

農業発展と作付変化

——パンジャープ農村の100年——*

黒 崎 卓

この論文では、農業発展の過程における作付構成変化の役割を、南アジアのパンジャープ農村における今世紀100年近くにわたるデータを用いて、実証的に考察した。本稿の新たな分析視角は、土地生産性の上昇を、作付構成の変化、とりわけ作物間、地域間、農家間の作付シフトと関連づけて多面的に分析するところにある。実証分析においては、インド、パキスタンという一国レベルのデータと、パンジャープ地域内の県データ、それに農家のマイクロ・データを組み合わせて用いた。定量的分析結果から以下のことが明らかになった。第一に、1947年独立後のパキスタン、インド、及び独立前のパキスタン地域における農業成長は、作物間の作付シフトに帰せられる部分が小さくない。第二に、パキスタン・パンジャープ地域の農業発展は、付加価値が高い商品作物へのシフト及びそれらの作物の生産に比較優位を持つ地域や農家へのシフトといった、生産の特化(specialization)が主導する局面にあり、作物構成の多様化(diversification)が発展の重要な役割を果たす局面にはいまだ至っていない。第三に、植民地期においては特化の進み方が県ごとに多様であったのに対し、独立後はほとんどの県で一律な特化が急激に進んだ。この変化は、農産物市場の広域化と連動していると考えられる。

1. はじめに

途上国の経済発展において、農業部門は、国民への食糧供給、非農業部門への労働力・工業化資金の供給、経済開発に必要な外貨の獲得、国内産業への市場拡大など、多岐にわたる重要な役割を果たす(Johnston and Mellor 1961, pp. 571-581)。いずれの役割も、農業の生産性が向上することなしには実現できない。これまでの経済発展の経験においては、近代技術の導入、農業商業化の進展、資本深化、農業労働力比率の減少などを通じて、農業の労働生産性が上昇する過程が各国で観察されてきた。本稿で言うところの「農業発展」とはまさにそのような総合的プロセスを指し、Timmer(1988)言うところの“Agricultural Transformation”に対応している。

農業発展の過程において、新技術の導入や機械化、資本・土地・労働比率の長期的変化、農業・非農業間の要素移動などが果たした役割については、経済発展への関心が高まって以来の膨大な実証研究が存在する(Timmer 1988)。他方、近年急速に実証研究が進展しているのが、途上国の生産現場において、農家がどのように技術採択や生産行動を決定しているかについてのマイクロ計量経済学的開発研究である(Kurosaki 1998, Bardhan and Udry 1999)。本稿の

最大の特徴は、農業発展とりわけ土地生産性の上昇を、作物間、地域間、農家間の作付構成の変化と多面的に関連づけた分析を試みる点である。言い換えると、マクロの成長会計分析と、よりミクロな分析との距離を縮めるという難問に対するささやかな試みである。

本稿における農業発展と作付構成変化の分析は、Timmer(1997)のアイデアに基づいている。彼は、農業発展の初期局面においては、付加価値が高い作物に比較優位を持つ地域・農家へ生産がシフトする結果、一国レベル、農家レベルともに作付の多様性が低下して特化(specialization)が進むが、さらに農業発展が進むと、一国レベルではむしろ多様化(diversification)が重要な役割を果たす局面に至るとの仮説を提示した。このアイデアを実証した研究はほとんどなく、本稿はその最初の定量的試みでもある。

論文の構成は以下の通りである。続く第2節で分析枠組を詳しく議論する。第3節では、本稿が用いる、南アジアのパンジャープ農村における今世紀100年近くにわたるデータを簡単に説明する。第4節は、インド、パキスタンという一国レベルの分析、パンジャープ地域内の県レベルの分析、そして農家レベルの分析の順に、実証結果を示す。最終節で本

論文の結論をまとめる。

2. 農業発展と作付構成の変化

2.1 農業成長の源泉としての作付変化

まず最初に、作付変化が農業成長に貢献するプロセスを要因分解の形で示す。これはあくまで機械的な分解であって、そのマイクロ経済学的メカニズムについては次項で議論する。

ある国の農業部門の t 年における総産出ないし総付加価値を Q_t 、総作付面積を A_t 、土地生産性を Y_t で表そう。 Q_t の 0 年から t 年への変化率は、

$$\begin{aligned} \ln(Q_t/Q_0) &= \ln((A_t Y_t)/(A_0 Y_0)) \\ &= \ln(A_t/A_0) + \ln(Y_t/Y_0) \end{aligned} \quad (1)$$

と、作付面積効果、土地生産性効果に分解できる。

一方、農業部門のサブ・セクターとして農産物ないし作物 i を想定すれば、 $Q_t = \sum_i Q_{it}$ と書き直すことができる。また、農業における本源的生産要素が土地であることに着目すれば、(1)式に現れる土地生産性変化の項を、土地という生産要素のサブ・セクター間再配分効果と金額で測った単位面積当たり収量(以下単純化のために「単収」とする)変化の効果とに分けることが意味を持つ。経済発展における(サブ・)セクター間生産要素移動の効果に関しては、農工間労働移動についての膨大な実証研究がある¹⁾。また、近年整備が進んでいる途上国のデータを用いて、製造業内部でのサブ・セクター間労働移動が労働生産性に与えた影響を定量分析した研究もある(van Ark and Timmer 2000)。これに対し、農業部門ではそのような研究はあまり見られない。そこで本稿では、van Ark and Timmer(2000)同様、(1)式右辺第2項を、次のように近似的に分解する。

$$\begin{aligned} \ln(Y_t/Y_0) &\approx \frac{Y_t - Y_0}{Y_0} \\ &= \frac{1}{Y_0} \left[\sum_t S_{it} (Y_{it} - Y_{i0}) \right. \\ &\quad + \sum_i (S_{it} - S_{i0}) Y_{i0} \\ &\quad \left. + \sum_i (S_{it} - S_{i0}) (Y_{it} - Y_{i0}) \right], \end{aligned} \quad (2)$$

ただし、 $S_{it} \equiv A_{it}/\sum_k A_{kt}$ は t 年における作物 i の作付面積シェアである。

(2)式右辺かぎかっこ内の第1項は単収効果(yield effects)、第2項は作付シフト効果、第3項は残差項であるが、van Ark and Timmer(2000)の用法に倣い、本稿では第2項を「静学的作付シフト効果」(static land reallocation effects)、第3項を

「動学的作付シフト効果」(dynamic land reallocation effects)と呼ぶ。第3項を動学的効果と呼ぶのは、単収の伸びが速いダイナミックな作物に作付がシフトすればするほどこの項の値が大きくなるからである。これに対し第2項は、既に単収の水準が高かった作物に作付がシフトすればするほど大きくなる項であるから、静学的効果と呼ぶのがふさわしい。

この要因分解は、農業成長の源泉として、作物間の作付構成変化に着目したものであるが、作付構成変化が農業成長に影響を与える経路として、もう一つ、空間的な土地再配分の効果を考えることができる。製造業と違う農業の最大の特色は、土地の肥沃度や気候、灌漑条件、市場へのアクセスなどに応じて各々の土地に個性があり、したがって比較優位を異にする圃場が空間的にばらばらに散らばっていることである。圃場の単位として農家 h を想定すれば、(2)式の右辺に出てくる作物 i の単収変化は、

$$\begin{aligned} Y_{it} - Y_{i0} &= \sum_h S_{hit} (Y_{hit} - Y_{hi0}) \\ &\quad + \sum_h (S_{hit} - S_{hi0}) Y_{hi0} \\ &\quad + \sum_h (S_{hit} - S_{hi0}) (Y_{hit} - Y_{hi0}), \end{aligned} \quad (3)$$

とさらに分解できる(ただし、 $S_{hit} \equiv A_{hit}/\sum_k A_{kit}$ は t 年の作物 i の作付面積合計に占める農家 h の作付面積シェア)。つまり、仮に個々の作物生産における技術変化がなく、生産要素の集約度も一定であったとしても、農家間で潜在的な比較優位に差があり、かつ、その比較優位に基づいた作付作物の転換が生じれば、集計値で見たその作物の単収が上昇するのである。

(3)式の下付き文字 h を、農家でなく、例えば県とみなすことも可能である。その場合には、県間で潜在的な比較優位に差があり、かつ、その比較優位に基づいた作付作物の転換が生じれば、一国レベルで見た単収が上昇する。マクロ・データを用いたこれまでの農業成長の会計分析においては、個別の作物の単収増がそのまま技術進歩ないしは生産要素・資本増投の効果を示すと見なされてきたが、そこに空間的土地再配分の効果が混在していることは以上から明らかであろう。

2.2 作付変化のマイクロ経済学的メカニズムと農村の諸市場

では作付変化は、どのようなマイクロ経済学的メカニズムに基づいて生じるのであろうか、生産の現場

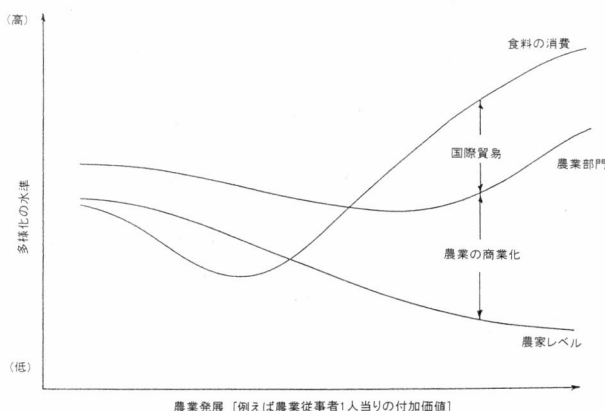
にいる農家は、短期的には自ら管理する農地に何を作付するか、より長期的には土地売買や土地の用益権市場を通じて自ら管理する農地をどのような規模に設定するかを決定するのであって、(2)式や(3)式に現れる作付シフト効果は、あくまで事後的に集計されたものとして観察されるに過ぎない。

仮にすべての農家が、同一の相対価格の下で比較優位に基づいて作付を決定しているならば、作付構成の変化は生産技術の変化あるいは相対価格の変化によってのみ生じるであろう。このことは、生産性向上に果たす生産要素再配分の効果は経済の不均衡ゆえに生じるといふ、Syrquin(1984, pp. 80-82)の部門間要素移動の研究展望における議論に集約される。農業の場合でも、この効果はもちろん重要である。灌漑技術やトラクター導入などによって、作付の技術的自由度が増し、より集約的な農地の利用が可能になるからである。

しかし農業の場合、生産の空間的広がり、つまり市場と農場の間の距離ゆえに輸送費用が大きいいため、同一の相対価格の下にあるとの想定には無理があることも重要である。また農家の目的関数も、期待利潤最大化ではなく、生産のリスクや家庭内消費の優先などを取り入れたもの、例えば不確実性下の効用最大化のようなモデルの方が、より適切であろう。これらの条件の下では、ある時点での農家の作付決定は、農産物の市場価格に輸送費用や信用制約プレミアム、リスク・プレミアム等を加えた、農家個別のシャドー・プライスの下での主観的均衡状態と表現することができる(de Janvry *et al.* 1991, 黒崎 2000)。仮にそのシャドー・プライスを用いてある経済の農業生産を評価することができれば、均衡状態としての最大値達成が示せるであろうが、通常の国民所得計算で行われているような市場価格を基準にした価格を用いて評価する限り、生産は最大化されていないという結果が得られるであろう。

農村における諸市場の発達、農家個別のシャドー・プライスと市場価格との間にある乖離を小さくすることを通じて、比較優位をより反映した作付を農家に可能にしていくものと捉えることができる。このアイデアを端的に示しているのが、アジア農業

図1. 農業生産の多様化と農業発展の関係



出所) Timmer(1997), Figure 1.

の発展過程を模式化した Timmer(1997)による図1である。

農業発展の開始局面においては、農村の諸市場が未発達であるため、ほとんどの農家は自ら消費したいものを生産する。そのため、一国レベルの食料消費、農業生産、そして農家レベルの農業生産の多様化の度合いはかなり近いものになる(図1の左端)。この図で、一国レベルの食料消費と農業生産の多様性との間に見られる差は国際貿易で、農業生産の一国レベルと農家レベルの多様性の差は農家間の分業(農業の商業化)で説明される。言い換えれば、(2)式における静的、動的な作付シフト効果が重要になるためには国際貿易の進展、(3)式における作付シフト効果が重要になるためには農家間(ないし県間)の分業の進展が必要になるのである。

農業発展の第1局面においては、農産物市場が徐々に形成されていくにつれ、付加価値が高い商品作物の生産に比較優位を持つ地域・農家はその生産を増やすという、特化(specialization)が主導する。このことが図1では、一国レベル、農家レベルともに作付の多様性が低下するが、農家レベルの多様性低下の方が急速であることに表されている。農産物市場の発達は、農家が自ら消費するもののうち、比較優位の小さい農産物の生産を減らして購入に頼り、その分比較優位のある作物の生産を市場向けに増やすことを可能にする。初期時点においては農産物市場が「薄い」ために価格リスクも大きく、農家の市場参加は限定的なものとなろうが、市場が厚味を増すにつれて、期待市場価格の下での比較優位がある作物の生産が増えていくであろう(黒崎 2000)。ま

た、労働市場の発達も、家族労働力の制約を弱めて、農家の作付決定における自由度を増やし、市場向け作物へのシフトを促すであろう(de Janvry *et al.* 1991)。

Timmer(1997)のモデルでは、さらに農業発展が進むと、一国レベルではむしろ多様化(diversification)に転じるとの仮説が示されている。これは、所得水準が上昇したアジア農村においては多様化された消費、個別化された消費サービスへの需要が増加し、その一部は国際貿易を通じて実現されるが、多くは国内で供給されることを模式化している。その場合でも、農家レベルの生産多様化の指標が上昇に転じていないことに留意されたい。これは、この第2局面においても、第1局面の終盤同様に、比較優位の市場原理が支配的であると想定されているからである。

2.3 実証分析の課題

以上の議論に基づき、本論文の実証部分では以下の4つの分析を行う。

第一に、(2)式に基づき、一国レベルのデータを用いて、土地生産性の伸びに作物間の作付構成変化すなわち国際貿易が貢献したかどうか、貢献したならばその度合いはどれほどかを明らかにする。この作業には、データの制約上、農業部門の付加価値ではなく、固定価格で集計した実質粗産出額を用いる²⁾。

第二に、(3)式に基づき、各作物の単収の伸びに対する、空間的な作付構成変化の貢献を定量化する。この部分を取り除いた残りが、緑の革命など、作物レベルの生産関数のシフト(全要素生産性の向上)や資本深化・生産要素多投に純粋に帰せられる部分となるが、それを定量化する作業は、筆者が知る限りこれが最初の試みである。ただしデータの制約上、分析は県間の作付構成変化に限定する。

次に、空間的な作付構成変化が生じているならば、Timmer(1997)が示唆したように、農業生産多様化の指標が一国レベルと、よりマイクロなレベルとでは対照的な動きを示すはずである。この動きを、産業組織論で用いられる集中度指数を応用して検討する。既存の研究にはこのような実証研究は見られない(Timmer 1997, p. 622)。本稿では、第一の多様化指標として、 $DIV1_t \equiv 1 - CR3_t$ (ただし $CR3_t$ は作付上位3作物の総作付面積に対する比率として定義された集中比率)、第二の多様化指標として $DIV2_t \equiv 1 - H_t$ (ただし $H_t \equiv \sum_i Sit^2$ 、 H_t はいわゆるハーシェ

マン=ハーフィンダール指数)を用いる。 $DIV1$ の直感的意味は明白であろう。 $DIV2$ は、ある一定面積の作付地からランダムに2点を選択した時に、その2点が異なる作物となる確率を示す。

作付の多様化指標が時系列的にどのような動きをしたかを、セミマクロとも言うべき県データを用いて検討するのが第三の実証作業、農業経営に関するマイクロ・データを用いて検討するのが第四の作業である。多様化指標の動きが、県間、農家間で異なっている場合には、その決定要因も合わせて考察する。

3. データ

3.1 一国データと県データ

一般に時代を遡るほど、農業生産の統計データは質量共に限られる。本稿が対象とする地域は、途上国の中では例外的に統計が早くから整備されているが、それでも近年の農業耕種部門付加価値がカバーする品目すべてに関して信頼できる長期統計を得ることは不可能である。そこで本稿は、インド、パキスタンの一国レベルの農業生産と作物構成の変化を分析した際に用いた、主要農作物データを用いる(Kurosaki 1999, 2000)。パキスタンないしパンジャブ地域の場合に扱うのは米、小麦、大麦、ソルガム(jowar)、トウジンビエ(bajra)、メイズ、ヒヨコマメ(gram)、菜種類、ゴマ、サトウキビ、タバコ、棉の12品目で、現在のパキスタンの農業耕種部門総産出額の約7割をカバーする。主食の小麦は最も作付面積が大きく、続いて重要な商品作物である棉、米、サトウキビが続く。これら4つが12作物の中でも特に重要な品目である。インド一国の場合はこれら12品目に加えてシコクビエ(ragi)、亜麻、落花生、茶、コーヒー、ジュートも入れた18品目を分析する。集計の際に利用した固定価格は、インドの場合が1960/61年度、パキスタン及びパンジャブ地域の場合が1959/60年度である³⁾。

ここまで、本稿が対象とするパンジャブ地域について、厳密な定義なしに用いてきた。パンジャブとは、地理学的に言えば、インド亜大陸北西部のインダス河とその支流によって囲まれた平原部を指す。この地理学的定義の場合、本稿では「パンジャブ平原」と称する。

この地域は、現在はパキスタンとインドの両国に分かれているが、1947年に両国がイギリスから独立するまでは一つの政治単位、経済圏をなしていた。

表1. 県名一覧

名前(ABC順)	英領パン ジャープ 州	英領パン ジャープ 州西部	パキスタ ン・パンジ ャープ州	注(ここでの「現在」とは1992年時点)
Ambala	1	0	0	現在はインド・ハリヤーナー州
Amritsar	1	0	0	現在はインド・パンジャープ州
Attock	1	1	1	別名“Cambellpur”. 現在の Chakwal 県の一部を含む
Bahawalnagar	0	0	1	旧バハールワール藩王国
Bahawalpur	0	0	1	旧バハールワール藩王国
Dera Ghazi Khan	1	1	1	現在の Rajanpur 県を含む
Ferozapore	1	0	0	現在はインド・パンジャープ州
Gujranwala	1	1	1	現在の Sheikhpura 県の一部を含む
Gujrat	1	1	1	
Gurdaspur	1	0	0	現在はインド・パンジャープ州
Gurgaon	1	0	0	現在はインド・ハリヤーナー州
Hissar	1	0	0	現在はインド・ハリヤーナー州
Hoshiarpur	1	0	0	現在はインド・パンジャープ州
Jhang	1	1	1	
Jhelum	1	1	1	現在の Chakwal 県の一部を含む
Jullundur	1	0	0	現在はインド・パンジャープ州
Kangra	1	0	0	現在はインド・ヒマチャル・プラデーシュ州
Karnal	1	0	0	現在はインド・ハリヤーナー州
Lahore	1	1	1	現在の Sheikhpura 県の一部, Kasur 県を含む
Ludhiana	1	0	0	現在はインド・パンジャープ州
Lyallpur	1	1	1	現在名は Faisalabad. 現在の Toba Tek Singh 県を含む
Mianwali	1	1	1	現在の Bhakker 県を含む
Montgomery	1	1	1	現在名は Sahiwal. 現在の Vehari 県の一部, Okara 県, Pakpatan 県を含む
Multan	1	1	1	現在の Vehari 県の一部, Khanewal 県, Lodran 県を含む
Muzzaffargarh	1	1	1	現在の Layyah 県を含む
Rahim Yar Khan	0	0	1	旧バハールワール藩王国
Rawalpindi	1	1	1	現在の Islamabad 特別行政区を含む
Rohtak	1	0	0	現在はインド・ハリヤーナー州
Shahpur	1	1	1	現在名は Sargodha. 現在の Khushab 県を含む
Sialkot	1	1	1	現在の Sheikhpura 県の一部, Narowal 県を含む
Simla	1	0	0	現在はインド・ヒマチャル・プラデーシュ州
県数合計	28	15	18	

出所) 筆者作成.

そのため、本稿の一国レベルの分析においては現在のインド、パキスタン両国に相当する地域を仮想的にそれぞれを国とみなして扱い⁴⁾、それぞれを「現インド地域」、「現パキスタン地域」と呼ぶことにする。

植民地期のパンジャープは英領直轄の州(province)と藩王国(princely state)地域に区分される。本稿では前者を「英領パンジャープ州」と呼ぶ。州の下の基本行政単位が県(district)で、各種農業統計が時系列的に得られる最小の単位である。ただし県は、しばしば分割・再編されている。そこで本稿では、1905年から1919年の時期の境界と名前を基準にした28県を、英領パンジャープ州に対応する県として定義した。既存の県が分割されて複数の県が設置された場合、古い県に調整するのは単純な足し算で済む。既存の複数の県にわたる地域から新たに別の県が設置された場合には、可能な限り県の下に行政区分に相当するデータを用いて調整したが、それが難しい場合には、総作付面積の分割比率を用い

た固定係数による割振り作業を行った。

英領パンジャープ州の28県中、1947年の分離独立後インドに属した13県を総称して「英領パンジャープ州東部」、パキスタンに属した15県を総称して「英領パンジャープ州西部」とする。独立後、英領パンジャープ州西部とバハールワール(Bahawalpur)藩王国を一緒にして生まれたのが、現在の「パキスタン・パンジャープ州」である。パキスタン・パンジャープ州はパキスタン全人口の約6割、農業総生産額の7割程度を占める。本稿ではこの地域を、旧バハールワール藩王国の領土を1950年代の行政区分で分割した3県を加えた、合計18県からなるものとする。地域区分については、表1に整理する。県データ分析の中心は、1901/02年度⁵⁾以降、1990年代まで1世紀近い時系列が得られる「英領パンジャープ州西部」15県のパネル・データである。特記ない限り、天候等、各年固有の変動を除去するために、作付面積についてはそれぞれの年

を中心とする3ヶ年移動平均, 単収については5ヶ年移動平均を用いた。

3.2 農業経営のマイクロ・データ

英領パンジャブ州の農業に関しては, 1923/24年度以降, ほぼ毎年, ラホールにある Board of Economic Inquiry が詳細な農業経営調査を実施し, その報告書(*Farm Accounts in the Punjab*)が公刊された。この報告書は, 調査開始当初は10戸程度, 1930年代後半以降は30戸弱の農家について, 詳細な農業経営の記録を個別に示している。また, 可能な限り同じ農家が継続調査されていて, それを年次別に追跡できる。標本数が著しく少ないこと, 標本が科学的なランダム・サンプリングではなく, 「代表的」農家を主観的に選んだものであること, といった問題点はあるが, 他にマイクロ・データが存在しないため貴重な情報と言える。

この調査は, 分離独立後のパキスタン・パンジャブ州でも継続され, 1949/50年度から54/55年度までの期間と, 65/66年度以降現在までほぼ毎年, 実施されている。実施機関は同じであるが, 77年に Punjab Economic Research Institute(PERI)と改称している。ただし, 70年代に入ってからランダム・サンプリングが採用されるようになり, 報告書も階層別の平均値のみを載せる形式に変更された。そこで本稿では, 69/70年度までの調査結果を植民地期のマイクロ・データとつなげて用いる。

なお筆者は, PERIによるこの農業経営調査データの一部, 現在のシェーフブラー(Sheikhupura)県において1988/89年度から90/91年度に調査された59農家3ヶ年のマイクロ・パネル・データを総合的に分析し, その過程でこの周辺地域の調査を繰り返し行った(Kurosaki 1998)。そこで, 1923/24年度から69/70年度までの農業経営データは, このパネル・データと比較可能な地域のみを今回は利用する。3ヶ年パネル・データが取られた地域は, 本稿の県データの地域区分ではグジュランワラ(Gujranwala)に属するが, ラーヤルプール(Lyallpur)に近い区域である。ラーヤルプール県の農家データは23/24年度から長期に取れるが, グジュランワラ県の農家データは独立後しか集められていない。そこで, 69/70年度までについては両県のデータをプールして用いた。独立まではデータのある年でも毎年2農家前後, 独立後69/70年度までは毎年10農家程度の標本数となった。

以上のマイクロ・データを元に, 農家別に各年の作付パターンを県データの12品目に合わせて整理し, 二つの多様化指標を計算した⁶⁾。

4. 分析結果

4.1 一国レベルの農業成長と作付シフト効果

作付シフト効果を見る前にまず, この地域の農業成長における土地生産性と作付面積それぞれの貢献度を定量的に確認しよう。Kurosaki(1999)の推計結果を元に, 現インド地域, 現パキスタン地域の農業成長率を, (1)式によって土地生産性効果と作付面積効果に分解して表2に示す。主要作物粗生産額は, 現パキスタン地域では植民地時代に年率1.3%, 独立後はこれが加速して年率3.7%で成長したが, そこへの貢献は, 植民地期には作付面積の拡大, 独立後には土地生産性の向上が重要であった。このパターンは現インド地域でも同様である。ただし成長率はやインド地域の方が低く, 成長の源泉のシフトはより顕著である。

土地生産性の向上に, 作物間のマクロ的な土地の再配分がどの程度寄与したかを, (2)式によって推計したのが表3である。現パキスタン地域の場合, 単収効果が植民地期, 独立後ともに7割程度を占める。作付シフト効果は, 植民地期には動学的作付シフト効果が, 独立後には静学的・動学的作付シフト効果が効いている。注目されるのは, 10年毎に区切って見た場合の, 1950年代における高い静学的作付シフト効果である。この時期の成長の源泉として, 作付シフトは単収増加と並ぶ重要性を持っていた。Kurosaki(1999)では土地生産性の向上が緑の革命導入以前に生じていることに着目し, その原因を高付加価値作物へのシフトに求めたが, その見方の正しさが検証されたことになる。

現インド地域の場合, 土地生産性は植民地期を通じて有意な成長を遂げていないから(Kurosaki 1999, Table 1), 独立後についてのみ作物間土地再配分効果を見ておく。第一に, パキスタンに比べて静学的シフト効果が小さいが, それでも動学的効果と足し合わせれば2割以上の貢献度となり, 無視できない。両国の違いは, インド農業がパキスタンよりも多様であり, 気候条件の違いゆえに作物同士の代替性が低い作物も多く含まれていることに帰せられよう。第二に, 静学的シフト効果の重要性が1950年代, 60年代よりも近年の方が傾向的に高くなっている。これは近年の経済自由化と関係があるかもし

表2. 農業部門総生産変化の要因分解

	年平均成長率(%)			合計を100とした寄与率(%)	
	土地生産性 効果	作付面積 効果	合計	土地生産性 効果	作付面積 効果
A. 現パキスタン地域					
1901/02-1910/11	0.99	3.33	4.32	23.0	77.0
1911/12-1920/21	-0.19	-0.13	-0.33	59.8	40.2
1921/22-1930/31	-1.15	0.51	-0.64	179.7	-79.7
1931/32-1940/41	1.86	0.95	2.81	66.2	33.8
1941/42-1950/51	-0.19	0.24	0.05	-411.8	511.8
1951/52-1960/61	1.66	1.78	3.44	48.2	51.8
1961/62-1970/71	3.93	1.92	5.85	67.2	32.8
1971/72-1980/81	1.75	1.49	3.24	54.0	46.0
1981/82-1990/91	2.64	0.86	3.50	75.5	24.5
1991/92-1995/96	-0.48	1.40	0.93	-51.5	151.5
1901/02-1946/47	0.38	0.92	1.30	29.4	70.6
1947/48-1995/96	2.38	1.29	3.67	64.9	35.1
B. 現インド地域					
1901/02-1910/11	-0.26	1.29	1.04	-24.7	124.7
1911/12-1920/21	-0.40	-0.48	-0.88	45.5	54.5
1921/22-1930/31	-0.41	0.33	-0.08	524.8	-424.8
1931/32-1940/41	0.10	0.13	0.24	43.5	56.5
1941/42-1950/51	-1.45	0.92	-0.53	271.4	-171.4
1951/52-1960/61	2.34	1.90	4.24	55.2	44.8
1961/62-1970/71	1.89	0.64	2.53	74.7	25.3
1971/72-1980/81	2.12	0.50	2.62	80.9	19.1
1981/82-1990/91	3.23	-0.02	3.21	100.6	-0.6
1991/92-1995/96	2.41	0.60	3.01	80.0	20.0
1901/02-1946/47	-0.01	0.49	0.48	-1.6	101.6
1947/48-1995/96	2.18	0.69	2.87	76.0	24.0

出所) Kurosaki(1999), Tables 1, 2より計算。

注) この表の年平均成長率は、移動平均を取らない元のデータを用いて、上記期間の対数値を被説明変数に、年次トレンドを説明変数にした回帰分析によって推定したものである。

れないが、この側面の分析は別稿に期したい。

これらの数字から、土地生産性が統計的に有意に上昇した、現パキスタン地域の植民地期、独立後の時期、及び現インド地域の独立後の時期において、土地生産性上昇のおよそ2から3割が作物間シフトに帰せられることが明らかになった。現パキスタン地域の植民地期において顕著な作付シフト効果が見出されるのは、英領インド内での分業の進展と、大英国内でのパンジャープの小麦・綿花輸出基地化という二つの形態で、第2節で言うところの国際貿易が進んだことの現われと解釈できよう。

4.2 県レベルの農業成長と作付シフト効果

表3では、作物間作付シフト効果の残りにあたる、およそ7から8割が各作物の単収増加効果として示されているが、第2節で議論したように、これは空間的作付シフト効果を含んでいる。そこで、各作物の単収増加に対する空間的土地再配分の貢献を、(3)式に基づく要因分解によって推計した結果を表4に示す。この表は、最も長期のパネルデータが取れる英領パンジャープ州西部の15県についての推

計結果である。県別の単収データが得られるのが1907/08年度以降であること、単収の場合には面積よりも天候による変動が大きいため5ヶ年移動平均を取っていることなどのために、表3とはやや時期区分が異なるが、定性的分析結果には影響がない。表4は、この地域の4大作物(小麦、米、サトウキビ、棉)のみについて示した。

主食の小麦では独立後の時期のみ、統計的に有意な単収の伸びが観察されるが(Kurosaki 1999, Table 6)、その時期を通じて、純単収効果が圧倒的に重要である。小麦で県間の作付シフト効果がほとんど存在しないのは、主食としてパンジャープ平原のほぼ全域で栽培され、生育条件等で際立った差がないことからすれば当然であろう。

これに対し、単収の伸びへの作付シフト効果、とりわけ動学的シフト効果が重要なのが、商品作物として最も重要な棉である。観察された単収増の4分の1強が県間の作付シフトに帰せられる。また、植民地時代の米の場合、植民地期の単収が統計的に有意な伸びを示しているが(Kurosaki 1999, Table 6)、この時期の純単収効果はむしろマイナスで、静学的

表 3. 農業部門土地生産性変化に対する作物間の作付変化の寄与度

	年平均成長率(%)				合計を100とした寄与率(%)		
	単収効果	静学的 シフト 効果	動学的 シフト 効果	合計	単収効果	静学的 シフト 効果	動学的 シフト 効果
A. 現パキスタン地域							
1901/02-1911/12	1.84	-0.19	0.09	1.74	105.4	-10.8	5.4
1911/12-1921/22	0.06	-0.05	0.02	0.02	254.3	-226.2	71.9
1921/22-1931/32	-0.35	0.03	0.02	-0.31	113.4	-8.5	-4.9
1931/32-1941/42	1.51	0.16	0.32	1.99	75.8	8.2	16.0
1941/42-1951/52	-0.80	0.18	0.03	-0.58	136.6	-30.6	-6.0
1951/52-1961/62	1.03	0.85	0.03	1.92	53.8	44.4	1.8
1961/62-1971/72	3.37	0.52	0.28	4.16	80.8	12.5	6.7
1971/72-1981/82	1.72	0.63	0.13	2.49	69.2	25.4	5.4
1981/82-1991/92	2.36	0.05	0.21	2.63	89.8	2.1	8.1
1991/92-1995/96	0.89	0.14	0.00	1.03	87.1	13.2	-0.4
1901/02-1947/48	0.55	-0.03	0.22	0.74	74.5	-4.0	29.6
1947/48-1995/96	2.38	0.48	0.61	3.47	68.6	13.8	17.6
B. 現インド地域							
1901/02-1911/12	0.90	0.00	-0.04	0.85	105.1	-0.1	-5.1
1911/12-1921/22	-0.35	-0.07	0.26	-0.17	209.5	43.8	-153.3
1921/22-1931/32	-0.34	0.14	0.05	-0.14	234.6	-97.2	-37.4
1931/32-1941/42	-0.36	0.30	-0.06	-0.12	290.9	-239.7	48.8
1941/42-1951/52	-1.48	0.30	-0.01	-1.20	124.0	-25.1	1.1
1951/52-1961/62	2.76	0.14	-0.01	2.89	95.3	5.0	-0.3
1961/62-1971/72	1.55	0.15	0.20	1.90	81.6	8.0	10.3
1971/72-1981/82	1.83	0.35	0.09	2.28	80.6	15.4	4.0
1981/82-1991/92	3.11	0.43	0.14	3.68	84.4	11.8	3.8
1991/92-1995/96	1.59	0.39	0.04	2.03	78.6	19.4	2.0
1901/02-1947/48	-0.24	-0.05	0.23	-0.06	423.5	82.2	-405.7
1947/48-1995/96	2.59	0.23	0.53	3.36	77.1	7.0	15.9

出所) 筆者による計算(以下同じ)。

注) この表の年平均成長率は、(2)式にしたがって要因分解した上で、期間の長さで割った単利計算である。またデータは3ヶ年移動平均を用いており、期間のとり方も表1とはやや異なる。したがって、この表における土地生産性の年平均成長率の「合計」は、表1における「土地生産性効果」の値と一致しない。

シフト効果、動学的シフト効果が重要であったためにプラスとなったことが、表4から分かる。サトウキビでは、長期的に見ると小麦同様に純単収効果が主役であった。ただし10年毎に分けると、県間作付シフトが重要な役割を果たした時期もある⁷⁾。

図2は、これら4作物それぞれについて、英領パンジャブ州西部15県の間の変動係数を図示したものである。この値が大きいほど、その作物の生産が一部の県に集中していることになる⁸⁾。小麦の変動係数は、20世紀を通じてあまり変化がないが、わずかに上昇傾向にある。逆にサトウキビの集中度は、むしろ減少傾向にある。表4との対応が最も明確なのは、米と棉である。米は植民地期に集中度が一気に上昇し、独立後は横ばい、棉は全期間を通じて集中が進んでいる。

以上の観察から、県間の作付転換が単収増に果たした役割は、商品性が高い作物で、より顕著であり、そのような作物では一部産地県への集中が進展していることが明らかになった。この変化と県間の比較優位の格差とを、より直接的に関連づけたのが表5

である。県間の作物単収の格差は、絶対優位で見ても、比較優位で見ても、1.5から2倍前後の開きがある。棉では近年、比較優位で見た県間格差が急激に拡大している。そこで、単収の比較優位で見た上位3県にどれほど作付が集中しているかを見ると、1911/12年度から51/52年度にかけてのおおむね植民地期に対応する時期、棉及び米に比較優位を持っていたと推定される上位3県が、それらの作物の作付面積を急激に上昇させていることが分かる。米の場合、この集中の水準が独立後もキープされ⁹⁾、棉の場合、さらに集中が急激に進んでいる。サトウキビにおいても比較優位上位県への面積集中比率は漸増傾向にあるように見える。他方、小麦の場合、そのような変化は見出しにくい。つまり、パキスタン・パンジャブ地域における県間作付変化は、おおむね県間の比較優位格差を反映したものであり、とりわけそれが顕著に生じたのが棉と米だったのである。

4.3 県レベルの作付構成の変化

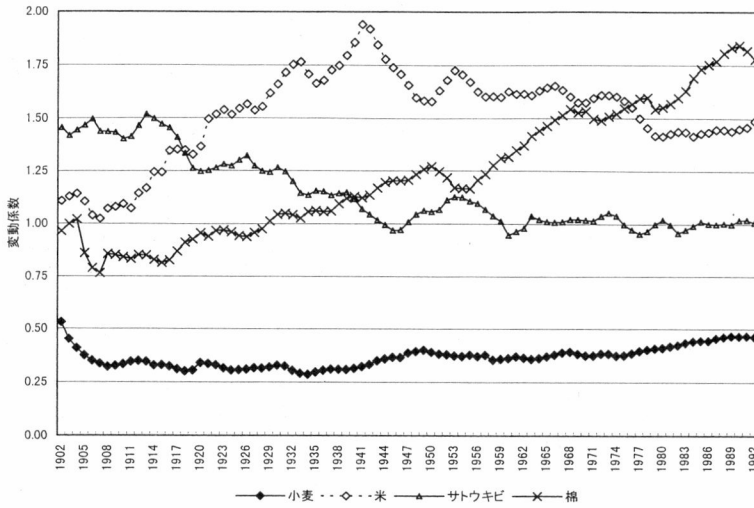
セミマクロ・レベルで多様化の水準がどう変化し

表 4. 主要作物の単収変化に対する県間の作付変化の寄与度

	年平均成長率(%)				合計を100とした寄与率(%)		
	純単収 効果	静学的 シフト 効果	動学的 シフト 効果	合計	純単収 効果	静学的 シフト 効果	動学的 シフト 効果
A. 小麦							
1911/12-1921/22	-0.27	0.11	0.04	-0.12	220.8	-89.3	-31.5
1921/22-1931/32	0.13	-0.16	-0.05	-0.09	-151.3	190.5	60.9
1931/32-1941/42	-0.41	0.03	0.00	-0.39	106.1	-7.2	1.1
1941/42-1951/52	0.65	0.08	0.07	0.80	81.6	10.0	8.4
1951/52-1961/62	-0.75	0.03	0.00	-0.72	103.2	-3.6	0.4
1961/62-1971/72	4.21	0.07	0.30	4.57	92.1	1.4	6.5
1971/72-1981/82	2.76	0.14	-0.04	2.86	96.4	4.9	-1.3
1981/82-1989/90	1.78	0.11	0.01	1.90	93.7	5.5	0.7
1911/12-1951/52	-0.03	0.02	0.06	0.04	-76.8	40.2	136.7
1951/52-1989/90	2.46	0.09	0.09	2.64	93.3	3.3	3.4
B. 米							
1911/12-1921/22	1.40	0.26	0.77	2.43	57.5	10.6	31.9
1921/22-1931/32	-0.57	0.28	-0.13	-0.41	137.9	-69.0	31.2
1931/32-1941/42	-0.33	0.21	0.02	-0.10	343.4	-218.1	-25.3
1941/42-1951/52	-0.67	-0.07	0.14	-0.60	111.8	11.9	-23.6
1951/52-1961/62	-0.27	0.00	0.10	-0.16	164.1	-2.4	-61.6
1961/62-1971/72	4.39	0.10	-0.06	4.42	99.2	2.2	-1.4
1971/72-1981/82	-0.43	0.19	-0.14	-0.38	111.8	-49.4	37.6
1981/82-1989/90	-0.93	-0.07	-0.04	-1.04	89.7	6.3	4.0
1911/12-1951/52	-0.08	0.18	0.17	0.27	-27.4	64.0	63.4
1951/52-1989/90	0.72	-0.03	-0.03	0.66	108.7	-4.5	-4.2
C. サトウキビ							
1911/12-1921/22	2.53	0.31	-0.36	2.48	102.1	12.4	-14.5
1921/22-1931/32	1.06	0.12	-0.03	1.15	91.7	10.7	-2.5
1931/32-1941/42	-0.33	-0.07	-0.17	-0.57	56.9	12.9	30.3
1941/42-1951/52	5.01	0.24	0.08	5.33	94.1	4.4	1.5
1951/52-1961/62	-0.32	-0.03	0.18	-0.16	199.1	16.4	-115.5
1961/62-1971/72	2.04	0.19	0.02	2.25	90.7	8.4	0.9
1971/72-1981/82	0.38	-0.19	0.11	0.30	125.6	-61.8	36.2
1981/82-1989/90	-0.16	0.11	0.09	0.04	-396.1	274.4	221.6
1911/12-1951/52	2.44	0.13	-0.04	2.53	96.4	5.0	-1.5
1951/52-1989/90	0.64	0.02	-0.01	0.65	99.1	2.5	-1.7
D. 棉							
1911/12-1921/22	0.85	0.09	0.39	1.33	63.7	6.8	29.5
1921/22-1931/32	0.30	0.08	-0.03	0.34	87.1	23.2	-10.3
1931/32-1941/42	3.26	-0.07	-0.04	3.15	103.4	-2.3	-1.1
1941/42-1951/52	0.68	-0.13	0.25	0.79	85.3	-16.3	31.0
1951/52-1961/62	2.30	0.10	-0.01	2.39	96.1	4.3	-0.4
1961/62-1971/72	3.96	-0.03	0.52	4.45	89.1	-0.8	11.7
1971/72-1981/82	-2.14	0.02	0.34	-1.78	119.9	-1.0	-18.9
1981/82-1989/90	14.54	0.44	1.06	16.04	90.6	2.8	6.6
1911/12-1951/52	1.26	-0.04	0.44	1.66	75.9	-2.5	26.7
1951/52-1989/90	4.35	0.01	1.84	6.21	70.1	0.2	29.7

注) 要因分解の方法は(3)式を参照。

図2. 英領パンジャープ州西部15県における4大作物作付面積の県間変動係数



出所) 筆者作成, データ出所については本文参照(以下同じ).

たかを見るために、表1の31県それぞれについて、第2節で議論した二つの指標を計算し、よりマクロなレベルに相当する英領パンジャープ州28県合計、英領パンジャープ州西部15県合計、パキスタン・パンジャープ州18県合計の系列に対する指標と比較した。図3に、最も長期のデータが取れる英領パンジャープ州西部について示す。

二つの多様化指標の動きに共通する第一の特徴は、より集計された次元である15県合計の方が、各県の中間値よりも多様化の度合いが高く、かつその差が開いていることである。これは基本的に県レベルでの多様化指標が、マクロのそれよりも急速に低下

していることによる。第二に、上位・下位25%のプロットから分かるように、県間の多様化指標の値はかなりばらつき、県によっては、全県集計値での指標よりも大きい場合もある。第三に、多様化指標が低下する速度は、独立後に加速している。ただしその加速の度合いは、ハーフィンダール指標に基づくDIV2の方が急激である。また、集中比率に基づく多様化指標DIV1は独立前においてもやや低下する傾向

を見せているのに対し、DIV2の場合には合計がむしろ若干上昇し、各県の中間値もほとんど横ばいであるという違いがある。

県間の差異を明確にするために、独立前と独立後の時期に分けて、次の時系列モデルを県*h*についてOLS推定した。

$$DIV_{ht} = \alpha_h + \beta_{ht} + u_{ht}, \quad (4)$$

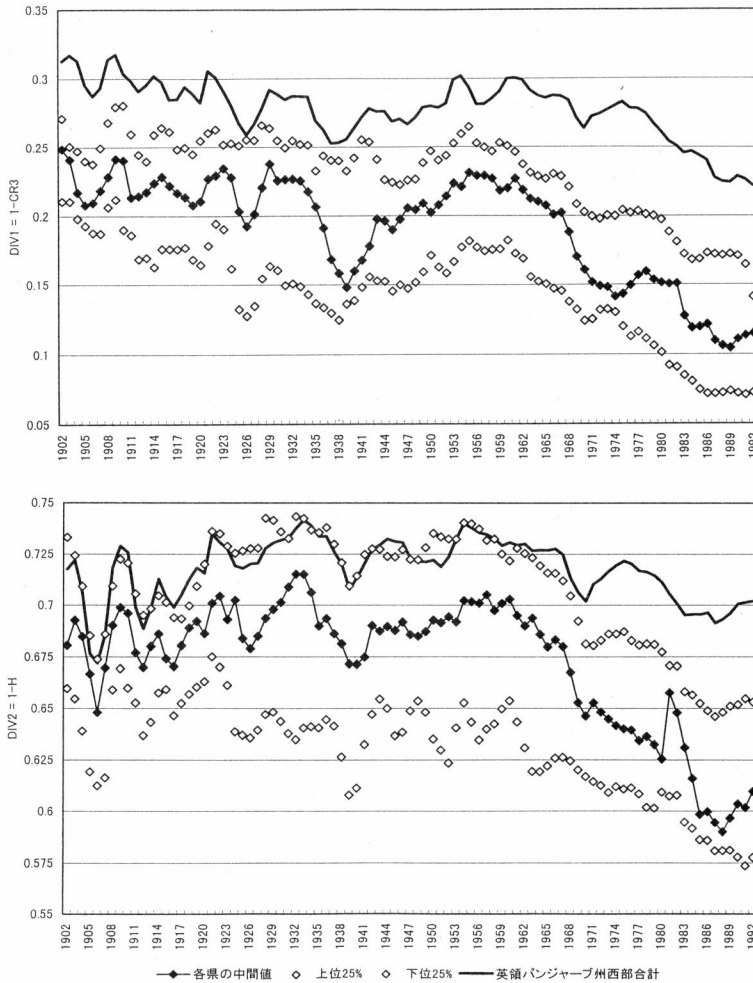
ただし u_{ht} は *i. i. d.* 誤差項である。標本数は独立前が44、独立後が45となる。推定結果をパラメータ β の推定値とその統計的有意性だけに省略して示す(表6)。独立後については一県を除いてすべて符号はマイナスで、そのほとんどが1%水準で統計

表5. 主要作物の単収で見た絶対優位、比較優位と作付面積

	単収上位3県の単収水準/下位3県の単収水準								単収上位3県(比較優位)の作付面積/下位3県の作付面積			
	絶対優位で見た比率 ¹				比較優位で見た比率 ²							
	小麦	米	サトウキビ	棉	小麦	米	サトウキビ	棉	小麦	米	サトウキビ	棉
1911/12	2.09	1.39	1.40	1.65	1.82	1.44	1.53	1.51	1.37	0.08	0.09	0.80
1921/22	1.80	1.52	1.45	1.72	1.73	1.61	1.67	1.57	1.79	1.50	0.14	1.86
1931/32	2.24	1.37	1.22	1.77	2.18	1.59	1.54	1.60	1.35	4.47	0.17	4.98
1941/42	1.71	1.34	1.41	1.56	1.60	1.53	1.26	1.47	1.37	3.46	0.89	5.35
1951/52	1.61	1.48	1.95	2.27	1.47	1.94	1.36	1.44	1.03	4.38	0.23	4.18
1961/62	2.13	1.67	1.72	1.94	1.44	1.91	1.41	1.34	1.41	3.75	0.73	17.45
1971/72	4.16	2.77	1.79	2.34	2.15	1.82	2.12	1.97	2.35	2.71	0.84	9.57
1981/82	2.06	1.43	2.24	2.29	1.59	1.39	1.76	2.32	1.31	1.17	1.13	13.04
1989/90	1.87	1.48	1.57	5.22	2.05	1.34	2.21	4.67	0.63	1.12	0.98	44.84

注) 対象としたのは、英領パンジャープ州西部15県のパネル・データ。米、サトウキビ、棉については、当該年の作付面積が10ヘクタールに満たない県を除外して計算した。1.「絶対優位で見た比率」とは、各作物の単収水準の上位3県を選び、その単収水準の平均が、下位3県のそれぞれの何倍に当たるかを示したもの。2.「比較優位で見た比率」とは、各作物の各県の単収を、同じ県の他の3作物の単収の平均で除し、その値の上位3県の平均が下位3県の平均の何倍に当たるかを示したもの。

図3. 英領パンジャブ州西部15県における作付多様化指標の推移



灌漑がより多様な作付を可能にすることを示しているよう。降雨日数のプラスの符号も同じ理由で説明できる。日本の経験では、特に徳川時代において二毛作化の進展が多様化を促進したことが重要であるが、パンジャブ平原の植民地期においても、灌漑が二毛作化を通じて多様化につながった可能性がある。ただしパンジャブの場合、農場レベルでの二毛作は灌漑開発以前からほぼ全域でなされており、灌漑はそれぞれの作季における作付集約度を高めて地片レベルの二毛作化を進める方向に作用したから、灌漑開発が常に多様化を促進したとは限らない。

独立後のパキスタン・パンジャブ州の場合、同じ説明変数の説明力が大幅に下がっている。とりわけ *DIV2* の場合、回帰分析そのものが有意な結果を得ていない。これは、独立後の時期にはどの県も同様に多

的に有意である。他方、独立前では、県によってプラスとマイナスが混在し、しかもプラスで有意な県も多い。

このような県間の差異は、県の属性によって説明可能であろうか。(4)式の推定パラメータ β を被説明変数に、県の属性を表す説明変数として、県面積、耕地灌漑率、通常年の降雨日数、単位面積当りの道路密度¹⁰⁾を用いた線形モデルをOLS推定した結果が表7である。独立前の英領パンジャブ州に見られた、県間の際立った差異は、これらの説明変数で有意に説明された。県面積の符号は有意に負であるから、面積が大きい県ほど多様化指標が、より速く低下したことになる。大きい県はもとの多様化水準が高く、したがって比較優位が反映され始めると迅速に多様化の低下が進むことを示唆していると思われる。耕地灌漑率の符号はプラスだが、これは

多様化低下の速度を速めたため、被説明変数の変動が統計的にはほとんど誤差項のみに帰せられてしまったことによる。*DIV1* で見た場合、耕地灌漑率は符号が逆転してマイナスになっている。これは、灌漑を必須とする高付加価値作物へのシフトが、植民地期においては新たな作物へのシフトとして多様化を推進する方向に作用したのに対し、独立後は、ある程度のシフトが進んだ上にさらにそれらの作物へのシフトが生じたために、むしろ多様化が下がる結果になったと見られる。植民地期と独立後が連続する英領パンジャブ州西部の15県に関して、独立前後の2時点をプールして推定し直した結果が、表7のCである。独立をはさんだ耕地灌漑率の符号の逆転が、明確に見出せる。

以上の分析から、次のようなパキスタン・パンジャブ地域の農業発展パターンが示唆されよう。ま

表 6. 各県及び州レベルの多様化指標のトレンド

県名(ABC順)	1901/02-1944/45		1947/48-1991/92	
	$DIV1=1-CR3$	$DIV2=1-H$	$DIV1=1-CR3$	$DIV2=1-H$
Ambala	-0.0007***	-0.0002		
Amritsar	0.0026***	0.0020***		
Attock	-0.0020***	-0.0028***	-0.0013***	-0.0040***
Bahawalnagar			-0.0030***	-0.0023***
Bahawalpur			-0.0065***	-0.0040***
Dera Ghazi Khan	0.0001	0.0001	-0.0025***	-0.0022***
Ferozpur	0.0008*	0.0005***		
Gujranwala	-0.0012***	0.0003*	-0.0045***	-0.0038***
Gujrat	-0.0009***	0.0000	-0.0025***	-0.0012***
Gurdaspur	-0.0003***	-0.0002		
Gurgaon	-0.0002	-0.0003		
Hissar	-0.0030***	-0.0033***		
Hoshiarpur	-0.0001	0.0000		
Jhang	-0.0007***	0.0007*	-0.0003	-0.0009***
Jhelum	-0.0012***	-0.0009***	-0.0003	-0.0014***
Jullundur	-0.0001	-0.0008***		
Kangra	-0.0010***	-0.0006***		
Karnal	-0.0002	-0.0001		
Lahore	0.0018***	0.0025***	-0.0053***	-0.0040***
Ludhiana	0.0003*	0.0000		
Lyallpur	-0.0015***	0.0009***	-0.0015***	-0.0014***
Mianwali	-0.0022***	-0.0015***	-0.0006***	-0.0017***
Montgomery	-0.0025***	0.0009***	-0.0037***	-0.0027***
Multan	-0.0021***	0.0010***	-0.0034***	-0.0029***
Muzaffargarh	0.0001	-0.0002	-0.0022***	0.0006***
Rahim Yar Khan	-0.0046***	-0.0032***		
Rawalpindi	-0.0013***	-0.0013***	-0.0026***	-0.0013***
Rohtak	-0.0008**	-0.0006***		
Shahpur	-0.0007**	0.0028***	0.0003**	-0.0004***
Sialkot	0.0005**	-0.0001	-0.0057***	-0.0032***
Simla	0.0001	-0.0002*		
英領パンジャープ州西部 15 県合計	-0.0010***	0.0008***	-0.0015***	-0.0009***
英領パンジャープ州 28 県合計	-0.0007***	0.0001		
パキスタン・パンジャープ州 18 県合計			-0.0018***	-0.0010***

注) 1. 表に示した数字は, (4)式を推定して得られた, パラメータ β の推定値.
 2. 両側 t 検定の結果, 1% 有意を***, 5% 有意を**, 10% 有意を*で示す.

ず, 植民地期に局所的ながらも付加価値が高い商品作物へのシフト及びそれらの作物の生産に比較優位を持つ県へのシフトといった, 生産の特化が始まった。しかし県によってはその動きがまだ弱かったり, むしろ多様化がこの時期に進んだ例もあった。これに対し独立後は, ほぼ全県において, よりマクロのレベルで見ると急速に, 作付の多様化水準が低下したのである。

これらの変化が産地形成として実現したことを, 別の角度から示そう。産地形成前の状況は, 各県の住民の食料への嗜好が似通っている限り, 作付パターンも似通っているであろうが, 産地が形成される

につれて, その相関は減少すると予想される。そこで, 英領パンジャープ州西部 15 県から 2 県を選ぶ組み合わせ 105 パターンすべてに関して, 2 県間の作付面積順序の順位相関係数を, 各年について計算した。図 4 はこの結果を図示したものである。独立後の県間相関の低下は明確で, 近年では相関係数が負の組み合わせも増えていることが分かる。

4.4 農家レベルの作付構成の変化

第 3 節のマイクロ・データから計算した, 農家ごとの多様化指標の各年平均をプロットしたのが図 5 である。比較のために, ラーヤルプール県とグジュ

表7. 各県の多様化指標変化パラメータの決定要因

	被説明変数 =			
	DIV1に基づく $\hat{\beta}$		DIV2に基づく $\hat{\beta}$	
A. 独立前, 英領パンジャープ州				
定数項	-0.0006	(-1.082)	-0.0012	(-2.679)**
県面積	-0.0012	(-3.080)***	-0.0007	(-2.192)**
耕地灌漑率	0.0006	(2.054)*	0.0015	(5.699)***
降雨日数	0.0005	(1.857)*	0.0004	(1.732)*
標本数	28		28	
修正済み R^2	0.235		0.535	
$F(3,24)$	3.76**		11.34***	
B. 独立後, パキスタン・パンジャープ州				
定数項	0.0068	(2.285)**	0.0011	(0.411)
県面積	-0.0036	(-2.413)**	-0.0013	(-1.002)
耕地灌漑率	-0.0018	(-1.825)*	-0.0008	(-0.978)
降雨日数	-0.0013	(-0.793)	-0.0016	(-1.189)
道路密度	-0.0029	(-1.374)	0.0005	(0.262)
標本数	18		18	
修正済み R^2	0.315		-0.089	
$F(4,13)$	2.95*		0.65	
C. 英領パンジャープ州西部, 全期間				
定数項	0.0012	(0.308)	-0.0014	(-0.425)
独立後ダミー(D)	0.0024	(0.434)	0.0032	(0.695)
県面積	-0.0018	(-0.922)	-0.0005	(-0.280)
県面積*D	0.0006	(0.224)	-0.0010	(-0.409)
耕地灌漑率	0.0003	(0.362)	0.0019	(2.813)***
耕地灌漑率*D	-0.0022	(-1.980)*	-0.0025	(-2.613)**
降雨日数	-0.0006	(-0.367)	0.0001	(0.107)
降雨日数*D	-0.0023	(-1.036)	-0.0020	(-1.045)
標本数	30		30	
修正済み R^2	0.505		0.256	
$F(7,22)$	5.23***		2.43*	

注) 1. OLS 推定した線形モデルの係数を報告してある。かっこ内は t 統計値で、両側 t 検定の結果、1% 有意を***, 5% 有意を**, 10% 有意を*で示す。F 統計量の***, **, *はそれぞれ 1%, 5%, 10% 有意を意味する。
2. 説明変数はすべて、その期間の平均で除して標準化したものを用いた。

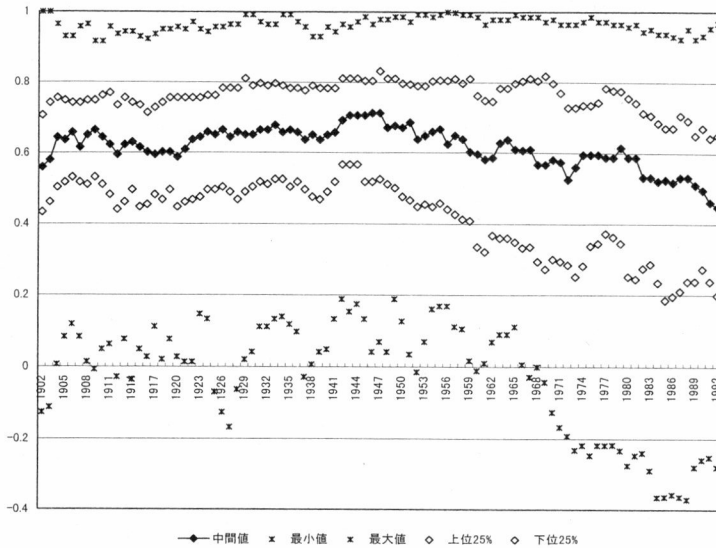
ランワーラ県全体の多様化指標の平均(セミマクロ・レベル)及び英領パンジャープ州西部の多様化指標(マクロ・レベル)も示した。

図5は、前項までの分析における植民地期と独立後という2期区分よりも、1930年代後半までの第1期、1950年代半ばまでの第2期、そしてそれ以降の第3期の3つに分けた方が適切であることを示しているように見える。第1期は農家レベルの多様化指標が着実に低下した反面、県や州レベルでは緩やかな低下しか観察されない時期である。これは、よりマクロなレベルよりも先に農家レベルで特化が起こった、すなわち県間や州間・国家間の広域農産物市場形成よりも先に、県内(おそらくは町村レベルで)

農産物市場が先に発展した経緯を物語っているように思われる。この時期、現パキスタン地域での1人当たり農業生産の上昇率はわずかとはいえプラスであったから(Kurosaki 1999)、図1で言えば、左端の部分をやっくりと右方向に進み出した時期として位置づけられよう。その場合でも、図1に見られるミクロとマクロという二分法ではなく、セミマクロの分析を付け加えたことで、本稿では農村市場の発展に関する興味深い示唆を得ることができた。

第2期はすべてのレベルで多様化指標がむしろ上昇した時期である。一国レベルでの多様化指標の上昇は、図1によれば農業発展の進んだ段階で起きるが、本稿の事例ではこの時期に1人当たり農業生産

図4. 英領パンジャブ州西部諸県間における順位相関係数の推移



の上昇はほとんど観察されないし(Kurosaki 1999), 図1とは逆に, よりマイクロなレベルでも多様化が進んでいる。したがってこの時期は, 個別の農家や各県, さらには州全体とも, それぞれの比較優位を發揮するよりも, 自らの消費嗜好にあった生産に逆戻りするという, 農業発展の低迷期と位置づけた方がよいであろう。そのような逆行を生み出した外生的条件としては, 第2次世界大戦期における国際貿易の混乱及び英領インドの戦時経済体制, そしてそれに続く1947年のパンジャブ分割による大混乱が考えられる。英領インドの戦時経済体制においては, 農産物市場への規制が強化され, 食糧流通の国家管理が導入された(Knight 1954)。また, 分離独立後のパキスタン・パンジャブ地域においては, 農産物流通の主たる担い手であったヒンドゥー教徒がインドに移住して空白が生じた結果, 民間の農産物市場は大いに混乱した。このような時期に農家の生産パターンが自給志向を強めるのは当然であり, それを反映しているのが農家レベルに始まる全レベルでの多様化指標の上昇であったと解釈できよう。

第3期は, 農産物流通が分離独立時の混乱から回復した1950年代半ば以降, 現在までをカバーする。この時期, どのレベルでも多様化指標が低下したが, 低下はとりわけ県レベルで速かった。これは, 農産物流通が広域化し, 空間的な作付シフトが県間で迅速に進んだことを示唆していよう。県レベルの分析で詳細に見たように, この時期の多様化指標の低下はパキスタン・パンジャブ州の全県で一様に観察

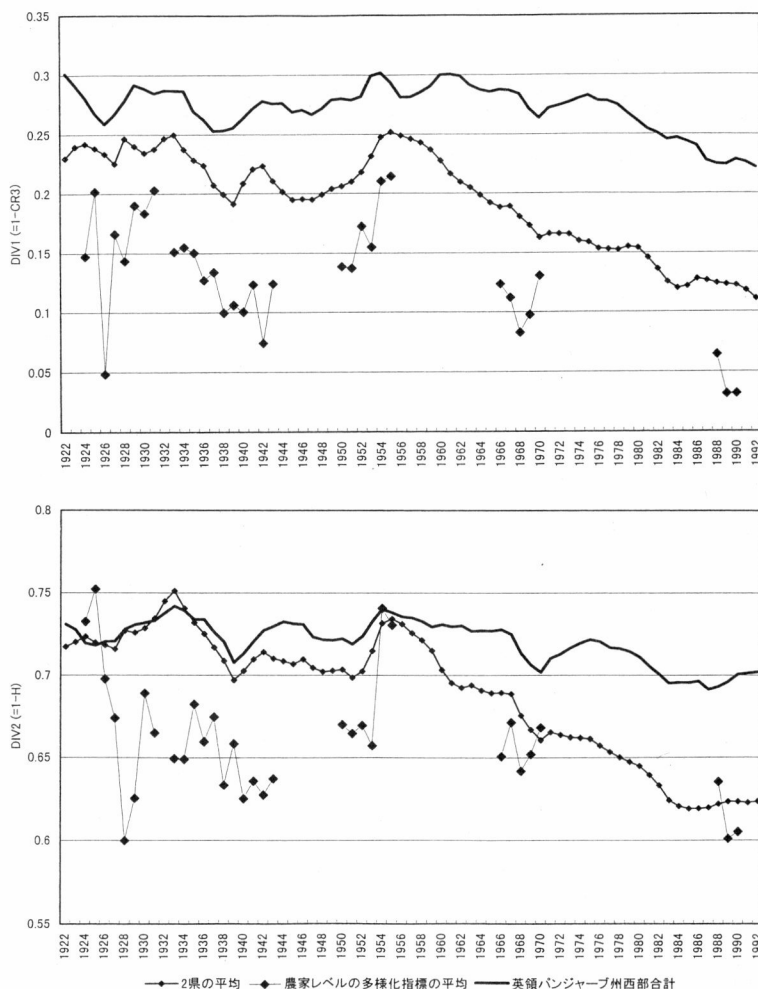
されるのである。他方, 図1で予想されているような, 一国レベルの多様化指標が反転して上昇に向かう状況は見出し難い。DIV2の場合には, 1980年代に入って横ばいになっているから, 反転への準備局面に入ったとも考えられるが, 断言するにはデータが足りない。つまり, 図1で見れば左側半分, すなわち特化が主導する第1局面を急速に右方向に進んで, 図の中ほどにたどり着いたのが, 1950年代半ば以降, 現在までのパキスタン・パンジャブ農業と結論づけることができよう¹¹⁾。

5. 結び

本稿では, 農業発展の過程における作付構成変化の役割を, 南アジアのパンジャブ農村における今世紀100年近くにわたるデータを用いて, 実証的に考察した。本稿の分析枠組における新たな視角は, 土地生産性の上昇を, 作付構成の変化, とりわけ作物間, 地域間, 農家間の作付シフトと関連づけて多面的に分析したところにある。実証分析においては, インド, パキスタンという一国レベルのデータと, 今回新たに整理したパンジャブ地域内の県データ, それにこれまでマイクロ・データとしてはほとんど使われてこなかった農家データ(パンジャブ州農業経営調査)とを組み合わせて用いた。

分析結果から以下のことが明らかになった。第一に, 作物間作付シフトの農業成長への貢献は, 現パキスタン地域の植民地期・独立後, 及び現インド地域の独立後の時期で顕著に見られた。その貢献は特に, 独立後のパキスタンで大きかった。第二に, パキスタン・パンジャブ地域の農業発展は, 付加価値が高い商品作物へのシフト及びそれらの作物の生産に比較優位を持つ地域や農家へのシフトといった, 生産の特化が主導する局面にあり, 作物構成の多様化が発展の重要な役割を果たす局面にはいまだ至っていない。第三に, 植民地期においては特化の進み方が県ごとに多様であったのに対し, 独立後, とりわけ分離独立の混乱が収まった1950年代半ば以降は, ほとんどの県で急激な特化が一様に進んだ。

図5. 3つのレベルの多様化指標の推移



の分析はデータの問題も含めて不十分である。本稿で示した農家レベル、県レベル、州レベルの多様化指標の動きに関する3つの時期区分はあくまで仮説にすぎず、とりわけその第1期において農家レベルの多様化指標が低下したという見方は標本数の小ささからして憶測に近い。他方、本稿の分析で十分に検出されなかった、農業生産多様化への構造転換が、本稿で扱わなかった非主要作物において生じている可能性も否定できない。また、空間的作付シフトと比較優位との関係については、多様化の指標ではなく比較優位の指標を用いた、より直接的な検証も有効であろう。これらの側面を定量的に分析することは今後の課題としたい。

(一橋大学経済研究所)

注

* 本稿は、文部省中核的研究拠点形成プログラムによる「汎アジア圏長期経済統計データベース作成プロジェクト」の研究成果の一部である。また、本論文の草稿に対して一橋大学経済研究所定例

研究会出席者から多くの有益なコメントを頂いた。記して謝意を表したい。

- 1) 展望研究としては例えば、Syrquin(1984)を見よ。
- 2) 黒崎(1997)で明らかにしたように、パキスタン農業における主要作物の粗産出額の付加価値率は1970年代に上昇したものの、それ以前と以後は安定しているから、データの制約を考えると近似的に粗産出額で農業部門の長期パフォーマンスを分析することが許されよう。
- 3) なお、1938/39年度、1980/81年度の固定価格を用いて再推計した結果は、本論文で報告するものと定性的に全く同一であった。
- 4) Kurosaki(1999)の分析はこの2国を対象としているが、1947年に引かれた国境と、植民地期の行政区分は一致しないため、独立前後のデータを結合するには、かなりの推計作業が必要になる。推計作業と推計値については、Kurosaki(2000)に詳しく述べてある。本稿で用いる県データ推計の際にも、基本的にはKurosaki(2000)と同じデータ・ソース(植民地期は英領パَنْジャブ州政府発行の *Report on the Season and Crops of*

作物構成変化の時的差異は、農産物市場の広域化・深化と連動していると考えられる。南アジアの中でも農業の商業化が早くに生じたパَنْジャブ農業においてすら、このような二つの局面、すなわち、まず近隣の町村を市場圏にした市販余剰の取引が活発化する局面と、続く広域市場圏の発達がすべての県で県レベルの特化を引き起こす局面とに明確に分けられたことは本稿の新しいファインディングである。このことと、家計間リスク・シェアリングが広域になればなるほど成立していないという、黒崎・澤田(1999)のファインディングとを併せることで、途上国農村部における市場の空間的発達のプロセスが複層的なものであることが明らかになったと考えられる。

もちろん本稿に残された課題は多い。農家レベル

the Punjab, 各年版, 独立後はパキスタン政府食糧農業省発行の *Agricultural Statistics of Pakistan*, 各年版など)を用い, 同様の手法で行政区分の変化を調整した。

5) 本稿で用いる年度は, 7月1日に始まり6月30日に終わる英領インドの農業年度である。この年度は現在のパキスタンにおける会計年度でもある。スペースの限られた図などで“1991”と表した場合, 1990/91年度を指すものとする。

6) 本稿で使用したデータはすべて, 筆者まで提供されれば提供する。なお, 国データはKurosaki(2000)ですすでに公開済み, 県データは「汎アジア圏長期経済統計データベース作成プロジェクト」の成果の一部として, 近く公開する予定である。

7) 本稿の主題とは直接関係がないが, 表4で興味深いのは, 1960年代において, 画期的な高収量品種が導入された小麦, 米だけでなく, 棉やサトウキビでも顕著な純単収の伸びが見出されることである。これはこの時期, 動力揚水機(tubewell)の導入などの技術革新によって, パキスタン・パンジャブ農業の土地生産性が全体に向上したことを反映している。また, 米の純単収の伸びが1970年代, 80年代にマイナスになっているのは, 高収量品種から収量は低いが高価格のバースマティー(basmati)種への品種間作付シフトが生じたことによる。本稿の分析では, 米の固定価格にこの品種間作付シフトの影響を反映させていない。この点の修正は今後の課題としたい。

8) 同じ作業をCR3を用いてプロットしてみても, ほぼ同じ形になった。

9) 表5の数字は, 1981/82年度, 89/90年度において, 米の比較優位上位県への作付集中がむしろ後退しているように見えるが, これは最大の米作県であるグジュラーンワラがたまたまこの2年度において比較優位上位3県からぎりぎり落ちてしまったことによる。グジュラーンワラ県を比較優位上位県に入れて計算し直すと, 両年度とも3から4の値となる。

10) 耕地灌漑率及び通常年の降雨日数は, インダス河の用水路灌漑システムがほぼ完成した後の時期に当たる1921/22年度を中点とする3ヶ年移動平均値を用いた。単位面積当りの道路密度は1985年の数字しか得られなかったため, 独立後の分析にのみ用いた。データ出所は農業統計と同じである。

11) 相対的に標本数が多い1988/89年度からのパネル・データに関しては, 農家間の多様化指標の水準の違いを, 年次トレンド, 農家の属性(経営規模, 機械化の水準, 教育水準, 小作地比率など)によって説明することも試みた。推定結果の詳細に関心ある読者は著者まで提供したいが, 統計的に有意な結果を示したのはトレンド(マイナス), 経営規模(プラス), トラクター・ダミー(プラス)等であり, 一般に, 農業生産の効率性比較では重要な説明変数となる, 教育水準や小作地比率に関して有意な結果を検出できなかった。年次トレンドがマイナスの影響を与えていることは本稿の分析と整合的である。他方, 農家属性の説明力が低かったのは, 調査農家の作付がリスク管理や非耕種農業所得との関係など複雑な要因と非線形的にからんで決定されており(Kurosaki 1998), 作付決定の誘導形として現れる多様化指標の水準を, 単

純な線形の誘導形モデルで近似的に分析することの不適切さを示しているのかもしれない。

参 考 文 献

- 黒崎 卓(1997)「パキスタンの国民所得統計——農業部門を中心に——」Discussion Paper No. D97-12, October 1997, 一橋大学経済研究所中核的拠点形成プロジェクト。
- (2000)「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」『アジア経済』近刊。
- 黒崎卓・澤田康幸(1999)「途上国農村における家計の消費安定化——パキスタンの事例を中心に——」『経済研究』第50巻第2号, pp. 155-168。
- Bardhan, Pranab, and Christopher Udry (1999) *Development Microeconomics*, Oxford: Oxford University Press.
- de Janvry, A., M. Fafchamps, and E. Sadoulet (1991) “Peasant Household Behavior with Missing Markets: Some Paradox Explained.” *Economic Journal*, Vol. 101, No. 409, pp. 1400-17.
- Johnston, Bruce F., and John W. Mellor (1961) “The Role of Agriculture in Economic Development.” *American Economic Review*, Vol. 51, No. 4, pp. 566-593.
- Knight, Sir Henry (1954) *Food Administration in India 1939-47*, Stanford, California: Stanford University Press.
- Kurosaki, Takashi (1998) *Risk and Household Behavior in Pakistan's Agriculture*, Tokyo: Institute of Developing Economies.
- (1999) “Agriculture in India and Pakistan, 1900-95: Productivity and Crop Mix,” *Economic and Political Weekly*, Vol. 34, No. 52, December 25, pp. A160-A168.
- (2000) “Compilation of Agricultural Production Data for India and Pakistan Areas, c. 1900-1990,” COE Discussion Paper No. D99-24, February 2000, Hitotsubashi University.
- Syrquin, Moshe (1984) “Resource Reallocation and Productivity Growth,” in Moshe Syrquin, Lance Taylor, and Larry E. Westphal (eds.), *Economic Structure and Performance: Essays in Honor of Hollis B. Chenery*, New York: Academic Press, pp. 75-101.
- Timmer, C. Peter (1988) “The Agricultural Transformation,” in H. Chenery and T. N. Srinivasan (eds.), *Handbook of Development Economics, Vol. I*, Amsterdam: Elsevier Science, pp. 275-331.
- (1997) “Farmers and Markets: The Political Economy of New Paradigms,” *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 79, No. 2, pp. 621-627.
- van Ark, Bart, and Marcel Timmer (2000) “Asia's Productivity Performance and Potential at the Turn of the Century: An International Perspective,” Mimeo, March 2000, University of Groningen.