *Farm Accounts, Family Budgets of Rural Families and Cost of Production of Major Crops in Punjab : 1989-90* (Lahore : PERI, 1993) / M. A. Saleem and M. A. Cheema, *Farm Accounts, Family Budgets of Rural Families and Cost of Production of Major Crops in Punjab : 1990-91* (Lahore : PERI, 1993) を参照。

(注2) データへのアクセスを許して下さった PERI のジャミール・ハーン(Dr. Jameel Khan) 所長にはこの場を借りて深く感謝する。所長には、データに留まらず現地農村調査のアレンジまで、負うところが大きい。

(注3) 各年の標本選択はその都度行なわれたが、3カ年を通じて調査された農家は59戸である。この59戸の概要については黒崎卓「農家経済における不確実性と保険メカニズム——パキスタン・パンジャブ州の事例を中心に——」(米倉等編の研究双書にてアジア経済研究所より近刊予定)、第1表を参照。

(注4) 規模の経済は、ここで想定するように輸送1件ごとの固定費用のみならず、輸送量増大に伴う限界輸送費用減減でも生じる。この可能性を入れた単位輸送費用の例として、

$$T_r = \beta_1 \cdot D + \beta_2 \cdot I/Q - \beta_3 \cdot Q \quad (\beta_3 > 0)$$

といったモデルも考えられるが、実証面で変数 I/Q と Q の間の多重共線性の問題がある。そこで、本稿では輸送固定費用のみのモデルの実証結果を報告する。

(注5) 表3の推定結果をもとに検定を行えば、実証モデル(2)式において $\alpha_2 = 1$ は1%水準で棄却される。しかしながら、理論モデル(1)式の P^* は、村での販売時にはかからない直接販売費用(マンディーで売る場合には仲介料、施設使用料、計量費などの費用、調達センターで売る場合には販売のための列で待つ機会費用など)を除去したネットの町での価格である。この費用についての信頼できる推定値はないが、筆者が現地調査で得た情報からは販売額の数パーセントに達するものと考えられる。実証モデル(2)式の変数 P_p を政府支持価格の3%割引額に置き換えて推計を行わないおしたところ、 α_2 の推定値はさらに1に近くなり、 $\alpha_2 = 1$ は統計的に棄却されなくなった。このような意味で、 P_p の係数の推定値0.95は、理論モデル(1)式が示すべき値の1にかなり近いと結論する。

(注6) データの出所は、生産量と州食糧省調達量がBureau of Statistics, Government of Punjab, *Punjab Development Statistics 1991*, unpublished (Lahore, 1992)、PASSCO 調達量がPakistan Agricultural Storage and Services Corporation (PASSCO) 内部資料。

(注7) 調達量データはPASSCO 内部資料から、生産量はCrop Reporting Service, Government of Punjab, 内部資料からとり、粳と精米の換算比率は64%として推計した。

(注8) 県のデータの出所はPASSCO 内部資料、およびCrop Reporting Service, Government of Punjab, 内部資料。全国データの出所はEconomic Adviser's Wing, GOP, *Economic Survey 1992-93*, appendix table 3.18.

III パンジャープ州における小麦卸売価格の空間的統合

1. データと各市場の地理的配置

本節および次節では、価格の効率性の検討を、前節での農村からの集荷段階から、パンジャープ州全域の主要卸売市場の段階に移す。この段階では、第I節で述べたように、卸売業者が市場価格をにらみつつ小麦の市場間移送や貯蔵に従事している。したがって、各市場間および季節的な価格の関係が分析対象となる。まず本節で各市場間の空間的な価格の関係について分析して調査地域の市場価格の特色を明らかにした上で、次節で政府放出が小麦卸売価格に与える影響を分析する。

パンジャープ州においてはマンディーと呼ばれる卸売市場が発達しており、州規則によって農産物の取引価格を報告している(第I節第2項)。主要農産物、主要卸売市場については、報告された取引価格の週ごと、月ごとの平均がとられ、卸売物価指数計測の原資料として使われる。本節および次節で用いる小麦卸売価格は、パンジャープ州主要10卸売市場において、このようにして算出された小麦の月平均卸売価格である(注1)。

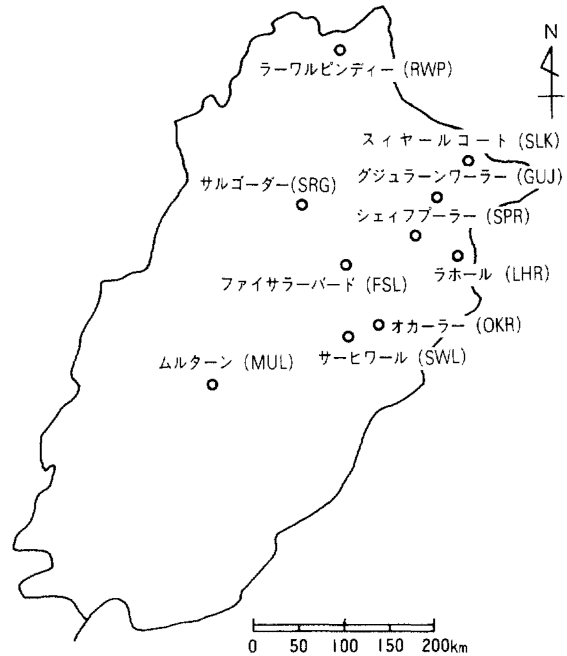
データは1980年1月から93年6月まで含むが、当初の4年半については6市場についてしか手に入らない。そこで、この期間を便宜的に、6市場のみをカバーする1980年1月から84年9月までの第1期、84年10月から88年6月までの第2期、最後の88年7月から93年6月までの第3期に分ける。第3期は、1987年の小麦配給制廃止に伴う諸改革が終了した後の時期である。

対象となる10卸売市場を簡単に紹介する(図4参照)(注2)。ラーワルピンディー(Rawalpindi : RWP)と後出の付表では略記, 以下同じ)は州北端の天水農業地帯に位置し, 小麦の不足地域最大の卸売市場の所在地である。伝統的に北西辺境州との通商の拠点でもあり, パンジャブ州の産物の多くがこの市場を経由してパキスタン北部, 北西部に移動する。また, 隣の都市は連邦首都のイスラマバードである。スィヤールコート(Sialkot : SLK), グジュランワーラー(Gujranwala : GUJ), シェイクプラー(Sheikhupura : SPR)の3つはそれぞれ米・小麦作地帯の中規模都市で, 製造業の発展も著しい。州都ラホール(Lahore : LHR)は人口300万人を超すパキスタン第二の大都市で, 州経済の中心である。ラホール西方のファイサラーバード(Faisalabad : FSL)はラホールに次ぐ州第二の都市であると同時に, パンジャブ混作地帯の中心地であり農産物集散地である。サルゴダー(Sargodha : SRG)も混作地帯に属する。図で南端にあるのがムルターン(Multan : MUL)で, 綿花・小麦作地帯の中心都市である。パンジャブ州南部の綿花・小麦作地帯は小麦の余剰が最も大きく, その重要な集散地となっている。ムルターンとラホールをつなぐ幹線に残る2都市, オカーラー(Okara : OKR)とサーヒワール(Sahiwal : SWL)が位置する。なお, これら10卸売市場のうち, 第1期のデータがあるのはラホール, ファイサラーバード, ラーワルピンディー, ムルターン, サルゴダー, オカーラーである。

2. 分析モデルと検定仮説

市場価格の空間的関係に関する分析手法の発達は著しいが, その出発点とすべきは裁定式であろう。すなわち, 2つの空間的に離れた卸売

図4 パキスタン・パンジャブ州の10卸売市場の位置関係



(出所) 筆者作成。

(注) かつこ内は卸売市場の所在地を略記したもの。

市場において, 競争的均衡の必要条件たる裁定式は, それぞれの価格を P_a , P_b , 単位量当りの輸送費用を T_r (注3), a から b への交易量を M_{ab} , 逆を M_{ba} として, 輸送時間を無視できると仮定すれば,

$$P_a + T_r = P_b \quad (M_{ab} > 0) \quad (3a)$$

$$P_a - T_r = P_b \quad (M_{ba} > 0) \quad (3b)$$

$$|P_a - P_b| \leq T_r \quad (M_{ab} = M_{ba} = 0) \quad (3c)$$

となる。このことから, 2つの市場でのある財の価格が完全に連動しているかどうかを指して空間的統合 (spatial integration) と呼び(注4), 市

場の効率性をはかる一概念として応用経済学で用いられるようになった。

空間的統合の最も簡単な指標は、2市場価格の相関係数である。上記の(3a)または(3b)式が成立していれば2つの価格系列の間には正の線形関係があるので、統計的に有意でない相関係数は統合の不成立を意味する。価格水準を用いた相関係数は、市場統合に関する古典的研究で頻りに用いられているが^(注5)、インフレーションや共通の季節性などが存在する場合にはその効力を失う。この「見せかけの相関」(spurious correlation)の問題は、価格水準でなく、価格変化の相関係数をとることでかなり改善される^(注6)。相関係数はわかりやすい概念であるため、本節の分析では価格変化の相関係数も求めた。

相関係数分析は、2市場間の調整が瞬時でなく時間的なラグを持って生じる状況に対処できない。そこで本節の主分析にはラグつき調整を考慮したラヴァリオン(Ravallion)の市場統合モデルを用いる^(注7)。このモデルでは、ある市場の価格は、その市場のラグつき価格と他市場の価格(ラグなし、およびラグつき)、および、その期の他の影響要因で説明され、他市場の価格変化がその市場に係数1をもって伝達されればその市場は他市場に「統合」されているとされる。推定式は、 a 地点の t 期の価格を P^a_t 、 b 地点のそれを P^b_t とすると、

$$P^a_t = \sum_{j=1}^m \alpha_j P^a_{t-j} + \sum_{j=0}^n \beta_j P^b_{t-j} + \sum_k \gamma_k X_{k,t} + u_t \quad (4)$$

となる。ただし X はその他の影響要因、 u は攪乱項である。ラヴァリオンにならい、(4)式の推定係数に関する以下の4つの検定を行なった。

①市場分断(market segmentation)

$$\beta_j = 0 \quad (j = 0, \dots, n)$$

②長期統合(long-run integration)

$$\sum_{j=1}^m \alpha_j + \sum_{j=0}^n \beta_j = 1$$

③緩やかな短期統合(short-run integration, weak form)

$$\beta_0 = 1, \quad \sum_{j=1}^m \alpha_j + \sum_{j=1}^n \beta_j = 0$$

④厳密な短期統合(short-run integration, strong form)

$$\begin{aligned} \beta_0 &= 1, \\ \alpha_j &= 0 \quad (j = 1, \dots, m), \\ \beta_j &= 0 \quad (j = 1, \dots, n) \end{aligned}$$

それぞれの検定と制約条件の意味は以下のとおりである。①の市場分断無仮説は、他市場の価格情報がその市場の価格に全く反映されないという意味であり、したがって、制約条件は(4)式の P^b_{t-j} の係数すべてがゼロということになる。この仮説が棄却されれば何らかの空間的統合が支持される。②の長期統合とは、ラグつき調整が完了した後の長期均衡価格をとった場合、他市場の価格情報が係数1をもってその市場の価格に伝達される状態を意味する。具体的には、 a 市場、 b 市場それぞれの長期均衡価格を P^{a*} 、 P^{b*} とした時に両均衡価格間の偏微分係数が1に等しいということから上の制約条件が導かれる^(注8)。この仮説が支持されれば、 b 市場の価格情報すべてが a 市場に長期的には伝達されることになり、ラグつき調整を配慮するという限定つきで効率的な価格関係と呼ぶことができる。④の厳密な短期統合とは、ラグつき調整を考慮に入れない短期均衡価格においても他市場の価格情報の100%がその市場の価格に瞬時に伝達され($\partial P^a_t / \partial P^b_t = 1$)、この時点で情報の伝達が終了することから他のすべてのラグつき価格の影響はない($\partial P^a_t / \partial P^a_{t-j} = 0$ [$j = 1, \dots, m$], $\partial P^a_t / \partial P^b_{t-j} = 0$ [$j = 1, \dots,$

n)という状態を意味する。この帰無仮説が支持されれば、両市場の価格は完全に連動していることになる。③の緩やかな短期統合とは、④の仮説を、ラグつき価格の影響が平均して消滅すればよいというふうに緩めたものである(注9)。②から④の3つの帰無仮説はこの順に、より厳しい条件となる。すなわち、②の長期統合が棄却されれば自動的に③と④の短期統合は棄却される。

近年、ラヴァリオン・モデルに刺激されて、市場の空間的統合を検定するためのさまざまな価格時系列分析モデルが提唱されている。グレンジャー因果性(Granger-causality)を用いるもの(注10)、時系列のコインテグレーション(cointegration)を用いるもの(注11)などがあり、それらのひとつひとつがラヴァリオン・モデルの技術的な問題のいくつかを解決している。しかしながら筆者の考えではそれらは些細な改善点であり、本来検定すべき裁定式である(3)式と「空間的統合」のずれの問題には触れられていない。すなわち、空間的統合が裁定式と同義になるのは、両市場の間の交易が一方向で変わらず、かつ、単位量当りの輸送費用 T_r が一定である場合である。それ以外、たとえば交易の方向が頻繁に変わったりする場合には、価格系列のみを分析する空間的統合は市場の効率性を見る不完全な指標にすぎない。多くの発展途上国で市場の効率性を分析する際に、一時的な交易の停止や逆方向交易の存在は重要であると思われるが、現状ではこの問題に答える実際的な手法は存在しない(注12)。そこで本稿では、これらの価格時系列分析モデルに共通する問題点を踏まえた上の次善の策として、これらの中では最も直感的に理解可能なラヴァリオン・モデルを用いる。

価格情報に農産物流通の量的情報を加えた分析の試みとして、空間的統合とは別の視角から分析を行なっているのが第II節と第IV節である。

3. 分析結果

(4)式の推定は、データの項(本節第1項)で述べた月平均卸売小麦価格を用いて行なった。したがって、第1期については6市場、第2、3期については10市場が対象となる。ラヴァリオン・モデルは、本来は、一大市場に他の市場が放射状に連結している場合に、周辺市場と中心市場の間の価格統合を検証するものであるが、本稿においてはパンジャープ州の10卸売市場間に前もってこのような関係は仮定せずに、むしろ検定結果から市場の統合関係を見るというアプローチをとる。すなわち、 a 市場と b 市場間の統合については、(4)式と同時に、(4)式の a と b を入れ替えた式も推定し、双方について市場統合関係を検定した(注13)。したがって、第1期については30本、第2、3期については90本の推定式を求めた。

その他の影響要因を表わす変数 X には、調達月ダミー、政府放出月ダミー、定数項を用いた。(4)式においては、 P^b_t 項以外は外生変数ないしは先決変数であるが、 P^a_t 項は内生変数である。そこで、(4)式に含まれない他市場のラグつき価格、およびラグつき X を手段変数に加えた2段階最小二乗法(2SLS)を用いて推定した。最適ラグ数は、残差項に自己相関や移動平均がないことをボックス・ジェンキンス(Box-Jenkins)法で確かめたうえで2期にとった。4つの検定には、ワルド検定法(Wald-test)を用いた(注14)。

価格変化の相関係数および、ラヴァリオン・モデルに基づく検定結果の集約を表5に、そ

表5 パキスタン・パンジャブ州小麦卸売価格の空間的統合

第1期 (1980年1月~84年9月), 標本数=54					
			≡低統合		高統合≡
1. 価格変化相関係数(r)	$r < 0.2$	$0.2 \leq r < 0.4$	$0.4 \leq r < 0.6$	$0.6 \leq r < 0.8$	$0.8 \leq r < 1.0$
度数	0	3	3	9	0
比率	0.00%	20.00%	20.00%	60.00%	0.00%
2. ラヴァリオン検定					
①市場分断					
$p \geq 0.1$	$0.1 > p \geq 0.05$	$0.05 > p \geq 0.01$	$0.01 > p \geq 0.001$	$0.001 > p$	
度数	0	0	2	6	22
比率	0.00%	0.00%	6.67%	20.00%	73.33%
②長期統合					
$p < 0.001$	$0.001 \leq p < 0.01$	$0.01 \leq p < 0.05$	$0.05 \leq p < 0.1$	$0.1 \leq p$	
度数	0	2	3	4	21
比率	0.00%	6.67%	10.00%	13.33%	70.00%
③緩やかな短期統合					
$p < 0.001$	$0.001 \leq p < 0.01$	$0.01 \leq p < 0.05$	$0.05 \leq p < 0.1$	$0.1 \leq p$	
度数	6	5	5	3	11
比率	20.00%	16.67%	16.67%	10.00%	36.67%
④厳密な短期統合					
$p < 0.001$	$0.001 \leq p < 0.01$	$0.01 \leq p < 0.05$	$0.05 \leq p < 0.1$	$0.1 \leq p$	
度数	30	0	0	0	0
比率	100.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
第2期 (1984年10月~88年6月), 標本数=43					
			≡低統合		高統合≡
1. 価格変化相関係数(r)	$r < 0.2$	$0.2 \leq r < 0.4$	$0.4 \leq r < 0.6$	$0.6 \leq r < 0.8$	$0.8 \leq r < 1.0$
度数	0	1	21	23	0
比率	0.00%	2.22%	46.67%	51.11%	0.00%
2. ラヴァリオン検定					
①市場分断					
$p \geq 0.1$	$0.1 > p \geq 0.05$	$0.05 > p \geq 0.01$	$0.01 > p \geq 0.001$	$0.001 > p$	
度数	0	0	5	8	77
比率	0.00%	0.00%	5.56%	8.89%	85.56%
②長期統合					
$p < 0.001$	$0.001 \leq p < 0.01$	$0.01 \leq p < 0.05$	$0.05 \leq p < 0.1$	$0.1 \leq p$	
度数	1	7	13	6	63
比率	1.11%	7.78%	14.44%	6.67%	70.00%
③緩やかな短期統合					
$p < 0.001$	$0.001 \leq p < 0.01$	$0.01 \leq p < 0.05$	$0.05 \leq p < 0.1$	$0.1 \leq p$	
度数	30	12	9	13	26
比率	33.33%	13.33%	10.00%	14.44%	28.89%
④厳密な短期統合					
$p < 0.001$	$0.001 \leq p < 0.01$	$0.01 \leq p < 0.05$	$0.05 \leq p < 0.1$	$0.1 \leq p$	
度数	90	0	0	0	0
比率	100.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%
第3期 (1988年7月~93年6月), 標本数=49					
			≡低統合		高統合≡
1. 価格変化相関係数(r)	$r < 0.2$	$0.2 \leq r < 0.4$	$0.4 \leq r < 0.6$	$0.6 \leq r < 0.8$	$0.8 \leq r < 1.0$
度数	5	14	19	6	1
比率	11.11%	31.11%	42.22%	13.33%	2.22%
2. ラヴァリオン検定					
①市場分断					
$p \geq 0.1$	$0.1 > p \geq 0.05$	$0.05 > p \geq 0.01$	$0.01 > p \geq 0.001$	$0.001 > p$	
度数	1	0	7	12	70
比率	1.11%	0.00%	7.78%	13.33%	77.78%
②長期統合					
$p < 0.001$	$0.001 \leq p < 0.01$	$0.01 \leq p < 0.05$	$0.05 \leq p < 0.1$	$0.1 \leq p$	
度数	1	4	6	7	72
比率	1.11%	4.44%	6.67%	7.78%	80.00%
③緩やかな短期統合					
$p < 0.001$	$0.001 \leq p < 0.01$	$0.01 \leq p < 0.05$	$0.05 \leq p < 0.1$	$0.1 \leq p$	
度数	39	14	12	5	20
比率	43.33%	15.56%	13.33%	5.56%	22.22%
④厳密な短期統合					
$p < 0.001$	$0.001 \leq p < 0.01$	$0.01 \leq p < 0.05$	$0.05 \leq p < 0.1$	$0.1 \leq p$	
度数	90	0	0	0	0
比率	100.00%	0.00%	0.00%	0.00%	0.00%

(出所) 筆者作成。

(注) (1) 標本数は各期間の月数から価格情報欠落月を抜いたもの。

(2) ラヴァリオン検定の p 値は、それぞれの帰無仮説のもとでの F 統計分布右方面積。したがって、この値が小さければそれぞれの帰無仮説が棄却される。

のもとになる分析結果を付表1から付表4に示す(注15)。

まず、価格変化の相関係数は、0.6以上の組合せの比率が第1期で60%、第2期で51%、第3期で16%と、近年になり若干の低下を見せている(表5)。線形関係の有意性を5%水準で見ると、第1期に有意でなかったのは1例(7%)のみ、第2期はなし、第3期になると急増して9例(20%)であり(付表1)、この数字からは第3期において価格変化の相関が弱くなったことがわかる。ただし、第3期の線形関係が有意でない9例中7例がラーワルピンディー(RWP)のかかわる組合せである。

表5のラヴァリオン検定結果は、より右側が市場統合仮説にあうように作成した。したがって、市場分断検定と3つの統合検定では p 値の並び方が逆になっていることに注意されたい。①の市場分断仮説は第3期の1例を除く全組合せにおいて5%有意で棄却された。②の長期統合については、5%有意で棄却されなかった組合せの比率($p \geq 0.05$)は第1期が83%、第2期が77%、第3期が88%となっており、各時期を通じて、おおむね長期統合が支持され、かつ、第3期に統合度が高まるという結果となっている。棄却の水準を1%にきつくすれば($p \geq 0.01$)、統合が棄却される組合せはさらに減り、全時期を通じて10%以下である。これに対し、④の厳密な短期統合は、全組合せで帰無仮説が棄却された。ただし、②と④の中間の検定である③の緩やかな短期統合に関しては、5%有意で棄却されない組合せの比率は第1期47%、第2期43%、第3期28%となっている。すなわち、近年になって若干の低下はあるものの、瞬時の価格伝達が緩やかな意味で成立する組合せが多

く見出せることが示されている。

さらに、付表2～付表4を用いることで、両方向とも市場統合が支持されない組合せを選出することができる。①の市場分断仮説は全組合せで棄却される(付表2)。②の長期統合が両方向とも棄却される事例は第3期のマルチーン(MUL)=サルゴダー(SRG)間の1例のみである(付表3)。③の緩やかな短期統合仮説になると、両方向で市場統合が支持されない組合せが増えるが、それでも、1%有意で見た場合には、全市場とも全期間で少なくとも1つ以上の他の市場と短期統合していることがわかる(付表4)。価格変化の相関係数では低い値が出たラーワルピンディー(RWP)市場においても、その価格に他の市場価格が効率的に伝達されており、相関係数の低さはこの価格伝達方向が一方向的で、ラーワルピンディー価格が他市場にあまり伝達されていないことによることを、ラヴァリオン検定の結果は示している。本稿で取り上げたパンジャブ州10卸売市場の中ではラーワルピンディーのみが小麦の純不足地域の卸売市場であることからすると、価格情報伝達の一方向性は小麦流通の流れの一方向性と整合的な結果である。言い換えれば、価格変化の相関係数はラーワルピンディーに関してはミスリーディングであり、ラヴァリオン検定を用いることでこの市場も他のパンジャブ州の市場と効率的に価格統合していることが判明した。

以上、パキスタン・パンジャブ州の卸売小麦価格は、全体的にかなり高い空間的統合で特徴づけられることが示された。統計的分析が明らかにした価格情報の伝達方向は、実際の小麦の物流の流れと整合的であった。ある市場に生

じた何らかの攪乱はそこでの価格に反映し、その価格変化は、その市場との統合度の高い市場に対してはほぼ瞬時に、それ以外の市場に対しても1, 2カ月のラグを考慮に入れればほぼ完全に伝達されることが本節の分析で明らかになった。このことは、たとえば、政府による小麦の市場放出はその市場での影響に留まらず近隣の市場にも伝わることを意味する。したがって、緩やかに短期統合されている市場をひとつのグループとみなして政府介入の重点市場を絞ることで、小麦放出政策の費用節減を図ることができよう。

空間的統合がパンジャブ州内の小麦価格においてはかなり程度存在するという分析結果は、より単純なモデルを用いたファイズ・ムハンマドの研究結果(注16)とほぼ同じものであるが、このことは、手法こそ違え、卸売価格データのみを使った分析であることから半ば予想されたものである。ラヴァリオン・モデルを使ったことで、ムハンマドの研究では分析できなかった価格伝達の方向性やラグつき調整を考慮に入れた価格統合の実態などが明らかになったことが本節の貢献となる。

(注1) データは、*Monthly Statistical Bulletin*, Federal Bureau of Statistics, GOP, Jan. 1980-Sept. 1993よりとった。

(注2) 各市場間の距離については図4のスケールを参照されたい。最も離れているラーワルピンディー=ムルターン間が幹線道路での道程623%、最も近いのがサーヒワール=オオカーラー間で同37%である。

(注3) 両方向の交易とも同じ輸送費用と仮定する。これが異なる場合も本質的な違いは生じない。

(注4) W. Tomek and K. Robinson, *Agricultural Product Prices*, 3rd ed. (Ithaca: Cornell University Press, 1990), pp. 139-154/Martin Ravallion, "Testing Market Integration," *American Journal of Agricul-*

tural Economics, vol. 68, no. 1, Feb. 1986, pp. 102-103.

(注5) たとえば Lele, *Food Marketing in India...*, および Jones, *Marketing Staple Food Crops...* を参照。

(注6) G. Blyn, "Price Series Correlation as a Measure of Market Integration," *Indian Journal of Agricultural Economics*, vol. 28, no. 2, Apr.-June 1973, pp. 56-59/Barbara Harris, "There is Method in My Madness: Or is It vice versa?" *Food Research Institute Studies*, vol. 17, no. 2, 1979, pp. 197-218.

(注7) Ravallion, "Testing Market Integration," pp. 102-109.

(注8) (4)式の価格を長期均衡価格に置き換えれば、

$$P^{a*} = \sum_{j=1}^m \alpha_j P^{a*} + \sum_{j=0}^n \beta_j P^{b*} + \sum_k \gamma_k X_{k,t} + u_t$$

$$\Rightarrow \partial P^{a*} / \partial P^{b*} = \sum_{j=0}^n \beta_j / (1 - \sum_{j=1}^m \alpha_j)$$

となり、この偏微分係数が1に等しいということから本文の制約条件が導かれる。

(注9) $\sum_{j=1}^m \partial P^a_t / \partial P^a_{t-j} + \sum_{j=1}^n \partial P^a_t / \partial P^b_{t-j} = 0$ から本文の制約条件が導かれる。

(注10) たとえば, S. Gupta and R. Mueller, "Analysing the Pricing Efficiency in Spatial Markets: Concept and Application," *European Review of Agricultural Economics*, vol. 9, 1982, pp. 25-40/M. S. Mendoza and M. W. Rosegrant, "The Dynamics and Efficiency of Spatial Arbitrage and Integrated Commodity Markets" (Paper presented at the American Agricultural Economics Association Summer Meetings, Baltimore, Aug. 9-12, 1992), などを参照。

(注11) たとえば, C. Alexander and J. Wyeth, "Cointegration and Market Integration: An Application to the Indonesian Rice Market," *Journal of Development Studies*, vol. 30, no. 2, Jan. 1994, pp. 303-328/B. K. Goodwin and T. C. Schroeder, "Cointegration Tests and Spatial Price Linkages in Regional Cattle Markets," *American Journal of Agricultural Economics*, vol. 73, no. 2, May 1991, pp. 452-464/T. B. Palaskas and Barbara Harris-White, "Testing Market Integration: New Approaches with Case Material from the West Bengal Econ-

omy," *Journal of Development Studies*, vol. 30, no. 1, Oct. 1993, pp. 1-57, などを参照。

(注12) 2市場間の裁定式を直接検証する手法を示す研究に、P. T. Spiller and R. O. Wood, "The Estimation of Transaction Costs in Arbitrage Models," *Journal of Econometrics*, vol. 39, 1988, pp. 309-326がある。ただし、この論文の実証部分は3市場以上の事例であり、間違った応用となっていることに留意すべきである。

(注13) したがって、両方の式で統合関係が否定されれば両市場の間の統合は否定されるが、片方の関係でのみ統合関係が見出されれば価格伝達の方向性が示唆される。

(注14) 各帰無仮説の制約数は、前項で述べた①の市場分断検定が $n + 1 = 3$ 、②の長期統合検定は1、③の緩やかな短期統合検定は2、④の厳密な短期統合検定は $m + n + 1 = 5$ である。

(注15) 3期の間で市場数が違うが、それをそろえても以下の分析に大きな変更はない。第2、3期の市場数を6市場にそろえての数字は付表1～4から簡単に得ることができるので、本稿では省略する。

(注16) Mohammad, "An Analysis of the Structure and Performance . . ."

IV 小麦卸売価格と公的調達・政府放出の間の季節性

1. データと分析枠組

前節は、価格の空間的統合に着目してパキスタン・パンジャーブ州での小麦の卸売価格を分析し、各価格が相互に市場情報を伝達しあっているさまを明らかにした。市場の空間的關係に関しては数量化できる政府介入の指標が存在しないため、前節においては政府介入の影響を直接分析することはできなかったが、本節では小麦卸売価格の季節性を分析することで公的調達・政府放出の影響を分析する。現実の小麦の流通においては空間的な移動（交易）と、異時

点間の移動（貯蔵）が同時に存在していることから、本節は、小麦卸売価格の異時点間統合 (intertemporal integration) という概念を用いる。

卸売価格のデータは、前節で使用したパンジャーブ州10卸売市場での月平均小麦価格である。加えて、本節では表1にも使用した政府放出量の県別・月ごとデータを使用する。パキスタンにおける政府介入の民間小麦卸売価格への影響に関し、月ごとの放出量データを価格データと組合せて分析するのは本稿が初めての試みである。本節の分析は、放出量データが入手できた1989/90食糧年度から91/92食糧年度の3年間である。会計年度での小麦生産と食糧年度で対象となる小麦には1年のずれがあるため、この3年間は生産面からは第II節で分析した1988/89～90/91年度と重なる。

分析枠組は第II、III節同様、競争的均衡の必要条件である裁定式である。これは、異時点間の均衡においては、 t 期から $t + 1$ 期への民間部門による貯蔵量を S_t 、1期当りの物理的貯蔵費用を C 、1期当りの利子率を r とすると、

$$(P_t + C)(1 + r) = E_t [P_{t+1}] \quad (S_t > 0) \quad (5a)$$

$$(P_t + C)(1 + r) \geq E_t [P_{t+1}] \quad (S_t = 0) \quad (5b)$$

と表わせる^(注1)。 $E_t [\cdot]$ は t 期における期待値を指す。この(5a)式が成立している状況を、空間的統合に倣って異時点間統合と呼ぶ。

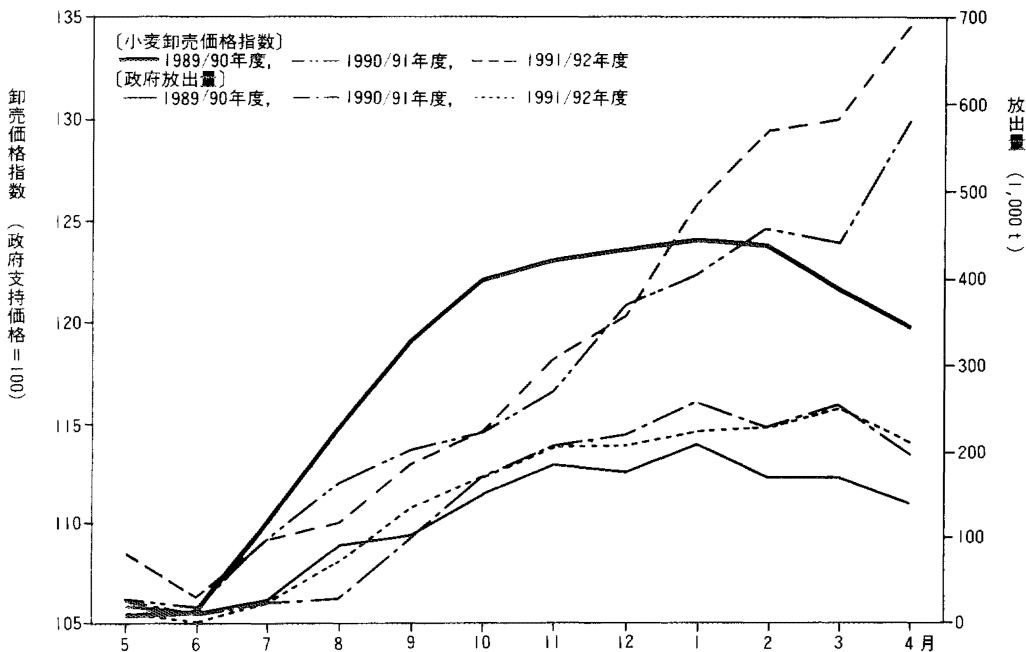
本稿で分析するパキスタンの事例においては、端境期において政府が市場への小麦放出を積極的に行なうが、その政府放出価格は端境期までの貯蔵費用をカバーしない(第I節)。したがって、民間卸売業者の貯蔵行動を次のように様式化して考えることができよう。

まず、政府が放出する小麦と民間の小麦が卸売市場で完全に代替的な財であり、かつ公式の政策に述べられているように放出量が必要に応じて無限に行なわれるとしよう（第1の想定）。その場合、翌期における政府の放出がゼロであると期待される間は、民間部門は貯蔵を行ない、それに伴って(5a)式が成立するであろう。一方、政府放出が始まり、翌期の放出も正であると期待される時には、民間の貯蔵は損失を生むことになるから民間卸売業者はストックをすべて崩し、翌期への貯蔵を行なわない。そうになると、上の(5b)式が成立する。政府の放出価格は一定であるから価格の上昇はゼロになる。

他方、政府が放出した小麦は民間の卸売市場で扱われる小麦と分断した市場を形成しており、その間の代替性が全くないか、あるいは、代替性は完全だが政府放出量は放出価格での需要をかなり下回る水準で打ち切りになるとしよう（第2の想定）。その場合、政府放出が続く時期であっても民間貯蔵への需要があるわけだから、民間の貯蔵は正となり、(5a)式が常に成立する。小麦の卸売価格は食糧年度を通して規則正しい上昇を示すであろう。

第1の想定、第2の想定ともに極端な設定であり、現実はその中間にあることが予想される。すなわち、政府放出が無視できる間は(5a)式

図5 小麦卸売価格指数と政府放出量の季節性



(出所) 筆者作成。原データについては本文参照。

(注) 卸売価格指数(左軸)は、各食糧年度に対応する政府支持価格を100とする指数を求め、パンジャール州10卸売市場(図4参照)の各年度の平均を示した。政府放出量は、10市場それぞれが位置する県(表1参照)の合計をとった。年度は食糧年度(5~4月)。

に近い状態が続き、民間貯蔵が主流であるが、政府放出が本格化し始めると(5b)式に近い状況が成立して、民間貯蔵を政府備蓄が締め出すことが予想される(注2)。この関係を卸売価格と政府の放出パターンの季節性から分析するのが次項の課題である。

2. 実証モデルと推計結果

まず、3カ年の価格データをその食糧年度に対応する政府支持価格を100にとった指数に変換し、政府放出量と合わせて月ごとにプロットしたのが図5である。これに示されるように、小麦の卸売価格は3年度とも食糧年度前半は規則的に上昇している。ところが、放出量がピークに近くなる10月以降になると、年による違いが生じる。すなわち、最初の年度では後半に価格が停滞するが、続く2つの年度では後半も価格の上昇が続く。3年の間で放出量のパターンには大きな変化がない。これらのパターンはおおむねパンジャープ州10卸売市場に共通する。

このような観察を検定する一方法として、政府放出を示す変数 D_g および攪乱項 u を加えた次のような実証モデルを推定した。

$$\ln(P_{t+1}/P_t) = \alpha + \beta D_{g,t+1} + u_{t+1} \quad (6)$$

(5)式において物理的貯蔵費用 C が P_t に比例的なものと近似できるならば、その左辺は P_t の定数倍となるから、(6)式の定数項 α が利子率と貯蔵損失の合計、すなわち合計貯蔵費用率の近似的な推定値、 β が政府放出効果の推定値となる(注3)。

D_g は、政府放出量の季節性を考慮して、その県での人口当月ごと放出量がある一定の水準を超えると $D_g = 1$ 、それ以下の場合には $D_g = 0$ となるダミー変数で定義した。政府放出量は図

表6 小麦卸売価格変化と政府放出量の回帰分析結果

説明変数	モデルA	モデルB
定数項1989/90年度	0.0214* (4.514)	
定数項1990/91年度	0.0167* (3.486)	
定数項1991/92年度	0.0143* (3.082)	
共通定数項		0.0174* (6.400)
政府放出ダミー 1989/90年度	-0.0138* (-2.118)	-0.0098** (-1.880)
政府放出ダミー 1990/91年度	-0.0026 (-0.405)	-0.0034 (-0.649)
政府放出ダミー 1991/92年度	0.0076 (1.172)	0.0045 (0.848)
修正済 R^2	0.0062	0.0090

(出所) 筆者計算。

(注) (1) かつこ内は t 値を示す。

(2) 被説明変数 $\ln(P_{t+1}/P_t)$ の平均は0.0159、標準偏差は0.0326である。

(3) 年度は食糧年度(5~4月)である。したがって4月、5月は年度の切れ目にあたり、扱われる小麦の産出年が異なることから、推計は、 $\ln(P_{6月}/P_{5月})$ から翌年の $\ln(P_{3月}/P_{2月})$ の10カ月について行なった。したがって標本数は、パンジャープ州10卸売市場×10月×3年=300である。うち、政府放出ダミーが1の値をとるのは1989/90年度が53標本、90/91年度が54標本、91/92年度が51標本である。

(4) * 1%有意, ** 5%有意。

5に示したように収穫直後から半年ほどは漸増し、半年後以降は高位に安定する。第I節で述べたように、食糧年度前半の放出はほぼ全量が政府系小売店にまわり、民間小麦流通網に政府小麦粉が実際に放出されるのは、主に高位安定期になってからである。本稿ではこの「高位安定放出」の効果を見るためにこのようなダミー

変数を用いる。境界値として1人当り2.5ㇿの放出を用いた推計結果を表6に示す(注4)。

表にモデルAとして示したのは、パンジャープ州全10卸売市場の3年間のデータをプールし、各食糧年度それぞれ α と β の値が違うものとして推定した結果である。さらに10市場の市場ダミーとその D_g との積を加えた、各市場で係数の異なるモデルも推定したが、各市場の差は有意でなかったためここには示さない。 α が3年間一定という帰無仮説は、ワルド検定の結果10ㇿ水準で棄却されなかったため、 α 一定の制約を加えた推計結果をモデルBとして示す。

共通定数項 α の推定値(モデルB)は、月率2ㇿ弱、年率21ㇿ程度の総貯蔵費用を示す。この期間のパキスタンにおける名目利子率は、商業銀行の民間部門への平均貸出金利をとれば年率約11ㇿ、農業開発銀行からの短期融資利子率は同12~12.5ㇿであった(注5)。一方、貯蔵による損失に関する信頼できる推定値としては年率7ㇿという報告がある(注6)。したがって、総貯蔵費用年率21ㇿという推計値は、利子率が半分強の12ㇿ前後、残りが貯蔵損失などの物理的貯蔵費用と考えると妥当なものと思われる。また、政府放出が本格化するのが10月頃であるから、収穫月からそれまでの貯蔵費用は収穫時価格の10ㇿ程度となるが、これは近年の政府の放出価格・調達価格差にほぼ相当する(表2参照)。したがって、この回帰分析結果は、政府放出が本格化するまでの期間は、(5a)式の状況、すなわち民間貯蔵が正で、期待価格が規則的に上昇していく状況が見られることを示唆する。

β の値は、1989/90年度については統計的に有意に負であるが、続く2年間の値は有意でない。したがって、1989/90年度については政府

放出が小麦の卸売価格を引き下げることが検出されたが、他の2年度については検出されなかったことになる。一方、 $\beta + \alpha = 0$ であれば、 $D_g = 1$ の時に政府放出の効果で価格が上昇しなくなることを意味する。1989/90年度について $\beta + \alpha = 0$ を帰無仮説にしたワルド検定を行った結果は、モデルA、Bともに5ㇿでは棄却できないが、10ㇿで棄却できるというものであった。これはあまり強力ではないが、政府放出の効果で完全に自由市場価格が安定したかに見える1989/90年度についても、政府放出期にわずかな価格上昇が続いていることを示す。

3. 価格の季節性と公的調達・政府放出の影響

政府による調達小麦の市場放出が小麦卸売価格に与える影響を、推計結果に基づいてもう一度まとめると、第1に、政府放出の価格上昇緩和効果は1989/90年度については有意に見られたが、続く2年間については有意でないこと、第2に、89/90年度についても政府放出期に若干の価格上昇が続いていること、の2点となる。この2点からいえるのは、本節第1項で民間卸売業者の貯蔵行動を左右する第1の想定に挙げた、政府小麦と民間小麦が卸売市場で完全に代替的であり、政府放出は必要に応じて制限なしに行なわれるという仮説は否定されるということである。とはいえ、1989/90年度においては政府放出が価格上昇を抑えているわけだから、第2の想定も否定されることになる。

第1の想定、第2の想定ともに成立しない原因の第1に、政府放出は決して無制限には行なわれずに、大枠の年間放出計画に基づきその範囲内で市場の動向に対応して行なわれているのが現実であり、その放出水準は各市場での放出価格での需要を完全には満たさないがかなりの

程度満たす水準になっているのではないかと
いうことが考えられる。すなわち、民間業者から
見ると翌月の政府放出が十分かどうかには不確実
性があるということである。第2の原因に、政府
放出小麦と民間貯蔵小麦の間の代替関係は決
して完全なものではないと思われることがある。
この最大の理由としては政府小麦の放出が主に
小麦粉で行なわれることが考えられる。小麦の
需要は製粉加工と貯蔵の大きく2つがあり、製
粉用小麦は小麦粉の放出で代替されうるが、貯
蔵用小麦の需要は小麦粉の放出で代替されえな
い。加えて、政府放出小麦(粉)と民間貯蔵小
麦との間には若干の品質差が存在する可能性が
ある。本稿で使用した小麦卸売価格は、「平均
品質」(fair average quality)と市場で格付けされ
る小麦の価格であり、政府放出小麦よりも若干
品質が高い可能性がある。

これらの説明は、年度ごとの差異の説明にも
ある程度有効であろう。本節で扱った3年間の
小麦の生産量はほぼ一定であるが、長期的傾向
からすれば、最初の1年が平年作年、続く2年
は不作年といえる。このことは、不作年時に
おいては、民間業者にとって政府放出が十分か
どうかの不確実性が上昇し、さらに、政府放出
小麦と民間貯蔵小麦の間の代替性が低下するた
めに、民間の卸売価格が政府放出期においても
上昇し続けるという因果関係を示唆する。不作
時に政府放出小麦と民間貯蔵小麦の代替性が
低下する原因としては、小麦の貯蔵可能性に
対するプレミアムが大きくなること、政府放出
小麦の輸入小麦混入比率が高くなって民間貯
蔵小麦との品質差が拡大する可能性があること
などが考えられよう。政府放出に関する不確
実性の増大は、不作年2年におけるパンジャ
ーブ州での政

府放出実績は平年作の年度と同じ水準であ
ったわけだから、事後的に見れば説明しにく
い。とはいえ、事前的には、民間業者が政府
放出縮小の可能性を危惧して貯蔵を増やす行
動に出た可能性は否定できない。このような
民間部門の行動とそれに伴う市場価格の継
続的上昇が、小麦不作に民間部門が過度に
反応した結果なのか、それとも貯蔵決定を
行なう時点での政府放出に関する不確実性
に対して民間部門が合理的に反応した結果
なのかは、本節の分析結果からは結論を下
すことができない。同水準の公的調達と政
府放出が、平年作年には民間の小麦卸売
価格をかなり安定化させるが、不作年にお
いてはその効果はほとんど検出されなかつ
たという統計的結果をもう一度繰り返して
本節を締めくくる。

(注1) Jeffrey C. Williams and B. D. Wright, *Storage and Commodity Markets* (Cambridge : Cambridge University Press, 1991), pp. 24-29.

(注2) Pinckney, *The Demand for Public Storage* ... でのパキスタンの民間貯蔵モデルもこれに似た想定をとっている。

(注3) $C = c \cdot P_t$ を(5a)式に代入すると、

$$(P_t + C)(1+r) = P_t(1+c)(1+r) \\ = P_t \cdot e^\alpha = E_t[P_{t+1}]$$

となる(ただし、 e は自然対数の底)。この式から $\alpha \approx c+r$ と近似できることがわかる。乗法的な攪乱項を想定して両辺の対数をとって整理すれば、

$$\ln(P_{t+1}/P_t) = \alpha + u_{t+1}$$

となる。

なお、貯蔵の物理的費用の主なもの、貯蔵による損失、貯蔵スペース賃料、化学薬品費用などであるが、これらのうち貯蔵による損失は貯蔵開始時の何パーセントという形で比例的に生じることが予想される。パキスタンの貯蔵技術においては貯蔵損失の重要性が大きいと考えられるから、貯蔵の物理的費用が P_t に比例すると近似することは的外れとはいえない。

(注4) 表6の注に示したように、この境界値を使った場合、ダミー変数が1の値をとる月が各食糧年度とも

全体の50%強となって、バランスよく配分される。

(注5) *State Bank of Pakistan, Bulletin*, June 1993, pp. 62, 67.

(注6) Pinckney, *The Demand for Public Storage* . . . , p. 72.

結 び

パキスタンの主食である小麦の流通においては、自由価格の民間流通網が存在する一方で、政府が固定価格で、農民や農村の中間商人から直接小麦を調達し、端境期に市場への放出を行なっている(第I節)。本稿は、このような制度のもとで成立する民間の農産物価格がどのような特徴を持ち、そこに政府介入がどう影響しているかを、パキスタン・パンジャブ州に焦点をあてて分析した。第II節の農家経営データに基づく分析からは、小麦においては収穫時の農家庭先販売価格が政府支持価格と輸送費用でほとんど説明され、同じ変数の説明力が弱いパースマティー糶価格と好対照であることが明らかになった。この対照は、支持価格での調達が、小麦の場合には近隣の町で実際に行なわれているのに対し、パースマティー米では農民が実際に販売する糶での調達が行なわれずに精米での間接価格支持のみが行なわれているという違いに由来すると考えられる。第III節では卸売価格データを用いて市場の空間的統合を検定した。検定結果からは、パンジャブ州の10の民間卸売市場の中には他の市場から分断された市場は見られないこと、ある市場での価格変化は、その市場との統合度の高い市場に対してはほぼ瞬時に、それ以外の市場に対しても1、2カ月のラグを考慮に入ればほぼ完全に伝達されるこ

となどが明らかになった。第IV節では卸売価格データの季節性と政府放出量の関係を検討した結果、政府放出が民間の小麦卸売価格を押し下げて安定させる効果は年によって異なり、不作年においては政府放出にもかかわらず卸売価格は上昇し続けることが明らかになった。

本稿の分析結果をまとめれば、分析地域での民間流通網における価格形成は、収穫時および政府放出が本格化するまでの時期においては競争的均衡の必要条件である裁定式が示すものにかかなり近いと見られ、その限りで効率的な価格形成に近いと結論できる。この効率的な価格形成を可能ならしめているのは、農村から小麦を集荷する各種中間商人間および、小麦の市場間移送と貯蔵に従事する卸売業者間の競争であると考えられる。このことは、パキスタンの小麦流通における民間の役割拡大という政策にひとつの根拠を与えるものであり、現行のシステムのまま政府調達量・放出量を縮小することが中間商人による搾取的な流通に直結することはありえないという政策含意を持っていよう。

しかしながら、政府による放出が本格化する端境期においては、年による違いが大きく、単純な裁定式では表現しきれない価格の動きが見られる。その原因として、不作年においては、政府放出小麦と民間貯蔵小麦の間の代替性が低下し、政府放出に関する不確実性が増大する可能性を示唆した。このような事態を、政府調達と放出が「効率的な」民間流通に与えた歪みと見るべきか、それとも調査地域の民間流通は端境期が本来持つリスクに対し効率的に対応できないことの現われと見るべきか、本稿の分析からはこの問いへの十分な解答を出すことはできない。今後の課題として、民間流通業者の実際

の貯蔵行動をミクロ的に分析する必要がある。ただし、本稿の分析から示唆される政策含意としては、不作時にこそ、政府放出計画の迅速かつ安定的な実施と民間業者への情報提供の徹底が、小麦卸売価格の安定にとって重要となる可能性があることを述べておきたい。

本稿の分析結果を、発展途上国における農産物市場の分析と政府介入の影響という視点から一般化しておこう。第1に、常設の卸売市場を通じた民間流通の歴史が古く、その効率性が高いといわれているパキスタン・パンジャブ州の農産物流通においても、空間的な価格統合の度合いが市場間で微妙に異なり、また、不作時と豊作時で政府放出の効果が違うなど、その効率性の度合いは単純に一般化できない。発展途上国において農産物流通改革が企図される際には、地域的・時間的に限られた価格系列の分析しか行なわれない場合も多いが、そのような代表的データあるいは平均のデータに基づいた分析は不十分である可能性がある。第2に、民間部門による流通に政府調達と放出が介入しているような事例では、生産者価格として政府調達価格を、消費者価格として放出価格を、そのまま用いることは不適切であることが示された。民間価格は政府介入に応じて変化する。したがってこの民間価格の変動も含めた生産者価格、消費者価格の分析が必要になる。第3に、以上2つの帰結として、農産物流通改革は、地域的、時

期的にどのように行なうかという実施方法に応じて異なった影響を及ぼすことが考えられる。以上の結論は、市場価格、農家経営データ、政府介入に関する量的データなどを同時に用いることで導かれた。農産物市場の効率性を発展途上国で検討する際の手法として、今後類似の研究が他の地域に関しても行なわれることを期待したい。

最後に、くり返しになるが、農産物市場が効率的であることは、生産面でダイナミックな供給反応が生じることを必ずしも意味しない。効率的な農産物市場が伝える価格情報に対し、生産要素市場や消費財市場の不完全性の制約を農家が強く受けているならば、その農家の生産調整の幅は狭まる。したがって、発展途上国での農産物市場の研究は他市場の分析と並行して行なう必要があるが、パキスタン農業に関するこの点の分析は別稿に期したい。

(アジア経済研究所総合研究部)

〔付記〕 本稿は筆者が1990年から92年までアジア経済研究所海外派遣員(アメリカ合衆国スタンフォード)として実施した研究の成果の一部である。本稿の研究を進めるにあたって、受入機関であるスタンフォード大学食糧研究所(Food Research Institute)のスタッフ、および現地調査で協力して下さったパキスタンの関係各位には多大の援助を賜った。これらの方々およびデータ入力作業で煩わせた銅直淳子氏に、記して厚くお礼を申し上げたい。

付表1 パキスタン・パンジャーブ州小麦卸売価格の価格変化相関係数

第1期 (1980年1月～84年9月), 標本数=54

	LHR	FSL	RWP	MUL	SRG	OKR
LHR	1.000					
FSL	0.661	1.000				
RWP	0.335	0.534	1.000			
MUL	0.635	0.701	0.493	1.000		
SRG	0.657	0.676	0.341	0.731	1.000	
OKR	0.771	0.585	0.219*	0.657	0.741	1.000

第2期 (1984年10月～88年6月), 標本数=43

	LHR	FSL	RWP	MUL	GUJ	SLK	SRG	OKR	SWL	SPR
LHR	1.000									
FSL	0.653	1.000								
RWP	0.761	0.490	1.000							
MUL	0.777	0.563	0.717	1.000						
GUJ	0.543	0.428	0.621	0.653	1.000					
SLK	0.616	0.465	0.677	0.580	0.529	1.000				
SRG	0.514	0.504	0.531	0.699	0.346	0.455	1.000			
OKR	0.667	0.437	0.640	0.786	0.539	0.556	0.559	1.000		
SWL	0.706	0.563	0.694	0.694	0.650	0.660	0.403	0.653	1.000	
SPR	0.575	0.515	0.645	0.665	0.483	0.627	0.643	0.603	0.525	1.000

第3期 (1988年7月～93年6月), 標本数=49

	LHR	FSL	RWP	MUL	GUJ	SLK	SRG	OKR	SWL	SPR
LHR	1.000									
FSL	0.330	1.000								
RWP	0.239*	0.300	1.000							
MUL	0.538	0.582	0.161*	1.000						
GUJ	0.352	0.324	0.174*	0.644	1.000					
SLK	0.495	0.555	0.258*	0.746	0.682	1.000				
SRG	0.446	0.449	0.160*	0.650	0.584	0.631	1.000			
OKR	0.818	0.275*	0.123*	0.442	0.226*	0.333	0.414	1.000		
SWL	0.510	0.618	0.297	0.417	0.348	0.470	0.325	0.525	1.000	
SPR	0.551	0.429	0.053*	0.428	0.331	0.566	0.369	0.407	0.503	1.000

(出所) 筆者作成。

(注) (1) 標本数は各期間の月数から価格情報欠落月を抜いたもの。

(2) *は、5%水準で線形関係が有意でないものを示す。

(3) 行と列の項目名は卸売市場の所在地を略記したもの(図4参照)。以下の付表も同じ。

付表2 パキスタン・パンジャーブ州小麦卸売価格の市場分断検定 (p 値)

第1期 (1980年1月~84年9月), 標本数=54

	LHR	FSL	RWP	MUL	SRG	OKR
LHR		0.000	0.003	0.000	0.000	0.000
FSL	0.002		0.000	0.000	0.000	0.000
RWP	0.010	0.000		0.000	0.001	0.029
MUL	0.000	0.000	0.007		0.000	0.018
SRG	0.001	0.000	0.002	0.000		0.000
OKR	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	

第2期 (1984年10月~88年6月), 標本数=43

	LHR	FSL	RWP	MUL	GUJ	SLK	SRG	OKR	SWL	SPR
LHR		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000
FSL	0.000		0.000	0.001	0.001	0.000	0.000	0.031	0.000	0.000
RWP	0.000	0.015		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
MUL	0.000	0.000	0.000		0.000	0.019	0.000	0.000	0.000	0.000
GUJ	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.001	0.000	0.000	0.000
SLK	0.000	0.000	0.000	0.010	0.000		0.004	0.004	0.000	0.000
SRG	0.000	0.000	0.009	0.000	0.021	0.001		0.000	0.004	0.000
OKR	0.000	0.002	0.000	0.000	0.000	0.011	0.000		0.000	0.000
SWL	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000		0.000
SPR	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	

第3期 (1988年7月~93年6月), 標本数=49

	LHR	FSL	RWP	MUL	GUJ	SLK	SRG	OKR	SWL	SPR
LHR		0.000	0.000	0.000	0.030	0.041	0.000	0.000	0.000	0.000
FSL	0.001		0.003	0.000	0.007	0.004	0.000	0.038	0.000	0.000
RWP	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	0.001	0.000	0.003
MUL	0.000	0.000	0.010		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
GUJ	0.000	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
SLK	0.033	0.049	0.293	0.000	0.002		0.000	0.027	0.000	0.002
SRG	0.000	0.001	0.009	0.000	0.000	0.000		0.000	0.000	0.000
OKR	0.000	0.002	0.000	0.001	0.009	0.021	0.000		0.000	0.000
SWL	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000		0.001
SPR	0.000	0.000	0.001	0.000	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	

(出所) 筆者作成。

(注) (1) 標本数は各期間の月数から価格情報欠落月を抜いたもの。

(2) 各数字は、行の卸売市場が本稿(4)式の a 市場、列の卸売市場が同式の b 市場に対応。

(3) 表に示した p 値は、それぞれの帰無仮説のもとでの F 統計分布右方面積。したがって、この値が小さければその帰無仮説が棄却される。

(4) 両方向で市場統合が支持されない組合せ、具体的には p 値が両方向とも0.05より大きいため市場分断帰無仮説が棄却されない組合せはない。

付表3 パキスタン・パンジャーブ州小麦卸売価格の長期統合検定 (p 値)

第1期 (1980年1月～84年9月), 標本数=54

	LHR	FSL	RWP	MUL	SRG	OKR
LHR		0.757	0.018	0.490	0.381	0.899
FSL	0.203		0.017	0.315	0.164	0.590
RWP	0.370	0.073		0.074	0.067	0.752
MUL	0.948	0.832	0.041		0.702	0.458
SRG	0.521	0.705	0.003	0.444		0.891
OKR	0.282	0.052	0.007	0.167	0.297	

第2期 (1984年10月～88年6月), 標本数=43

	LHR	FSL	RWP	MUL	GUJ	SLK	SRG	OKR	SWL	SPR
LHR		0.019	0.191	0.537	0.019	0.016	0.230	0.188	0.287	0.224
FSL	0.905		0.014	0.802	0.675	0.559	0.836	0.798	0.866	0.944
RWP	0.664	0.935		0.344	0.365	0.745	0.607	0.612	0.767	0.075
MUL	0.469	0.004	0.194		0.008	0.009	0.325	0.020	0.278	0.136
GUJ	0.178	0.016	0.693	0.260		0.002	0.422	0.968	0.057	0.005
SLK	0.430	0.536	0.303	0.629	0.052		0.762	0.607	0.232	0.184
SRG	0.878	0.007	0.022	0.870	0.390	0.119		0.848	0.864	0.618
OKR	0.688	0.028	0.623	0.104	0.227	0.064	0.623		0.859	0.520
SWL	0.952	0.011	0.075	0.450	0.017	0.010	0.071	0.259		0.022
SPR	0.857	0.033	0.001	0.393	0.143	0.004	0.795	0.247	0.837	

第3期 (1988年7月～93年6月), 標本数=49

	LHR	FSL	RWP	MUL	GUJ	SLK	SRG	OKR	SWL	SPR
LHR		0.470	0.438	0.198	0.689	0.476	0.194	0.583	0.337	0.154
FSL	0.243		0.162	0.780	0.599	0.401	0.191	0.394	0.901	0.304
RWP	0.987	0.440		0.140	0.095	0.937	0.398	0.747	0.424	0.217
MUL	0.009	0.443	0.040		0.985	0.180	0.001*	0.114	0.741	0.073
GUJ	0.001	0.063	0.001	0.203		0.063	0.045	0.046	0.319	0.004
SLK	0.191	0.628	0.330	0.959	0.587		0.143	0.210	0.799	0.223
SRG	0.821	0.749	0.541	0.033*	0.292	0.328		0.936	0.240	0.416
OKR	0.777	0.862	0.407	0.620	0.546	0.834	0.705		0.433	0.352
SWL	0.101	0.447	0.088	0.730	0.944	0.231	0.049	0.155		0.034
SPR	0.330	0.074	0.763	0.205	0.244	0.672	0.685	0.638	0.082	

(出所) 筆者作成。

(注) (1)～(3) 付表2と同じ。

(4) *は、両方向で市場統合が支持されない組合せ、具体的には p 値が両方向とも0.05より小さいため長期統合が棄却されるものを指す。

付表4 パキスタン・パンジャーブ州小麦卸売価格の緩やかな短期統合検定 (p 値)

第1期 (1980年1月~84年9月), 標本数=54

	LHR	FSL	RWP	MUL	SRG	OKR
LHR		0.007*	0.000*	0.175	0.018	0.050
FSL	0.039*		0.001**	0.333	0.078	0.722
RWP	0.035*	0.007**		0.003**	0.000**	0.009**
MUL	0.994	0.215	0.002**		0.757	0.073
SRG	0.563	0.073	0.000**	0.167		0.194
OKR	0.284	0.000	0.000**	0.016	0.200	

第2期 (1984年10月~88年6月), 標本数=43

	LHR	FSL	RWP	MUL	GUJ	SLK	SRG	OKR	SWL	SPR
LHR		0.000	0.066	0.609	0.001	0.000	0.211	0.160	0.075	0.008
FSL	0.400		0.000**	0.354	0.050	0.109	0.102	0.060	0.055	0.005**
RWP	0.767	0.000**		0.388	0.006**	0.026	0.299	0.595	0.246	0.001**
MUL	0.121	0.000	0.000		0.000	0.000	0.248	0.000	0.027	0.000
GUJ	0.058	0.000	0.009**	0.091		0.000**	0.175	0.099	0.022*	0.000*
SLK	0.096	0.016	0.081	0.055	0.000**		0.869	0.037*	0.069	0.000**
SRG	0.007	0.000	0.000	0.029	0.000	0.000		0.006	0.002**	0.000
OKR	0.128	0.000	0.022	0.073	0.004	0.000*	0.483		0.032	0.001
SWL	0.520	0.000	0.001	0.216	0.000*	0.000	0.008**	0.173		0.000
SPR	0.833	0.008**	0.000**	0.435	0.016*	0.000**	0.171	0.152	0.602	

第3期 (1988年7月~93年6月), 標本数=49

	LHR	FSL	RWP	MUL	GUJ	SLK	SRG	OKR	SWL	SPR
LHR		0.219	0.008	0.001**	0.000**	0.000**	0.000	0.469	0.006	0.031
FSL	0.012		0.000	0.000	0.000*	0.000	0.000	0.004*	0.000	0.000**
RWP	0.235	0.126		0.000**	0.000**	0.000**	0.000**	0.095	0.002**	0.000**
MUL	0.001**	0.209	0.000**		0.004	0.164	0.000**	0.030*	0.465	0.012*
GUJ	0.000**	0.027*	0.000**	0.056		0.032*	0.018*	0.015*	0.300	0.000**
SLK	0.000**	0.060	0.000**	0.000	0.000*		0.000	0.001**	0.011	0.000
SRG	0.686	0.899	0.003**	0.002**	0.013*	0.249		0.986	0.103	0.307
OKR	0.008	0.011*	0.000	0.000*	0.000*	0.000**	0.000		0.000	0.003
SWL	0.066	0.527	0.001**	0.157	0.007	0.172	0.000	0.134		0.005**
SPR	0.079	0.004**	0.000**	0.025*	0.000**	0.184	0.001	0.474	0.000**	

(出所) 筆者作成。

(注) (1)~(3) 付表2と同じ。

(4) *, ** は、両方向で市場統合が支持されない組合せ、具体的には p 値が両方向とも0.05より小さいため緩やかな短期統合が棄却されるものを*, 両方向とも0.01より小さいものを**で示す。