

農業生産性の国際比較分析

——資源賦存が農業技術選択に及ぼす影響を中心にして——

明 石 光 一 郎

1. はじめに
2. 分析にあたって
 - (1) 分析のフレーム・ワーク
 - (2) 分析指標
 - (3) データ
 - (4) 対象国
3. データの国際比較
 - (1) 経済発展水準
 - (2) 土地—労働比
 - (3) 土地生産性
 - (4) 労働生産性
 - (5) 土地当たり肥料投入
 - (6) 労働当たりトラクター投入
4. 生産性格差の要因
 - (1) 分析方法
 - (2) データ
 - (3) 計測結果——土地生産性について——
 - (4) 計測結果——労働生産性について——
- (5) まとめ
5. 要素投入水準の格差の要因
 - (1) 分析方法およびデータ
 - (2) 計測結果——土地当たり肥料投入について——
 - (3) 計測結果——労働当たりトラクター投入について——
 - (4) まとめ
6. 生産関数の計測
 - (1) 目的
 - (2) 分析方法およびデータ
 - (3) 計測結果
 - (4) まとめ
7. 成長会計分析
 - (1) 方法
 - (2) 分析結果と解釈
8. 研究・開発・普及活動についての考察
9. おわりに

1. は じ め に

世界農業には、本源的生産要素といわれる労働および土地の生産性において大きな格差が存在する。しかもその格差は、縮小するどころか近年ますます拡大しつつあるといわれている⁽¹⁾。

しかも、生産性の高い国は豊かな先進国であり、低い国は貧しい発展途上国であることが多い。すなわち、豊かな先進国はますますその生産性を高め、貧しい途上国の生産性はますます停滞するという図式が、世界農業において成立

しているといえる。このような世界農業における南北問題ともいえる現象は、経済的公正の見地からゆゆしき事態であり、なんとか解決されねばならない。

先進国と途上国の農業生産性格差を縮小するためには、途上国が先進国よりも高い率でその生産性を上昇させねばならない。先進国の生産性も高いペースで上昇しているため、途上国農業は極めて高い生産性の向上を達成せねばならない。

それが可能となるためには、途上国は自国の農業がおかれている自然・経済的特徴を理解し、その国に適した農業技術の開発・普及を図らねばならない。つまり途上国農業の理解とその発展要因の抽出が必要なのである。

本稿では発展途上にある地域としてアジア、アフリカ、ラテン・アメリカをとりあげる。また、先進地域すなわち途上国農業の catch-up の対象となる地域としてヨーロッパをとりあげる⁽²⁾。以上4地域の農業構造を分析し、各地域における農業発展の key factor を模索する。

注(1) 川越[17]による国際間の農業生産性比較によると、1960年において労働生産性は、最も低いバングラディシュの2.0 WU/人から、最も高いニュージーランドの140 WU/人に及ぶ。ただしWUはWheat Unit(小麦単位)である。土地生産性はリビアの0.05 WU/haから台湾の10.34 WU/haに及ぶ。しかも1980年には、労働生産性の格差はバングラディシュの1.8 WU/人からアメリカの285 WU/人に拡大し、土地生産性の格差はリビアの0.14 WU/haから台湾の18.65 WU/haに拡大した。

(2) ヨーロッパはアジア、アフリカ、ラテン・アメリカと較べると、土地資源、労働資源の賦存状況が異なるため、catch-upの対象とはならないのではないかという意見もあろう。しかしヨーロッパは上記3開発途上地域と比較すると、資源賦存状況はそれ程大きく違わず、かつ労働生産性、土地生産性ともにはるかに高い。したがってヨーロッパをcatch-upの1つの目標とみることは適切であると考えられる。

2. 分析にあたって

(1) 分析のフレーム・ワーク

(ア) 方法論

Hayami-Ruttan[11]は農業における本源的生産要素である土地と労働の生

産性格差をもたらすものは非農業起源の近代的投入財（化学肥料、農業機械等）であることに注目した。彼らは誘発技術進歩理論を用いて以下のことを示した⁽¹⁾。

相対的に土地が豊富で労働が希少な国では、相対的に高価格である労働が農業生産における主要な制約要因であるため、主として農業機械を労働に代替させることにより労働生産性を上昇させる方向への農業成長が行なわれる。逆に土地が希少で労働が豊富な国では、土地が制約要因であるため、化学肥料を土地に代替させることにより土地生産性を上昇させる方向への農業成長が行なわれる。

また、農業機械の労働への代替が進行するのは農業機械が労働に対して相対的に安価になるためであり、化学肥料の土地への代替も化学肥料が土地に対して相対的に安価になることより生じる。そのような機械や肥料の価格低下は非農業部門の進歩すなわち産業化とともに生じる。

本稿ではその理論的基盤を Hayami-Ruttan におく。農業の生産技術を以下のように定式化する。

① 農業における本源的生産要素である労働および土地の生産性は、農業における modern technology である mechanical technology（以下 M 技術とよぶ）および bio-chemical technology（以下 BC 技術とよぶ）の進歩とともに高まる傾向がある。

M 技術とは、トラクターに代表される非農業起源の農業機械が労働に代替する技術であり、BC 技術とは、化学肥料に代表される非農業起源の経常投入財を単位面積当たりの土地に増投することにより土地生産性を上昇させる技術、すなわち一般には経常投入財が土地に代替する技術といわれているものである⁽²⁾。

② さらに modern technology の進歩は非農業部門の進歩すなわち経済発展にともなっておこる。

③ また modern technology の進歩の方向、すなわち M 技術と BC 技術のどちらが主に進歩するかについては、その国の資源賦存状況が大きな影響を及

ぼすと考える。

以上②と③をまとめると、2次元の modern technology のベクトル $\overrightarrow{MT} = (M \text{ 技術}, BC \text{ 技術})$ は、その絶対値は主として経済発展により規定され、その方向は主として資源賦存により規定される、ということになる。

(イ) 分析の順序

① 対象地域内および地域間の簡単な国際比較を行なう。

Hayami-Ruttan [11], [12], Kawagoe-Hayami-Ruttan [16], Yamada-Ruttan [25], 川越 [17] 等の一連の研究で対象とされていたのは世界全体であり、特定の地域に的を絞ったものではなかった。それに対して山田 [26], [27] は、上記の研究ではアジア・タイプ・グループとしてひとまとめに扱われたアジア諸国農業にスポットをあて、アジア内部における各国の同質性と異質性を考慮し、国際比較および地域区分を行なった⁽³⁾。山田の分析はアジアという特定地域内の分析であるため、世界全体のグローバルな国際比較と較べると、より詳細で実態に近いものといえよう。

本稿も対象となるアジア、アフリカ、ラテン・アメリカ、ヨーロッパの農業構造の地域的な特性の把握を目的とするため、直接グローバルな国際比較は行わずに、各地域へ break down した上で国際比較を行なう。また、地域の特徴を明確にするため、地域間の比較も行なう。

② modern technology の進歩に対する経済発展と資源賦存の影響を分析する。

③ 農業生産関数の計測により、各地域の農業構造を把握する。

④ 成長会計分析により、農業成長の要因を摘出する。

(2) 分析指標

① 農業生産(Y)

各国の農業は種々の農産物を、異なる価格体系のもとで生産している。国際比較を可能にするためには、それらの農産物を共通の単位に変換しアグリゲートせねばならない。本稿では対象地域ごとに地域のウェイトを使用して農産物

を小麦単位 (Wheat Unit) に変換して、国別の集計量を求めた。

② 土地 (A)

農業に投入される本源的生産要素といわれる土地であるが、ここでは耕地と永年牧草地の合計である農地を使用する。

③ 労働 (L)

土地と同じく農業における本源的生産要素といわれる労働である。それは flow 量でとるほうが stock 量でとるよりも望ましいことはいうまでもないが、統計の都合上 stock 量を使うしかない。農業部門における経済活動人口を使用する。それは男女両方を含む値である⁽⁴⁾。

④ 経常投入財 (F)

非農業部門から供給される経常投入財はその種類も多くすべてをとりあげることはできないし、異なる経常投入財の相対的重要性を示すウェイトも確立していない⁽⁵⁾。本稿では化学肥料を非農業部門から供給される経常投入財全体を表わす代理変数として使用する⁽⁶⁾。

⑤ 農業機械 (T)

非農業部門から供給される農業機械全体を表わす代理変数としてトラクター台数を使用する⁽⁷⁾。

⑥ 非農業労働力率 (I)

非農業部門における経済活動人口の総経済活動人口に対する比率である。広義の工業化の指標であるといわれる非農業労働力率であるが、本稿では経済発展の指標として使用する⁽⁸⁾。

⑦ 土地一労働比 (A/L)

農業労働者 1 人当たり農地面積のことである。農業における本源的生産要素である土地と労働の資源賦存状況を表わすバロメーターと考える。

⑧ 土地当たり肥料投入 (F/A ⁽⁹⁾)

各国の化学肥料使用量を農地面積で除した値であり、農地面積 1 ha 当たりに投入される化学肥料の平均を表わす。本稿ではこの値を、BC 技術の進歩を示す指標と考える⁽¹⁰⁾。

⑨ 労働当たりトラクター投入 ($T/L^{(11)}$)

農業における M 技術の進歩を示す指標と考える⁽¹²⁾。

(3) データ

データは後述する 78カ国について、1963 年、1970 年、1980 年について集計されている。

① 農業生産 (Y)

耕種部門および畜産部門で生産された農産物の総量としての農業生産である。

i 国における j 農産物の生産量を Y_{ij} とし、 i 国が属する地域 k の j 農産物についての小麦単位への変換ウェートを W_{jk} とすると、 i 国の農業生産は小麦単位で $Y_i = \sum_j W_{jk} Y_{ij}$ により計算できる⁽¹³⁾。

本稿ではまず、アフリカ、ラテン・アメリカ、ヨーロッパについては 1980 年の各国の農業生産を推計した。ただしそれは 1979~81 年の 3 カ年平均である。

つぎに 1980 年の農業生産を FAO の農業生産指数 (index numbers of total agricultural production) を使って変換することにより、1970 年と 1963 年の生産を推計した。ただしそれぞれ 1969~71 年、1961~65 年の平均である。

アジアについては山田 [27] の研究が存在するため、1963 年と 1970 年についてはその値を使用した。それぞれ 1961~65 年、1968~72 年の 5 カ年平均である。1980 年については、1970 年の値をベースに FAO の農業生産指数を用いて推計した。これは 1979~81 年の平均である。

なお、データの出所は、1963 年と 1970 年の農業生産以外はすべて FAO [8] である。

② 土地 (A)

前述したように耕地と永年牧草地を単純合計した農地面積である。1963 年については 1961~65 年の平均、1970 年については 1969~71 年の平均、1980 年については単年度の値である。また、原統計値が時系列で不連続な動きを示したり誤っていると思われる場合には、適切な修正をほどこした値を使用した⁽¹⁴⁾。

出所は FAO [8] である。

③ 労働 (L)

農業部門における経済活動人口 (economically active population in agriculture) である。ただし農業部門といっても第1次産業部門のことであり、林業や水産業をも含む値である⁽¹⁵⁾。出所は FAO [8] であり、単年度の値である。

④ 肥料 (F)

N , P_2O_5 および K_2O の合計値である。1963 年については 1961~65 年の平均、1970 年は 1969~71 年の平均、1980 年については 1979~81 年の平均である。出所は FAO [8], [7] である⁽¹⁶⁾。

⑤ トラクター (T)

トラクター台数、ガーデントラクター台数ともに、1963 年については 1961~65 年の平均、1970 年については 1969~71 年平均、1980 年については単年度の値である。

ただしガーデントラクターについては 1975 年以降の統計値が得られない。したがってアジア以外の地域についてはガーデントラクターは無視してトラクター台数のみを使用した。これらの地域では、ガーデントラクター台数はトラクター台数と比較して少ないために、その馬力数をも考慮すると、無視しても大過はないと判断したからである。

さてアジアであるが、トラクターと較べて相対的にガーデントラクターの使用台数が多い国がある。そこでガーデントラクター 1 台はトラクター 1/5 台に相当すると仮定して、両者を合計した⁽¹⁷⁾。またガーデントラクターの 1980 年の値については、その統計値が得られないため、1974 年の値で代用した。

⑥ 非農業労働力率 (I)

前述したとおり総経済活動人口に対する農業部門の経済活動人口の比率であるが、それは林業や水産業における人口も含んでいることをつけ加えておく。出所は FAO [8] である。

⑦ 国民 1 人当たり GNP

出所は世界銀行 [21] である。

(4) 対象国

対象国は78カ国であり、第1図に示されている。

(ア) アジア

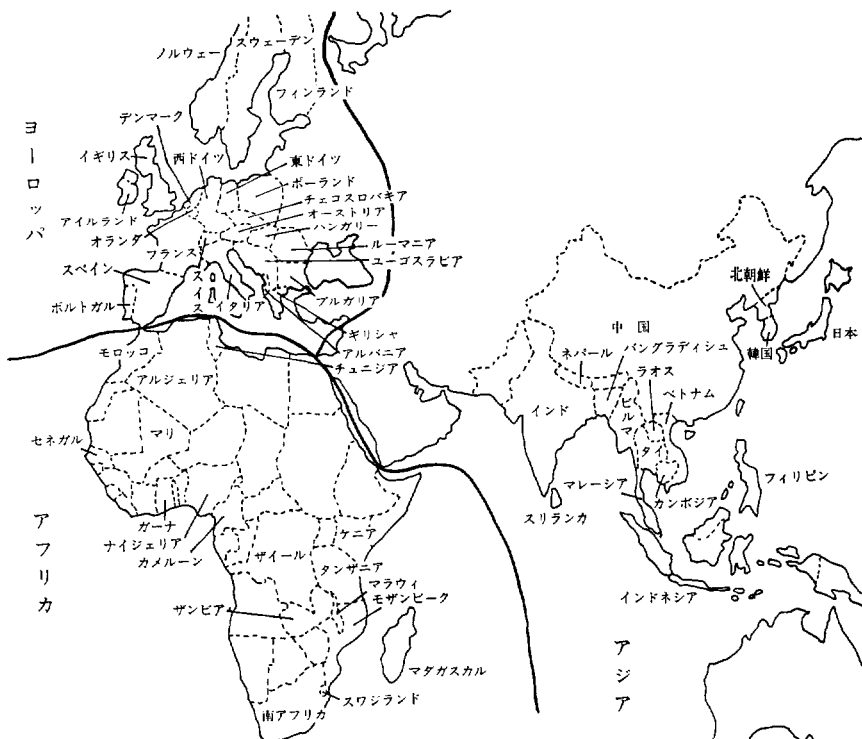
インドより東の16カ国である⁽¹⁸⁾。これらの地域は自然条件、農業構造においてかなり共通した性質がみられる。

(イ) アフリカ

アフリカは対象とする4地域のなかで、最もデータが不備な国が多かった。したがって今回の分析では対象国は18カ国にとどまった。

(ウ) ラテン・アメリカ

対象国は21カ国であり、人口50万人にもみえない島国は除かれている。



第1図 分析対象国

(エ) ヨーロッパ

対象国は23カ国である。そのうち社会主義国が8カ国含まれている。

注(1) 誘発技術進歩理論については Hicks [14] を、その農業部門への適用については Binswanger [2], 川越 [18] を参照されたい。

(2) 経常投入財は土地と代替関係にあるだけではなく、労働とも代替関係にある。

(3) 山田 [26] は、「アジア農業を一つのわく、一つのパターンに還元してしまうのは非常に危険と思われる。」と述べている。

(4) 本稿の分析対象は主に発展途上国である。途上国農業における女子労働力の重要

性を考慮すると男女合計値をとるのは十分意味があることである。ただし単純合計でなく男女間にウェイトづけることが望ましいが、男女別の統計が得られないため行なえなかった。

(5) 山田 [27] は、肥料と農薬を相対価格でウェイトすることは困難であるとして、その合計重量を求めている。

(6) 単なる経常投入財の物的投入量を代理するだけでなく、その背景にある経常投入財使用的な技術開発の費用、すなわち研究投資額をも代理していると考えられる。

(7) トラクター台数もその国の工学技術の進歩を代理していると考えられる。トラクターの場合、自国で生産した場合にはその台数は工学技術水準をも内包しており、他国から購入した場合には単なる物的投入量を示すこと



第1図 つづき

になるが、前者のケースが多いと考える。

(8) 速水 [13] は、非農業労働力率は非農業粗付加価値率とともに広義の工業化を代表する最適な指標である、と述べている。

- (9) 以後本稿において肥料投入という場合には、その背景にある経常投入財の投入一般を代表しているものとする。
- (10) 実際には土地当たり肥料投入の増加が生じるのはつぎの2つのケースがある。①肥料の相対価格の低下が生じたとき。これは同一生産関数上の変化である。②土地に対して肥料使用的な技術変化が生じたとき。これは生産関数のシフトである。そして国際間の土地当たり肥料投入の差は、相対価格の差と肥料使用の技術水準の差によるものと考えられる。
- (11) 肥料投入と同様、トラクター投入も機械投入一般を代表している。
- (12) 労働当たりトラクター投入の増加が生じるのも、土地当たり肥料投入の場合と同様、①相対価格が変化した場合、②技術変化が生じた場合、の両方のケースがある。そして国際的な投入水準の差は両方の原因により生じていると考えられる。
- (13) ウェートについては、FAOの極東ウェート、アフリカウェート、ラテン・アメリカウェート、西ヨーロッパウェートを使用。
- (14) 途上国データではとくに永年牧草地が不正確であることが多い。同一年についてのデータであっても収録されている年度によって値の異なる場合がある。そのときは新しいデータのほうを正しいとして修正した。
- (15) たとえば速水〔13〕では変換係数を用いて第1次産業就業人口から農業就業人口を推計している。しかし本稿では主たる対象国は発展途上国であり統計上の制約のため変換係数の導出は極めて困難であり、恣意性も避けられない。したがってそのような作業は行わず第一次産業就業人口で代表した。
- (16) 土地データと同じ原則により修正したものもある。
- (17) トラクターの平均馬力数は近年大きくなっている。したがって変換率もそれを考慮するほうが望ましいが、正確なデータがないためとりあえず1963年、1970年、1980年で同一の変換率を使用した。

なおガーデントラクター台数の1980年の値については、その統計値が得られないため、1974年の値で代用した。これは日本や韓国のようにトラクターと較べてガーデントラクターの使用台数が多い国の機械化を過少に評価することになる。代替案としてガーデントラクターの増加年率は、1970～80年は1963～70年の⑦1/3であった④1/2であった⑦同じであった、ケースを考えた。しかし⑦、④、⑦のいずれのケースでも過大評価が著しい（とくに日本）ため採用しなかった。なお1980年のガーデントラクターの台数の仮定が変わっても、生産関数の推定値にはほとんど影響しないことをつけ加えておく。

- (18) 同じアジアであってもインド以东の東アジアとパキスタン以西の西アジアではかなり異なる地域であると考えられる。まず降水量については東アジアが湿潤なモンスーン気候であるのに対し、西アジアは乾燥した砂漠気候である。文化的には西アジアはイスラム圏に属する。農業における土地労働比も東アジアは約1ha/人であ

るのに対し、西アジアは約9 ha/人と大きい。

当初はアジアを東アジアと西アジアの2地域に分けて分析していたが、西アジアにおける永年牧草地統計の精度の低さ、政治的に不安定な状態にある国が多いため統計の信頼性に疑問がある点、等を考慮し今回は東アジアでアジアを代表させることにした。

3. データの国際比較

ここでは簡単な国際比較を、もっぱら1980年のデータについて行なう。なお第1表から第6表において各国は、1980年における土地一労働比が小さい国から大きい国へと並べられている。

(1) 経済発展水準

ヨーロッパが最も高く、ラテン・アメリカ、アジア、アフリカと続く⁽¹⁾。ラテン・アメリカは発展水準が均質であるが、アジアはばらつきが大きい。

(2) 土地一労働比

ラテン・アメリカが最も大きく、ヨーロッパ、アフリカ、アジアと続く。最大のラテン・アメリカは最小のアジアの約20倍にも及ぶ。また、1963年から1980年にかけての変化をみると、ヨーロッパのみは増加し、アフリカとアジアでは減少している。

(3) 土地生産性

ヨーロッパが最も高く、アジア、ラテン・アメリカ、アフリカと続く。1963年から1980年にかけての変化をみると、4地域ともだいたい2%強の成長率であったことがわかる。

(4) 労働生産性

ヨーロッパが最も高く、ラテン・アメリカ、アフリカ、アジアと続く。最高の

第1表 1人当たり GNP と非農業労働力率

	1人当たり GNP ³⁾ (ドル)	非農業労働力率		
		(%)		年平均変化 (ポイント)
		1980	1963	
ア ジ ア	... ¹⁾	25.54	33.17	0.44
韓 国	1,520	42.27	63.61	1.26
バングラディッシュ	130	15.33	24.89	0.56
ベトナム	180 ²⁾	19.93	32.52	0.74
北朝鮮	1,325*	40.96	57.20	0.96
ネパール	140	5.86	7.04	0.07
中国	290	18.23	25.76	0.44
日本	9,890	70.35	88.84	1.09
インドネシア	430	27.67	42.79	0.89
イスラエル	240	26.21	30.27	0.24
スリランカ	270	43.75	46.64	0.17
タイ	670	17.45	29.11	0.69
フィリピン	690	40.71	48.23	0.44
ラオス	~80	18.12	24.25	0.36
ビルマ	170	34.29	47.01	0.75
カンボジア	~80	19.18	25.61	0.38
パキスタン	300	39.80	45.41	0.33
マレーシア	1,620	39.39	58.40	1.12
ア フ リ カ	...	26.37	34.89	0.50
ケニア	420	13.36	18.99	0.33
マラウイ	230	7.44	16.65	0.54
ザンザール	220	16.77	28.50	0.69
ナイジェリア	1,010	27.50	31.85	0.26
ガナ	420	37.93	44.18	0.37
タンザニア	280	8.05	14.39	0.37
セネガル	450	16.52	19.42	0.17
カメルーン	670	12.46	30.13	1.04
モロッコ	900	37.17	54.38	1.01
スワジランド	...	13.07	26.12	0.77
モザンビーク	230	12.24	15.53	0.19
チニツァ	1,310	47.48	64.99	1.03
マダガスカル	350	14.33	19.13	0.28
マリ	190	9.06	14.50	0.32
アルジェリア	1,870	38.62	68.85	1.78
ザンビア	560	20.42	26.88	0.38
南アフリカ	2,300	68.52	83.52	0.88
リビア	8,640	52.94	81.85	1.70
ラテン・アメリカ	...	53.52	67.75	0.81
ハエル	270	27.21	30.00	0.16
エルサルバドル	660	36.91	56.80	1.17
グアテマラ	1,080	28.80	43.20	0.85
ジャマイカ	1,040	67.22	68.70	0.09

第1表 つづき

	1人当たり GNP ³⁾ (ドル)	非農業労働力率		
		(%)		年平均変化 (ポイント)
	1980	1963	1980	1963~1980
ドミニカ共和国	1,160	31.43	54.30	1.35
エクアドル	1,270	38.22	61.40	1.36
ホンデュラス	560	21.73	39.50	1.05
パナマ	1,730	47.92	68.20	1.19
コスタリカ	1,730	48.48	69.20	1.22
キューバ	1,495*	68.55	76.20	0.45
メキシコ	2,090	49.81	63.50	0.81
ニカラグア	740	38.92	53.40	0.85
ブラジル	2,050	48.13	68.80	1.22
ペルー	930	46.76	60.00	0.78
コロンビア	1,160	53.61	65.80	0.72
ベネズエラ	3,630	69.22	84.00	0.87
チリ	2,150	71.45	83.50	0.71
ボリビア	570	46.64	53.60	0.41
パラグアイ	1,300	41.02	51.40	0.61
ウルグアイ	2,810	80.16	84.30	0.24
アルゼンチン	2,390	81.15	87.00	0.34
ヨーロッパ	...	73.59	86.10	0.73
アルバニア	915	30.29	44.10	0.81
ボスニア	3,900	54.42	71.48	1.00
ブルガリア	2,370	59.69	74.25	0.86
ルーマニア	2,340	39.90	69.46	1.74
ユーゴスラビア	2,620	40.27	67.74	1.62
ノルウェー	12,650	82.68	91.64	0.53
チェコスロバキア	5,820	76.57	86.72	0.60
東ドイツ	7,180	83.79	89.41	0.33
イタリア	6,480	72.29	87.98	0.92
オランダ	11,470	90.40	94.47	0.24
ハンガリー	4,180	65.25	81.80	0.97
西ドイツ	13,590	87.54	94.23	0.39
ブルガリア	4,150	48.96	81.92	1.94
ギリシャ	4,380	50.67	69.08	1.08
フィンランド	9,720	74.74	87.99	0.78
スイス	16,440	89.85	93.82	0.23
オーストリア	10,230	78.54	90.99	0.73
スペイン	5,400	62.19	82.87	1.22
デンマーク	12,950	84.07	92.68	0.51
フランス	11,730	80.09	91.43	0.67
スウェーデン	13,520	87.60	94.33	0.40
アイルランド	4,880	66.24	81.41	0.89
イギリス	7,920	96.32	97.39	0.06

注. 1) ...は統計値の得られなかったもの。

2) *がついている値は推定値である。

3) 出所は世界銀行 [21]。

第2表 土地—労働比

	(A/L) (ha/人)		変 化 年 率 G(A/L) (%)
	1963	1980	1963~1980
ア ジ ア	1.10	0.87	-1.37
韓 国	0.41	0.42	0.10
バングラデシュ	0.60	0.52	-0.90
ベトナム	0.71	0.65	-0.50
北朝鮮	0.66	0.68	0.18
ネパール	0.79	0.72	-0.57
中国	1.09	0.79	-1.91
インドネシア	0.43	0.86	4.19
イスラエル	0.95	0.98	0.19
タイ	1.20	0.98	-1.18
スタリ	1.02	0.89	-0.81
フィリピン	1.07	1.09	0.11
ラオス	1.12	1.20	0.40
ビルマ	1.52	1.21	-1.37
カンボジア	1.52	1.29	-0.95
カマ	1.53	1.48	-0.20
パキスタン	2.30	1.82	-1.36
マレーシア	2.87	1.95	-2.23
ア フ リ カ	9.12	6.83	-1.69
ケニア	1.66	1.05	-2.64
マラウイ	2.21	1.85	-1.06
ザンビア	2.25	2.08	-0.46
ナイジェリア	3.36	2.35	-2.10
ガナ	3.37	2.56	-1.60
タザンザニア	7.05	4.93	-2.08
セネガル	6.01	5.13	-0.93
カメルーン	6.71	6.02	-0.63
モロッコ	8.74	7.79	-0.68
スワジランド	9.71	8.03	-1.11
モザンビーク	12.79	8.07	-2.67
チニツ	10.87	10.85	-0.01
マダガスカル	14.68	11.16	-1.60
マリ	20.26	16.33	-1.26
アザン	25.17	34.73	1.91
ザンビア	40.97	28.69	-2.07
南アフリカ	46.31	60.43	1.58
リベリア	69.42	110.07	2.75
ラテン・アメリカ	17.22	17.94	0.24
ハチ	0.58	0.72	1.33
エルサルバドル	2.34	1.77	-1.62
エグイ	3.11	2.23	-1.93
ジャマICA	1.71	3.01	3.39

第2表 つづき

	(A/L) (ha/人)		変化年率 G(A/L) (%)
	1963	1980	1963~1980
ドミニカ共和国	3.38	3.12	-0.46
エホンデ	6.33	4.56	-1.91
パナマ	10.91	7.58	-2.11
コスタリカ	8.34	7.78	-0.41
キューバ	7.45	7.88	0.33
メキシコ	4.46	8.11	3.58
ニカラガ	13.56	13.50	-0.03
エルサルバドル	9.30	14.22	2.53
ホンジュラス	12.94	14.76	0.78
ベネズエラ	19.47	15.73	-1.24
コロンビア	8.96	16.91	3.81
ペルー	24.57	24.42	-0.04
チリ	21.36	25.68	1.09
ボリビア	34.68	33.43	-0.22
パラグアイ	44.81	35.18	-1.41
ウルグアイ	86.86	117.38	1.79
アルゼンチン	109.12	133.13	1.18
ヨーロッパ	4.66	7.53	2.86
アドルフ	2.33	1.90	-1.20
アルバニア	2.92	3.59	1.22
ボスニア	3.25	3.65	0.67
ブルガリア	2.32	4.44	3.89
ユーゴスラビア	2.90	4.45	2.55
チェコスロバキア	4.02	5.71	2.08
東ドイツ	4.43	6.43	2.22
イタリア	4.70	6.49	1.92
オランダ	3.53	6.74	3.88
スペイン	5.55	6.69	1.11
ポランド	4.02	6.98	3.29
ギリシャ	4.22	7.49	3.43
ブルガリア	2.59	7.64	6.56
フィンランド	5.29	8.10	2.54
フランス	5.14	8.96	3.32
オーストリア	8.01	10.58	1.65
スウェーデン	5.66	12.05	4.55
デンマーク	7.43	14.21	3.89
ドイツ	8.85	14.67	3.02
フランス	8.42	15.56	3.68
スウェーデン	9.63	15.69	2.92
アイスランド	14.70	24.79	3.12
アイスランド	21.11	26.16	1.27

第3表 土 地 生 産 性

	$\frac{(Y/A)}{(WV/ha)}$		変 化 年 率 $G(Y/A)$ (%)
	1963	1980	1963~1980
ア ジ ア	1.19	1.83	2.56
韓 国	4.62	8.65	3.75
バングラデシュ	2.91	3.70	1.42
ベトナム	1.42	2.13	2.42
北朝鮮	3.66	5.65	2.59
ネパール	1.25	1.24	-0.04
中国	1.01	1.64	2.88
日本	8.10	10.60	1.60
インドネシア	1.22	1.77	2.19
イスラエル	1.04	1.50	2.20
スリランカ	2.42	3.34	1.91
タイ	1.55	2.35	2.50
フィリピン	1.70	2.31	1.81
ラオス	0.49	1.05	4.55
ビルマ	1.27	1.82	2.15
カンボジア	1.21	0.54	-4.60
パキスタン	1.07	1.92	3.49
マレーシア	1.45	4.45	6.83
ア フ リ カ	0.21	0.31	2.32
ケニア	0.86	1.40	2.89
マラウイ	0.49	0.86	3.38
ザンビア	0.50	0.73	2.23
ナイジェリア	0.59	0.71	1.05
ガナ	0.56	0.74	1.66
タニザニア	0.17	0.28	3.08
セネガル	0.29	0.21	-1.90
モロッコ	0.19	0.32	3.18
エジプト	0.35	0.51	2.21
スワジランド	0.18	0.51	6.35
モザンビーク	0.08	0.09	0.24
ス威士ジランド	0.33	0.57	3.25
マダガスカル	0.12	0.17	1.95
マリ	0.06	0.08	1.74
アルジェリア	0.13	0.16	1.11
リビア	0.05	0.07	2.39
南アフリカ	0.17	0.30	3.54
リビア	0.06	0.15	5.99
ラテン・アメリカ	0.35	0.51	2.24
ハエル	1.25	1.28	0.15
エルサルバドル	1.47	2.13	2.21
グアテマラ	1.02	1.89	3.73
ジャマイカ	1.67	2.06	1.25

第3表 つづき

	$\frac{(Y/A)}{(WV/ha)}$		変化年率 $G(Y/A)$ (%)
	1963	1980	1963~1980
ドミニカ共和国	1.33	1.55	0.89
エスタダール	0.78	1.17	2.39
パナマ	0.31	0.45	2.23
コスタリカ	0.57	0.92	2.85
キューバ	0.82	1.28	2.62
メキシコ	1.79	2.07	0.88
ニカラグア	0.31	0.55	3.38
ペルー	0.67	0.53	-1.40
ボリビア	0.38	0.55	2.25
パラグアイ	0.23	0.29	1.37
ウルグアイ	0.49	0.59	1.09
チリ	0.27	0.52	3.96
ブラジル	0.54	0.56	0.27
コロンビア	0.06	0.11	3.28
ベネズエラ	0.16	0.25	2.71
ボリビア	0.38	0.38	0.11
ウルグアイ	0.30	0.43	2.08
ヨーロッパ	3.38	5.16	2.51
アドルフ	1.36	2.35	3.28
ポルトガル	4.42	5.57	1.36
ブルガリア	2.12	2.20	0.21
ルーマニア	1.94	3.89	4.18
ユーゴスラビア	1.99	3.36	3.12
ノルウェー	4.28	5.83	1.84
チェコスロバキア	4.13	6.42	2.63
東ドイツ	5.33	8.38	2.70
イタリヤ	3.52	5.90	3.08
オランダ	12.73	24.51	3.93
フィンランド	3.27	5.90	3.52
西ドイツ	7.36	11.26	2.54
ブリタニア	2.69	3.88	2.19
ギリシャ	1.42	2.45	3.27
アイスランド	3.21	4.17	1.55
スウェーデン	3.72	5.42	2.23
オーストリア	3.93	5.44	1.93
スペイン	1.26	2.26	3.50
デンマーク	8.42	10.21	1.14
フランス	3.79	5.97	2.70
スイス	3.68	4.95	1.77
アイスランド	1.86	2.75	2.32
ギリシャ	3.19	4.71	3.32

第4表 労働生産性

	$\frac{(Y/L)}{(WU/人)}$		変化年率 $\frac{(GY/L)}{(\%)}$
	1963	1980	1963~1980
ア ジ ア	1.30	1.60	1.22
韓 国	1.90	3.62	3.86
バングラディッシュ	1.76	1.92	0.51
ベトナム	1.00	1.39	1.91
北朝鮮	2.42	3.86	2.77
ネパール	0.99	0.89	-0.61
中国	1.11	1.29	0.91
日本	3.46	9.09	5.85
インドネシア	1.16	1.73	2.38
フィリピン	1.24	1.47	1.00
スリランカ	2.47	2.96	1.09
タイ	1.66	2.57	2.61
ラオス	1.91	2.78	2.22
ビルマ	0.75	1.26	3.12
カンボジア	1.93	2.35	1.17
カボタ	1.85	0.80	-4.79
パキスタン	2.47	3.51	2.08
マレーシア	4.15	8.70	4.45
ア フ リ カ	1.95	2.04	0.27
ケニア	1.43	1.47	0.17
マライ	1.08	1.58	2.29
ザン比亚	1.13	1.51	1.75
ナイジェリア	1.99	1.66	-1.07
ガナ	1.89	1.90	0.03
タジキスタン	1.19	1.39	0.94
セネガル	1.76	1.09	-2.81
コモロ	1.26	1.93	2.54
モザンビーク	3.10	4.01	1.52
スワジランド	1.74	4.10	5.17
モザンビーク	1.08	0.71	-2.43
チニ	3.61	6.21	3.24
マダガスカル	1.82	1.93	0.32
マダガスカル	1.16	1.25	0.45
アルジェリア	3.35	5.58	3.05
ザンビア	1.95	2.04	0.27
南アフリカ	7.80	18.38	5.17
南アフリカ	3.88	16.55	8.90
ラテン・アメリカ	5.99	9.19	2.55
ハエル	0.72	0.93	1.47
エルサルバドル	3.44	3.78	0.56
グアテマラ	3.16	4.23	1.73
ジャマイカ	2.86	6.22	4.68

第4表 つづき

	(Y/L) (WU/人)		変化年率 G(Y/L) (%)
	1963	1980	1963~1980
ドミニカ共和国	4.51	4.84	0.42
エホンデ	4.95	5.32	0.44
パナマ	3.35	3.39	0.07
コスタリカ	4.77	7.18	2.43
キューバ	6.12	10.05	2.96
メキシコ	7.97	16.80	4.49
ニカラグ	4.24	7.44	3.36
ペルー	6.22	7.48	1.10
ベネズエ	4.89	8.14	3.05
チリ	4.52	4.60	0.10
ボリビア	4.38	9.94	4.94
パラグアイ	6.59	12.67	3.92
ウルグアイ	11.45	14.40	1.36
アルゼンチン	2.16	3.60	3.06
	7.12	8.81	1.26
	32.58	44.83	1.89
	32.83	56.85	3.28
ヨーロッパ	15.75	38.87	5.45
アドル	3.17	4.47	2.04
ポルトガル	12.92	19.96	2.59
スペイン	6.89	8.01	0.89
ユーゴスラビア	4.49	17.25	8.24
ノルウェー	5.77	14.93	5.76
チェコスロバキア	17.21	33.28	3.96
東ドイツ	18.28	41.27	4.91
イタリ	25.03	54.39	4.67
オランダ	12.40	39.71	7.09
オーストリア	70.60	164.00	5.08
西ドイツ	13.18	41.17	6.93
ギリシャ	31.08	84.39	6.05
フランス	6.98	29.65	8.88
フィンランド	7.49	19.83	5.89
スウェーデン	16.52	37.40	4.92
スイス	29.82	57.32	3.92
オーストリア	22.20	65.52	6.57
デンマーク	9.33	32.06	7.53
ドイツ	74.54	149.79	4.19
フランス	31.94	92.88	6.48
イタリア	35.38	77.67	4.74
スペイン	27.40	68.21	5.51
ポルトガル	67.34	123.29	3.62

第5表 農地1ha当たり肥料投入

	$\frac{(F/A)}{(\text{kg/ha})}$		変化年率 $G\frac{(F/A)}{(\%)}$
	1963	1980	1963~1980
ア ジ ア	8.32	42.93	10.13
韓 国	155.52	359.91	5.06
ベトナム	4.24	41.87	14.42
インドネシア	10.19	18.58	3.60
北朝鮮	81.69	329.62	8.55
ネパール	0.25	5.22	19.59
中国	5.38	45.50	13.38
日本	298.89	368.61	1.24
インドネシア	4.51	36.85	13.16
イスラエル	3.40	29.37	13.52
スタリ	32.87	60.12	3.62
フィリピン	2.13	17.24	13.08
ラオス	11.92	30.40	5.66
ビルマ	0.04	0.18	9.19
カンボジア	0.72	10.24	16.94
カマ	0.39	2.49	11.48
マレーシア	2.69	42.64	17.66
	10.61	98.97	14.04
アフリカ	0.99	4.54	9.37
ケニア	2.93	10.21	7.63
ザンビア	1.17	8.00	11.96
ナイジェリア	0.07	0.51	12.39
ガボン	0.05	3.39	28.51
タンザニア	0.21	1.93	13.98
セネガル	0.10	0.88	13.74
カメルーン	1.20	1.78	2.33
モロッコ	0.34	2.34	12.03
スワジランド	2.06	12.80	11.35
モザンビーク	2.80	10.25	7.94
チニシ	0.11	0.59	10.50
マダガスカル	2.84	8.58	6.71
マリ	0.09	0.24	5.70
アルジェリア	0.01	0.44	24.79
アザン	1.11	5.38	9.71
ザン	0.25	1.96	12.92
南アフリカ	2.98	11.24	8.13
リビア	0.30	5.15	18.24
ラテン・アメリカ	1.96	9.73	9.88
ハル	0.08	3.29	24.48
エルサルバドル	27.83	55.81	4.18
グアテマラ	6.69	35.10	10.24
ジャマイカ	31.82	35.32	0.62

第5表 つづき

	(F/A) (kg/ha)		変化年率 $G(F/A)$ (%)
	1963	1980	1963~1980
ドミニカ共和国	5.90	22.12	8.08
ミクアドル	2.90	14.19	9.79
エソンデユラ	1.75	5.10	6.49
パナマ	6.03	17.41	6.44
コスタリカ	18.58	36.91	4.12
キューバ	36.73	94.76	5.73
メキシコ	2.63	13.40	10.05
ニカラグア	4.43	9.46	4.56
プーラジール	1.38	15.88	15.45
ペルー	3.10	4.01	1.53
ベネズエラ	5.58	8.25	2.33
ボリビア	1.33	9.69	12.39
パラグアイ	6.75	6.98	0.20
ウルグアイ	0.04	0.14	7.65
アルゼンチン	0.08	0.41	10.09
	2.00	5.55	5.55
	0.14	0.64	9.35
ヨーロッパ	64.47	140.53	4.69
アールバニ	5.06	69.57	16.67
ポランド	51.64	190.35	7.98
ブルガリア	32.39	65.90	4.27
ユーゴスラビア	11.35	95.17	13.32
チェコスロバキア	26.28	63.10	5.29
東ドイツ	154.43	277.17	3.50
イタリ	98.54	252.76	5.70
オランダ	171.42	265.96	2.62
ハンガリー	45.29	123.44	6.08
西ドイツ	232.24	335.94	2.20
ギリシア	42.52	220.60	10.17
ポランド	185.57	279.19	2.43
フィンランド	38.93	145.19	8.05
スウェーデン	24.10	59.28	5.44
フランス	103.05	187.27	3.58
オーストリア	55.81	88.27	2.73
スペイン	75.86	109.26	2.17
デンマーク	22.89	50.41	4.75
アイスランド	146.84	222.91	2.49
アイスランド	82.28	180.59	4.73
アイスランド	83.33	132.86	2.78
アイスランド	40.74	103.73	5.65
アイスランド	74.18	118.94	2.82

第6表 労働者千人当たりトラクター台数

	(T/L) (台/千人)		変化年率 G(T/L) (%)
	1963	1980	1963~1980
ア ジ ア	0.93	4.50	9.26
韓 国	0.03	0.68	21.15
バングラデシュ	0.06	0.22	7.79
ベトナム	0.15	1.46	14.14
北朝鮮	3.83	8.94	5.12
ネパール	0.06	0.09	2.88
中国	0.25	1.82	12.30
日本	26.67	272.48	14.65
インドネシア	0.15	0.40	6.17
イスラエル	0.27	2.26	13.33
スリランカ	2.94	8.33	6.33
タイ	0.17	2.21	16.40
フィリピン	0.71	1.87	5.89
ラオス	0.03	0.33	14.55
ビルマ	0.27	1.15	8.94
カンボジア	0.36	0.55	2.47
パキスタン	0.65	3.32	10.04
マレーシア	1.10	3.63	7.29
ア フ リ カ	4.31	4.95	0.81
ケニア	1.79	1.18	-2.44
ザン比亚	0.14	0.53	8.34
ナイジェリア	0.11	0.25	4.89
ガナ	0.04	0.39	13.83
タンザニア	0.88	1.44	2.97
セネガル	0.47	2.29	9.73
カメルーン	0.15	0.22	2.09
モロッコ	0.01	0.20	17.37
スワジランド	4.87	9.17	3.79
モザンビーク	4.59	14.64	7.07
マダガスカル	0.67	0.99	2.29
マリ	18.43	50.90	6.16
チュニジア	0.53	0.80	2.45
エジプト	0.10	0.36	7.65
南アフリカ	15.57	34.62	4.81
ジンバブエ	2.14	3.29	2.57
ボツワナ	72.29	115.86	2.81
ナミビア	14.31	102.19	12.26
ラテン・アメリカ	12.24	22.26	3.58
ハエル	0.14	0.26	3.72
グアテマ	3.33	4.38	1.63
コスタリカ	2.88	3.30	0.80
ジャマイカ	8.39	17.95	4.58

第6表 つづき

	(T/L) (台/千人)		変化年率 $G(T/L)$ (%)
	1963	1980	1963~1980
ドミニカ共和国	4.14	3.65	-0.74
エングデラ	2.22	5.11	5.03
ホンジュラス	0.78	4.85	11.37
パナマ	4.57	17.94	8.38
コスタリカ	22.05	23.08	0.27
キューバ	19.28	98.70	10.08
メキシコ	9.89	16.57	3.08
ニカラグア	1.81	6.34	7.65
ペラル	7.40	22.05	6.63
ベネズエラ	4.94	7.16	2.21
コロンビア	10.02	13.47	1.76
パナマ	16.58	44.29	5.95
チリ	31.91	51.03	2.80
ボリビア	0.23	0.88	8.21
パラグアイ	4.59	6.43	2.01
ウルグアイ	132.96	210.44	2.74
アルゼンチン	86.88	124.40	2.13
ヨーロッパ	83.80	280.84	7.37
アドルフ	7.19	15.66	4.68
ボルトガ	13.95	117.24	13.34
ブルガ	8.71	62.56	12.30
ルーマ	10.46	43.49	8.74
ユーゴスラ	8.30	129.37	17.53
チェコス	250.04	902.44	7.84
チェコス	68.20	128.20	3.78
東ドイツ	78.86	149.59	3.84
イタリ	58.79	411.27	12.12
オランダ	257.77	589.40	4.99
ハンガ	31.26	58.37	3.74
西ドイツ	313.93	894.88	6.36
ブルガ	15.77	76.50	9.73
ギリシ	17.63	124.78	12.20
フィン	200.60	741.26	7.99
スウェ	224.10	471.20	4.47
オース	229.82	1,026.23	9.20
スペイン	25.04	240.85	14.24
デン	417.81	956.70	4.99
フランス	214.43	742.20	7.58
スイス	381.38	766.95	4.20
アイス	139.13	598.29	8.96
アイス	504.65	725.91	2.16

ヨーロッパは最低のアジアの20倍以上にも及ぶ。1963年から1980年にかけての変化をみると、ヨーロッパはその初期値が高いにもかかわらず上昇年率は最も高く、アフリカはその初期値が低いにもかかわらず上昇年率は最も低かった。

(5) 土地当たり肥料投入

最も多いのがヨーロッパであり、アジア、ラテン・アメリカ、アフリカと続く。最も多いヨーロッパは最も少ないアフリカの30倍にも及ぶ⁽²⁾。

(6) 労働当たりトラクター投入

最も多いのがヨーロッパであり、ラテン・アメリカ、アフリカ、アジアと続く。最も多いヨーロッパは最も少ないアジアの60倍以上にも及ぶ⁽³⁾。

注(1) これはあくまで1980年までの事実である。1980年以降もアジア地域の経済成長は良好であり、世界経済における相対的地位は上昇したが、それは考慮されていない。

(2) 国による格差はもっと大きい。最も多い日本は最も少ないボリビアの2,600倍にも及ぶ。

(3) 国による格差をみると、最も多いオーストリアは最も少ないネパールの1万倍以上である。

4. 生産性格差の要因

(1) 分析方法

本稿では世界農業における生産性の格差が大きいことを確認した。ここではその生産性格差の要因について分析する。

以下の式を計測する。

土地生産性について。

$$\log(Y/A) = a_1 + b_1 \cdot \log(F/A) \dots\dots\dots(4-1)$$

$$\log(Y/A) = a_2 + b_2 \cdot \log(F/A) + c \cdot \log(L/A) \dots\dots\dots(4-2)$$

労働生産性について。

$$\log(Y/L) = d_1 + e_1 \cdot \log(T/L) + f_1 \cdot \log(A/L) \dots\dots\dots(4-3)$$

$$\log(Y/L) = d_2 + e_2 \cdot \log(T/L) + f_2 \cdot \log(A/L) + g \cdot \log(F/L) \cdots (4-4)$$

(4-1) 式は、土地生産性 (Y/A) の格差は主として土地当たり肥料投入の格差によると仮定したものである。

(4-2) 式は、さらに、土地当たり労働投入 (L/A) が土地生産性に及ぼす影響をも考慮した式である。

(4-3) 式は、労働生産性 (Y/L) が労働当たりトラクター投入 (T/L) により影響されることを示す式である。ただし、労働生産性の決定については土地一労働比 (A/L) の影響が大きいので、それも考慮されている。

(4-4) 式は、労働当たり肥料投入 (F/L) の影響を (4-3) 式へ追加したものである。

(2) データ

分析時期は 1963 年、1970 年、1980 年の 3 期間をとり、各時期におけるクロス・セクション分析を行なう。

分析対象としてはアジア、アフリカ、ラテン・アメリカ、ヨーロッパをとり、各地域ごとに回帰式を計測する。

アジアでは、ベトナム、カンボジア、ラオスの 3 国をデータの信頼性の問題により除いたので、対象国は 13 カ国である。

なおラテン・アメリカではアルゼンチンを除いたため対象国は 20 カ国である⁽¹⁾。アフリカとヨーロッパはいままでと同じく 18 カ国、23 カ国である。

(3) 計測結果——土地生産性について——

計測結果は第 7 表に示されている。

4 地域に共通していえることは、時とともに説明変数として F/A が重要になり L/A が重要でなくなっていることである。これは Y/A の決定要因が L/A から F/A へと変わっていく過程を示している。以下各地域ごとに結果を述べる。

(ア) アジア

第7表 土地生産性 (Y/A) の, 土地当たり肥料 (F/A), 土地当たり労働 (L/A) への回帰

	ア ジ ア			ア フ リ カ			ラテン・アメリカ			ヨーロッパ		
	1963	1970	1980	1963	1970	1980	1963	1970	1980	1963	1970	1980
(4-1) 式												
土地当たり肥料 F/A	0.257 (4.786)	0.353 (5.630)	0.459 (6.760)	0.170 (1.396)	0.269 (1.697)	0.342 (2.238)	0.314 (4.102)	0.359 (5.095)	0.455 (7.539)	0.541 (7.928)	0.706 (8.137)	0.846 (7.163)
R^2	0.646	0.719	0.788	0.053	0.099	0.190	0.454	0.567	0.746	0.737	0.747	0.695
(4-2) 式												
土地当たり肥料 F/A	0.188 (3.964)	0.308 (4.519)	0.455 (6.080)	0.164 (3.209)	0.259 (3.903)	0.385 (4.603)	0.222 (5.037)	0.259 (6.710)	0.342 (8.237)	0.591 (8.517)	0.722 (7.998)	0.843 (6.998)
土地当たり労働 L/A	0.549 (2.931)	0.350 (1.390)	0.044 (0.176)	0.695 (8.691)	0.657 (8.716)	0.527 (6.233)	0.465 (6.566)	0.427 (7.182)	0.306 (5.699)	0.214 (1.915)	0.075 (0.735)	-0.052 (-0.485)
R^2	0.790	0.741	0.767	0.832	0.841	0.759	0.836	0.886	0.907	0.767	0.742	0.684

注. 計測式 (4-1): $\log(Y/A) = a_1 + b_1 \cdot \log(F/A)$, (4-2): $\log(Y/A) = a_2 + b_2 \cdot \log(F/A) + c \cdot \log(L/A)$

(4-1) 式のフィットは良く, Y/A については F/A によりかなりの部分を説明できるといえよう。説明変数として L/A を追加した (4-2) 式は (4-1) 式と比べると, 1963 年の計測結果が良くなっている。この事実は 1963 年には L/A が Y/A の決定要因として重要であったことを示している。

(イ) アフリカ

(4-1) 式のフィットは悪いので (4-2) 式の結果のみ考察する。(4-2) 式は (4-1) 式と比べるとフィットが飛躍的に良くなっている。この式からは, Y/A の決定については L/A の影響が最も大きいことがわかる。

(ウ) ラテン・アメリカ アフリカと同様, (4-1)

式と比べると (4-2) 式のフィットがかなり良いので, (4-2) 式の結果を述べる。1970 年までは L/A の

Y/A に対する影響が大きかったが、1980 年には F/A の影響が大きくなった。

(エ) ヨーロッパ

Y/A の決定要因は F/A であるといえる。 L/A の影響は小さい。

(4) 計測結果——労働生産性について——

計測結果は第8表に示されている。各地域ごとに結果を述べる。

(ア) アジア

(4-3) 式のフィットは良くないが、(4-4) 式では改善されている。 Y/L の決定については F/L の影響が大きい。

(イ) アフリカ

Y/L に対しては T/L の影響が最も大きい。つづいて F/L である。 A/L の影響はあまりないといえそうである。

(ウ) ラテン・アメリカ

Y/L の主たる決定要因は T/L と A/L であるといえそうである。

(エ) ヨーロッパ

Y/L に対しては F/L が最も大きな影響を及ぼしている。そのつぎが T/L であり、 A/L の影響はあまり大きくない。

(5) まとめ

以上の結果をまとめるとつぎのことがいえる。 Y/A の格差については、経済発展の遅れた社会では L/A の影響が大きく、経済発展が進むと F/A の影響が大きくなる。アフリカや1963年のアジアは前者の段階であり、ヨーロッパや1980年のアジアは後者の段階である。

Y/L の格差については、 A/L が比較的大きい地域では T/L の影響が大きく、 A/L があまり大きくない地域では F/L の影響が大きい。

注(1) アルゼンチンはラテン・アメリカの大国であり、農業においても重要な地位を占めている。しかしアルゼンチンの農業は他のラテン・アメリカ諸国とはかなり異なる性質を有しているといえる。まずその労働力は白人が中心である。篠浦〔23〕に

第8表 労働生産性 (Y/L) の、労働当たりトラクター (T/L)、土地-労働比 (A/L) および
労働当たり肥料投入 (F/A) への回帰

	ア ジ ア			ア フ リ カ			ラテン・アメリカ			ヨーロッパ		
	1963	1970	1980	1963	1970	1980	1963	1970	1980	1963	1970	1980
(4-3) 式												
労働当たりトラ クター T/L	0.151 (2.934)	0.177 (2.520)	0.243 (3.305)	0.159 (3.823)	0.220 (4.825)	0.328 (5.106)	0.308 (6.900)	0.338 (8.966)	0.382 (10.320)	0.458 (6.101)	0.489 (5.314)	0.395 (3.190)
土地労働比 A/L	0.073 (0.383)	-0.091 (-0.292)	0.196 (0.532)	0.103 (1.148)	0.818 (0.958)	0.107 (0.967)	0.247 (4.119)	0.217 (4.324)	0.198 (4.158)	0.298 (1.560)	0.284 (1.390)	0.543 (2.292)
R^2	0.361	0.272	0.472	0.631	0.732	0.791	0.847	0.901	0.931	0.834	0.816	0.705
(4-4) 式												
労働当たりトラ クター T/L	0.065 (1.138)	0.050 (0.738)	0.042 (0.552)	0.115 (1.871)	0.156 (2.612)	0.210 (2.297)	0.237 (3.266)	0.243 (3.738)	0.295 (2.922)	0.152 (1.601)	0.136 (1.237)	0.150 (1.663)
土地労働比 A/L	0.213 (1.244)	0.251 (1.919)	0.447 (1.690)	0.091 (1.002)	0.037 (0.429)	0.041 (0.374)	0.252 (4.250)	0.235 (4.851)	0.230 (3.917)	0.143 (0.957)	0.144 (0.923)	0.114 (0.677)
労働当たり肥料 F/L	0.142 (2.286)	0.266 (2.959)	0.406 (3.447)	0.068 (0.975)	0.121 (1.563)	0.193 (1.734)	0.071 (1.221)	0.093 (1.758)	0.087 (0.928)	0.447 (3.984)	0.584 (4.090)	0.735 (5.545)
R^2	0.551	0.590	0.747	0.630	0.756	0.816	0.851	0.911	0.930	0.905	0.897	0.881

注. 計測式 (4-3) : $\log(Y/L) = d_1 + e_1 \cdot \log(T/L) + f_1 \cdot \log(A/L)$
(4-4) : $\log(Y/L) = d_2 + e_2 \cdot \log(T/L) + f_2 \cdot \log(A/L) + g \cdot \log(F/L)$

は、「アルゼンチンは、人口の99%を白人が占めており、ユーロ・アメリカの典型国といえよう」とある。さらにウルグアイと同様に土地—労働比は大きく農産物生産にシめる畜産物の比率が高い。そしてなによりもその土壌が豊かなため異常に少ない土地当たり肥料投入にもかかわらず、土地生産性は高い。(たとえば1980年におけるアルゼンチン、ブラジル、メキシコの土地当たり肥料投入はそれぞれ0.6 kg/ha, 15.9 kg/ha, 13.4 kg/haであったが、土地生産性はそれぞれ0.43 WU/ha, 0.55 WU/ha, 0.55 WU/haであった。) また、アルゼンチンの1979~81年の主要作物である小麦とメイズの反収をFAO [8] でみるとラテン・アメリカ全体で第3位、南米では第2位という高さであった。小麦については1983, 84, 85年にはラテン・アメリカで第2位、南米では第1位となっている。したがって農業技術関数や生産関数の計測において、アルゼンチンは異常値として作用し推定結果に歪みをもたらす。そのために、不本意ではあるがアルゼンチンを除外して計測を行なった。

5. 要素投入水準の格差の要因

(1) 分析方法およびデータ

これまでに、土地生産性 (Y/A) と労働生産性 (Y/L) はそれぞれ、土地当たり肥料投入 (F/A) と労働当たりトラクター投入 (T/L) の水準に影響されることを確認した。ここでは F/A と T/L の格差の要因について分析する。以下の式を計測する。

土地当たり肥料投入 (F/A) について。

$$\log (F/A) = \alpha_1 + \beta_1 \cdot \log (I) \dots\dots\dots (BC-1)$$

$$\log (F/A) = \alpha_2 + \beta_2 \cdot \log (L/A) \dots\dots\dots (BC-2)$$

$$\log (F/A) = \alpha_3 + \beta_3 \cdot \log (I) + \gamma_3 \cdot \log (L/A) \dots\dots\dots (BC-3)$$

労働当たりトラクター投入 (T/L) について。

$$\log (T/L) = \delta_1 + \varepsilon_1 \cdot \log (I) \dots\dots\dots (M-1)$$

$$\log (T/L) = \delta_2 + \zeta_2 \cdot \log (A/L) \dots\dots\dots (M-2)$$

$$\log (T/L) = \delta_3 + \varepsilon_3 \cdot \log (I) + \zeta_3 \cdot \log (A/L) \dots\dots\dots (M-3)$$

(BC-1) 式は、経済発展 (I) に伴い、土地当たり肥料投入 (F/A) が増加することを示している。

(BC-2) 式の説明変数である労働土地比 (L/A) は、土地に対する人口圧力

を示す。同式は土地に対する人口圧力が土地当たり肥料投入の増加を促すことを示している。

(BC-3) 式は、経済発展と土地に対する人口圧力の影響を同時に考慮したものである。

(M-1) 式は、経済発展に伴い、労働当たりトラクター投入が増加することを示している。

(M-2) 式は、土地一労働比 (A/L) が大きいほど、労働当たりトラクター投入が増加することを示している。

(M-3) 式は、経済発展と土地一労働比の影響を同時に考慮したものである。なお、データについては本稿の4と同じである。

(2) 計測結果——土地当たり肥料投入について——

計測結果は第9表に示されている。各地域ごとに結果を述べる。

(ア) アジア

(BC-1) 式と (BC-3) 式のフィットは良く、(BC-2) 式は良くない。 F/A の決定には I の影響が強いこと、 L/A も正の影響を与えるが I ほどもしくは強くないこと、がわかる。

(イ) アフリカ

回帰式のフィットは良くない。

(ウ) ラテン・アメリカ

(BC-1) 式と (BC-2) 式のフィットは良くないが、(BC-3) 式はかなり改善されている。したがって、 F/A は I および L/A の双方と相関があり、かつその相関は時とともに強くなっている。

(エ) ヨーロッパ

(BC-1) 式および (BC-3) 式より、説明変数の I 影響が時とともに弱くなっていることがわかる。これはアフリカやラテン・アメリカと逆の動きである。すなわち、ヨーロッパの F/A の国際間格差については、1963年には大部分が I の格差により説明されたが、時とともに I の説明力が弱くなっている。この

第9表 農地当たり肥料投入 (F/A) の、非農業労働力率 (I)、労働一土地比 (L/A) への回帰

	ア ジ ア			ア フ リ カ			ラテン・アメリカ			ヨーロッパ		
	1963	1970	1980	1963	1970	1980	1963	1970	1980	1963	1970	1980
(BC-1) 式												
非農業労働力率 I	2.419 (3.933)	1.838 (3.653)	1.580 (3.933)	0.911 (1.575)	0.724 (1.629)	1.184 (2.767)	1.430 (1.152)	2.306 (1.651)	1.620 (1.208)	2.639 (8.354)	1.878 (4.356)	1.723 (2.886)
R^2	0.526	0.487	0.526	0.080	0.088	0.281	0.016	0.083	0.023	0.757	0.449	0.250
(BC-2) 式												
労働一土地比 L/A	2.446 (6.170)	1.944 (5.659)	1.762 (5.576)	0.020 (0.056)	0.018 (0.066)	-0.082 (-0.328)	0.506 (1.413)	0.549 (1.629)	0.619 (2.317)	-0.608 (-1.869)	-0.264 (-1.096)	-0.045 (-0.230)
R^2	0.175	0.150	0.014	-0.062	-0.062	-0.055	0.049	0.080	0.187	0.101	0.009	0.045
(BC-3) 式												
非農業労働力率 I	2.475 (5.928)	1.930 (5.401)	1.764 (5.476)	1.155 (1.770)	0.991 (1.931)	1.571 (3.149)	2.746 (2.222)	5.613 (4.867)	5.075 (5.278)	3.329 (9.265)	2.791 (5.152)	3.099 (4.284)
労働一土地比 L/A	1.771 (3.467)	1.826 (3.512)	1.531 (2.993)	0.343 (0.838)	0.313 (1.033)	0.339 (1.401)	0.865 (2.387)	1.350 (4.853)	1.276 (6.072)	0.562 (2.924)	0.546 (2.419)	0.551 (2.743)
R^2	0.799	0.761	0.729	0.062	0.092	0.322	0.220	0.593	0.673	0.821	0.553	0.427

注. 計測式 (BC-1) : $\log(F/A) = \alpha_1 + B_1 \cdot \log(I)$
 (BC-2) : $\log(F/A) = \alpha_2 + \gamma_2 \cdot \log(L/A)$
 (BC-3) : $\log(F/A) = \alpha_3 + \beta_3 \cdot \log(I) + \gamma_3 \cdot \log(L/A)$

ことについては以下のように解釈する。

1963年には I の高い(相対的)先進国は F/A が多く、 I の低い(相対的)後進国は少なかった。しかし1963年から1980年にかけて、 I の低い国において技術面での catch-up があって、 F/A は I に影響されにくくなった⁽¹⁾。

(3) 計測結果——労働当たりトラクター投入について——

第10表に示す。

(ア) アジア

T/L の決定については I の影響が大きい。1963年から1980年にかけてその影響は強くなっている。

(イ) アフリカ

T/L は I と A/L の両方と相関があるが、 I の影響のほうが強い。1963年から1980年にかけてその影響は強くなっている。

(ウ) ラテン・アメリカ

T/L の決定については、 I の影響が大きい。

(エ) ヨーロッパ

T/L は I と A/L の両方と相関があるが、 I の影響のほうが強い。 T/L の主たる決定要因は I といえる。しかし、1963年から1980年にかけて説明変数 I の影響が弱くなっていることがわかる。その理由としては、 F/A についての考察と同様、 I の低い国における catch-up があったことが考えられる。しかし、 T/L の格差は、 F/A の格差ほどには縮小しなかった⁽²⁾。

(4) まとめ

以上の結果よりつぎのことがいえる。 F/A と T/L の決定については、 I の影響が大きい。 I は、 F/A よりも T/L と強い相関がある。

注(1) このことを例証するために、 I の低い国の代表としてアルバニアを、高い国の代表としてイギリスをとる。 F/A は1963年にはイギリスはアルバニアの15倍もあったが1980年にはわずか1.7倍に縮小した。

第10表 労働者当たりトラクター投入 (T/L) の、非農業労働力率 (I)、土地一労働比 (A/L) への回帰

	ア ジ ア			ア フ リ カ			ラテン・アメリカ			ヨーロッパ		
	1963	1970	1980	1963	1970	1980	1963	1970	1980	1963	1970	1980
(M-1) 式												
非農業労働力率 I	2.013 (2.928)	2.212 (3.630)	2.491 (3.968)	2.373 (3.801)	2.217 (3.929)	2.743 (4.880)	3.469 (4.918)	4.766 (7.321)	5.187 (7.881)	4.258 (9.178)	4.685 (8.526)	5.580 (6.371)
R^2	0.387	0.503	0.551	0.441	0.459	0.573	0.549	0.734	0.762	0.791	0.765	0.642
(M-2) 式												
土地一労働比 A/L	0.071 (0.063)	0.134 (0.102)	0.395 (0.255)	1.237 (2.792)	1.156 (3.156)	1.207 (3.932)	0.565 (1.966)	0.629 (2.281)	0.740 (2.981)	1.847 (4.829)	1.696 (5.436)	1.382 (4.804)
R^2	-0.090	-0.089	-0.084	0.285	0.345	0.459	0.131	0.181	0.293	0.503	0.564	0.501
(M-3) 式												
非農業労働力率 I	2.023 (2.809)	2.212 (3.459)	2.524 (3.791)	1.865 (2.838)	1.648 (2.711)	1.971 (3.303)	3.258 (4.058)	4.955 (5.993)	4.898 (5.889)	3.501 (6.082)	3.598 (5.117)	4.104 (3.568)
土地一労働比 A/L	0.214 (0.243)	0.030 (0.032)	-0.303 (-0.287)	0.715 (1.736)	0.667 (1.859)	0.677 (2.339)	0.139 (0.590)	-0.077 (-0.387)	0.106 (0.587)	0.616 (2.000)	0.650 (2.218)	0.592 (1.852)
R^2	0.329	0.454	0.510	0.504	0.531	0.664	0.532	0.721	0.753	0.817	0.802	0.679

注. 計測式 (M-1) : $\log (T/L) = \delta_1 + \varepsilon_1 \cdot \log (I)$
(M-2) : $\log (T/L) = \delta_2 + \zeta_2 \cdot \log (A/L)$
(M-3) : $\log (T/L) = \delta_3 + \varepsilon_3 \cdot \log (I) + \zeta_3 \cdot \log (A/L)$

- (2) たとえば, I の高い国と低い国の代表としてそれぞれイギリスとアルバニアをとる。 F/A の格差は 1963 年から 1980 年にかけて縮小したことを確認した。しかし T/L については, 1963 年にはイギリスはアルバニアの 70 倍であり, 1980 年には 46 倍である。 T/L の格差は F/A の格差ほどは縮小していないのである。

6. 生産関数の計測

(1) 目的

(ア) 経済的にも自然条件においても差異の大きい, アジア, アフリカ, ラテン・アメリカ, ヨーロッパの生産関数を計測することにより, 各地域の農業構造を比較する。さらに, 農業構造が資源賦存と経済発展によりいかに変化するかを分析する。

(イ) 推定された生産弾力性の値を用いて成長会計分析を行なうことにより, 4 地域における農業成長の要因を摘出する。この分析は本稿の 7 で行なう。

(2) 分析方法およびデータ

本稿ではコブ・ダグラス型生産関数を計測する⁽¹⁾。したがって計測式は基本的には次式を使用する。

$$\log(Y) = c + \alpha_A \cdot \log(A) + \alpha_L \cdot \log(L) + \alpha_F \cdot \log(F) + \alpha_T \cdot \log(T) \dots\dots\dots(6-1)$$

なお, F , T はそれぞれ経常財投入量, 農業機械投入量の代理変数であると考ええる。

(3) 計測結果

計測結果を第 11 表に示す。各地域ごとに主要な結果と解釈を述べる。

(ア) アジア

アジアのデータでは, 土地 (A) と労働 (L) が共線関係にある。その関係は強く, あたかも土地と労働がワン・セットであるかのように結びついており⁽²⁾, いずれの時期でもつぎの関係がみられる。

第11表 生産関数の計測

ア ジ ア			
	1963	1970	1980
土地+労働 $\alpha_A + \alpha_L$	0.628 (9.75)	0.558 (8.27)	0.452 (8.02)
経常財 α_F	0.196 (3.20)	0.270 (3.13)	0.347 (4.69)
機械 α_T	0.030 (0.50)	0.039 (0.55)	0.050 (1.03)
$\bar{R}^2$	0.943	0.943	0.968

注. 計測式は $\log(Y) = c' + (\alpha_A + \alpha_L) \cdot \log(A) + \alpha_F \cdot \log(F) + \alpha_T \cdot \log(T)$.

ア フ リ カ			
	1963	1970	1980
労働 α_L	0.925 (23.29)	0.830 (23.96)	0.689 (9.50)
経常財 α_F	0.100 (2.48)	0.103 (2.48)	0.103 (1.09)
機械 α_T	0.023 (0.66)	0.069 (2.13)	0.128 (1.66)
非農業労働力率 α_I	0.525 (6.00)	0.507 (6.627)	0.624 (3.05)
$\bar{R}^2$	0.973	0.978	0.893

注. 計測式は $\log(Y) = c + \alpha_L \cdot \log(L) + \alpha_F \cdot \log(F) + \alpha_T \cdot \log(T) + \alpha_I \cdot \log(I)$.

			ラテン・アメリカ			ヨーロッパ		
			1963	1970	1980	1963	1970	1980
土 地	α_A	0.245 (4.55)	0.232 (5.69)	0.252 (4.56)	0.143 (0.92)	0.143 (0.89)	0.108 (0.62)	
労 働	α_L	0.344 (5.03)	0.341 (6.99)	0.302 (4.65)	0.261 (2.20)	0.161 (1.33)	0.023 (0.19)	
経 常 財	α_F	0.041 (0.75)	0.072 (1.58)	0.139 (1.54)	0.450 (3.87)	0.584 (4.10)	0.743 (5.56)	
機 械	α_T	0.257 (3.86)	0.252 (4.60)	0.225 (2.26)	0.151 (1.44)	0.159 (1.35)	0.166 (1.78)	
	R^2	0.951	0.975	0.974	0.929	0.923	0.912	

注. 計測式は $\log(Y) = c + \alpha_A \cdot \log(A) + \alpha_L \cdot \log(L) + \alpha_F \cdot \log(F) + \alpha_T \cdot \log(T)$.

$$\log(L) = m + n \cdot \log(A), n \approx 1, R^2 > 0.9$$

したがって、ここでは (6-1) より $\log(L)$ を消去した

$$\log(Y) = c' + \beta \cdot \log(A) + \alpha_F \cdot \log(F) + \alpha_T \cdot \log(T) \dots\dots\dots(6-2)$$

を計測した。このとき $\beta \approx \alpha_A + \alpha_L$ であると考えられる。しかし α_A, α_L のそれぞれの値を知ることはできない。

$\alpha_A + \alpha_L$ の値は傾向的に減少している。これは本源的要素節約的な技術変化が生じていることを示している。さらに、(6-2) 式以外の型の生産関数を計測した結果によると、 α_A と α_L がともに減少していることがわかった⁽³⁾。すなわち、土地と労働の両者について節約的な技術変化が生じていると考えられる。

α_F は増加している。これは経常財使用的技術変化が生じていることを示している⁽⁴⁾。また、 α_T もその値は小さいが増加しており、機械使用的技術変化の存在を示唆している。

(イ) アフリカ

まず (6-1) 式を計測したが土地の係数が有意にならなかった。その理由としては、土地が粗放に使用されている、砂漠に近い劣悪な土地が耕地と同じウェートで扱われている、データの精度が低い、等が考えられる。いずれにしろ生産量は土地以外の投入要素の投入量により決定されることがわかったので、土地を説明変数から除外して計測を行なった。

また、アフリカでは経済発展が農業生産に及ぼす正の効果が大きいことがわかったので、経済発展段階を示す指標 I を組み込んだ生産関数を採用した⁽⁵⁾。したがって計測式は次式である。

$$\begin{aligned} \log(Y) = & c + \alpha_L \cdot \log(L) + \alpha_F \cdot \log(F) + \alpha_T \cdot \log(T) \\ & + \alpha_I \cdot \log(I) \dots\dots\dots(6-3) \end{aligned}$$

(6-3) 式の計測結果と解釈は以下のとおりである。

α_L は異常に大きい、減少傾向にある。 α_F と α_T は増加している。 α_I は有意である。したがってアフリカ農業は、その生産の大部分が労働投入量により決定される原始的な状態にあるが⁽⁶⁾、近年は modern technology も採用されるようになってきているといえよう。ただし技術変化のバイアスは経常財使用

的というよりはより機械使用のであり、土地—労働比の低下を反映した技術選択ではないといえよう。また前述したように、経済発展が農業生産に及ぼす間接的効果は大きい。

(ウ) ラテン・アメリカ

(6-1) のフィットは良い。 α_A は約 0.25 であり、一定している。 α_A も約 0.35 であり、その変化は小さい。 α_F の値は小さいけれども、増加傾向にある。 α_T は約 0.25 と 4 地域中最大であるが、あまり変化していない。

以上より、対象期間中に土地に対して経常財を使用する技術変化は生じたが、労働に対して機械を使用する技術変化は生じなかったといえる。

(エ) ヨーロッパ

α_L は小さく、その減少傾向は著しい。 α_A は 1963 年と 1970 年は同じであるが、1980 年には減少した。 α_F は対象とする 4 地域で最も大きく、かつ増加傾向にある。 α_T はあまり変化していない。

以上より、技術変化の方向は著しく労働節約的であるといえる。これは対象期間中に農業労働力が大幅に減少した事実と対応している。また、労働や土地に対して経常財使用的な技術変化が生じているといえる。

しかし α_F の値はいずれの時期でも 0.5 以上であり大きすぎると思われる⁽⁷⁾。なぜこのように大きい α_F が得られたのであろうか。ここでは以下のように考えておく。

真の生産関数を

$$\log(Y) = \alpha_A \cdot \log(A) + \alpha_L \cdot \log(L) + \alpha_F \cdot \log(F) + \alpha_T \cdot \log(T) + \alpha_R \cdot \log(R) \dots\dots\dots (6-4)$$

とする。ここに R は農業部門における研究・開発・普及活動への投資である。しかし実際に計測された式は (6-1) であるため、 α_F の推定値は上方への bias をもつと考えられる⁽⁸⁾。

(4) まとめ

以上の結果よりつぎのことがいえる。対象とする 4 地域において経常財使用

的な技術変化があった。その傾向は、土地一労働比の小さいアジアだけではなく、大きいラテン・アメリカにもみられた。ヨーロッパの農業技術はとくに経常財使用的であるが、その理由としては研究・開発・普及活動への投資等の非慣行的投入の影響が大きいと考えられる。

4 地域において労働節約的な技術変化があった。その傾向は、土地一労働比が増加しているヨーロッパで顕著であっただけでなく、土地一労働比が減少しているアジアやアフリカにおいてもみられた。

注(1) 農業生産関数の計測においては、従来からコブ・ダグラス型が主に用いられてきた。その理由は、計測が容易であること、かつ農業構造の実態のかなりの部分を説明できる、ということにある。しかし、コブ・ダグラス型の生産関数では投入要素間の代替の弾力性はすべて1であると仮定しているが、これは現実と異なっている。

川越 [18] は投入要素の代替の弾力性をあらかじめ1と仮定せずに、2段階 CES 生産関数を計測することにより求めた。荏開津・茂野 [3], [4] は生産過程を BC 過程と M 過程に分割し、その2つの過程は相互に完全に補完的であり、それぞれの過程の内部では投入要素間の代替の弾力性は1である、と仮定した生産関数を計測した。

以上のように、コブ・ダグラス型以外にもすぐれた農業生産関数が開発されているが、本稿ではコブ・ダグラス型を用いる。その理由は、国際間の生産関数計測でありかつ発展途上国が多く含まれるため価格データや賃金データが不備であり、CES 生産関数の計測は困難であること、アグリゲートされた一国単位の生産関係を扱うため BC 投入と M 投入の間にはある程度の代替関係があると考えられるためである。しかし、アジア農業のように稲作中心であって土地と労働がほぼ一定の比率で結合しているケースでは、荏開津・茂野型生産関数のように BC 投入と M 投入の補完性（あるいは土地と M 投入の補完性）を仮定するのが望ましいのかもしれない。

(2) 対象とするアジアのすべての国で土地と労働がほぼ一定の比率、すなわち約 1 ha / 人であることは驚くべき事実といえよう。この比率は外生的に決定されていると考えることができるが（本稿ではその立場をとった）、アジア農業の中心である稲作では技術的に一定の土地に対して要求される労働量はほぼ一定であると考えこともできる。その仮定のもとでは生産関数は荏開津・茂野 [3], [4] により開発された

$$\begin{cases} \log(Y) = c + \alpha_A \cdot \log(A) + \alpha_F \cdot \log(F) & \cdots \cdots \cdots \textcircled{1} \\ \log(Y) = d + \alpha_L \cdot \log(L) + \alpha_T \cdot \log(T) & \cdots \cdots \cdots \textcircled{2} \end{cases}$$

もしくは荏開津 [5] により開発された

$$\begin{cases} \log(Y) = c + \alpha_A \cdot \log(A) + \alpha_F \cdot \log(F) & \dots\dots\dots ③ \\ \log(A) = d + B_L \cdot \log(L) + B_T \cdot \log(T) & \dots\dots\dots ④ \end{cases}$$

の型となるであろう。実際、上記の2つのタイプの生産関数をアジアのデータにあてはめると、フィットは良好であった。

- (3) 前述の荏開津・茂野型生産関数および荏開津型生産関数を仮定すると、いずれの計測においても、土地の生産弾力性と労働の生産弾力性は減少傾向にあった。
- (4) ここではコブ・ダグラス型生産関数を仮定している。したがってある生産要素 F の生産弾力性 α_F の慣行投入係数和 $\alpha_A + \alpha_L + \alpha_F + \alpha_T$ に対する比が増加(減少)する場合に、 F 使用の(節約的)技術変化とよぶ。しかし、 α_F の変化する方向と $\alpha_F / (\alpha_A + \alpha_L + \alpha_F + \alpha_T)$ の変化する方向は同じケースが多い。したがってそのかぎりにおいて、 α_F が増加する技術変化は F 使用の技術変化である。
- (5) I は経済発展の指標と考えられる。 I の上昇に伴い、非農業起源の投入財の投入水準が上昇することにより、農業の生産性が上昇してゆく。これは I の上昇が農業に与える直接的効果と考えられる。同様に I の間接的効果も考えられる。 I の上昇に伴い、その国のインフラストラクチャは充実し、教育水準や情報伝達機能も上昇するであろう。その結果、農業の生産性は上昇するであろう。そのような経済発展が農業に及ぼす間接的効果を把握するために、 I を組み込んだ生産関数を計測した。異なる経済発展段階にある国をデータとして使用する国際間の農業生産関数では、 I の影響が相当大きいと予想されたからである。しかし計測結果によると、 I の影響が有意であったのはアフリカのみであった。したがってアフリカについてのみ(6-3)を採用した。
- (6) 土地が粗放的に使用され、経常財や機械もほとんど使用されず、生産が主として労働投入量により決定される農業技術としては、焼畑農業がある。
- (7) Hayami-Ruttanの先進国のみを対象とした農業生産関数の計測では、肥料の生産弾力性は0.19から0.23の範囲にあった。(Hayami-Ruttan [12], p. 145.)
- (8) 真の生産関数が

$$\begin{aligned} \log(Y) = & c + \alpha_A \cdot \log(A) + \alpha_L \cdot \log(L) + \alpha_F \cdot \log(F) \\ & + \alpha_T \cdot \log(T) + \alpha_R \cdot \log(R) \dots\dots\dots (6-4) \end{aligned}$$

であるときに、観測者は生産関数を

$$\begin{aligned} \log(Y) = & c + \alpha_A \cdot \log(A) + \alpha_L \cdot \log(L) + \alpha_F \cdot \log(F) \\ & + \alpha_T \cdot \log(T) \dots\dots\dots (6-1) \end{aligned}$$

と mis-specify したとしよう。そのときに F の生産弾力性 α_F の推定値の期待値は

$$E(\alpha_F) = \alpha_F + \alpha_{FR} \cdot \alpha_R$$

ただし α_{FR} は $\log(R)$ を $\log(A)$ 、 $\log(L)$ 、 $\log(F)$ 、 $\log(T)$ へ回帰したときの $\log(F)$ の係数である。一般に R が増加すれば F は増加するであろうし、 R は A 、 L 、 T よりも F と相関が強いであろう。したがって $\alpha_{FR} > 0$ となる。 $\alpha_R > 0$

であることはいうまでもないので、 $E(\alpha_F) > \alpha_F$ となるであろう。くわしくは Johnston [15] を参照されたい。

7. 成長会計分析

(1) 方法

農業成長の要因を把握するために成長会計分析を行なう。投入要素の生産弾力性は本稿の6で得られた値を使用する。また、対象期間中に生産弾力性が変化しているため、各期の平均値を使用する。対象とする時期は1963年から1970年にかけてと、1970年から1980年にかけてである。使用する式は次式である。

$$(\dot{Y}/Y) = \alpha_A(\dot{A}/A) + \alpha_L(\dot{L}/L) + \alpha_F(\dot{F}/F) + \alpha_T(\dot{T}/T) \\ + (\text{残差}) \dots\dots\dots(7-1)$$

ここに $(\dot{X}/X)$ は X の変化率である。

なおアフリカについては $\alpha_I(\dot{I}/I)$ が加えられている。

なおヨーロッパについてのみ労働生産性関数

$$\log(y) = c + \eta_A \cdot \log(a) + \eta_F \cdot \log(f) + \eta_T \cdot \log(t) \dots\dots\dots(7-2)$$

の計測より得られたパラメータを使用して、労働生産性成長の要因分析を次式

$$(\dot{y}/y) = \eta_A(\dot{a}/a) + \eta_F(\dot{f}/f) + \eta_T(\dot{t}/t) \dots\dots\dots(7-3)$$

により行なう。ただし $y=Y/L$, $a=A/L$, $f=F/L$, $t=T/L$ である。

(2) 分析結果と解釈

分析結果を第12表に示す。

まず全体としていえることだが、大きな負の残差が表われているケースが多い。負の残差の主な原因は経常財の貢献 $\alpha_F(F/F)$ が大きいことにある。その理由の1つとしては本稿の6で述べたように α_F の過大推定にあると考えられる。しかし、 α_F の値として、より小さく過去の国際間生産関数の計測より妥当である値を使用しても、結論はあまりかわらないことをつけ加えておく。

(ア) アジア

アジアでは土地の生産弾力性と労働の生産弾力性を分離できない。そこでや

第12表 成長会計分析

		ア ジ ア		ア フ リ カ		ラテン・アメリカ		ヨーロッパ		
		1963→1970	1970→1980	1963→1970	1970→1980	1963→1970	1970→1980		1963→1970	1970→1980
生産の成長 ($\dot{Y}/Y$)		17.3 (100)	33.5 (100)	20.6 (100)	22.4 (100)	25.9 (100)	40.9 (100)	労働生産性の成長 ($\dot{y}/y$)	50.03 (100)	64.49 (100)
投入要素の貢献	土地 $\alpha_A(\dot{A}/A)$	0.3 (2)	0.3 (1)			3.0 (12)	1.5 (4)	土地/労働 $\eta_A(\dot{a}/a)$	3.25 (6)	3.85 (6)
	労働 $\alpha_L(\dot{L}/L)$	3.0 (17)	4.5 (13)	11.1 (54)	15.1 (67)	0.9 (3)	2.8 (7)	経常財/労働 $\eta_F(\dot{f}/f)$	52.05 (104)	50.48 (78)
	経常財 $\alpha_F(\dot{F}/F)$	26.5 (153)	43.7 (123)	10.9 (53)	12.6 (56)	7.1 (27)	13.7 (33)	機械/労働 $\eta_T(\dot{t}/t)$	10.86 (22)	12.58 (20)
	機械 $\alpha_T(\dot{T}/T)$	4.6 (27)	6.4 (18)	0.9 (4)	2.7 (12)	12.8 (49)	13.4 (32)	残 差	-16.13 (32)	-2.42 (-3)
	非農業労働力率 $\alpha_I(\dot{I}/I)$			5.2 (25)	11.3 (50)					
残 差		-17.1 (-99)	-21.4 (-64)	-7.5 (-36)	-19.3 (-86)	2.1 (8)	9.5 (23)			

や乱暴ではあるが、 $\alpha_A = \alpha_L = (\alpha_A + \alpha_L)/2$ と仮定して分析を行なった。

① 農業生産成長に対する土地の貢献はほとんどゼロである。これは、アジアでは土地の外延的拡大による生産増加がほとんどなかったことを示している。

② 労働の貢献は約 15 % である。

③ 経常財の貢献は最も大きい。アジアの農業生産の成長は主として経常財の増投と BC 技術の進歩により達成されてきたといえよう。

④ 機械の貢献は経常財の貢献のつぎに大きい。

(イ) アフリカ

① 労働の貢献と経常財の貢献が大きい。

② 機械の貢献はわずかである。

③ 非農業労働力率の貢献は大きい。

アフリカではインフラストラクチュアの整備等の社会資本の充実が、農業開発の戦略として重要であると思われる。

(ウ) ラテン・アメリカ

ラテン・アメリカは分析結果が良好であり、残差の絶対値が小さい。また、他の地域と異なり正の残差が発生している。

① 1963～1970 年は土地の貢献が労働の貢献に比較して大きかったが、1970～1980 年には逆になった。これは、土地一労働比が前期間には増加したが後期間には減少した事実と斉合的である。土地資源が豊富であるといわれるラテン・アメリカでも土地の外延的拡大による生産成長はむつかしくなっていることをうかがわせる。

② 経常財の貢献が大きい。ラテン・アメリカのように土地一労働比が大きい地域においても、経常財の増投と BC 技術の進歩によって、高い農業生産の成長を達成してきたことは注目に値する。

③ 機械の貢献が大きい。

(エ) ヨーロッパ

① 土地／労働および機械／労働の貢献が意外に小さい。これは η_A および η_T の推定値が過小に推定された結果であると考えられる。対象期間における

両変数の顕著な増加を考慮すれば、両者の貢献はもっと大きかったと考えられる。

② 経常財／労働の貢献は大きい。これは η_F の過大推定も影響しているであろうが、この期間に労働当たり経常財投入の増加（および研究・開発・普及活動）によって労働生産性成長のかなりの部分を説明できるといえよう。

8. 研究・開発・普及活動についての考察

これまでの分析でヨーロッパ農業においては研究・開発・普及活動の果たす役割が大きいことが示唆された。ここでは BC 技術の進歩と密接な関係があると考えられる農業における研究・開発・普及活動について簡単な計量的分析を行なうことにする⁽¹⁾。

農業における研究・開発・普及活動について国際比較に耐えうるようなデータを得るには困難がつきまとう⁽²⁾。ここでは UNESCO [24] に third level education の指標として掲載されている農林水産業分野の学生数を農業労働者数で除した値を使用した。この数値は教育水準の指標であるが、同時に農業研究活動の指標の 1 つであると考えerことは十分可能である⁽³⁾。この値を R とする。まず

$$\log (F/A)=c+r \cdot \log (R) \cdots \cdots \cdots (8-1)$$

を計測した。この式は土地当たり経常財投入量と研究活動の関係を示すものである。つぎに

$$\log (Y/A)=c+r' \cdot \log (R)+f \cdot \log (F/A) \cdots \cdots \cdots (8-2)$$

を計測した。この式は土地生産性が研究活動および土地当たり肥料投入にいかに関係するかを示す。

また、研究活動を表わす他の変数を用いた場合には結果がいかに異なってくるか比較するために次の式を計測した。

$$\log (F/A)=c_i+r_i \cdot \log (R_i) \cdots \cdots \cdots (8-3-i)$$

$$\log (Y/A)=c_i'+r_i' \cdot \log (R_i)+f \cdot \log (F/A) \cdots \cdots \cdots (8-4-i)$$

第13表 研究活動と土地当たり肥料投入，土地生産性との関係

被説明変数	式番号	説明変数	1963	1970	1980	式番号	説明変数	1963
$\log(F/A)$	8-1	$\log(R)$	0.443 (1.775)	0.654 (3.587)	0.582 (4.841)	8-3-1	$\log(R_1)$ R^2	0.413 (4.39) 0.549
		R^2	0.089	0.350	0.505	8-3-2	$\log(R_2)$ R^2	0.441 (2.817) 0.316
	5-1	$\log(I)$	2.639 (8.354)	1.878 (4.356)	1.723 (2.886)	8-3-3	$\log(R_3)$ R^2	0.525 (2.510) 0.261
		R^2	0.757	0.449	0.250	8-3-4	$\log(R_4)$ R^2	0.313 (3.431) 0.417
$\log(Y/A)$	8-2	$\log(R)$	0.119 (1.356)	0.127 (1.099)	0.363 (3.135)	8-4-1	$\log(R_1)$ $\log(F/A)$ R^2	-0.013(-0.018) 0.800 (5.771) 0.830
		$\log(F/A)$	0.506 (7.049)	0.632 (5.761)	0.518 (3.591)	8-4-2	$\log(R_2)$ $\log(F/A)$ R^2	(注)..... 0.779 (6.913) 0.829
		R^2	0.747	0.750	0.786	8-4-3	$\log(R_3)$ $\log(F/A)$ R^2	-0.058(-0.579) 0.816 (7.615) 0.834
						8-4-4	$\log(R_4)$ $\log(F/A)$ R^2	-0.051(-0.580) 0.820 (0.567) 0.826

注. t値が0.01以下と小さいため省略した.

各 R_i はそれぞれ、 R_1 =研究支出 (USドル)/農業労働者、 R_2 =研究者数/農業労働者、 R_3 =研究支出/農産物価額、 R_4 =研究者数/農家戸数、である。データの出所は Evenson and Kislev [6] である。なお利用できるデータの制約のため、16 カ国を対象にして 1963 年度の計測を行なった。

計測結果を第 13 表に示す。(8-1) 式では、 $\log(R)$ の係数 r はすべて正であって R と F/A は正の相関があること、その相関は時とともに強くなっていることがわかる。

(5-1) 式は $\log(F/A) = \alpha_1 + \beta_1 \cdot \log(I)$ であり、比較のために再掲した。(8-1) 式と (5-1) 式を較べると、 F/A の決定については 1963 年と 1970 年には I の影響のほうが R の影響よりも強いが 1980 年には逆転していることがわかる。

つぎに (8-2) 式の計測結果をみよう。1963 年には Y/A の主たる決定要因は F/A であったといえる。しかし時とともに相対的に F/A の影響は弱くなり R の影響は強くなっている。

つぎに、参考のために掲載した (8-3) 式および (8-4) 式の解釈に移る。(8-3) 式はいずれも各 R_i の係数は正かつ有意であり、研究活動の増大は土地当たり経常財投入を増加させることを示している。また各回帰式のフィットは (8-1) 式に較べて良好であるが、このことは各 R_i が R と較べて説明変数として優っていることを示しているのか、それとも標本数が減ったぶんデータの精度が向上したことによるのか、この限りでは一義的に判断出来ない。

(8-4) 式ではいずれの R_i の係数も有意ではなく Y/A はほぼ F/A により決定されることを示している。その点では (8-2) 式における R のほうが t 値は大きく、研究活動も土地当たり肥料投入ほどではないが土地生産性の上昇に対して正の影響を与えることを表わしており、優っているといえよう。

いずれにせよここでは研究活動が土地当たり経常財投入および土地生産性の増大に対して正の影響を及ぼすこと、しかもその影響は近年ますます強くなっていることを確認した。

注(1) 農業における研究・開発投資についての計量経済学的研究では、例えば以下の業

績がある。Griliches [10] はアメリカの 39 州を対象として生産関数を計測することにより、研究・開発投資の生産弾力性は 0.59 であるがその限界報酬は 13 と高いことを示した。秋野 [1] は日本の生産関数の計測により、研究・普及活動への投資は、その生産弾力性は 0.15 であるがその限界報酬は 17.5 と高いことを示した。また個別の作物についての研究・開発投資では、Griliches [9] の hybrid corn に関する研究、秋野 [1] の水稻品種改良に関する研究、李 [20] の水稻新品種「統一」についての研究等がある。

- (2) 近年、菊池 [19] は、アジアにおける稲についての研究活動の 1 つの指標として「稲に関する論文数」を提唱した。
- (3) 大学は教育活動を行なうとともに研究活動を行なっている。したがって農業分野の学生定員数は農業研究活動の規模や予算とも関連しているであろう。それを農業労働者数で除することにより、農業労働者 1 人当たり研究活動を表わす代理変数であると考えた。

9. お わ り に

これまでの分析により明らかになった事実をまとめておく。

① 国際間の土地生産性の格差は主として、経済発展の遅れた地域では土地当たり労働投入量により決定されるが、経済発展が進むと土地当たり肥料投入量により決定される。

② 労働生産性の格差は、土地一労働比が比較的大きい地域では労働当たりトラクター投入量の影響が大きく、土地一労働比があまり大きくない地域では労働当たり肥料投入量の影響が大きい。

③ 土地当たり肥料投入量と労働当たりトラクター投入量に対して、経済発展水準が強い影響を及ぼすが、特に後者に与える影響が強い。

④ 農業生産技術については、対象とする全地域において、労働を節約し、経常財を使用する方向へ変化する傾向がみられた。

⑤ 1963 年から 1980 年にかけて、農業生産成長の主たる要因は、その資源賦存状況の如何にかかわらず、経常財の貢献であった。この傾向は今後ますます強くなるものと考えられる。

⑥ 先進地域（ヨーロッパ）においては、研究・開発・普及活動への投資が

農業生産性へ与える影響が大きいことが示唆された。

〔引用文献〕

- 〔1〕 秋野正勝『日本農業の成長の源泉』, 秋野正勝氏遺稿論文刊行会, 1981年。
- 〔2〕 Binswanger, H. "The Measurement of Technical Change Biases with Many Factors of Production", *American Economic Review*, 64 (December 1974).
- 〔3〕 荏開津典生, 茂野隆一「稲作生産関数の計測と均衡要素価格」(『農業経済研究』第54巻第2号, 1982年)。
- 〔4〕 荏開津典生, 茂野隆一「酪農の生産関数と均衡賃金」(『農業経済研究』第55巻第4号, 1984年)。
- 〔5〕 荏開津典生「農家の農業投資」(加藤譲, 荏開津典生編『インフレーションと日本農業』東大出版会, 1978年)。
- 〔6〕 Evenson, R. and Kislev, Y. *Agricultural research and Productivity*, Yale University Press, 1975.
- 〔7〕 FAO. *monthly bulletin of STATISTICS*, 各年版。
- 〔8〕 FAO. *Production Yearbook*, 各年版。
- 〔9〕 Griliches, Zvi. "Research costs and social Returns: hybrid corn and related innovations", *Journal of Political Economy*, Vol. 66, October 1958.
- 〔10〕 Griliches, Zvi. "Research expenditure, education and the aggregate agricultural production function", *Americaa Economic Review*, Vol. 54, December 1964.
- 〔11〕 Hayami, Yujiro and V.W. Ruttan. *Agricultural Development*, The Jhon Hopkins Press, 1971.
- 〔12〕 同, 改訂版, 1985.
- 〔13〕 速水佑次郎「農業発展の諸条件」(尾崎忠二郎編『後進国農業発展の諸条件』, アジア経済研究所, 1968年)。
- 〔14〕 Hicks, J. R. *The Theory of Wages*, 2nd ed., Mac Millan, 1963.
- 〔15〕 Johnston, J. *Econometric Method*, 3rd ed., Mc Graw-Hill, 1984.
- 〔16〕 Kawagoe, T. Hayami, Y, and Ruttan, V.W. *Agricultural Productivity Differencee among Countries Revisted*, 1983.

- [17] 川越俊彦「世界農業の生産構造と効率性」(『農業総合研究』第38巻第2号, 1984年)。
- [18] 川越俊彦「農業発展と誘発的技術変化」(『農業総合研究』第39巻第1号, 1985年)。
- [19] 菊池眞夫「農業試験研究投資の誘発機構」(『農業総合研究』第42巻第3号, 1988年)。
- [20] 李 勝男「農業試験研究・教育普及投資の経済分析——韓国「統一」品種の事例——」(崎浦誠治編『経済発展と農業開発』農林統計協会, 1985年)。
- [21] 世界銀行『世界開発報告』1982年版。
- [22] Schultz, T. W. 『教育の経済価値』(日本経済新聞社, 1963年)。
- [23] 篠浦 光『開発途上国の農業構造——植民地期におけるその形成過程を中心に——』(農業総合研究所特別研究「食生活及び食料需給の長期的展望」研究資料第3号, 1988年)。
- [24] UNESCO, *Statistical Yearbook*, 各年版。
- [25] Yamada, S. and Ruttan, V.W. *International Comparison of productivity in Agriculture* NBER, Studies in Income and Wealth, Vol. 44, 1980.
- [26] 山田三郎「アジア農業の生産性と生産構造——マクロ計量的国際比較——」(『東洋文化研究所紀要』第六十三冊, 1974年)。
- [27] 山田三郎「アジア農業の投入産出構造と発展のパターン——国際比較による各国の位置づけ——」(『アジア経済』第16巻第6号, 7号, 8号, 1975年)。

(研 究 員)

〔要 旨〕

農業生産性の国際比較分析

——資源賦存が農業技術選択に及ぼす影響を中心にして——

明 石 光 一 郎

本稿は、資源賦存と経済発展が農業技術進歩に及ぼす影響を明らかにすることにより、発展途上国の農業開発戦略に対して一つの示唆を与えることを目的としている。

そのために、異なる資源賦存と経済発展段階にあるアジア、アフリカ、ラテン・アメリカおよびヨーロッパを対象地域として取り上げて農業の投入と産出についての資料を作成し、生産性の国際比較を行なった。また、国際間の生産関数を計測することにより、農業技術変化のバイアスの方向を分析した。つぎに、生産関数の計測により得られた生産弾性値を使用して成長会計分析を行なうことにより、農業生産成長の要因を探索した。

以上の分析により得られた主要な結論は、対象地域の農業成長の大部分は土地単位面積当たり肥料増投に代表される生物学的技術進歩によるものであるということである。この結論が厳しい土地資源賦存下にあるアジアにおいてあてはまることは従来の研究により指摘されてきたことであるが、土地資源の豊富なラテン・アメリカにおいても、先進地域であり労働が希少な生産要素となったヨーロッパにおいてもあてはまることが確認された。さらに、生物学的技術進歩を可能ならしめる研究・開発・普及活動への投資が農業の生産性に貢献することが指摘された。とくにヨーロッパにおいて生産性上昇に対する研究・開発・普及活動への投資の影響が大きいことが示唆された。逆にアフリカにおいては、農業者1人当たり土地面積が減少しているにもかかわらず生物学的技術進歩は不十分なものであり、そのため農業生産性の上昇率は小さかった。

したがって、発展途上国が選択する農業成長政策としては、生物学的技術進歩を推進する研究・開発・普及のための組織の確立および拡充、肥料等の経常投入財の相対価格を低下させること、経常投入財の価格低下をすみやかに生産者へ伝達させうる市場機構の整備が効果的である。