

試験研究、教育と農業成長

秋 野 正 勝

- 一 はじめに
- 二 分析方法および資料
- 三 生産関数の計測

- 四 組織的な試験研究投資の生産性
- 五 成長の諸要因
- 六 結論

一 はじめに

日本の近代化の過程において農業は非農業セクターに対する要素供給源たる役割を果たした。とくに近代化の初期段階において農業は非農業セクターに対して食料および原材料を供給し、さらに労働、資本を移転することによって、工業発展に重要な貢献をなした。かかる日本の経験は経済発展に対する農業の役割を分析するうえで典型的な事例を提供するものとみなされてきた。⁽¹⁾ もし現代の低開発諸国にみられるように農業産出および生産性の急速な上昇が達成されなかったら、工業化の進行は著しく制約されたことであろう。かくして日本経済の発展過程を説明するには、農業成長の源泉を検討することが不可欠である。しかし総生産性の測定によれば、明治以降の長期間（一八八〇～一九六五年）にわたる農業産出の増加の大部分は慣行的投入（土地、労働、資本、経常財）の増加で説明しえない残差として残されている。⁽²⁾

シュルツは、この「残差」あるいは「技術進歩」なる用語のもとに隠された生産要因として、特に労働の質を改善する教育投資と新技術の開発を促進する研究投資の重要性を強く主張した。本研究はかかる非慣行的投入が農業成長に対して果たした役割について検討せんとするものである。

明治以降の農業近代化の過程において農業技術に関する各種の試験研究活動は、新品種の育成や新しい栽培技術の普及に重大なる役割を果たした。明治年代に急速に普及した塩水選、苗代薄播、正条植などの新しい栽培技術は農業試験場における試験の結果その有効性が実証され、実用化が促進された。試験場による新品種の育成は大正年代から本格化し、老農品種を母体として多くの純系淘汰および人工交配品種が開発され、大正末期には水稻品種の大部分が試験場品種によって交代されるに至った。

本研究では、先ず、かかる組織的な試験研究活動を新しい生産要因の生産活動とみなし、その投資の報酬率を確定しよう。

さらに本研究は農業産出の増加と総投入の増加の大幅なギャップを埋めて、農業成長の源泉に関する無知を除去せんとするものである。分析方法はグリリケスが展開した成長会計的アプローチ (Growth Accounting Approach)⁽³⁾である。このアプローチは、産出の成長はそれに寄与したすべての生産要素投入を正しいウエイトでアグリゲートすれば、会計的な恒等関係として完全に説明されつくすという立場に立つ。本研究では、(i)農民の教育や農業研究・普及活動を生産要素とみなし、(ii)クロス・セクション・データにもとづく集計的農業生産関数の生産弾力性推定値を生産要素の集計にあたってウエイトとして用いることによって、産出の増加と投入の増加との乖離がどれだけ埋められるかを検討する。

本研究の分析結果は、組織的な試験研究活動への投資の報酬率がきわめて高く、社会的にみて魅力的な投資であったことを示している。さらに、長期的な農業産出の成長と総投入の増加の大幅なギャップを埋めんとする試みがおおむね成功したことを示している。しかし日本経済の近代化の過程で生じた農業の成長局面と停滞局面の交代を十分に説明することが出来なかった。各局面について依然として説明しえない残差が残った。ただし諸局面に発生した正もしくは負の残差の存在は速水・山田氏が日本農業の発展過程の説明として提示した仮説（科学的知識および技術ポテンシャルの蓄積とその普及過程）に一致していることが示される。⁽⁴⁾

- 注(一) 例として B. F. Johnston, "Agricultural Productivity and Economic Development in Japan," *Journal of Political Economy*, Vol. 59 (December 1951), pp. 498~513, Kazushi Ohkawa and Henry Rosovsky, "The Role of Agriculture in Modern Japanese Economic Development," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 9 (October 1960), pp. 43~67 参照。
- (二) 山田三郎・速水佑次郎氏による集計されたデータは「わが国」Saburo Yamada and Yujiro Hayami, *Growth Rates of Japanese Agriculture, 1880~1965*, SAP Report No. 1 (Tokyo: Institute of Statistical Research, Inc., Sept. 1971, Mimeo.)
- (三) Zvi Griliches, "Research Expenditures, Education and the Aggregate Agricultural Production Function," *American Economic Review*, Vol. 54 (Dec. 1964), pp. 961~74. Growth accounting approach の既述および「わが国」D. W. Jorgenson and Zvi Griliches, "The Explanation of Productivity Change," *Review of Economic Studies*, Vol. 34 (July 1964), pp. 249~83 参照。
- (四) Yujiro Hayami and Saburo Yamada, "Technical Progress in Agriculture," in *Economic Growth: The Japanese Experience since the Meiji Era*, eds. L. R. Klein and Kazushi Ohkawa (Homewood, Illinois; Richard D. Irwin, 1968), pp. 135~61.

二 分析方法および資料

本稿の分析の手順は次のとおりである。まず、教育や研究等をシフト変数として含む集計的生産関数を県別クロスセクション・データにもとづいて計測する。次いで、生産関数の計測から得られた生産弾力性をウエイトとして四つの慣行的投入（土地、労働、物的資本、経常財）と二つの非慣行的投入（教育、研究・普及活動）を集計し、産出の増加をこれら慣行的・非慣行的投入の変化によって説明出来るか否かを検討する。

生産関数の計測期間は、戦前期一九三〇年（一九二八～三二年の平均）と一九三五年（一九三三～三七年の平均）、戦後期一九六〇年（一九五八～六二年の平均）と一九六五年（一九六三～六七年の平均）、である。

生産関数の計測に際して、試験研究活動と肥料、教育などの補完性の問題を詳細に吟味する。土地節約的技術の改良（例えば高収量耐肥性品種の開発）は肥料投入の増大が伴わなかったら有効でないであろうし、教育の生産性も技術進歩率と決して無関係ではないであろう。生産関数分析を成長アカウンティングや非慣行的投入の生産性の評価問題に適用しようとする場合、かかる生産要素間の相互補完関係の吟味は不可欠である。

本稿では、戦前期について試験研究活動と肥料、教育などの補完関係の存在如何を検討し、それにもとづいて試験研究活動への投資の報酬率を確定する。

生産関数のスペシフィケーション

成長会計的アプローチを試みる際、統計的操作が容易なため、コブ・ダグラス型の生産関数を用いるのが普通で

ある。短期あるいは中期の成長分析においてはコブ・ダグラス生産関数が前提とする生産弾力性の一定性は重大な制約とはならない。⁽⁵⁾ 本稿においても一九五五―六五年の戦後期間の成長分析にはコブ・ダグラス生産関数を用いている。

しかし生産弾力性が一定という前提は、技術構造の顕著な変化を伴った六〇年間にもおよぶ戦前期間の成長分析に対しては明らかに不適当である。勿論、この問題は技術構造を異にする各期間について生産関数の推定が可能であり、したがって異なった生産弾力性ウエイトを各期間に採用することが出来れば解決する。しかしかかる推定作業は一九三〇年以前のデータが不十分であるため不可能である。

特に問題となるのは、土地と経常財（その主たる部分が肥料投入である）の生産弾力性を一定と仮定することである。戦前の日本農業は労働が豊富で、土地が主たる制約要因をなしていたから、農業の技術改良も土地節約的な技術開発に重点が向けられた。すなわち土地単位当たり収量の増大をもたらす作物品種の開発や耕作技術の改良に技術研究の主力が注がれた。品種改良の方向は肥料の増投に耐えて増収をもたらすいわゆる耐肥性品種の選抜に向けられた。かくして戦前日本農業の技術革新は限られた耕地に対して肥料や農薬の代替を促進し、耕地単位面積当たりの収量を増加させるようなタイプが支配的であった。⁽⁶⁾ かかる技術進歩のバイヤスは、要素分配率 (factor shares) の変化に反映されていると考えられる。事実、土地の分配率は低下し、それに対応して経常財の要素分配率は上昇傾向にあった。⁽⁷⁾

いまひとつの問題は研究開発・普及活動の生産弾力性を一定と想定することにある。シュルツは農業研究・開発活動の特徴として規模の経済性を指摘している。⁽⁸⁾ ロバート・エベンソンのアメリカ農業における実証的分析はこの

シュルツ仮説を支持している。⁽⁹⁾

わが国における近代的な農業試験研究・普及活動の組織化は一八八〇年代から一九三〇年代において急速に押し進められた。この六〇年間で農業試験研究普及活動に対する政府支出は二〇倍も増大したと推定されている。⁽¹⁰⁾ シュルツが指摘しているように、新技術の供給部門に規模の経済性が存在するならば、研究・普及活動への政府支出の生産弾力性が戦前の六〇年間にわたって一定であったとは殆ど考え難いであろう。

かくしてわれわれは通常のコブ・ダグラス生産関数だけでなく、肥料と研究・普及活動の生産弾力性がその投入水準に依存するよう定式化された生産関数についても計測をおこなった。通常のコブ・ダグラス生産関数は次のように定式化される。

$$(1) \log(Y/A)_i = \alpha_0 + \alpha_L \log(L/A)_i + \alpha_K \log(K/A)_i + \alpha_F \log(F/A)_i + \alpha_E \log E_i + \alpha_R \log R_i + \sum_{j=0}^5 \gamma_j D_j + u_i$$

これを修正した生産関数は次のとおりである。

$$(2) \log(Y/A)_i = \alpha_0 + \alpha_L \log(L/A)_i + \alpha_K \log(K/A)_i + \beta_F \sqrt{(F/A)_i} + \alpha_E \log E_i + \beta_R \sqrt{R_i} + \sum_{j=0}^5 \gamma_j D_j + u_i$$

ここに、 Y は農業産出量、 A は土地、 L は労働、 K は固定資本、 F は肥料、 E は教育、 R は研究・普及活動、 D_j ($j=0, \dots, 5$)は地域ダミー、 u は誤差項、サブスクリプトの i ($i=1, \dots, 60$)は県、をそれぞれあらわす。

両式とも慣行的生産要素について収穫不変が仮定されている。したがって産出量と慣行的投入財の各変数は土地単位当たりで表示してある。土地の生産弾力性 (α_L)は収穫不変の仮定により $\alpha_L = 1 - (\alpha_K + \alpha_F + \alpha_E)$ として計算される。

(2)式における肥料と研究・普及活動の生産弾力性は次のように導かれる。

$$\alpha_F = \frac{1}{2}\beta_F \sqrt{F/A}, \quad \alpha_R = \frac{1}{2}\beta_R \sqrt{R},$$

β_F 、 β_R の推定値が正である限り、肥料と研究・普及活動の生産弾力性は投入水準の逓減的な増加関数である。

β_F の推定値が正であるとき、土地単位当たり肥料投入が増大するにつれて肥料の生産弾力性(%)は上昇し、土地の生産弾力性は低下する。この定式化は戦前日本農業の土地節約的、肥料使用的な技術進歩のパターンと斉合的である。また、研究・普及活動の生産弾力性についても、近代的な試験研究・普及組織の拡充につれて生ずるであろう規模の利益をとらえることが出来るような形となっている。

しかしかかる偏向的な技術進歩のパターンや研究投資の規模の経済性を果たして一九三〇年代の県別クロス・セクション・データで把握しうるかどうかは問題がある。勿論、クロス・セクション・データにもとづく推定値を時系列分析に用いることの妥当性は常に問題である。しかし、一九三〇年代の県別クロス・セクション・データによつては研究・普及活動の規模の経済性を把握することが不可能であるとする積極的な根拠もない。アメリカにおける農業試験研究の計量分析でエベエンソンは一九五〇年代の州別クロス・セクション・データを用いて研究活動の規模の経済性を摘出することに成功している。⁽¹¹⁾

土地節約的・肥料使用的な技術進歩のパターンを一九三〇年代のクロス・セクション・データから把握しようとする際、この時期においても農業技術の地域間格差は時系列的な技術進歩に対応するほど大幅に開いていたと想定することが出来る。幕末、明治初期において先進的農業技術は、主として西日本とくに北九州と近畿に存在し、

明治以降種子交換会、農談会等を通じて各地に普及していった。その結果地域間における農業技術のギャップは急速に縮小した。⁽¹²⁾しかし一九三〇年代においても東日本（とくに東北）は西日本（とくに近畿、北九州）に比して依然として後進的であった。一九三〇～三五年における土地面積（水田換算）単位当たり肥料投入を近畿と東北で対比すれば、前者が一〇〇%高い水準にあった。同じ期間において両地域間の肥料価格の差は最大限にみても二〇%ていどにすぎない。⁽¹³⁾肥料需要の長期価格弾力性は速水氏の計測によると1の近傍にあると推定されているから、肥料価格の差で両地域間の土地単位当たり肥料投入の差を説明しうる部分は僅か二〇%ていどにすぎない。残りの八〇%は肥料使用的な技術水準の差で説明されるであろう。このことは一九三〇年代の県別データが土地節約的・肥料使用的な技術進歩を有意な程度に反映しているという仮定を支持しているように思われる。

(1)式および(2)式において産出・投入変数は土地単位当たりで表示されているから、慣行的生産要素に関する規模の経済性の存在如何は経験的に検証しえない。規模について収穫不変をアブリオリに仮定したのは、労働と土地の線型重合がもたらす推計上の困難を回避しようとしたためである。収穫不変の仮定は戦前の分析に関する限り重大な欠陥でないように思われる。個別農家の調査データにもとづくミクロ生産関数の計測結果によれば、戦前および戦後においても少なくとも一九五五年以前には収穫不変の関係が作用していた。⁽¹⁴⁾しかし、戦後の急速な機械化の進展に伴って一九五〇年代後半から規模の経済性が日本農業において作用し始めた兆候がある。⁽¹⁵⁾したがって一次同次の仮定は戦後の成長分析に若干のバイアスをもたらす可能性がある。

われわれは(1)式、(2)式以外にもCES型を含む種々の生産関数の計測を試みた。しかし、それらの計測結果は成長分析の観点からみて本稿で提示されたのと異なった結論を導くものではなかった。⁽¹⁶⁾

〔資料〕

ここで簡単に生産関数の計測に用いた県別クロス・セクション・データについて説明しよう。各期のデータは原則として一九三〇、一九三五、一九六〇、一九六五年をそれぞれ中心とした五ヵ年平均として計算した。資料出所ならびに推計過程に関する詳細な説明は付録を参照されたい。

農業産出(Y)は戦前において一九三四～三六年価格評価、戦後において一九六〇年価格評価の農業粗生産額である。ただし戦前の産出の作成にあたって一九二九年と一九三四年の異常な凶作年を Y 系列から除外した。両年の産出は正常な状態の生産能力を表わしていないと考えられるからである。

土地(A)は水田単位で表示してある。畑面積は田畑の相対価格比率を用いて水田換算面積に変換した。

労働(L)は男子就業者単位で表示した。女子就業者の男子就業者への変換率は男女農業賃金の相対比率を用いた。

肥料(F)は、戦前については経常財投入の代理変数として一九三四～三六年固定価格評価の販売肥料支出を採った。戦後においては肥料、飼料、農薬などの諸支出を含む経常財支出を F 系列として採用した。

資本(K)として、われわれは動物資本ストックを戦前農業の固定資本を代表するものとみなした。一方、戦後の固定資本を代表するものとして機械資本ストックをとった。

教育(E)は農業就業者の平均就学年数である。

研究・普及変数(R)は農業試験研究・普及活動に対する政府支出の過去一五ヵ年における農家一戸当たり年平均支出額で、戦前については県ベースで定義されている。年々の支出は消費者物価指数でデフレートした。戦後の研

究支出は全国を一一の生態地区に区分した地区ベースで定義してある。⁽¹⁷⁾ このように戦前と異なつて生態地区ベースで研究変数を定義した方がデータに対する適合度においても推定パラメーターの安定性においてもすぐれた結果をもたらした。これは戦後のコミュニケーションの発達により同一生態地域内の県間において研究成果の相互利用が一般化したことを示唆しているように思われる。

地域ダミーは地域間の氣候、土壌などの環境条件の差異の影響を調整するために導入した。⁽¹⁸⁾

- (6) R. R. Nelson, "Aggregate production Functions and Medium Range Growth Projections," *American Economic Review*, Vol. 54 (Sept. 1964), pp. 575~606.
- (7) Y. Hayami and V. W. Ruttan, *Agricultural Development: An International Perspective*, (Baltimore: Johns Hopkins Press, 1971), pp. 111~66 参照。
- (7) 一八八〇~一九六五年の日本農業の発展と配分率 山田三郎・渡水佑次郎氏より推定されたもの (S. Yamada and Y. Hayami, *Growth Rates*....., *op. cit.*)。
- (8) T. W. Schultz, *Transforming Traditional Agriculture*, (New Haven, Conn: Yale Univ. Press, 1964), pp. 145~53.
- (9) R. E. Evenson, "Economic Aspects of the Organization of Agricultural Research," in *Resource Allocation in Agricultural Research*, ed. W. L. Fishel (Minneapolis: Univ. of Minnesota Press, 1971), pp. 163~82.
- (10) Saburo Yamada, "Changes in Output and in Conventional and Nonconventional Inputs in Japanese Agriculture since 1880," *Food Research Institute Studies*, Vol. 7 (1967), pp. 371~413.
- (11) Evenson, "Economic Aspects of the Organization of Agricultural Research," *op. cit.*
- (12) Hayami and Yamada, "Technical Progress in Agriculture," in *Economic Growth: The Japanese Experience since the Meiji Era*, eds. L. R. Kline and Kazushi Ohkawa (Homewood, Richard D. Irwin, 1968), pp. 135~61.

(13) 速水佑次郎「肥料需要構造の変化と農業発展の二局面」『季刊理論経済』、一九六七年三月、二七～三五ページ。

(14) 土屋圭造「日本農業の計量経済分析―展望」『季刊理論経済学』第一七卷第三号、一九六七年五月、五〇～六四ページおよび『農業経済の計量分析』(東京、勁草書房、一九六二年)、一四～二五ページを参照。

(15) 唯是康彦「農業における巨視的生産関数の計測」『農業総合研究』第一八卷第四号、一九六四年一〇月、一～五四ページで規模の経済性が指摘されている。一方、鳥居泰彦「我が国農業における生産関数の計測」『三田学会雑誌』第五七巻第四号、一九六四年四月、五二～六六ページにおいては収穫不変の推定値が得られている。

(16) 秋野正勝「農業生産関数の計測」『農業総合研究』第二六巻第二号、一九七二年四月、一六三～二〇〇ページ。

(17) 秋野正勝「前掲論文」参照。

(18) D_9 は九州、 D_1 は北海道・東北・北関東、 D_2 は南関東・北陸、 D_3 は東山・東海、 D_4 は近畿、 D_5 は中国・四国である。

三 生産関数の計測

県別クロス・セクション・データにもとづく農業生産関数の計測結果は、第一表、第二表に示すとおりである。

第一表は戦前期の計測結果を、第二表は戦後期の結果を表わす。第一表の回帰式番号(7)以外はすべて通常のコブ・ダグラス生産関数の計測結果を表わす。(7)は(2)式の生産関数の計測結果である。

係数推定値の統計的有意性は戦後の教育の推定パラメータを除けば、総じて良好である。非慣行的変数を追加もしくは除去しても、各変数のパラメータ推定値は安定的である。計測年次間における推定パラメータの安定性を検定した結果は、戦前期および戦後期のいずれのケースについても推定パラメータ間に有意差がないことを示している。⁽¹⁹⁾

自由度修正済み決定係数を比較すれば、(7)が(6)より僅かではあるがまさっている。これは戦前において(2)式の生

第1表 農業生産関数の計測結果, 1930年(1928~32年平均)と
1935年(1933~37年平均)

回帰式番号	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
計測年次	1930	1930	1935	1935	1930~35	1930~35	1930~35
サンプル数	46	46	46	46	92	92	92
労働 ($\log L/A$)	0.465 (0.108)	0.457 (0.104)	0.344 (0.098)	0.337 (0.095)	0.404 (0.071)	0.396 (0.067)	0.423 (0.064)
動物資本 ($\log K/A$)	0.145 (0.058)	0.187 (0.055)	0.119 (0.055)	0.176 (0.054)	0.136 (0.038)	0.188 (0.037)	0.165 (0.036)
肥料 ($\log F/A$)	0.241 (0.059)	0.249 (0.053)	0.323 (0.058)	0.323 (0.052)	0.280 (0.039)	0.284 (0.035)	
($\sqrt{F/A}$)							0.035 (0.004)
教育 ($\log E$)		0.169 (0.138)		0.144 (0.102)		0.156 (0.078)	0.140 (0.077)
研究・普及 ($\log R$)		0.210 (0.069)		0.138 (0.054)		0.167 (0.040)	
($\sqrt{R}$)							0.0692 (0.0183)
地域ダミー D_1 (北海道・東北・北関東)	-0.038 (0.031)	0.052 (0.028)	-0.046 (0.029)	-0.048 (0.027)	-0.042 (0.020)	-0.049 (0.018)	-0.057 (0.018)
D_2 (南関東・北陸)	0.017 (0.036)	-0.005 (0.034)	0.029 (0.034)	0.024 (0.031)	0.023 (0.024)	0.011 (0.022)	0.007 (0.022)
D_3 (東山・東海)	-0.007 (0.036)	-0.049 (0.035)	-0.021 (0.034)	-0.039 (0.032)	-0.014 (0.024)	-0.042 (0.022)	-0.052 (0.022)
D_4 (近畿)	0.067 (0.033)	0.049 (0.031)	0.050 (0.031)	0.041 (0.029)	0.058 (0.022)	0.045 (0.020)	0.041 (0.020)
D_5 (中国・四国)	-0.010 (0.027)	0.003 (0.025)	-0.010 (0.026)	-0.0002 (0.024)	-0.011 (0.018)	-0.002 (0.016)	-0.008 (0.016)
タイム・ダミー T_{35}					0.014 (0.011)	-0.034 (0.014)	-0.029 (0.014)
常数項	1.489	1.231	1.589	1.308	1.531	1.282	1.480
決定係数 R^2	0.819	0.854	0.828	0.855	0.835	0.867	0.869
標準偏差 $S.E.$	0.053	0.048	0.052	0.047	0.051	0.045	0.045
土地生産弾力性	0.149	0.107	0.214	0.164	0.180	0.132	0.112

注. 回帰式(1)~(7)は農業粗産出を従属変数, 左欄に表示した変数を独立変数とする線型式の最小2乗法による推定結果. カッコ内の数値は係数標準誤差.

第2表 農業生産関数の計測結果, 1960年(1958~62年平均)と
1965年(1963~67年平均)

回 帰 式 番 号	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
計 測 年 次	1960	1960	1965	1965	1960~65	1960~65
サ ン プ ル 数	46	46	46	46	92	92
労 働 ($\log L/A$)	0.287 (0.105)	0.292 (0.106)	0.250 (0.069)	0.294 (0.059)	0.277 (0.059)	0.285 (0.060)
動 物 資 本 ($\log K/A$)	0.284 (0.113)	0.199 (0.116)	0.357 (0.079)	0.303 (0.066)	0.305 (0.064)	0.259 (0.061)
経 常 財 ($\log F/A$)	0.243 (0.074)	0.224 (0.078)	0.274 (0.043)	0.218 (0.040)	0.260 (0.039)	0.226 (0.038)
教 育 ($\log E$)		0.236 (0.921)		0.731 (0.552)		0.508 (0.581)
研 究・普 及 ($\log R$)		0.046 (0.041)		0.063 (0.050)		0.055 (0.031)
地域ダミー D_1 (北海道・東北・ 北関東)	0.044 (0.025)	0.040 (0.024)	0.035 (0.016)	0.033 (0.014)	0.040 (0.014)	0.038 (0.013)
D_2 (南関東・北陸)	0.025 (0.030)	0.032 (0.030)	0.036 (0.017)	0.040 (0.015)	0.030 (0.016)	0.034 (0.015)
D_3 (東山・東海)	0.026 (0.027)	0.035 (0.028)	0.007 (0.019)	0.013 (0.016)	0.017 (0.016)	0.019 (0.014)
D_4 (近畿)	0.019 (0.031)	0.032 (0.031)	0.009 (0.021)	0.016 (0.018)	0.015 (0.018)	0.021 (0.017)
D_5 (中国・四国)	-0.003 (0.025)	0.020 (0.026)	-0.013 (0.016)	0.008 (0.014)	-0.008 (0.014)	0.012 (0.014)
タイム・ダミー T_{65}					-0.037 (0.022)	-0.032 (0.020)
常 数 項	1.486	1.401	1.234	1.203	1.371	1.323
決 定 係 数	0.771	0.770	0.899	0.901	0.870	0.869
標 準 誤 差 $S.E.$	0.044	0.044	0.031	0.030	0.037	0.037
土地生産弾力性	0.186	0.285	0.119	0.185	0.158	0.230

注. 回帰式(8)~(13)は農業粗産出を従属変数, 左欄に表示した変数を独立変数とする線型式の最小2乗法による推定結果. カッコ内の数値は係数標準誤差.

産関数のスペシフィックーションの妥当性を支持していると判断されよう。

要素分配率との比較

まず生産弾力性推定値を要素分配率と対比してみよう。⁽²⁰⁾ 生産弾力性と要素分配率との関係は大雑把にみて次のとおりである。

戦前（一九三〇～三五）					生産弾力性	要素分配率
労	資	肥	土	地		
〇・四	〇・一五	〇・三	〇・一五	〇・二		〇・五
戦後（一九六〇～六五）						
労	資	肥	土	地		
〇・三	〇・三	〇・三	〇・二	〇・二		〇・五
〇・一	〇・一	〇・一	〇・一	〇・一		〇・三

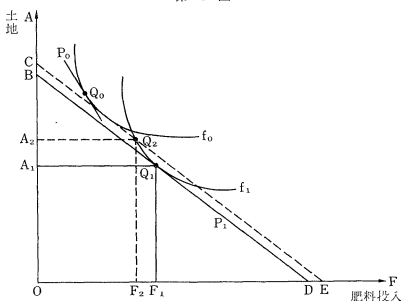
注目すべきは戦前と戦後で両者の関係に顕著な差異が存在する点である。戦前（一九三〇～三五年）においては肥料の生産弾力性が要素分配率より大きく、逆に土地の生産弾力性が小さいという関係がみられる。それに対して戦後（一九六〇～六五年）では資本と労働に際立った乖離が存在する。すなわち資本の生産弾力性はその要素分配率より大きく、労働は逆に小さい。

戦前と戦後を比較してかかる対照的な関係がみられるのは、両期間で日本農業の技術進歩のパターンが著しく異なっていることを反映しているように思われる。既に説明したように、戦前における農業技術の改良は厳しい土地の制約を克服せんとする動機と密接に結びついていた。品種改良の方向は肥料の増投に耐えて増収をもたらすいわゆる耐肥性品種の開発に向けられた。耐肥性品種の開発とその普及は土地に対して肥料の代替を急速に促進せしめた。かかる土地節約的・肥料使用的技術進歩は肥料―土地相対価格の著しい低落によって誘発されたものである。⁽²²⁾

かかる肥料―土地の相対価格の低落と土地節約的・肥料使用的技術進歩の進展は、肥料および土地の均衡投入水準を急速に変化せしめたであろう。均衡投入水準の変化に対応して実際の土地単位当たり肥料投入は飛躍的に増大した。しかし農民の資源調整にラグが存在するため、依然として両者の間に大きな乖離が存在し、その結果として実際の要素分配率と均衡点における要素分配率（一次同次生産関数では生産弾力性）との間に乖離が発生したと考えられる。⁽²²⁾

この過程を単純化して図示したのが第一図である。 f_0 曲線は基準時点における土地と肥料の等産出量曲線、 f_1 曲線は肥料使用的技術進歩によってシフトした等産出量曲線をあらわす。土地、肥料以外のインプットここでは簡単化のため捨象する。いま基準時点において肥料―土地の相対価格が P_0 のとき均衡点は Q_0 に位置する。肥料―土地の相対価格が P_1 へ低下し、これと平行に等産出量曲線も $f_0 \rightarrow f_1$ へとシフトしたとしよう。このとき均衡点は $Q_0 \rightarrow Q_1$ へと移動する。新しい均衡点 (Q_1) における肥料と土地の分配率はそれぞれ $\left(\frac{A \cdot B}{OB} = \frac{OF_1}{OD}\right)$ と $\left(\frac{OA}{OB} = 1 - \frac{OF_1}{OD}\right)$ になる。しかし農民の新均衡点へむかっての資源配分調整には時間的なラグを必要とする。農民の肥料投

第 1 図



不均衡の存在が指摘されている。

戦前と対比して戦後の日本農業における技術的性格の際立った特徴は、著しい機械化の進展であろう。工業化のスパートに伴って、とりわけ一九六〇年以降農業労働力が急激に減少し、賃金が高騰しはじめた。一方、農業機械産業の発展に伴って、わが国の農業機械の供給能力が飛躍的に増大した。機械価格に対して賃金が高騰するにつれ

入が均衡投入水準 OF_1 に追いつかず、それより低い水準 OF_2 にあったとすれば、肥料と土地の分配率はそれぞれ $\left(\frac{OA_2}{OC} = \frac{OF_2}{OE}\right)$ と $\left(\frac{OA_1}{OC} = 1 - \frac{OF_2}{OE}\right)$ となる。 f_1 曲線が原点に対して凸である限り、

$$\frac{OF_1}{OD} > \frac{OF_2}{OE}, \quad \frac{OA_1}{OB} < \frac{OA_2}{OC}$$

が成立する。すなわち実際の肥料分配率は均衡点のそれ(生産弾力性)より小さく、土地については逆に実際の土地分配率は均衡点のそれより大きい。

この結果はグリリケスがアメリカの地域別クロスセクション・データにもとづいて計測した生産関数の分析結果に一致している⁽²³⁾。彼の分析においても著しい価格低落によって特徴づけられる肥料については生産弾力性と要素分配率に大幅な乖離が存在し、肥料投入の

て、労働と機械の代替が農民の主たる関心事となった。かくして農業技術改良の重点も土地節約的技術から労働節約的技術の開発へ移行しはじめ、労働節約的・資本使用的な技術進歩の追求が支配的となった。

かかる労働節約的技術の進展と相対価格の変化の下では、農民の資源調整にラグがあるため、生産弾力性と要素分配率の大幅な乖離をもたらすような不均衡が労働と機械の投入水準に生ずるであろう。技術変化と密接に関連した生産要素、すなわち戦前において土地と肥料、戦後において労働と機械、に不均衡がみられるのは理論的にみても妥当であろう。

過去の計測結果との比較

われわれの県別クロス・セクションにもとづく生産関数の計測結果は、これまで試みられた生産関数の計測結果と対比してどのように判断されるであろうか。

大川一司氏による生産関数分析の古典的研究では、一九三七～一九三九年における東日本の米生産費調査を用いて労働の生産弾力性が〇・二～〇・三、土地〇・四～〇・五、経常財〇・三と推定されている⁽²⁴⁾。大川氏の計測では生産弾力性の推定値はその要素分配率に一致している。土屋圭造氏も大川氏と同じ生産関数を用いて、一九五一年における静岡県⁽²⁵⁾の米生産費調査から生産弾力性を計測した。この期間においては土地が稀少でかつ労働が過剰であるような戦前のパターンが依然として支配的であった。彼の生産弾力性推定値は大川氏のと有意差がないことが示されている。われわれの計測結果と比較して両氏の計測値は、労働の生産弾力性について低く、土地の生産弾力性については逆に高い。

このような差異は大川、土屋氏の計測とわれわれのそれとの矛盾を意味するものではない。両氏の計測は稲作に関するものであるのに対して、われわれの計測は土地の依存度が比較的低い畜産、養蚕を含む集計的な生産関数に関するものである。⁽²⁶⁾ また両氏は比較的同質的な地域について計測をおこなっている。すでに触れたように、地域間なかつく西日本と東日本との間の農業技術の差異は依然として大きかった。比較的同質な地域に限定した両氏の計測は新古典派的な微視的生産関数に近いものと考えられる。それに対して、技術的に異質な地域を含む全国ベースでのわれわれの計測は微視的生産関数の包絡線、すなわち速水・ルタン流の超生産関数を意味している。⁽²⁷⁾ 生産弾力性と要素分配率の乖離にみられるような生産要素の不均衡は、技術変化を含む超生産関数上に沿ってあらわれる傾向が強いと考えられる。

最近、新谷正彦氏が一九二五―三六年における農家経済調査データにもとづいて、付加価値タームで集計的生産関数の計測を試みた。⁽²⁸⁾ その計測結果によれば、労働の生産弾力性〇・三―〇・五、資本弾力性〇・一―〇・二、土地弾力性〇・三―〇・五である。労働と資本はわれわれの推定値にはほぼ一致しているが、土地弾力性は有意に高いのが観察される。このようにわれわれの推定値と比較して高い土地弾力性推定値が得られたのは、付加価値タームで生産関数を定式化したことによるものであろうと思われる。付加価値タームによる生産関数の定式化では肥料などの経常財投入についてその限界生産物が価格に等しいという均衡状態が仮定されている。かかる均衡状態が現実を満たされないならば、経常財投入と密接な代替関係にある土地係数の推定値はスペシフィック・アクション・バイアスをまぬがれないであろう。

戦後農業については多くの集計的生産関数計測の試みがある。鳥居泰彦氏は一九五七―六〇年について農家経済

調査データを用いて粗生産額タームで計測した⁽²⁹⁾。彼の分析では投入要素を過度に非集計化したため推定パラメータは不安定でかつ妥当でない結果がひき出されている。しかし少なくとも労働弾力性に関する限り比較的安定的で、 $\circ \cdot 二 \sim \circ \cdot 三$ の計測結果が得られている。この労働弾力性推定値はわれわれの計測結果に一致している。

唯是康彦氏は同じく農家経済調査データを用いて一九六〇年と一九六二年については付加価値タームで計測した⁽³⁰⁾。その計測結果によれば、労働弾力性 $\circ \cdot 四 \sim \circ \cdot 六$ 、土地弾力性 $\circ \cdot 二 \sim \circ \cdot 四$ 、資本弾力性 $\circ \cdot 二 \sim \circ \cdot 五$ 程度の値をとっている。付加価値率を $\circ \cdot 七$ 程度と考えれば、唯是氏の計測値はわれわれの結果にほぼ一致している。

南亮進・石渡茂氏はタイム・シリーズとクロス・セクション・データをプールして一九五三～六五年の期間について付加価値タームでの計測をおこなった⁽³¹⁾。生産弾力性の推定値は労働が $\circ \cdot 七$ 、資本が $\circ \cdot 三$ 、土地はほとんど零に近い結果が得られている。この労働弾力性推定値は異常に高いように思われる。さらに零に近い土地弾力性推定値は生産物の五〇%にも達する開地代の存在を考えれば容認しがたい⁽³²⁾。

教育や研究などの生産関数のシフト変数の推定パラメータを過去の計測結果と対比してみよう。わが国の農業に関する分析では比較可能な研究がないが、ギリリケスの地域別クロス・セクションにもとづくアメリカ農業の分析と速水・ルタンの国際データにもとづく生産関数分析の計測結果と対比することは興味深いであろう。

ギリリケスと速水・ルタンの分析で一つの興味ある発見は、教育と労働の生産弾力性に差異がなく、教育水準の上昇は労働の増大と全く同一の産出効果をもつという結果である⁽³³⁾。われわれの場合でも戦後の計測については同じ仮説が採択されるが、教育係数の標準誤差がかなり大きい⁽³⁴⁾ため、その統計的根拠はきわめて弱い。しかしここで注

目すべきは戦前の教育の生産弾力性が戦後と比較して有意に低いという点である。

戦前（一九三〇～三五年）と比較して戦後（一九六〇～六五年）の教育生産弾力性が上昇したのはどのように理解されるであろうか。一九五〇年代後半以降、農業生産者は技術的にも経済的にもドラマチックな変化に直面してきた。賃金の急激な上昇に対応して、農業生産者は伝統的な土地節約的技術から新しい労働節約的技術へ移行しなければならなかった。さらに、所得の増大につれて所得弾力性が高い畜産物、蔬菜、果実などのいわゆる成長農産物の比重をたかめるよう農産物構成を調整しなくてはならなかった。このような状態の下では価格および技術の変化に対応して資源の再配分を効率的におこないうる能力の向上が一段と要請されたであろう。かくして教育の農業産出効果も上昇したであろうと思われる。

一方、両大戦間の時期は農業技術の停滞局面であった。しかもこの時期の技術進歩は農民が幾世代にもわたって使用しつづけてきたタイプの伝統的な土地節約的技術であった。このような点を考慮すれば、技術変化のテンポが著しい戦後の時期（一九六〇～六五年）やアメリカ農業における一九四〇年代および一九五〇年代と比較して、わが国の一九三〇～三五年における教育生産弾力性が有意に低いと期待することは合理的であろう。⁽³⁴⁾

研究・普及の生産弾力性推定値について興味深い発見は、われわれが計測した一九三〇～三五年の研究・普及の生産弾力性が国際データにもとづく速水・ルタンの計測値に接近しており、また一九六〇～六五年の生産弾力性がアメリカ農業の地域別クロス・セクション・データにもとづくグリリケスの計測値に近いのが観察される点である。これは研究投資の産出効果にラグが存在する結果であろうと考えられる。

農業研究に対する政府支出の増加は戦後において加速化し、実質タームの年成長率でみれば戦前（一九〇〇～三五

年)の5%のレベルから戦後において10%へ上昇した。⁽⁹⁵⁾ 研究投資は本来懐妊期間が長くその産出効果の実現には長期間を要するのが特徴である。したがって研究資本が急速に蓄積される場合には、研究投資の生産性は長期的に収穫逓増であっても短期的には収穫逓減に見舞われる可能性がある。かかる点を考えれば、戦前から戦後にかけて研究・普及の生産弾力性の低下が観察されるのは考えられないことではない。一九四〇年代から農業研究に対する公共支出が急速に伸びたアメリカについてのグリリケスの計測値もかかる事情を反映しているとみられる。

注(19) 一九三〇年と一九三五年および一九六〇年と一九六五年の生産パラメータの同一性に関するFテストの結果は次のとおりである。(1)、(3)、(5)におけるF値は0・80、(2)、(4)、(6)におけるF値は1・09、(8)、(10)、(12)におけるF値は0・九八、(9)、(11)、(13)におけるF値は1・10である。

(20) 要素分配率は S. Yamada and Y. Hayami, *Growth Rates* ……, *op. cit.* に於ける。

(21) Hayami and Rutan, *Agricultural Development*, *op. cit.*, pp. 111~135.

(22) 水稻肥料試験データにもとづく筆者の推定によれば、一九三〇年代の平均的な農家の窒素肥料投入の水準は最適水準より五〇から一〇〇%低いレベルにあった(秋野正勝「農業生産関数の計測」参照)。

(23) Griliches, "Research Expenditures……," *op. cit.*

(24) 大川一司『食料経済の理論と計測』(日本評論社、一九四五年)・一四五~六三ページ。

(25) 土屋圭造『農業経済の計量分析』二九~四〇ページ。

(26) 一九四〇~四一年についての大川氏の計測では、小麦、大麦などの裏作物について低い土地弾力性が得られている(大川一司『前掲書』一六四~一九七ページ)。

(27) 超生産関数の概念については Hayami and Rutan, *Agricultural Development*, *op. cit.*, pp. 82~85, pp. 122~28 参照。

(28) 新谷正彦「戦後日本農業の技術進歩と普及に関する分析」(一九七一年度理論・計量経済学会報告レポート)。

(29) 鳥居泰彦「前掲論文」参照。

- (30) 唯是康彦「前掲論文」参照。
- (31) 南亮進・石渡茂「農業の生産関数と技術進歩、一九五三～一九六五年」(『経済研究』第二〇巻第三号、一九六九年)、二二六～二三六ページ。
- (32) 法定地代は土地の限界生産力を反映しているとは考えられない。
- (33) Griliches, "Research Expenditure.....", op. cit., Hayami and Ruttan, *Agricultural Development*, op. cit., pp. 86～107.
- (34) 教育と技術進歩の補完性に関する議論については、Finis Welch, "Education in Production," *Jour. of Political Economy*, Vol. 78 (January-February 1970), pp. 35～37 参照。
- (35) S. Yamada, "Changes in Output.....", op. cit., p. 390.

四 組織的な試験研究投資の生産性

本節では、前節の生産関数分析をさらに一歩進めて試験研究活動とその他の生産要素との補完関係を検討する。次いで生産関数の計測結果から試験研究活動への投資の報酬率を確定する。

試験研究活動とその他の生産要素との補完関係を分析した結果は、第三表に示すとおりである。いずれも一九三〇年と一九三五年のデータをプールした計測結果をあらわす。

回帰式番号(14)、(15)は試験研究と教育の補完性を検討したものである。R²log Eの係数はプラスの値をとり、しかもいずれも5%水準で有意である。この結果は教育の生産性が試験研究水準の上昇につれて有意に高まることを示している。教育が農業生産の場で生産価値を発揮するのは、既存の資源を効率的に活用する能力(配分能力)を高め、さらに新しい技術をいち早く修得し利用する能力(革新能力)を促進する点に求められる。技術的に停滞した農業に

第3表 農業生産関数の計測結果 (1930~1935年)

回帰式番号 計測年次 サンプル数	(14) 1930~35 92	(15) 1930~35 92	(16) 1930~35 92	(17) 1930~35 92	(18) 1930~35 92	(19) 1930~35 92
労働 (log L/A)	0.334 (0.072)	0.327 (0.078)	0.380 (0.067)	0.413 (0.069)	0.332 (0.073)	0.319 (0.079)
動 物 資 本 (log K/A)	0.217 (0.036)	0.286 (0.038)	0.157 (0.038)	0.190 (0.037)	0.217 (0.037)	0.179 (0.043)
肥料 (log F/A)	0.335 (0.039)	0.318 (0.036)	0.357 (0.037)	0.315 (0.052)	0.307 (0.040)	0.310 (0.040)
肥料・研究 (R log F/A)					0.007 (0.002)	
肥料・地域 (D ₀ log F/A)			-0.051 (0.019)	-0.054 (0.063)		
(D ₁ log F/A)						-0.033 (0.014)
(D ₂ log F/A)						0.017 (0.013)
(D ₃ log F/A)						0.004 (0.014)
(D ₄ log F/A)						0.029 (0.012)
(D ₅ log F/A)						-0.001 (0.011)
教育 (log E)	0.128 (0.089)	0.086 (0.081)	0.166 (0.078)	0.171 (0.079)	0.200 (0.085)	
教育・研究 (R log E)	0.020 (0.007)	0.024 (0.006)				
研究普及 (log R)			0.163 (0.049)	0.144 (0.046)		
研究・地域 (D ₀ log R)			0.070 (0.061)	0.063 (0.058)		
タイム・ダミー T ₃₅	-0.029 (0.016)	-0.038 (0.014)	-0.044 (0.015)	-0.038 (0.014)	-0.028 (0.016)	0.009 (0.011)
地域ダミー D ₁ ~D ₅	×	○	×	○	×	×
常数項	1.607	1.604	1.630	1.616	1.609	1.887
決定係数 R ²	0.811	0.870	0.842	0.867	0.809	0.845
標準偏差 S.E.	0.054	0.045	0.050	0.045	0.055	0.049

注. D₀は東日本の地域ダミーで、D₁~D₅は第1表の地域ダミーと同じである。

地域ダミー：D₁~D₅が説明変数として含まれているときは○、含まれていないときは×として示してある。

においては革新能力を発揮する機会が乏しい。かくして教育の生産価値も低くならざるを得ないであろう。(14)、(15)の結果は教育の生産価値が革新能力の向上を通じて試験研究の水準と密接に関連していることを示している。

肥料と試験研究の補完性を検討したのは(18)である。 $R \log F/A$ の係数はプラスの値をとり、肥料の生産性が試験研究の水準が上昇するにつれて高まる関係があることを示している。肥料投入の増投は耐肥性品種に象徴される肥料使用技術の改良が伴わなかったら実現しなかったであろうし、その産出効果も限られたものでしかなかったであろう。

(16)、(17)は肥料と試験研究の生産性が東日本と西日本で有意に異なるかどうかを検討しようとしたものである。 D_0 は東日本の地域ダミーをあらわす。ここで興味深い発見は $D_0 \log F/A$ の係数がマイナスで、 $D_0 \log R$ の係数がプラスの値をとるという事実である。先に触れたように肥料生産弾力性が東日本において有意に低いという事実は、肥料使用技術の水準が相対的に低いことを反映しているものと解することができよう。(19)は地域をさらにブリーク・ダウンして検討したものである。肥料の生産弾力性は北海道、東北、北関東で有意に低く、逆に近畿地方で高い関係が見いだされる。

試験研究の生産弾力性が東日本で高い関係が見いだされるのはきわめて興味深い。一般的にいつて西日本の農業技術は相対的に先進的であって、地方的環境に適応した技術的知識の蓄積が高いレベルにあったであろう。かかる技術的知識の蓄積の差は当然に試験場の研究投資の生産性に影響をおよぼす。この点で東日本は西日本の先進技術を移転しようという有利な条件があったことが重要である。東日本において先進技術の移転の可能性が広汎に存在していたことが研究投資の生産性を相対的に高めた主因であると考えられるからである。

研究投資の報酬率

農業生産関数の計測結果を用いて組織的な試験研究・普及活動への投資の報酬率を算定しよう。第一表の(6)と第三表の(16)、(17)から判断すれば、試験研究・普及活動の生産弾力性がおよそ〇・一五程度である。この推定値はかなり小さく、試験研究・普及活動への投資を二倍に増額しても、農業産出量は一五%しか上昇するにすぎない。しかしその限界報酬はきわめて高いレベルにある。一九三〇～三五年の農家一戸当たり粗生産額は五六〇円、農家一戸当たり試験研究・普及活動への投資は三・二円であるから、その限界報酬は $0.15 \times 560 \div 3.2 = 17.5$ になる。

試験研究投資は一般に懐妊期間が長く、その成果が実現するのに五～一〇年の期間を要する。暫定的に研究投資の懐妊期間を一〇年と想定して、試験研究・普及活動投資の内的報酬率を算定してみよう。内的報酬率を r とすれば、 $1 = \frac{17.5}{(1+r)^0} + \frac{17.5}{(1+r)^1} + \dots$ の関係から内的報酬率を計算することができる。試験研究投資の内的報酬率は九七%であり、社会的にみてかかる投資がきわめて魅力的なものであったことを示している。

五 成長の諸要因

本節では、集計的生産関数の計測結果を基礎として、わが国の農業成長に貢献した諸要因を検討しよう。

われわれは一次同次生産関数を仮定しているから、産出量の成長率は生産弾力性で加重した各投入財の成長率の総和として表示することができる。各投入財の生産弾力性は第四表に示すとおりである。戦前の生産弾力性は回帰式番号(7)に、戦後の生産弾力性は回帰式番号(13)に、それぞれもとづいて決定した。戦後の教育弾力性は前述したように労働弾力性と同一であるとして決定した。

第4表 各生産要素のウエイト

	労 働	資 本	肥 料	土 地	教 育	研究・普及
生産弾力性 1):	(α_L)	(α_K)	(α_F)	(α_A)	(α_E)	(α_R)
1880~1900	0.40	0.15	0.08	0.37	0.15	0.03
1900~1920	0.40	0.15	0.14	0.31	0.15	0.08
1920~1935	0.40	0.15	0.20	0.25	0.15	0.12
1955~1965	0.30	0.25	0.20	0.25	0.30	0.05
要素分配率 2):	(δ_L)	(δ_K)	(δ_F)	(δ_A)		
1880~1900	0.52	0.10	0.08	0.30		
1900~1920	0.51	0.10	0.09	0.30		
1920~1935	0.51	0.11	0.11	0.27		
1955~1965	0.51	0.12	0.15	0.22		

注 1. 第1表および第2表の生産関数の計測結果にもとづく。

$$d_F = \frac{1}{2} \times 0.035 \sqrt{F/A}, \quad d_R = \frac{1}{2} \times 0.06 \sqrt{R}$$

$$d_A = 1 - (\alpha_L + \alpha_K + \alpha_F)$$

2. Saburo Yamada and Yujiro Hayami, *Growth Rates of Japanese Agriculture, 1880~1965*, SAP Report No. 1 (Tokyo: Institute of Statistical Research, Inc., Sept. 1971), Mimeo による。

農業産出と慣行的生産要素投入の成長率は速水・山田氏によって集計されたデータによる⁽³⁶⁾。農業研究・普及活動に対する政府支出は山田氏の推定を基礎として計算したものである⁽³⁷⁾。戦前の農業就業者の平均就学年数の時系列は独自に作成した⁽³⁸⁾。戦後の就学年数の時系列は経済企画庁経済研究所の推定を用いた⁽³⁹⁾。各投入財の年成長率は第五表に示してある。

要素分配率をウエイトとして用いて分析した結果は第六表に示してある。生産弾力性をウエイトとして用いて農業成長に対する各生産要素の貢献を分析した結果は第七表に示すとおりである。各欄は農業産出量の成長率と第四表の生産弾力性で加重した各生産要素の成長率を各期間について比較した結果をあらわす。カッコ内の数値は産出量成長率を一〇〇とした各生産要素の相対的貢献度である。

長期間にわたる農業成長の分析結果は、慣行的投入の増加で説明しえない残差部分を減じ、農業成長の源

第5表 産出、投入の動向（年率％）

	産出量 ($\dot{Y}/Y$)	慣 行 的 投 入 ¹⁾				非慣行的投入 ²⁾	
		労 働 ($\dot{L}/L$)	資 本 ($\dot{K}/K$)	経常財 ($\dot{F}/F$)	土 地 ($\dot{A}/A$)	研究・普及 ($\dot{R}/R$)	教 育 ($\dot{E}/E$)
戦前期間 1880～1935	1.6	-0.4	1.0	3.2	0.5	6.5	3.5
局面1: 1880～1920	1.8	-0.5	1.6	3.2	0.6	7.8	3.6
(I) 1880～1900	1.6	-0.2	2.0	1.8	0.5	8.2	3.0
(II) 1900～1920	2.0	-0.7	1.3	4.7	0.7	6.4	4.2
局面2: 1920～1935	0.9	-0.1	0.9	3.2	0.1	5.0	3.1
戦後期間 1955～1965	3.6	-3.0	6.3	9.4	0.1	13.7	0.5
全 期 間 1880～1935 and 1955～1965	1.90	-0.8	1.8	4.1	0.4	7.6	3.1

注. 1) 産出、慣行的投入のデータは速水・山田氏の推計による。S. Yamada and Y. Hayami, *Growth Rates of Japanese Agriculture, 1880～1965*, SAP Report No. 1 (Sept. 1971).

2) 研究・普及活動に対する政府支出データは山田三郎氏の推計による。Saburo Yamada, "Changes in Output and in Conventional and Non-Conventional Inputs in Japanese Agriculture Since 1880," *Food Research Institute Studies*, Vol. VII, No. 3 (1967).

教育水準の向上（農業就業者の平均就学年数の上昇）については、戦前の系列は秋野正勝「平均就学年数の推計，1885～1935」（『農業総合研究』第26巻第3号，1972年7月）による。戦後の系列は経済企画庁経済研究所『二部門成長モデルによる潜在成長力の測定』（研究シリーズ第23号，1971年），130ページ第11表による。

泉を識別することができたことを示している。全期間（戦時の混乱期および戦後の復興期を除く一八八〇～一九六五年）と戦前全期間（一八八〇～一九三五年）における農業産出の増加は四つの慣行的投入と教育および研究・普及活動でほぼ完全に説明される。

第八表に掲げるとおり、全期間における総生産性の上昇部分（要素分配率で加重した慣行的投入の増加で説明しえない残差部分）は三つの主要源泉、すなわち(a)ウェイトとして生産弾力性の採用、(b)農民の教育水準の向上、(c)農業研究・普及活動、によってほぼ等しい割合で説明される。戦前全期間では教育の貢献が若干大きく、インプット・ウェイトの差の効果が小さく評価される。

第6表 産出成長に対する諸要素の貢献（要素分配率 α 、年率%）

	産 出 量	産 出 量 の 成 長 率 に 対 す る 貢 献					残 差 : 総 合 生 産 性
		勞 働	實 行 的 投 入 財				
			資 本	経 常 財	土 地	總 合 投 入	
	$(\dot{Y}/Y)$	$\alpha_L(\dot{L}/L)$	$\alpha_K(\dot{K}/K)$	$\alpha_F(\dot{F}/F)$	$\alpha_A(\dot{A}/A)$	$(\dot{X}/X)$	$(\dot{Y}/Y) - (\dot{X}/X)$
戦前期間 : 1880~1935	1.6 (100)	-0.18 (-11)	0.15 (9)	0.30 (19)	0.14 (9)	0.40 (25)	1.20 (75)
局 面 1 : 1880~1920	1.8 (100)	-0.23 (-13)	0.17 (9)	0.28 (16)	0.18 (10)	0.40 (22)	1.40 (78)
(I) 1880~1900	1.6 (100)	-0.10 (-6)	0.20 (13)	0.14 (9)	0.15 (9)	0.36 (24)	1.21 (76)
(II) 1900~1920	2.0 (100)	-0.36 (-18)	0.13 (7)	0.42 (21)	0.21 (11)	0.40 (20)	1.60 (80)
局 面 2 : 1920~1935	0.9 (100)	-0.05 (-6)	0.10 (11)	0.35 (39)	0.03 (3)	0.43 (48)	0.47 (52)
戦後期間 : 1955~1965	3.6 (100)	-1.53 (-43)	0.76 (21)	1.41 (39)	0.02 (1)	0.66 (18)	2.94 (82)
全 期 間 : 1880~1935 and 1955~1965	1.9 (100)	-0.40 (-21)	0.23 (12)	0.46 (24)	0.13 (7)	0.44 (23)	1.46 (77)

注. 各要素の分配率は S. Yamada and Y. Hayami, *Growth Rates of Japanese Agriculture...*, *op. cit.* による.
全期間については第2次大戦時の混乱期 (1940～1950) を除外して計算されている.

カッコ内の数値は産出成長を 100 とした各要素の相対的貢献度をあらわす.

第7表 産出成長に対する諸要素の貢献（生産弾力性ウェイト，年率％）

産出量の成長率に対する貢献									
産出量	慣習的投入財					教育	研究・普及	残差	
	労働	資本	肥料	土地	総合投入				
	$(\dot{Y}/Y)$	$\alpha_L(\dot{L}/L)$	$\alpha_K(\dot{K}/K)$	$\alpha_F(\dot{F}/F)$	$\alpha_A(\dot{A}/A)$	$(\dot{X}/X)$	$\alpha_E(\dot{E}/E)$	$\alpha_R(\dot{R}/R)$	$(\dot{Y}/Y) - (\dot{X}/X)$
戦前期間： 1880～1935	1.6 (100)	-0.14 (-9)	0.22 (14)	0.47 (29)	0.15 (9)	0.70 (44)	0.52 (33)	0.44 (28)	-0.06 (-4)
局面Ⅰ： 1880～1920	1.8 (100)	-0.18 (-10)	0.25 (14)	0.40 (22)	0.20 (11)	0.67 (37)	0.54 (30)	0.38 (21)	0.21 (12)
Ⅰ 1880～1900	1.6 (100)	-0.08 (-5)	0.30 (19)	0.14 (9)	0.18 (11)	0.54 (34)	0.45 (28)	0.25 (16)	0.36 (22)
Ⅱ 1900～1920	2.0 (100)	-0.28 (-14)	0.19 (10)	0.66 (33)	0.22 (11)	0.81 (40)	0.63 (31)	0.51 (25)	0.07 (4)
局面Ⅱ： 1920～1935	0.9 (100)	-0.04 (-4)	0.13 (14)	0.64 (71)	0.02 (2)	0.75 (33)	0.46 (51)	0.60 (66)	-0.91 (-101)
戦後期間： 1955～1965	3.6 (100)	0.90 (25)	1.57 (44)	1.88 (52)	0.02 (1)	2.57 (71)	0.15 (4)	0.68 (19)	0.20 (5)
全期間： 1880～1935 and 1955～1965	1.9 (100)	0.26 (-14)	0.42 (22)	0.67 (35)	0.13 (7)	0.96 (50)	0.48 (25)	0.48 (25)	-0.02 (-1)

注. カッコ内の数値は産出成長を100とした各要素の相対的貢献度をあらわす.

第8表 長期的な農業総生産性の上昇の源泉

	年 成 長 率 (%)	
	戦 前 期 間 1880~1935	全 期 間 1880~1935 and 1935~1965
総合生産性 ¹⁾	1.20 (100)	1.46 (100)
説 明 因:		
インプット・ウエイトの調整 ²⁾	0.30 (25)	0.52 (36)
教 育 の 貢 献 ³⁾	0.52 (43)	0.48 (32)
研 究・普 及 の 貢 献 ³⁾	0.44 (37)	0.48 (33)
残 差	-0.06 (-5)	-0.01 (-1)

注. 1) 第6表による。

2) 第7表の総投入から第6表の総投入を引いたもの。

3) 第7表による。

われわれのアプローチは全期間ないし戦前全期間の成長アカウンティングには成功したが、各成長局面における農業産出の増加を説明するのには不十分である。各成長局面に対して正あるいは負の残差が依然として残されている。農業成長が相対的に急速であった第一局面（一八八〇～一九二〇年）では正の残差が存在し、停滞時期の第二局面（一九二〇～三五年）において負の大きな残差がみられる。一方、戦後のスパート時期において再び正の残差が発生する。

このような正あるいは負の残差の発生は、速水・山田氏が分析した農業技術のポテンシャルの蓄積とその普及過程で説明しうるように思われる。⁽⁴⁰⁾速水・山田仮説によれば、第一局面の急速な成長は封建時代に蓄積された在来技術のポテンシャルの存在と明治維新による封建的諸拘束の撤廃を通じてかかる技術ポテンシャルが全国的に急激に普及したことに求められる。これに対して第二局面の停滞は近代的農業試験研究組織が新しい技術ポテンシャルの創出を十分に実現しはじめ以前に在来的技術のポテンシャルが使い尽くされてしまった結果である。そして戦後のスパートは、戦時中に蓄積された科学的知識の集積と、その急激な拡散として理解することができ

(41)
る。

試験場を中心とする科学的農業研究は、在来的技術のポテンシャルの蓄積が存在する限りにおいて容易に成果を生むことができ、かくして研究投資の効率も高い。しかしかかるポテンシャルが消滅した段階において研究投資の効率は減退し、企画的な発見、発明があらたに生まれるまで、少なくとも短期的にはその生産性は低下すると考えられる。前述したように、教育も技術進歩と強い補完関係にあり、急速な技術進歩の時期には教育の生産性も高くなる傾向があるであろう。

停滞的な第二局面に負の残差が存在し、これに対して初期成長の第一局面と戦後のスパート期に正の残差が見いだされるのは、かかる技術ポテンシャルの蓄積と消尽過程がわれわれのモデルに組み入れられていなかったことによるものであると思われる。⁽⁴²⁾第二局面における負の大きな残差の存在は、植民地米の移入や経済恐慌による農産物需要の減退などの結果、農産物価格が低落し、新しい技術の採用に対するインセンティブが抑圧されたことにも一部は求められるであろう。⁽⁴³⁾

注(38) S. Yamada and Y. Hayami, *Growth Rates of.....*, *op. cit.*

(37) S. Yamada, "Changes in Output.....", *op. cit.*, p. 390.

(38) 秋野正勝「平均就学年数の推計——一八八五～一九三五年——」『農業総合研究』第二六巻第三号、一九七二年七月。

(39) 経済企画庁経済研究所『二部門成長モデルによる潜在成長力の測定』(研究シリーズ第二三号、一九七〇年)、一三〇頁以下。

(40) Hayami and Yamada, "Technical Progress in Agriculture", *op. cit.*

(41) 歴史的な展望については Hayami and Ruttan, *Agricultural Development*, *op. cit.*, pp. 153～64 参照。

(42) 速水・山田氏は、総生産性の上昇率は既存の最高技術水準と実際の技術水準とのギャップに依存するという仮説を提示

し、それにもとづいて、日本農業の成長を農業技術のポテンシャルの蓄積とその普及過程で説明せんとした。本稿においては、教育と研究・普及活動の生産弾力性が最高技術と実際技術とのギャップに依存することを内容としている。これら二つの非慣行的投入が両大戦間に急速に増大したにもかかわらず、何故産出成長に僅かの影響しか及ぼさなかったかの理由は、この時期において最高技術と実際技術のギャップが著しく縮小したことに求められよう。このことは生産関数の計測において教育と研究・普及活動の生産弾力性推定値が両大戦間で余りにも高すぎたことを意味しているだろう。

M・アブラモビッチは本研究の基礎となった論文に対するコメントとして、「両大戦間の生産関数がその時期のデータにもとづいて計測されているにもかかわらず、なぜ教育と研究・普及活動のパラメータ推定値がその時期の実際の生産性をあらわさなかったのであるか」という疑問を提起した。これは生産関数のスペシフィケーションの問題として理解されるように思われる。もしわれわれの生産関数において教育と研究・普及活動のパラメータが最高技術と実際技術のギャップに依存するようスペシファイされたならば、各局面に対して残差を減少させるようなパラメータ推定値が得られたことであろう。この点についてさらに一層の分析が必要であるように思われる(M. Abramovitz, Comments on M. Akino and Y. Hayami's paper, in *Economic Growth: A Case Study of Japanese Experience: The Second Conference*, The Japan Economic Research Center, June 1972)。

(47) Y. Hayami and V. W. Ruttan, "Korean Rice, Taiwan Rice, and Japanese Agricultural Stagnation: An Economic Consequence of Colonialism," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 84 (Nov. 1970), pp. 562-89.

六 結 論

本稿においてわれわれは県別クロス・セクション・データにもとづく農業生産関数の計測を通じて、農業産出量におよぼす諸要因の効果を検討した。本研究の分析結果は、組織的な試験研究活動への投資の報酬率がきわめて高く、社会的にみて魅力的な投資であったことを示している。さらに生産弾力性の計測値を用いて、一八八〇～一九六五年における農業産出および生産性の上昇を四つの慣行的投入(土地、労働、資本、肥料)と二つの非慣行的投入

(教育、研究・普及活動)で説明した。

大雑把にみて、農業産出の増加のおおよそ半分は四つの慣行的投入の変化で説明される。残りの半分はほぼ等しい寄与をもって農民の教育水準の向上と農業研究・普及活動への政府支出の増大によって説明される。産出の増加と慣行的投入の増加との間に存在する大幅なギャップ、すなわち総合生産性の上昇はほぼ等しい寄与をもって以下の三つの要因で説明することができる。すなわち、(a)インプット・ウェイトとして生産弾力性の採用、(b)教育水準の向上、(c)研究・普及活動への政府支出の増大、である。生産弾力性と要素分配率の乖離は、相対的な要素価格の変化に対応した偏向的技術進歩に対して、農民の資源調整にラグがあるために生じた不均衡現象として把握した。

* 本研究は速水佑次郎氏との共同研究の一部で、M. Akino and Y. Hayami, "Sources of Agricultural Growth in Japan, 1880~1965," in *Economic Growth: A case Study of Japanese Experience: The Second Conference, The Japan Economic Research Center, June 1972* (一九七三年四月刊行予定)の論文を修正・加筆したものである。

本稿の作成にあたり、大川一司、沢田収二郎、南亮進、三枝義清、山田三郎、M・アブラモビッチ、S・クズネツツ、D・W・ジョルゲンソンの諸氏から多くの貴重なコメントを頂いた。深謝の意を表する。なお、本研究は文部省科学研究費にもとづく「農業技術進歩の条件と主体的要因に関する研究」の一環としておこなわれた。

〔付録〕 県別クロスセクション・データ

この付録では生産関数の計測に用いたデータの推計過程および資料出所について説明しよう。

原則として各期の県別クロスセクション・データは一九三〇、一九三五、一九六〇、一九六五年をそれぞれ中心

とした五カ年平均として計算されている。

戦前データ（一九三〇、一九三五）

農業産出量（Y） 農業粗生産額タームで定義されている。農作物生産額、畜産物生産額および藁生産額の総額で、一九三四～三六年価格で評価されている。ただし一九二九年と一九三四年は異常な凶作年のためY系列から除外した。農業産出量データは『日本農業年鑑』（富民協会）による。農産物価格は梅村又次他『長期経済統計第九巻・農林業』（一九六七年、東洋経済新報社）一六一ページによる。

労働（L） 男子換算の農業就業者数。女子就業者は男女間農業賃金比率を基礎として男子単位に変換した。変換率は男子一・〇に対して女子〇・八とした。一九三〇年の農業就業者数は『昭和五年国勢調査』による。一九三五年の就業者数は一九三〇年と一九四〇年の平均をとった。一九四〇年のデータは『昭和十五年国勢調査』による。動物資本（K） 役肉牛、乳牛、馬、豚、鶏について一九三〇年の市場価格をウェイトとして加重した総額である。役肉牛などの頭羽数は『農林省統計表』による。価格データは大川一司他『長期経済統計第三巻・資本ストック』九四ページによる。

肥料（F） 一九三四～三六年価格評価の販売肥料支出である。肥料支出データは農林省『肥料要覧』による。肥料価格指数は梅村又次他『前掲書』一九三ページによる。

土地（A） 水田単位の耕地面積、畑の水田への変換率は田畑価格比率を基礎として〇・六〇五とした。耕地面積は『農林省統計表』、田畑価格は勸銀『田畑売買価格及び小作料調』による。

教育（E） 農業就業者の平均就学年数である。県の平均就学年数は次のようにして求めた。

$$E_i = \bar{E} + 8(k_i - \bar{k})$$

ここに E_i は i 県の農業就業者の平均就学年数、 $\bar{E}$ はその全国平均、 k_i は県の農業就業者のうち中等教育程度以上の農業教育を受けた者の割合、 $\bar{k}$ はその全国平均である。 $\bar{E}$ は拙稿「前掲論文」で推定された平均就学年数を用いた。 k_i 、 $\bar{k}$ のデータは『日本農業年鑑』（富民協会）による。

研究・普及（ R ） 研究・普及活動支出には農事試験場、農事講習所、農会補助、食料改良増殖奨励などの研究・普及活動に関連した政府支出が含まれている。一九三〇年のデータは一九一三～二七年の農家一戸当たり年平均支出、一九三五年のデータは一九一八～三二年の支出額で、年々の支出は消費者物価指数（一九三四～三六年＝一・〇）でデフレートされている。研究・普及活動支出は『農林省統計表』の道府県勸業費予算による。消費者物価は大川一司他『長期経済統計第八巻・物価』一三四ページによる。

戦後データ（一九六〇、一九六五）

戦後の変数の定義および推定作業はあらかじめ断わりのないときには戦前の場合と同じように扱われている。

農業産出量（ Y ） 産出量データは『農家経済調査』による。デフレーター（農産物価格指数一九六〇年＝一・〇）は『農村物価賃金調査』による。

労働（ L ） 『農家経済調査』による。

機械資本（ K ） 一九六〇年価格評価の農業機械資本ストック。機械価格指数は『農村物価賃金調査』による。

経済財投入（ F ） 一九六〇年価格評価の農業経常財支出。経常財支出は肥料、飼料、農薬、諸材料、加工原料、光熱動力の諸支出を含む。支出データは『農家経済調査』、価格データは『農村物価賃金調査』による。

教育(E) i 県における農業就業者の平均就学年数(E_{Ai})は次の恒等式を用いて推定した。

$$E_{Ti} \equiv W_{Ai}E_{Ai} + W_{Ni}E_{Ni}$$

ここに E_{Ti} は i 県の全就業者の平均就学年数、 E_{Ni} は非農業就業者の平均就学年数をあらわす。 W_{Ai} 、 W_{Ni} はそれぞれ農業就業者、非農業就業者の割合である。ここで農業就業者と非農業就業者の教育の相対的水準(E_{Ni}/E_{Ai})が、すべての県に対して同一であると仮定する。この仮定の下では E_{Ai} は次のように表わされる。

$$E_{Ai} = \frac{E_{Ti}}{W_{Ai} + W_{Ni}(E_{Ni}/E_{Ai})}$$

ここに E_{Ai} 、 E_{Ni} はそれぞれ農業就業者、非農業就業者の全国平均就学年数である。 E_{Ti} 、 E_{Ai} 、 E_{Ni} 、 W_{Ai} 、 W_{Ni} のデータは『昭和三五年国勢調査』による。一九六五年の E_{Ai} は一九六〇年の水準と同じと想定した。

研究・普及(R) 農業研究・普及活動の政府支出は一一の生態地区をベースとして定義されている。一九六〇年のデータは一九五九と一九六三年の平均、一九六五年のデータは一九六一―六五年の平均である。年々の支出は消費者物価(一九六〇年＝一・〇)でデフレートしてある。支出データは『都道府県農業関係試験場要覧』(全国農業試験場長会、一九五九年十一月)、『都道府県農林水産関係、試験研究機関の概況―資金と人員―』(農林省、一九六一―六五年)による。

一一の生態地区は次のとおりである。北海道地区、東北地区、関東地区、北陸地区、東山地区、東海地区、近畿地区、中国地区、四国地区、北九州地区、南九州地区である。