

Title	中国農業の生産関数分析
Sub Title	An analysis of agricultural production functions for the people's republic of China
Author	施, 礼河 白砂, 堤津耶
Publisher	慶應義塾経済学会
Publication year	1984
Jtitle	三田学会雑誌 (Keio journal of economics). Vol.77, No.5 (1984. 12) ,p.643(69)- 666(92)
JaLC DOI	10.14991/001.19841201-0069
Abstract	
Notes	論説
Genre	Journal Article
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19841201-0069">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234610-19841201-0069</a>

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

# 中国農業の生産関数分析\*

施 礼 河  
白 砂 堤津耶

## 〔目 次〕

1. はじめに
2. 中国農業の現状
3. 生産関数の定式化
4. データの説明
5. 生産関数の計測結果
6. 総合生産性の測定
7. 限界生産力の測定
8. 結論と要約

補論 1. 荏開津 = 茂野モデルによる中国農業の生産関数の計測

補論 2. 集計的なコブ・ダグラス型農業生産関数についての若干の問題点

## 1. はじめに

本稿の目的は、1980年における中国の農業生産関数を計測し、その投入・産出構造を計量分析のベースで明らかにすると共に、若干の政策的含意を示唆することにある。

中国では、社会主義体制の下「農業を基礎とし、工業を導き手とする」所謂「農業基礎論」<sup>(2)</sup>に従って国民経済の発展計画が組まれてきた。その後、農業は「4つの現代化」<sup>(3)</sup>の1つにも掲げられ、「文化大革命」以後の1978年頃から実験的に導入され始めた「農業生産責任制」は、各生産隊に自主性を与え、農村に生産意欲の向上をもたらしていることが報告されている。このような新たな展

\* 本分析の過程で、小尾恵一郎教授から懇切な指導を受けた。更に、鈴木諒一教授、西川俊作教授並びに KEO (Keio Economic Observatory) のメンバーの方々から有益なコメントを戴いた。此処に深甚な謝意を表する次第である。言うまでもなく、本稿において残された誤謬はすべて筆者に帰するものである。

注(1) 生産関数は、投入と産出の間の技術的關係を表わすもので、本稿の特徴は生産関数を分析用具としている点にある。生産関数の概念については、Chenery[13]、尾崎巖[4]に詳しい。

(2) 農業基礎論は、1959年の中国共産党第8期第8回中央委員会総会で毛沢東が提起し、1962年9月の第8期第10回中央委員会で合意を得たものである。

(3) 4つの現代化とは、今世紀内に農業、工業、国防、科学技術の現代化を実現し、中国の国民経済を世界の前列に加える構想であり、1975年の第4期全国人民大会で周恩來が提唱した。また、華国鋒体制下の1978年に制定された新憲法の前文にも、4つの現代化が国是として謳われている。

開の中で、中国政府は、2000年までに工農業生産の4倍増を目標とする「翻兩番」の計画を発表し、<sup>(4)</sup>新しい社会主義経済のモデル造りを指向し始めた。

本稿では、中国農業の現状を次節でより詳細に考察した上で、「翻兩番」の基準年度でもある1980年において、コブ・ダグラス型生産関数による中国農業のクロス・セクション分析を行い、29省・市・自治区別の総合生産性及び農業労働力の限界生産力も合わせて測定し、実証的な見地から中国農業の生産構造に接近して行きたい。

## 2. 中国農業の現状

中国の国土面積は、日本の約25倍で、ソ連、カナダに次いで世界第3位である。しかし、耕地面

第1図 中国の地域区分



注(4) 「翻兩番」目標は、1981年末の第5期全国人民代表大会で、趙紫陽首相が提言した。特徴的なのは、エネルギーが2倍増で、4倍増の工農業生産を目指すところにある。

中国農業の生産関数分析

積は、国土面積の約10.4%に過ぎず、また、人口の趨勢的増加で、1人当たり耕地面積は、顕著な減少傾向にある。因に、耕地面積の約90%は、人民公社に、残りの10%が国营農場と自留地に属している。

中国は、第1図のように、制度上22省（台湾を含む）・3市・5自治区から構成されている。おおむね北部は寒冷で南部は温暖な気候であり、西部が乾燥地帯であるのに対して東部は平野に富み、生存条件に適し、人口の大部分が集中している。従って、中国では、このような自然条件の下で、各地域毎にある程度の適地適作が行われていると考えられる。第1表は、1980年の主要農作物の作付面積構成を29省・市・自治区別に示したものである。

第1表 主要農作物の作付面積構成（1980年） (%)

		米	小麦	トウモロコシ	大豆	綿花
1	北	8.2	29.5	31.0	1.3	0.3
2	天	9.7	29.3	25.5	3.5	1.3
3	河	1.5	29.4	29.9	2.8	5.8
4	山	0.3	22.7	17.0	3.2	5.1
5	内	0.3	19.5	13.3	3.5	0
6	遼	9.8	1.0	35.9	12.0	1.0
7	吉	6.1	3.3	40.4	13.4	0
8	黒	2.4	24.5	21.9	18.9	0
9	上	42.6	7.1	1.4	0.2	14.5
10	江	33.2	21.7	4.8	2.9	7.8
11	浙	59.9	7.7	1.6	1.7	2.6
12	安	29.2	25.0	2.1	8.0	4.2
13	福	64.7	5.6	0	2.2	0
14	江	72.5	2.6	0.1	2.5	2.3
15	山	1.6	33.2	19.4	3.8	6.7
16	河	34.5	9.9	1.2	23.8	5.5
17	湖	18.6	5.6	0.2	63.6	8.3
18	湖	30.3	5.6	0.2	2.7	3.0
19	広	63.1	3.6	0.7	0	0
20	広	58.5	0.9	11.3	3.7	0
21	四	25.6	18.1	13.4	1.4	2.1
22	貴	26.1	11.3	24.2	3.7	0.1
23	雲	24.5	14.0	2.6	0.1	0.1
24	チ	0	25.3	0.6	0.3	0
25	陝	3.1	30.6	20.7	4.1	4.6
26	甘	0.1	40.0	9.2	0.9	0.2
27	青	0	37.3	0	0	0
28	寧	5.1	31.8	3.1	2.3	0
29	新	3.4	16.4	19.0	0.5	7.8
1952年	全地域	20.1	17.5	8.9	8.3	3.9
1957年	全地域	20.5	17.5	9.5	8.1	3.7
1962年	全地域	19.2	17.2	9.1	6.8	2.5
1965年	全地域	20.8	17.2	10.9	6.0	3.5
1970年	全地域	22.5	17.7	11.0	5.8	3.5
1975年	全地域	23.9	18.5	12.4	4.7	3.3
1980年	全地域	23.1	20.0	13.9	4.9	3.4

(出所) 『中国農業年鑑』1981年版, 1980年版。

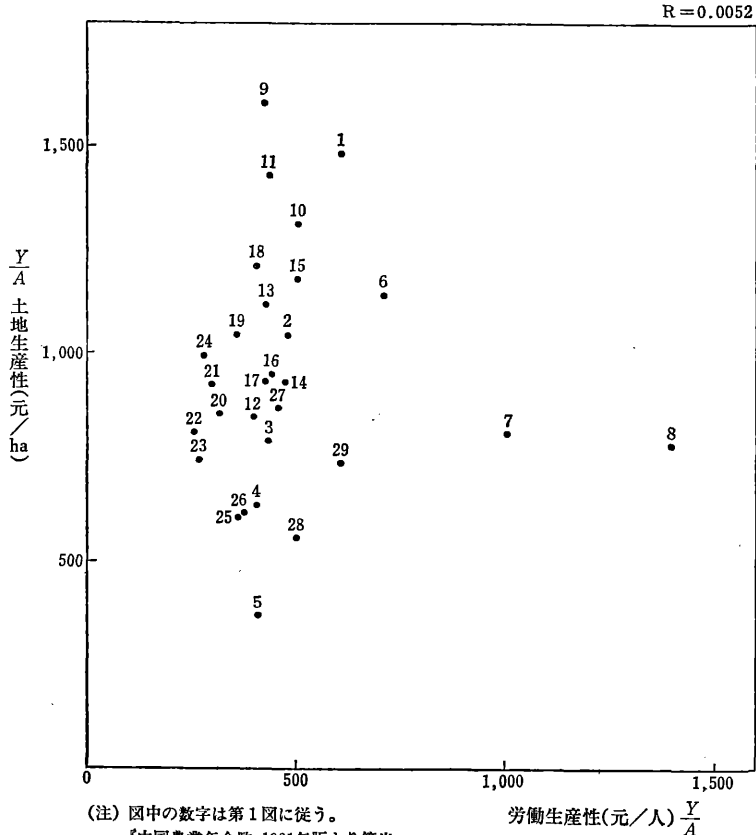
歴史的には、中国政府は、1949年の新中国樹立以来、旧来の封建的土地所有制を改革し、農業の集団化は「農業生産互助組」に始まり、初級から高級に至る「農業生産合作社」を経て、1958年には行政の末端単位として工・農・商・学・兵を統一管理する「人民公社」に結実した。このような農業集団化の過程で、水利化を軸に、電化、機械化、化学化の4つを通じて、生産性の向上を推進してきた。ここで、農業総生産額の推移を考察するために、1950年から1980年までのその増加率を計算してみた。第2表によれば、自然災害等で下降した5年を除いて、農業総生産額は著増しており、年平均増加率は4.4%にも及んでいる。また、1980年の農業総生産額は2,106億元（1980年不変価格）で、1949年のそれに較べて3.8倍も増加し、食糧総生産量

第2表 農業総生産額の増加率（%）

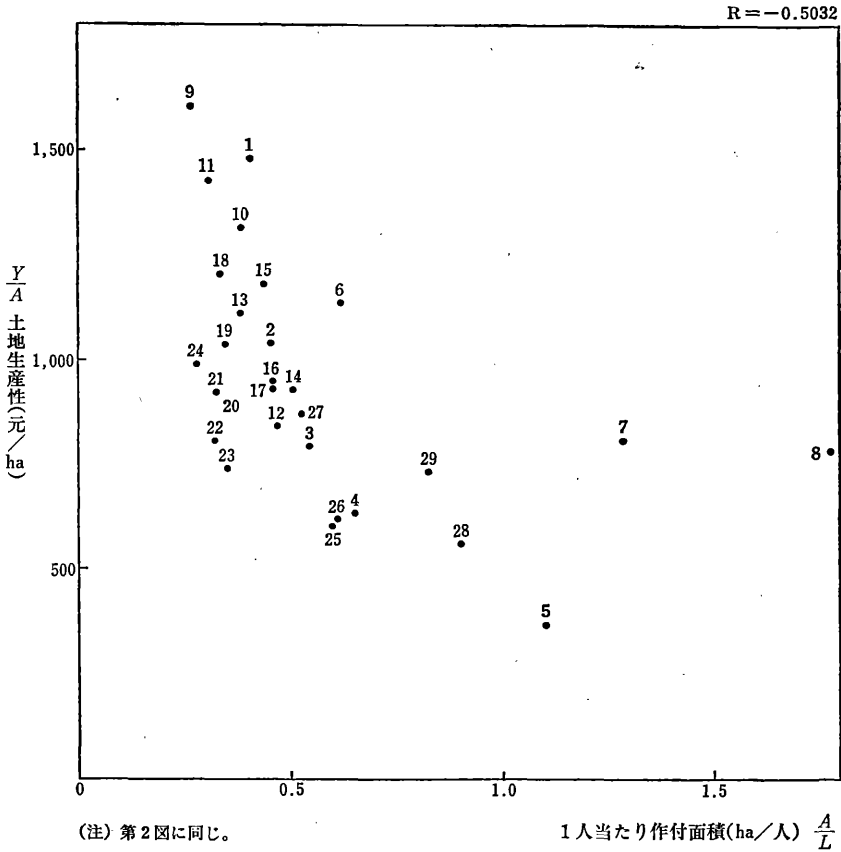
年	増加率	年	増加率
1950	復興期 17.5	1966	文革前期 8.6
1951	9.4	1967	1.5
1952	15.5	1968	-2.5
1953	3.1	1969	1.1
1954	3.4	1970	11.5
1955	7.8	1971	文革後期 3.1
1956	4.9	1972	-0.2
1957	3.6	1973	8.5
1958	2.5	1974	4.1
1959	-13.7	1975	4.6
1960	-12.5	1976	2.5
1961	-2.6	1977	1.7
1962	6.4	1978	華・鄧期 9.0
1963	11.6	1979	8.6
1964	13.5	1980	2.7
1965	8.3	平均	4.4

（注）『中国農業年鑑』  
1980年版、1981年版より算出。

第2図 土地生産性と労働生産性の地域間比較



第3図 土地生産性と1人当たり作付面積の比較



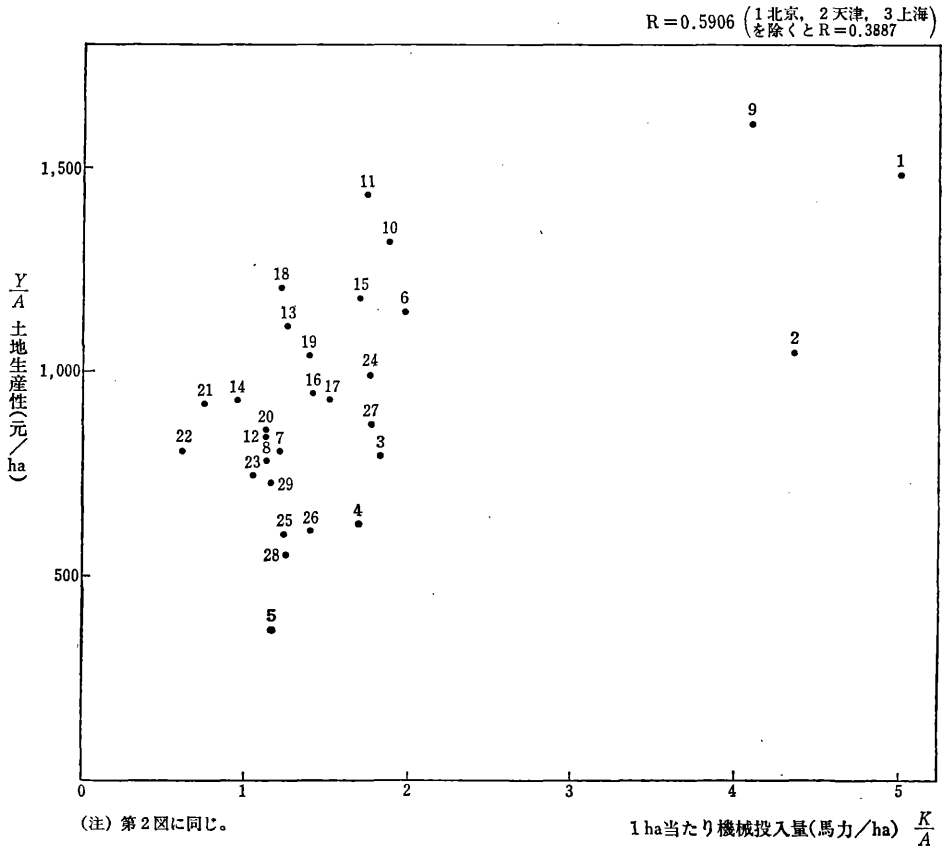
に關しても、この間2.8倍増となっている。

さて、第2図～第5図は、1980年の29省・市・自治区間の部分生産性を比較すべく、土地生産性を縦軸に、横軸には労働生産性(第2図)、1人当たり作付面積(第3図)、1ha当たり機械投入量(第4図)、1ha当たり化学肥料投入量(第5図)を採り、相関係数(R)を求めたものである。なお、縦軸に土地生産性を採ったのは、一定の土地からの収穫量といった意味で、ある種の農業技術の水準を示す指標と考えたからである。

まず、縦軸の土地生産性に関して見れば、上海、北京の都市部で高く、乾燥地域の内蒙古で最低となっており、概して、土地生産性のばらつきは大であることが知られる。

第2図では、労働生産性の各省・市・自治区間の格差は、一部を除くと(黒竜江、吉林で高い値を示す)、土地生産性の格差に較べて小さく、また相関は殆ど認められなかった。次に第3図では、土地生産性と1人当たり作付面積の間に負相関が確認され、他方、第4図では、土地生産性と1ha当

第4図 土地生産性と1ha当たり機械投入量の地域比較



(5) たり機械投入量の間(5)に正相関が確認された。さらに第5図では、土地生産性と1ha当たり化学肥料投入量の相関係数が0.8620を示し、化学肥料投入量の格差が、土地生産性の格差の大きな説明要因となっていることを示唆している。

最後に、生産関数の計測を行う1980年は、第3表からも把握できるように、かなりの天候不順の年であり、北方では長期の早魃、長江の中・下流域では春から夏の農作物生育期に低温多雨の被害を受けた。(6)従って、1980年の食糧総生産量は、前年度比4.2%の減産になったことを付言しておく。

### 3. 生産関数の定式化

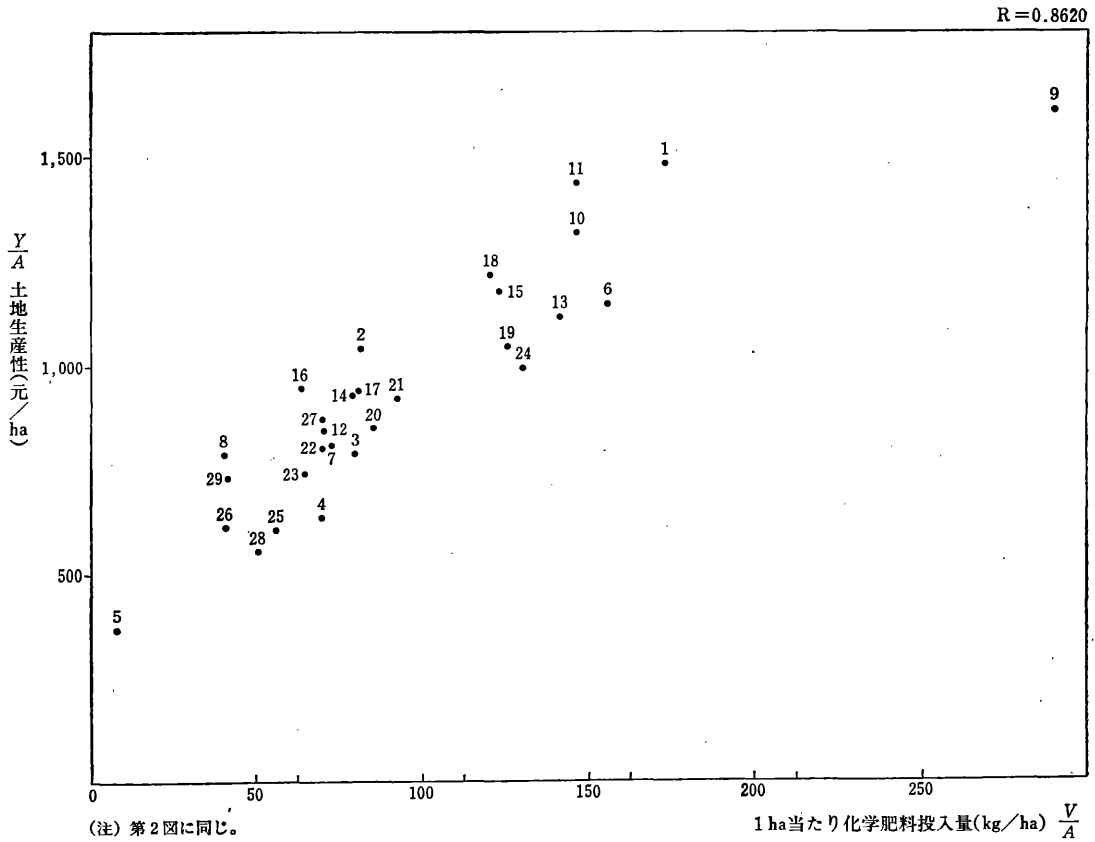
農業の生産関数を特定化するための研究は、フォン・チューネン、ヴィクセル以来、幾多の実証

注(5) 北京、天津、上海の都市部を除くと、土地生産性と1ha当たり機械投入量の大した正相関は認められず、この点の問題については、第5節で議論を展開する。

(6) 但し、農業総生産額は前年度比2.7%増であった。

中国農業の生産関数分析

第5図 土地生産性と1ha当たり化学肥料投入量の地域間比較



第3表 29省・市・自治区別の食糧生産の動向 (1980年)

1979年に対する増減	省・市・自治区
増産 (10)	四川・広東・福建・広西・甘肅 寧夏・青海・雲南・貴州・チベット
比較的大きな減産 (12)	河北・陝西・山西・内モンゴ・天津 北京・湖北・江蘇・湖南・浙江 安徽・上海
平年作ないしやや減産 (7)	黒竜江・吉林・遼寧・山東・河南 江西・新疆

(出所) 『人民日報』1980年12月27日。

的研究を経て、コブ・ダグラス型生産関数の経験的妥当性が認められている。(7) 本稿では、これらの

注(7) 日本でも、神谷慶治[5]の先駆的研究以来、コブ・ダグラス型生産関数を用いた農業の実証的研究がなされてきた。これ等を展望した論文に、荏開津典生・石田正昭[1]、土屋圭造[7]等がある。



先験的な情報に基づき、コブ・ダグラス型生産関数を用いて計測を行うことにする。<sup>(8)</sup>

農業の生産関数を計測する場合問題となるのが、多重共線性である。農業の生産関数は他の分野における生産関数と異なり、最低4つの説明変数を必要とする。即ち、農業労働力、資本、肥料・農薬等の経常投入財及び土地の4つである。このため多重共線性の発生する可能性が高く、推定パラメタが不安定になり易い。この問題は、根本的には解決されておらず、計測に際しては充分注意を払う必要がある。

モデル I

モデル I の定式化は以下のように行う。

$$Y = aL^{\alpha_L}K^{\alpha_K}V^{\alpha_V}M^{\alpha_M}A^{\alpha_A} \dots \dots \dots (1)$$

但し、 $X$  : 農業総生産額、 $L$  : 農業労働力、 $K$  : 農業機械総動力数、 $V$  : 化学肥料投入量、 $M$  : 農用役畜総頭数、 $A$  : 作付面積である。<sup>(9)</sup> $\alpha_L, \alpha_K, \alpha_V, \alpha_M, \alpha_A$  は、各々の生産要素の生産弾性値であり、 $a$  は定数項である。なお、 $K, M$  は資本としての、 $V$  は経常投入財としての代理変数の機能を果たすと言えよう。

モデル II

モデル II は、農業生産関数の中では最も一般的な定式化であり、モデル I から  $M$  を除いたものである。その根拠は、資本の代理変数を  $K, M$  の 2 つから  $K$  のみにした方が好ましいと考えたからである。また、第 5 節の計測結果で述べるように、パラメタ  $\alpha_M$  が統計的に有意で有りえなかったことも理由の 1 つである。

次式が、モデル II の定式化である。

$$Y = aL^{\alpha_L}K^{\alpha_K}V^{\alpha_V}A^{\alpha_A} \dots \dots \dots (2)$$

モデル III

注(8) Marschak = Andrews [18] によって、生産関数の直接推定は、バイアスを持つ可能性の強いことが最初に指摘されて以来、Hock[15]、辻村江太郎 = 渡部経彦[7]によっても同様の問題提起がなされてきた。一方、Griliches[14]は、生産関数の定式化が良好で、体系内の他の方程式に大きな攪乱があると同時方程式バイアスは小さいことを述べ、新谷正彦[6]もその方向で農業生産関数の直接推定を行っている。また、浜田文雅 = 千田亮吉[11]は、直接推定が可能な条件の 1 つとして、生産関数がたとえモンテカルロとしてしか測れない場合でも、決定係数がある程度満足できる値 (Ex. 0.95 以上) であるならば、推定値のバイアスは、それほど深刻ではないとしている。従って、本稿では、投入と産出以外には、要素価格等についてのデータは入手できず、コブ・ダグラス型生産関数の直接推定が、最良の推定方法として容認されよう。

なお、集計データによるコブ・ダグラス型生産関数の推定は、若干の問題点を含んでおり、これについては、補論 2 で言及する。

(9) 29 省・市・自治区別の耕地面積のデータは、1980 年については入手不可能であり、代って作付面積を説明変数として用いた。

中国農業の生産関数分析

モデルⅢでは、中国農業の投入・産出構造における収穫不変を仮定し、1次同次の制約を課して、生産関数を次の土地生産性関数に定式化する。

$$\frac{Y}{A} = a \left(\frac{L}{A}\right)^{\alpha_L} \left(\frac{K}{A}\right)^{\alpha_K} \left(\frac{V}{A}\right)^{\alpha_V} \dots\dots\dots(3)$$

ところで、(3)式は以下のようにも書ける。

$$Y = aL^{\alpha_L} K^{\alpha_K} V^{\alpha_V} M^{\alpha_M}$$

$$\alpha_A = 1 - (\alpha_L + \alpha_K + \alpha_V)$$

(3)式の定式化は、(2)式と違って帰納的に収穫逓増か、収穫逓減か、あるいは収穫不変か判断することはできないが、(3)式は(2)式に較べて多重共線性の可能性が小さく、その意味で良好な推定結果が期待される。更に、(3)式のパラメタの推定結果が、(2)式のそれに近似したものであるならば、(2)式の定式化を充分支持すると思われる。

モデルⅣ

モデルⅣでは、地区別ダミー変数を採用して以下のようなモデルを設定する。

$$Y = aL^{\alpha_L} K^{\alpha_K} V^{\alpha_V} A^{\alpha_A} \exp\left(\sum_{i=1}^8 d_i D_i\right) \dots\dots\dots(4)$$

日本農業の生産関数の計測については、鳥居泰彦〔9〕の研究以来、農業生産に深く係わる気候条件、地理的条件、社会経済的条件、等を考慮する意味で、地域差ダミー変数の導入が一般的となっている。中国農業の場合、その耕地の分布は非常に大きく、北部と南部、内陸部と沿海部では、自然条件は全く異質である。従って、モデルⅣでは、中国が地理的な制度上9地区に分かれていることから、西南地区を基準地区として、第4表のように地区別ダミー変数を採用する。

第4表 中国の地区別ダミー変数

ダミー変数	地区	省・市・自治区
D <sub>1</sub>	東 北	遼寧 吉林 黒竜江
D <sub>2</sub>	華 北	北京 天津 河北 山西 山東 河南
D <sub>3</sub>	華 東	上海 江蘇 浙江 安徽
D <sub>4</sub>	華 中	江西 湖北 湖南
D <sub>5</sub>	華 南	福建 広東 広西
D <sub>6</sub>	内 蒙	古 内 蒙 古
D <sub>7</sub>	西 北	陝西 甘肅 青海 寧夏 新疆
D <sub>8</sub>	チベット	チベット
基準地区	西 南	四川 貴州 雲南

モデルⅤ

農業生産は、他の産業と違って自然的要因が与える影響が多である。そして、それ等の要因は

無数に近いほど存在するが、モデルVでは各省・市・自治区別の年平均気温( $T$ )と年降水量( $W$ )の2変数を生産関数の説明変数として取り入れることにする。次式が、モデルVの定式化である。

$$Y = aL^{\alpha_L} K^{\alpha_K} V^{\alpha_V} A^{\alpha_A} \exp(\beta_1 T + \beta_2 W) \dots\dots\dots(5)$$

しかし、中国農業の場合、先の第1表からも理解されるように、各々の自然条件を考慮し、各省・市・自治区毎に適地適作が行われていると考えられる。この点については、充分留意しておく必要がある。

#### モデルVI

モデルVIは、モデルVと同様の観点から、自然的要因を生産関数の中に加味するため、主成分分析(principal component analysis)を用いて、2つの指数( $Z1$ ,  $Z2$ )を作成し、モデルに加えた。この2つの指数は、中国の29省・市・自治区毎の自然条件を表わすものであり、年平均気温( $T$ )、年降水量( $W$ )、日照率( $S$ )、無霜日( $F$ )の4つのデータから、主成分分析によって指数化を行った。 $Z1$ が第1主成分から、 $Z2$ が第2主成分から作成された指数である。因に、主成分分析は、多変量間の相関関係に着目して、これ等の変量間に共通する要素を抽出する操作であり、この分析によって農業生産に係わる中国の自然的要因をでき得る限り簡明な数値で捉えることが期待される。以下が、モデルVIである。

$$Y = aL^{\alpha_L} K^{\alpha_K} V^{\alpha_V} A^{\alpha_A} \exp(\gamma_1 Z1 + \gamma_2 Z2) \dots\dots\dots(6)$$

### 4. データの説明

データは、『中国農業年鑑』(1981版)の29省・市・自治区別クロス・セクション・データである。中国の場合、公表データが非常に限られており、現段階では先のモデルに対応するデータは1980年しか得られず、それもデータの一部を推計し加工しなければならなかった。本来ならば、クロス・セクション分析の計測年度を重ねることにより、推定されたパラメタの安定性、等をチェックするという方法で、自律度の高い生産関数を構築すべきであるが、本稿ではデータの制約上、それは不可能であった。従って、今回の計測は、1980年、1年度だけのデータに依存することになる。

次に、個々のデータの説明に移りたい。

$Y$ ：農業総生産額(百万元)は、狭義(「小農業」)のものである。中国の広義(「大農業」)の農業総生産額は、林業、牧畜業、漁業、副業の生産額も含んでいるため、 $Y$ はこれ等の生産額を控除した狭義の農業総生産額である。

注(10) 1980年における広義の農業総生産額の構成は、農業64.3%、林業3.1%、牧畜業14.2%、漁業1.3%、副業17.1%となっている。また狭義の農業生産額の比重は、82.5%(1949年)、80.6%(1957年)、75.8%(1965年)、74.7%(1970年)、72.5%(1975年)、66.9%(1979年)と減少の一途を辿り、代って、副業の比重が漸増している。

中国農業の生産関数分析

第5表 中国の自然条件に関するデータ

省・市・自治区	標高 (H)	年平均気温 (T)	年降水量 (W)	日照率 (S)	無霜日 (F)	第1主成分 (Z1)	第2主成分 (Z2)
	(m)	(°C)	(mm)	(%)	(日)		
1 北 京	31.2	11.5	653.6	63	177	730.0	62.85
2 天 津	3.3	12.3	573.9	62	201	680.8	65.54
3 河 北	81.8	12.9	570.4	62	199	676.2	65.35
4 山 西	777.9	9.4	463.9	60	169	547.2	58.14
5 内 蒙 古	1063.0	5.8	421.4	67	130	460.8	54.05
6 遼 寧	41.6	7.8	738.4	58	150	783.7	56.41
7 吉 林	236.8	4.9	592.6	60	147	641.2	54.83
8 黒 竜 江	171.7	3.6	520.6	60	140	566.5	52.82
9 上 海	4.5	15.7	1114.5	46	218	1215.8	66.70
10 江 蘇	8.9	15.4	1031.6	49	226	1143.6	68.42
11 浙 江	7.2	16.2	1395.6	43	246	1506.3	72.21
12 安 徽	23.6	15.7	984.1	49	226	1099.9	68.08
13 福 建	84.0	19.6	1352.1	42	325	1545.8	84.16
14 江 西	46.7	17.5	1588.3	43	227	1668.0	71.36
15 山 東	51.6	14.3	684.3	62	218	801.4	69.57
16 江 南	110.4	14.2	642.9	54	214	766.2	65.08
17 湖 北	23.3	16.3	1189.7	47	239	1305.3	71.12
18 湖 南	44.9	17.2	1388.3	44	273	1525.5	76.91
19 廣 東	6.3	21.8	1701.1	43	342	1886.8	90.78
20 廣 西	72.2	21.6	1300.4	41	334	1509.3	85.12
21 四 川	505.9	16.2	949.0	28	282	1140.2	67.17
22 貴 州	1071.2	15.3	1177.8	31	268	1335.3	68.15
23 雲 南	1891.4	14.7	1010.2	56	227	1117.8	71.27
24 チベット	3658.0	7.6	443.1	68	139	490.4	56.48
25 陝 西	396.9	13.4	582.5	46	207	709.9	59.80
26 甘 肅	1517.2	9.1	332.4	59	167	424.1	56.18
27 青 海	2261.2	5.7	371.8	62	131	420.2	51.55
28 寧 夏	1111.5	8.5	206.4	68	169	300.6	59.15
29 新 疆	653.5	7.3	195.3	63	177	301.3	57.78

(出所) 第2図に同じ。

L: 農業労働力(万人)は、人民公社と国营農場の労働力から林業、牧畜業、漁業、副業に従事する労働力を差し引いた数値である。

K: 農業機械総動力数(万馬力)は、農業生産に用いた機械の総馬力数である。

V: 化学肥料投入量(万トン)は、農業生産で投下された化学肥料を成分量で換算したものである。

M: 農用役畜頭数(万頭)は、農業で利用された役畜の総頭数である。ただし、Mに関しては1980年の公表データが存在せず、次式によってその推計を行う。

$$\text{農用役畜頭数(1980年)の推計値} = \text{農民役畜頭数(1979年)} \times \frac{\text{大家畜頭数(1980年)}}{\text{大家畜頭数(1979年)}}$$

A: 作付面積(万ha)は、29省・市・自治区別に各作物の作付面積をアグリゲートしたものである。その際、その他の作付面積が全数のみ存在しているため、これを先にアグリゲートした数値でウェイトして、29省・市・自治区別に分配し、推計した。

次に、 $H$ ：標高(m)， $T$ ：年平均気温( $^{\circ}\text{C}$ )， $W$ ：年降水量(mm)， $S$ ：日照率(%)， $F$ ：無霜日(日)は、同様に『中国農業年鑑』(1981年版)によるもので、1959～1979年の21年間の平均値であり、その観測地点は各地域の省都である。第5表が、これ等一連の自然条件に関するデータと主成分分析<sup>(11)</sup>によって指数化された数値 $Z1$ 、 $Z2$ である。

### 5. 生産関数の計測結果

第3節で定式化したモデルI～VIを、対数変換し、最小二乗法によってパラメタを推定した結果が第6表である。回帰式の計測結果について、回帰式の当て嵌まり、推定パラメタの有意性、及び推定値の理論との整合性、等をモデルIから順を追って吟味していきたい。

まずモデルIでは $L$ 、 $V$ 、 $A$ の生産弾性値の推定値に関しては、良好な結果が得られたが、 $K$ と $M$ については、有意ではなく、殊に $M$ の生産弾性値は0.0020と極度に小さい値を示した。一方、生産弾性値の総和は0.9932で、計測された生産関数は、ほぼ一次同次と見做される。また、これは中国農業において、規模の経済性の存在しないことを意味する。

第6表 生産関数の計測結果

変数	パラメタ	モデルI	モデルII	モデルIII	モデルIV	モデルV	モデルVI
const.	$\ln a$	2.6443 (6.533)	2.6434 (6.690)	2.5803 (14.627)	2.7045 (4.620)	2.4438 (7.007)	2.9256 (6.032)
$\ln L$	$\alpha_L$	0.2220 (2.480)	0.2229 (2.708)	0.2273 (2.949)	0.1957 (0.923)	0.3700 (3.339)	0.1954 (1.900)
$\ln K$	$\alpha_K$	0.1637 (1.483)	0.1621 (1.706)	0.1728 (2.367)	0.0903 (0.558)	0.2127 (2.455)	0.2230 (2.195)
$\ln V$	$\alpha_V$	0.2407 (3.493)	0.2397 (4.070)	0.2349 (4.573)	0.3042 (2.100)	0.2157 (3.863)	0.2013 (3.107)
$\ln M$	$\alpha_M$	0.0020 (0.029)					
$\ln A$	$\alpha_A$	0.3648 (2.651)	0.3678 (3.998)	0.3650	0.4100 (3.005)	0.2343 (2.240)	0.3741 (3.686)
$T$	$\beta_1$					-0.0428 (-2.985)	
$W$	$\beta_2$					0.0004 (2.974)	
$Z1$	$\gamma_1$						0.0003 (1.774)
$Z2$	$\gamma_2$						-0.0103 (-1.441)
$\bar{R}^2$		0.9718	0.9730	0.7248	0.9821	0.9804	0.9743
$\Sigma \alpha$		0.9932	0.9925	1.0000	1.0002	1.0327	0.9938

注) ( ) 内の数値は  $t$  値であり、 $\bar{R}^2$  は自由度修正済決定係数である。

注(11) 第1主成分( $Z1$ )による寄与率は87.1%で、第2主成分( $Z2$ )まで含めた累積寄与率は94.0%である。

中国農業の生産関数分析

さて、各々の変数間の相関係数を計算した結果は、以下のようである。

	ln Y	ln L	ln K	ln V	ln M	ln A
ln Y	1.0000					
ln L	0.9405	1.0000				
ln K	0.9216	0.8289	1.0000			
ln V	0.9323	0.8712	0.8690	1.0000		
ln M	0.6186	0.6695	0.4754	0.4155	1.0000	
ln A	0.9527	0.9028	0.8947	0.8372	0.7435	1.0000

この相関行列の観察より、lnY との相関は、lnM の 0.6186 を除いて、総て 0.9 以上と高い値を示していることが判る。だが、他の説明変数間の相関係数も、lnA と lnL の 0.9028 のようにかなり高く、多重共線性のリスクが考えられる。

次に、モデルⅡに移ることにする。モデルⅡは、モデルⅠから説明変数Mを落した定式化で、t 値が総てのパラメタで上昇していることが確認される。Kの生産弾性値の他は、有意水準1%で有意であり、統計的には極めて良好なフィットを示している。また、生産弾性値の総和も、0.9925 とほぼ1に近似している。

モデルⅢは、モデルⅡに1次同次の制約を課した土地生産性関数である、 $\bar{R}^2$  は、0.7248 と若干低下したが、説明変数間の相関は、以下の相関行列が示すように非常に小さくなっている。従って、多重共線性のリスクは、かなり低下したと考えられる。

	ln $\frac{Y}{A}$	ln $\frac{L}{A}$	ln $\frac{K}{A}$	ln $\frac{V}{A}$
ln $\frac{Y}{A}$	1.0000			
ln $\frac{L}{A}$	0.6246	1.0000		
ln $\frac{K}{A}$	0.5048	0.1810	1.0000	
ln $\frac{V}{A}$	0.7818	0.4624	0.3693	1.0000

モデルⅢで推定された生産弾性値は、モデルⅡの結果と殆ど差異が無く、t 値も総てのパラメタで上昇していることから、モデルⅢは、モデルⅡの計測結果を十分に支持すると言えよう。

モデルⅣは、モデルⅡに中国の地区別ダミー変数を加えた定式化である。ダミー変数の推定結果は省略するが、モデルⅠ～Ⅲと比較して、t 値が大幅に低下している。日本の農業生産関数の場合、ダミー変数を加えることにより、他のパラメタが有意になることが多いのに対して、今回の中国の農業生産関数においては、その逆の結果となった。しかしながら、中国のダミー変数の導入方法については、更に研究の余地があると思われる。従って、モデルⅣでは、その一例を掲げたに止ると言えよう。

モデルⅤでは、生産関数に自然的要因を加味すべく年平均気温(T)と年降水量(W)を説明変数の中に加えた。計測結果によれば、 $\bar{R}^2$  は6つのモデル中最大であり、TとWのパラメタも1%の有

意水準で有意である。けれども  $T$  のパラメタが負値を示し、理論との整合性を明らかに欠くことになり、最終的なモデルには採択し難い結果となった。

モデルVIは、モデルVと同様、中国の自然的要因について、主成分分析を通じ2つの指数を作成し、生産関数に導入した定式化である。新しく加えた  $Z_1$ ,  $Z_2$  に対応するパラメタの  $t$  値は、各々5%と10%の有意水準で有意であり、自然的要因をある程度生産関数内に取り入れることに成功したと言えよう。反面、他の生産弾性値の  $t$  値は、モデルII・IIIに較べて見劣りし、不満を残す結果となった。

以上、モデルI～VIの計測結果を踏まえて、第6節の総合生産性及び第7節の限界生産力を測定する際の最終モデルとして、モデルIIを採用することに決定する。モデルIIは、農業労働力の限界生産力を測定する際の基礎となる  $L$  の生産弾性値が、1%の有意水準で有意であり、更に、モデルIIIの土地生産性関数によってもパラメタの安定性が保障されており、それゆえ、十分な説明力と信頼性を有していると言えよう。

最後に、モデルIIの生産弾性値の計測結果から、中国農業の生産構造について考察し、若干のインプリケーションを記しておこう。

まず、 $A$  の生産弾性値は、0.3678と生産要素中最大であることが観察される。これは、中国農業において、土地の貢献度が大きであると同時に、土地が最大の稀少要因であることをインプリシットに示していると言えよう。

次いで  $V$  が 0.2397,  $L$  が 0.2229 という大きさの順で、 $V$  の生産弾性値が  $L$  のそれより大である点が特徴的である。この観察事実及び第5図で土地生産性と1ha当たり化学肥料投入量の高いに高い正相間が認められたことの双方から見て、化学肥料の有用性が指摘される。また、近年化学肥料投下量は顕著に増大しているが、国際的には単位面積当たりの投下量は極めて低く、今後の化学肥料の増投が、収量の増大をもたらすと予想される<sup>(12)</sup>。しかし反面、 $A$  と  $V$  の生産弾性値の大きさが1位と2位であることから、中国の農業技術が土地節約的・肥料使用的な方向にやや偏っていると思われる。

さて、 $L$  の生産弾性値は相性的に小であり、中国農業の現況を考慮すると、農業労働力の過剰が推察される。だが、生産弾性値が小であることと過剰労働力の存在性は、一義的に関係づけることはできず、この点については、第7節の限界生産力の測定を通じて議論を展開する。

■  $K$  の生産弾性値は、0.1621と生産要素中最小であり、また、先の第4図からも判るように、明ら

注(12) 中国の化学肥料投入量は、時系列上で、7.8万t(1952年)、194.2万t(1965年)、488.0万t(1978年)、1269.4万t(1980年)と著増している。しかし、1tの食糧を生産するのに投下される化学肥料が、フランス400kg以上、日本300kg以上、アメリカ200kg以上であるのに対して、中国では100kgに満たないと游仲勲[12]は記している。

(13) 農業労働力は、1952年の17,317万人から1980年の30,211万人へと1.74倍も増加している。一方、この間耕地面積は、寧ろ減少気味に推移している。

### 中国農業の生産関数分析

かに労働力が過剰である都市部（1. 北京, 2. 天津, 9. 上海）に多くの農業機械が投入され、機械が労働力と代替の関係になっておらず、更に、北京, 天津, 上海の3市を除いた土地生産性と1ha当たり機械投入量の相関係数が0.3887と低く観察されることから、中国の農業機械が効果的に利用<sup>(14)</sup>されておらず、相性的に生産に対する貢献度が小さいことが示唆される。従って、農業機械の配置に計画性を持たせ、効率的に利用するための技術的・環境的条件を整備することが要請される。これが、今後の中国農業経済を発展させる重要な課題であると言えよう。

### 6. 総合生産性の測定

ここでは、モデルⅡを変形し、次式から生産関数の計測に用いたデータを使用して、29省・市・自治区別の総合生産性(P)を測定する。

$$P = \frac{Y}{L^{0.2229} K^{0.1621} V^{0.2397} A^{0.3678}} \dots\dots\dots(7)$$

地域間の総合生産性の格差は、農業生産の技術効率の差異を示すと同時に、農業総生産額のうち生産要素の投入によって説明されない部分の相違と見做すこともできよう。

第7表は、総合生産性の測定結果である。最も総合生産性の高かったのは、意外にもチベットの18.997であり、次いで黒竜江の18.742であった。この2地域が群を抜いて総合生産性が高く、逆に最低であったのは山西の9.761であった。

第7表 総合生産性の測定結果

省・市・自治区	総合生産性	省・市・自治区	総合生産性
1 北 京	13.929	16 河 南	14.222
2 天 津	12.332	17 湖 北	13.080
3 河 北	11.273	18 湖 南	14.849
4 山 西	9.761	19 広 東	12.514
5 内 蒙 古	11.765	20 広 西	11.851
6 遼 寧	14.090	21 四 川	13.010
7 吉 林	15.272	22 貴 州	12.527
8 黒 竜 江	18.742	23 雲 南	11.012
9 上 海	12.443	24 チ ベ ッ ト	18.997
10 江 蘇	14.803	25 陝 西	10.132
11 浙 江	15.436	26 甘 肅	10.947
12 安 徽	12.774	27 青 海	12.809
13 福 建	13.528	28 寧 夏	10.633
14 江 西	14.411	29 新 疆	14.447
15 山 東	14.440		

次に、第8表は、総合生産性の地域間格差が生じる原因を把握するため、総合生産性と主要な要

注(14) その他に、中兼和津次[10]は、中国の農業機械が効果的に使用されていない主な原因として、次の3点を挙げている。①管理の悪さ。②部品や人員等、補完的投入の不足。③トラクターの輸送機械としての使用。



因との相関係数を調べたものである。ここで、小麦地域というのは第1表から小麦作付面積のウェイトが大きい北京、天津、河北、山西、内モンゴ、黒竜江、山東、チベット、陝西、甘肅、青海、寧夏、新疆の13省・市・自治区であり、同様に米地域は、上海、江蘇、浙江、安徽、福建、江西、河南、湖南、広東、広西、四川、貴州、雲南の13省・市・自治区である。<sup>(15)</sup>全地域における相関係数は、総じて低い結果となったが、これを小麦地域と米地域に分けて考察すると興味深い結果が得られる。

第8表 総合生産性の地域間格差の分析(相関係数)

	全地域	小麦地域	米地域
1 標高	0.08	-0.35	-0.59
2 年降水量	0.07	0.25	0.13
3 農村電力使用量	0.05	-0.16	0.53
4 米作付面積比率	0.05	—	0.22
5 小麦作付面積比率	-0.19	-0.26	—
6 耕地利用率	0.02	-0.16	0.50

注) ⑥のみ、1979年のデータを使用(『中国農業年鑑』1980年版)。  
他は、『中国農業年鑑』1981年版による。

総合生産性と標高との間の相関係数は、小麦地域で-0.35、米地域で-0.59と明らかに負相関が認められ、標高が、農業生産にマイナスの効果を及ぼしていることが推察される。次いで、農村電力使用量との相関係数は、米地域で0.53となっている。農村用の電力は、主に灌漑、排水等に利用され、電力の農業生産への技術的貢献が今回の測定で確認された。更に、耕地利用率との相関係数も、米地域で0.50を示し、米地域では、耕地利用率を高めることによって総合生産性を向上させる農業生産技術を有していることが窺われる。

## 7. 限界生産力の測定

総合生産性の測定と同様に、モデルIIの計測結果から、1980年の農業総生産額に対応する農業労働力の限界生産力(以下TMPと略記)を29省・市・自治区別に算出し、次いでTMPに付加価値率<sup>(16)</sup>を乗ずることによって付加価値限界生産力(以下VMPと略記)を推計する。具体的な方法は、次式に従う。

注(15) 中国の小麦は冬小麦が主で、麦作付面積の約89%を占め、残りは春小麦である。1980年の小麦生産量は、5,521万tであった。一方、水稻は中国で最も主要な食糧作物であり、その生産量は食糧生産量の43.6%(1980年)を占め、13,991万tであった。

(16) ここで、付加価値率は、『中国農業年鑑』1981年版から $\frac{\text{純収入}-\text{国税}}{\text{総収入}}$ によって求めた。また、付加価値率は、0.638(1958年)、0.611(1960年)、0.662(1965年)、0.647(1970年)、0.624(1975年)、0.626(1979年)、0.623(1980年)と時系上ではほぼ安定していることが判る。

中国農業の生産関数分析

$$TMP = \frac{\partial Y}{\partial L} = 0.2229 \times \frac{Y^*}{L} \quad (\text{但し, } Y^* \text{ は理論値}) \dots\dots\dots(8)$$

$$VMP = \text{付加価値率} \times TMP = 0.62298 \times TMP \dots\dots\dots(9)$$

ここで注意しておく点は、VMPを求める際にTMPに付加価値率を乗ずるのは、各省・市・自治区間で付加価値率が一定であるという仮定に基づいている。実際問題として、各地域毎の付加価値率がア・プリオリに知られていれば、Y×付加価値率を被説明変数のデータとして生産関数を計測し、VMPを導出するのが常道であろう。しかし、1980年については、各省・市・自治区別の付加価値率データは入手不可能であり、従って、便宜的に(9)式の方法でVMPを推計することにする。

第9表がTMP、VMPの測定結果と1980年農村人民公社1人当たり分給額（以下分給額と略記）及びVMPに対する分給額の割合である。また、第6図は、VMPと1人当たり作付面積の関係を表わしたグラフである。

VMPが大きな値を取ったのは、黒竜江(134.74元)、吉林(122.80元)の2省である。この2省は寒冷地畑作農業を営み、第6図からも観察できるように1人当たり作付面積が非常に大きな地域(17) (1位—黒竜江 1.77 ha/人, 2位—吉林 1.28 ha/人)である。

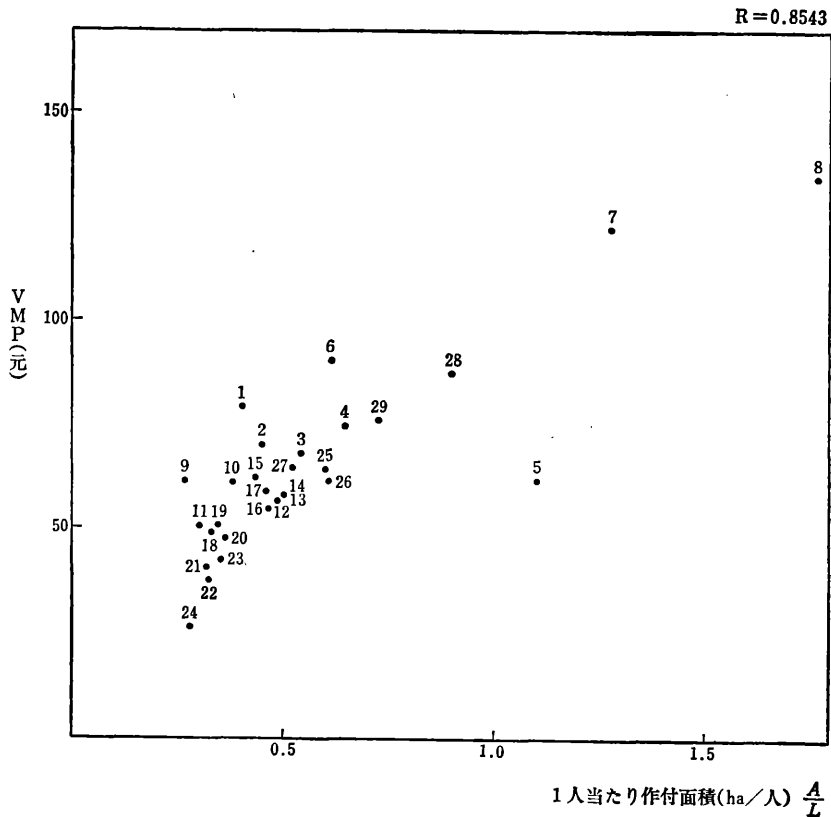
一方、VMPが最小であったのは、チベット(26.94元)である。チベットは標高 3658.0 m, 年平均気温 7.6°C(ラサ)という劣悪な自然条件下にあり、また、1人当たり作付面積も 0.28 ha/人と

第9表 限界生産力の測定結果

省・市・自治区	TMP	VMP	分給額	分給額 VMP ×100	省・市・自治区	TMP	VMP	分給額	分給額 VMP ×100
	(元)	(元)	(元)	(%)		(元)	(元)	(元)	(%)
1 北京	125.78	78.98	172.45	218.35	17 湖北	94.64	58.96	86.89	147.37
2 天津	112.94	70.36	130.32	185.22	18 湖南	78.59	48.96	91.05	185.97
3 河北	109.77	68.38	73.06	106.84	19 広東	81.99	51.08	110.26	215.86
4 山西	120.43	75.03	67.48	89.94	20 広西	76.48	47.65	70.34	147.62
5 内蒙古	100.50	62.61	79.02	126.21	21 四川	66.21	41.24	63.93	155.02
6 遼寧	145.34	90.54	106.26	117.36	22 貴州	59.87	37.30	55.73	149.41
7 吉林	197.12	122.80	122.17	99.49	23 雲南	68.41	42.62	63.21	148.31
8 黒竜江	216.29	134.74	102.46	76.04	24 チベット	43.24	26.94	133.60	495.92
9 上海	98.77	61.53	150.61	244.77	25 陝西	103.05	64.20	52.94	82.46
10 江蘇	98.26	61.21	102.43	167.34	26 甘肅	98.47	61.34	48.16	78.51
11 浙江	81.11	50.53	94.62	187.26	27 青海	104.95	65.38	70.57	107.94
12 安徽	88.82	55.33	104.01	187.98	28 寧夏	140.04	87.24	69.38	79.53
13 福建	90.74	56.53	77.89	137.79	29 新疆	122.25	76.16	96.68	126.94
14 江西	94.16	58.66	81.94	139.69	小麦地域平均	112.61	70.15	—	—
15 山東	100.52	62.62	107.11	171.05	米地域平均	80.64	50.24	—	—
16 河南	88.02	54.83	85.51	155.95	全国平均	92.35	57.53	85.93	149.37

注(17) 黒竜江省は、中国最大の穀物余剰省であり、また、開拓の余地が多く、労働力不足の故に国内移民を受け入れつつあると尾上悦三[3]は記している。本稿の第9表によれば、黒竜江省では分給額がVMPの76.04%しかなく、分給額<VMPのケース(6地域)においては格差が最大の省となっている。この観察事実は、明らかに生産物の余剰を暗示し、先の尾上の事例とコンシステントな結果となっている。

第6図 VMPと1人当たり作付面積の地域間比較



上海の次に小さい自治区である。

更に、小麦地域と米地域のVMPを比較すると、小麦地域の方が約1.5倍も高くなっていることが観察される。

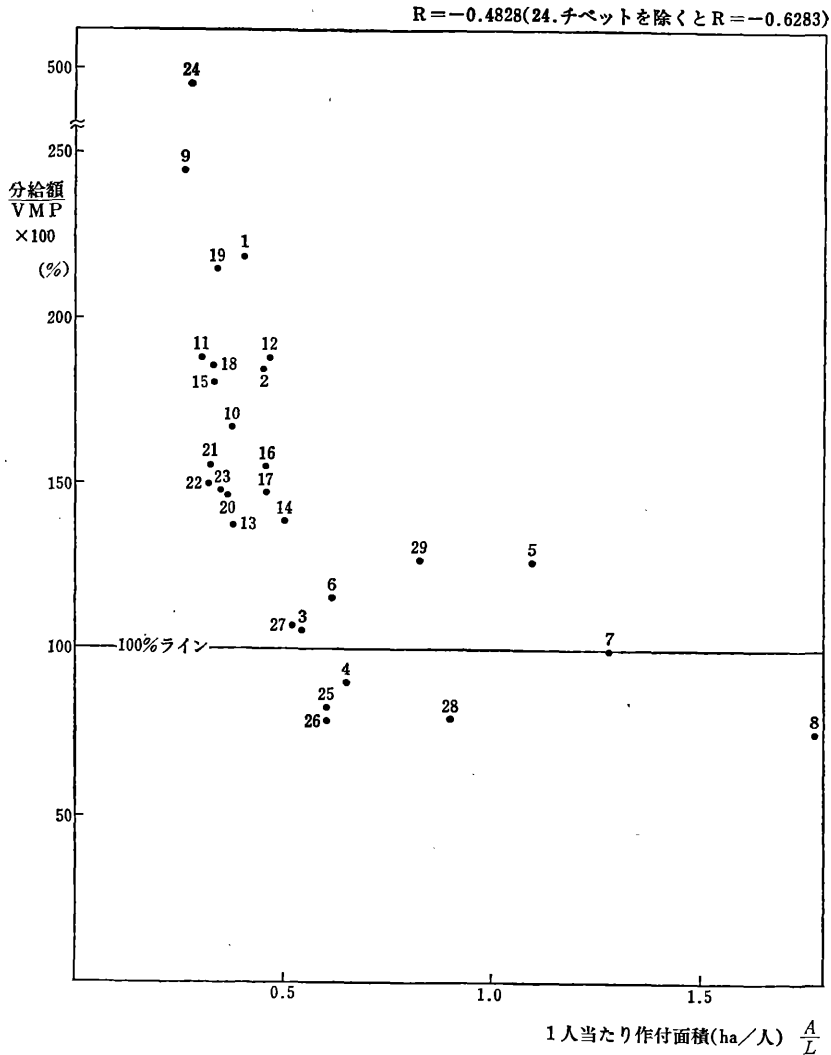
第6図によれば、VMPと1人当たり作付面積の間の相関係数は0.8543と高い値を示し、1人当たり作付面積の格差が、VMPの地域間格差の大きな説明要因となっていることが容認されよう。

次に、VMPと分給額の比較に移ろう。全国平均で見ると、VMP 57.53元、分給額 85.93元と、分給額が約1.5倍も高くなっている。各省・市・自治区間では、VMP > 分給額のケースが6地域、VMP < 分給額のケースが23地域となっている。VMPと分給額の格差が最も大きいのは、チベット(495.92%)で、上海(244.77%)、北京(218.35%)、天津(185.22%)の都市部でもそのギャップは大きくなっている。

さて、競争市場の経済理論では、生産者の最適化行動における収益最大化の必要条件は、生産要素の用役価格(ここでは分給額)と用役の限界生産力(ここではVMP)の均等である。確かに、中国の場合、市場は完全には競争的ではないが、今回測定したVMPと分給額の格差は、経済の効率的

中国農業の生産関数分析

第7図 VMP に対する分給額の割合と1人当たり作付面積の地域間比較



側面から考えて余りに大き過ぎる。

第7図は、縦軸に  $\frac{\text{分給額}}{\text{VMP}} \times 100(\%)$ 、横軸に1人当たり作付面積を採ったグラフである<sup>(18)</sup>。これと第6図を合わせて観察すると、VMPは1人当たり作付面積が大きいほど高く、逆に作付面積が小さいほど低くなっており、そして、VMPと分給額の格差は、1人当たり作付面積が大きいほど

注(18) 第7図に、指数関数を当て嵌め推定すると次式が得られる(但し、対線変換による最小二乗法。)

$$\frac{\text{分給額}}{\text{VMP}} = 1.0841 \left( \frac{A}{L} \right)^{0.6297}$$

$$R = 0.7264 \quad R^2 = 0.5102$$

この曲線と100%ラインとの交点は、1人当たり作付面積=0.8796(ha/人)であり、中国農業における1人当たり作付面積の最適水準は、0.8796haの規模と考えることもできよう。だが、この指数関数は、自律度の観点から上位にあるとは断定し難く、アノニマス・リレーションの可能性は否定できない。

小さく、反対に作付面積が小さいほど格差も大きくなっていることが知られる。第7図の100%のラインは、VMP=分給額を示すもので、このラインより上方にある23省・市・自治区では、相対的に過剰な農業労働力を抱えていると推察される。そして、1人当たり作付面積が小さいほど、農業労働力がより過剰であることが判る。<sup>(19)</sup>このことは、第5節のモデルⅡの計測結果において、Lの生産弾性値が低く推定され、過剰労働力の存在が暗示されたことを十分に裏付けると考えて差し支えあるまい。

## 8. 結論と要約

本稿では、「翻兩番」目標の基準となる1980年について、集計的農業生産関数のクロス・セクション分析を行った。そして、計測された生産関数から、29省・市・自治区別の総合生産性及び付加価値限界生産力を測定し、中国農業の生産構造について考察した。

さて、一連の分析結果から導かれた結論を要約すると、以下のようになる。

- (1)本稿で計測したコブ・ダグラス型生産関数(モデルⅡ)において、生産弾性値の推定値の和は、0.9925とほぼ1に近似しており、高い近似で1次同次であると考えられる。
- (2)推定された土地の生産弾性値(モデルⅡ)は、0.3678と4つの生産要素中最大であり、一方、耕地面積拡大の可能性が少なく、農民1人当たり耕地面積が時系列上で趨勢的に縮小していることから、中国農業における土地の制約性(稀少性)がインプリシットに知られる。
- (3)化学肥料の生産弾性値(モデルⅡ)は、0.2397と生産要素中2番目に大きく、また、単位面積当たり化学肥料投入量と土地生産性の間に高い正相関が認められることから、化学肥料投下の有用性が指摘される。
- (4)農業機械の生産弾性値(モデルⅡ)は、0.1621と生産要素中最小であり、また、単位面積当たり機械投入量と土地生産性の間で、都市部を除くと僅かに正相関が認められるに過ぎず、農業機械の生産に対する貢献度が、相対的に低いことが判る。従って、農業部門の近代化並びに生産性の向上のためにも、今後の効率的な農業の機械化が望まれる。
- (5)総合生産性は、本稿で分類した米地域において、標高と負相関、農村電力使用量及び耕地利用率と正相関が認められる。
- (6)本稿で測定した付加価値限界生産力が最大であったのは、黒竜江(134.74元)、吉林(122.80元)の

注(19) 中国の農村は、大きな過剰労働力を抱えており、それは増加する労働力の総てが、近代的部門に吸収されず(人口増に因る労働力の増加>近代的部門の雇用吸収能力)、非近代的部門の潜在的失業者となることから生じていると尾上[3]は述べている。従って、“過剰”というのは、人民公社制度のために潜在的失業の存在しない中国では、土地に較べて労働力が多過ぎるか否かという問題に集約できる。

中国農業の生産関数分析

2省で、1人当たり作付面積の規模が、各々1番目と2番目に大であった。更に、付加価値限界生産力と1人当たり作付面積の間の相関係数は0.8543であり、付加価値限界生産力が1人当たり作付面積によって規定されていることが判る。

(7)1980年の農村人民公社1人当たり分給額は、85.93元で、本稿で測定した付加価値限界生産力の全国平均57.53元に較べて約1.5倍も高くなっている。更に、付加価値限界生産力が1人当たり作付面積によって規定され、時系列上で1人当たり作付面積が着実に減少していること、及び、モデルIIで推定された農業労働力の生産弾性値が相対的に小さいことを考慮すると、中国農業における過剰労働力の存在が推察される。但し、黒竜江省等、地域によっては過剰と目せない省・自治区もある。

補論 1. 荏開津 = 茂野モデルによる中国農業生産関数の計測

先のデータを用いて、荏開津典生 = 茂野隆一[2]のモデルによる中国農業生産関数の再計測を行う。

荏開津 = 茂野は、彼らのモデルで日本の稲作生産関数を昭和26~54年にわたってクロス・セクションで計測し、かなり良好な結果を納めている。このモデルを簡単に説明すると、まず、肥料・農薬等の経常投入財(V)と土地(A)は、農業技術における生物的・化学的技術(以下BC技術と略記)を構成し、同様に労働(L)と資本(K)は、機械的技術(以下M技術と略記)を構成すると見做す。次に、VとAを1つの代替財のセットとし、LとKを他のセットとして、これ等のセット間は完全に補完的であると仮定する。

以上の仮説から、中国の農業生産関数は次のように定式化される。

$$F(V, A) = aV^{\alpha_K}A^{\alpha_A} \dots\dots\dots(1)$$

$$G(L, K) = bL^{\beta_L}K^{\beta_K} \dots\dots\dots(2)$$

$$Y = \min[aV^{\alpha_V}A^{\alpha_A}, bL^{\beta_L}K^{\beta_K}] \dots\dots\dots(3)$$

但し、荏開津 = 茂野は(1)式のBC技術を1次同次と仮定したが、今回のモデルでは、特にそのような制約は課さなかった。

計測結果は、以下の通りである。

$$\text{BC技術: } F(V, A) = 33.9350 V^{0.3515} A^{0.5777} \dots\dots\dots(1)'$$

$$(13.688) (7.047) (9.012)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9658$$

$$\text{M技術: } G(L, K) = 3.0073 L^{0.5528} K^{0.5326} \dots\dots\dots(2)'$$

$$(3.349) (7.129) (5.731)$$

$$\bar{R}^2 = 0.9451$$

計測結果の統計的当て嵌まりは、良好である。(1)式の生産弾性値の和は0.9292で、BC技術については規模に関する収穫逓減が認められる。一方、(2)式生産弾性値の和は1.0854と、M技術については規模の経済性が認められ、この点は荏開津=茂野による日本の稲作生産関数の計測結果と符合する。因に、彼らの計測したM技術の生産弾性値の和は1.3617(昭和50~54年の平均)で、中国のそれより遙かに規模の経済性が高いことを示している。

**補論 2. 集計的なコブ・ダグラス型農業生産関数についての若干の問題点**

本稿で計測したような集計的なコブ・ダグラス型農業生産関数は、以下の2点において推定パラメータにバイアスを持つ可能性がある。これについて、若干の説明を加えて整理しておこう。

〔問題点 I〕

本来、 $i=1, 2, \dots, n$  種類の農作物が存在するならば、個々の作物に対応して、その農業生産技術を体現する生産関数も  $n$  個存在するはずである。

今、農作物について、本稿のモデル II と対応する変数を用い、コブ・ダグラス型生産関数を対数変換し表わすと次式のようになる。

$$\ln Y_{jt} = \ln a_i + \alpha_{Li} \ln L_{jt} + \alpha_{Ki} \ln K_{jt} + \alpha_{Vi} \ln V_{jt} + \alpha_{Ai} \ln A_{jt} + \ln v_{jt} \dots\dots\dots(1)$$

但し、添字  $j=1, 2, \dots, m$  は、地域(観測値)の番号、 $m$  は標本の大きさである。(本稿では  $m=29$ )。  $\ln v_{jt}$  は攪乱項であり、 $\ln v_{1j}, \dots, \ln v_{mj}$  は統計的に独立で、各  $\ln v_{jt}$  は同一の対数正規分布に従うものとする。

ここで、 $n$  種類の農作物に対応する農業生産関数を各々加法的にアグリゲートすれば、

$$\begin{aligned} \sum_{i=1}^n \ln Y_{jt} &= \sum_{i=1}^n \ln a_i + \sum_{i=1}^n \alpha_{Li} \ln L_{jt} + \sum_{i=1}^n \alpha_{Ki} \ln K_{jt} + \sum_{i=1}^n \alpha_{Vi} \ln V_{jt} \\ &+ \sum_{i=1}^n \alpha_{Ai} \ln A_{jt} + \sum_{i=1}^n \ln v_{jt} \dots\dots\dots(2) \end{aligned}$$

となる。

ところで、本稿で直接推定した集計的なコブ・ダグラス型農業生産関数は、

$$\begin{aligned} \ln \sum_{i=1}^n Y_{jt} &= \ln a + \alpha_L \ln \sum_{i=1}^n L_{jt} + \alpha_K \ln \sum_{i=1}^n K_{jt} + \alpha_V \ln \sum_{i=1}^n V_{jt} \\ &+ \alpha_A \ln \sum_{i=1}^n A_{jt} + \ln v_j \dots\dots\dots(3) \end{aligned}$$

のように書ける。

さて、実際問題として(2)式を(1)式の加法的集計から求めることは殆ど不可能に近く、従って、(2)式を近似的に求めるには、(3)式を直接推定するしか方法が無い。そこで、(3)式を計測するに際して、(3)式のデータは、加法的に、アグリゲートした総和量よりも、むしろ乗法的にアグリゲートした相

乗量を用いる方が適切であると考えられる。この方法によって、(3)式を書き換えると次式のようになる。

$$\ln \prod_{i=1}^n Y_{jt} = \ln a + \alpha_L \ln \prod_{i=1}^n L_{jt} + \alpha_K \ln \prod_{i=1}^n K_{jt} + \alpha_V \ln \prod_{i=1}^n V_{jt} + \alpha_A \ln \prod_{i=1}^n A_{jt} + \ln v_j \dots\dots\dots(4)$$

しかし、(4)式に対応するデータを作成するためには、(2)式を導出するのと同様、個々の農作物に関するデータ  $Y_{jt}$ ,  $L_{jt}$ ,  $K_{jt}$ ,  $V_{jt}$ ,  $A_{jt}$  を把握していなければならず、そうすることはほぼ不可能であると思われる。それゆえ、(3)式を推定するに当たっては、集計バイアスの可能性に留意しておく必要がある。Klein [16] 参照。

〔問題点II〕

先の(2)式と(3)式における説明変数の各項を対応させ変形すると次のようになる。

$$\alpha_L = \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_{Li} \ln L_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n L_{jt}} \dots\dots\dots(5) , \quad \alpha_K = \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_{Ki} \ln K_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n K_{jt}} \dots\dots\dots(6)$$

$$\alpha_V = \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_{Vi} \ln V_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n V_{jt}} \dots\dots\dots(7) , \quad \alpha_A = \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_{Ai} \ln A_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n A_{jt}} \dots\dots\dots(8)$$

(3)式で推定したパラメタは、(5)~(8)式の関係にあり、 $\alpha_L$ ,  $\alpha_K$ ,  $\alpha_V$ ,  $\alpha_A$  が安定的であるためには、地域間  $j=1, 2, \dots, m$  (本稿では、29省・市・自治区間) で、

$$\frac{\ln L_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n L_{jt}} , \quad \frac{\ln K_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n K_{jt}} , \quad \frac{\ln V_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n V_{jt}} , \quad \frac{\ln A_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n A_{jt}}$$

が変化しないことが好ましい。また、(3)式の推定結果を時系列で言及する場合は、時系列上の地域間で、

$$\frac{\ln L_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n L_{jt}} , \quad \frac{\ln K_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n K_{jt}} , \quad \frac{\ln V_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n V_{jt}} , \quad \frac{\ln A_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n A_{jt}}$$

が不変であることが前提となる。このことは、かなり強い制約となる。今回の中国農業の生産関数の場合、先の第1表からも観察できるように、 $\frac{\ln A_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n A_{jt}}$  が地域間で大きく変動しており、また、

$$\frac{\ln L_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n L_{jt}} , \quad \frac{\ln K_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n K_{jt}} , \quad \frac{\ln V_{jt}}{\ln \sum_{i=1}^n V_{jt}}$$



についても同様の状況が推察され、これによって生じるバイアスの可能性は否定し難い。従って、この点についても注意を払う必要がある。Llein [17] を参照。

〔参考文献〕

- [1] 荏開津典生, 石田正昭「農業における数量経済分析の展望」『農業経済研究』第51巻第1号, 1979年6月, pp. 17-26.
- [2] 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4号, 1983年3月, pp. 167-174.
- [3] 尾上悦三『中国経済入門』東洋経済新報社, 1980年。
- [4] 尾崎 巖「生産関数覚書」『経済研究』第29巻第3号, 1978年7月, pp. 269-274.
- [5] 神谷慶治「農業労働の生産性について」『農業経済研究』第17巻第3号, 1941年3月, pp. 363-388.
- [6] 新谷正彦『日本農業の生産関数分析』大明堂, 1983年。
- [7] 辻村江太郎, 渡部経彦「生産関数と技術進歩: 展望」『季刊理論経済学』第16巻第2号, 1966年3月, pp. 12-26.
- [8] 土屋圭造「日本農業の計量分析: 展望」『季刊理論経済学』第17巻第3号, 1967年3月, pp. 50-64.
- [9] 鳥居泰彦「農業部門の限界生産力測定」『季刊理論経済学』第16巻第3号, 1966年6月, pp. 52-66.
- [10] 中兼和津次「中国農業生産構造の変化」『アジア研究』第23巻第8号, 1982年8月, pp. 2-17.
- [11] 浜田文雅, 千田克吉「産業別生産関数の直接推定」『三田学会雑誌』第75巻第6号, 1982年12月, pp. 20-45.
- [12] 游 仲勲『中国経済をみる眼——十億人の暮らしと未来——』有斐閣, 1983年。
- [13] Chenery, H. B., "Engineering Production Functions", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 63, No. 4, November 1949, pp. 507-531.
- [14] Griliches, Z., "Estimate of the Aggregate Agricultural Production Function from Cross-sectional Data", *Journal of Farm Economics*, Vol. 45, No. 2, May 1963, pp. 419-428.
- [15] Hock, I., "Simultaneous Equation Bias in the Context of the Cobb-Douglas Production Function", *Econometrica*, Vol. 26, No. 4, October 1958, pp. 566-578.
- [16] Klein, L. R., "Macroeconomics and the Theory of Rational Behavior", *Econometrica*, Vol. 14, No. 2, April 1946, pp. 93-108.
- [17] Klein, L. R., *Economic Fluctuations in the United States, 1921-1941*, Ner York, John Wiley & Sons, Inc., 1950.
- [18] Marschak, J., and Andrews, W. H., "Random Simultaneous Equations and the Theory of Production", *Econometrica*, Vol. 12, No. 3 & 4, July-October 1944, pp. 143-205.
- [19] Shi, L. H., and Shirasago, T., "An Analysis of Agricultural Production Functions for the PeoPle's Republic of China", *KEO Discussion Paper*, No. 11, December 1983.

施 礼 河 (慶應義塾大学産業研究所訪問研究員: 福建農学院助手)

白 砂 堤 津 耶 (慶應義塾大学大学院商学研究科博士課程)