

第5章 中国農業における地域間の技術格差と生産性向上の要因分析

—県データによる生産関数分析—

伊藤順一

1. はじめに

農業の生産技術は、その機能的な特質によって、生化学的 (biochemical, BC) 技術と機械的 (machinery, M) 技術とに分類される (荏開津, 1979; Mundlak, 2005)。前者は、中間投入財の集約的な使用、新品種の開発、土壌・遺伝子資源の改善、灌漑施設への投資などをとおして、土地生産性の向上に寄与する。後者は、耕起技術の近代化・機械化をとおして、土地・労働比率の上昇に寄与する。一般に、BC 技術の開発は政府を中心とする公共部門が担い、M 技術は企業によって開発された後、農民の合理的な経済計算 (所得極大化あるいは費用最小化行動) にもとづいて普及する。政府・公共部門が M 技術の開発を率先しないのは、技術の開発者がその経済的メリットを専有することができ、「市場の失敗 (market failure)」が発生しないからである (Alston, Pardey, and Smith, 1999)。

ところで、中国の要素賦存の状態は、労働に対する土地の稀少性によって特徴づけられる。したがって、農業の生産性向上は土地節約的効果を持つ BC 技術によってその大半が説明され、労働節約的効果を持つ M 技術の貢献はきわめて小さいと予想される (Wu and Meng, 1996)。ただし、広大な版図を持つ中国では、自然条件、要素賦存の状態が地域間で大きく異なるから、BC 技術の水準には地域間で差異が生じているはずである。一方、中国の農村には、依然として大量の過剰労働力が滞留しており、多くの農民は自家労働を資本によって代替する誘因を持たない。しかし、経済発展の著しい沿岸部では、農業労働の機会費用が上昇し、M 技術を採用する機運が高まっている。したがって、M 技術の進歩率にも地域間で差異が生じているはずである。

本稿の目的は中国を対象として農業の生産関数を推計し、地域間・異時点間の技術格差を計測することにある (先行研究としては、McMillan, Whalley, and Zhu 1989; Lin 1992; Huang and Rozelle 1996; Kalirajan, Obwona, and Zhao 1996; Fan and Pardey 1997; Zhang and Carter 1997; Fan and Zhang 2002 などがある)。主要な論点としては、生産性の地域間格差・生産性の変化と公共投資、労働力移動との関係であり、上で述べた理由から、農業の生産技術を BC と M 技術に分離する必要性が生じる。そこでここでは、荏開津(1979)が考案した分離型コブ=ダグラス (Separated Cobb-Douglas, SCD) を用い、生産関数を推計する。

本稿のもう1つの目的は、BC, M 技術の開発およびその進歩に関する仮説を提示し、それを検証することにある。中国農業を対象として公共投資の限界収益率を計測した Fan, Zhang, and Zhang (2004)によれば、貧困地域への集中的な投資は効率的であると同時に、地域間の所得格差を是正する効果を持つ。しかし、収益率にもとづく資金の配分が、農業生産性の地域間格差に及ぼす影響については、必ずしも明らかにされておらず、格差の原因

も判然としない。一方、農業公共投資の収益率を計測した研究は枚挙にいとまがないけれども、その多くは、公共投資の目的が BC 技術の開発にあることを無視している。前述した理由により、政府・公共部門が M 技術の開発に関与していなければ、公共投資のリターンは BC 技術進歩に限定されなくてはならない。要するに、投資の収益性を正確に把握するためには、BC と M 技術進歩の分離が不可欠な作業となる。

他方、M 技術の普及については、人口稠密地域よりも土地・労働比率の高い地域にアドバンテージがあると考えられる。また、Hayami-Ruttan (1985)によって提示された「誘発的技術進歩仮説 (induced-innovation hypothesis)」に従えば、非農業部門における賃金の上昇、それにとまなう農業労働力の流出は M 技術進歩を誘発し、労働生産性の向上に寄与すると考えられる。ところが中国では、人民公社の時代 (1950 年代後半) に制定された戸籍制度の下で、農村から都市への労働移動が制限されてきた。つまり、誘発メカニズムの作用が、制度によって長年押さえ込まれてきたのである。近年、移動制約は緩和されつつあるから⁽¹⁾、非農業就業機会が多く、労働移動が容易な地域ほど、M 技術の普及が進むと考えられる。反対に、農地に対する人口圧力が軽減されず、土地・労働比率が低下している地域では、M 技術の退歩すら予想されるのである。

本稿の構成は次のとおりである。第 2 節では生産関数を特定化し、本稿の仮説を提示する。第 3 節ではデータの収集と加工について説明する。第 4 節では生産関数の推計結果を示す。第 5 節ではこの推計結果にもとづいて、地域間・異時点間の生産性格差を計測し、仮説を検証する。最終節で本稿の要約と政策的含意を述べる。

2. 生産関数の特定化と仮説の提示

(1) 特定化

農業の生産構造を数量的に捉える方法として、最も頻繁に用いられてきたのは、コブ＝ダグラス (CD) あるいはトランス・ログ (trans log) 型生産関数である。しかし、生産関数をこれらの関数型で特定化した場合、BC と M 技術を分離することができない。農業の生産技術が栽培技術と耕起技術に分類されることを考慮して、ここでは、以下の分離型コブダグラス (Separated Cobb-Douglas, SCD) を用いる (荏開津, 1979)。

$$Q = \exp(\alpha_0 + \alpha_x x) V^{\alpha_V} E^{\alpha_E} S^{1-\alpha_V-\alpha_E} \equiv \exp(a) V^{\alpha_V} E^{\alpha_E} S^{\alpha_S} \quad (1)$$

$$S = \exp(\beta_0 + \beta_x x) L^{\alpha_L} K^{\alpha_K} \equiv \exp(b) L^{\alpha_L} K^{\alpha_K} \quad (2)$$

(1) 式の Q , V , E , S はそれぞれ、農業生産量、肥料投入、農村使用電力、農地面積を表す⁽²⁾。また、 x は灌漑率 (= 灌漑面積/農地面積) を表す。(2) 式の L , K はそれぞれ、農業労働、資本を表す⁽³⁾。 α_X ($X = V, E, S, L, K$) が 1 より小さい正数であれば、推計された生産関数は正則性条件を満たす。

BC 関数を表す(1)式は、 V 、 E 、 S に関する一次同次性を仮定するので、同式は、以下のように書き換えられる。

$$\frac{Q}{S} = \exp(a) \left(\frac{V}{S} \right)^{\alpha_V} \left(\frac{E}{S} \right)^{\alpha_E} \quad (1)$$

(1)式に明らかなとおり、 $0 < \alpha_V, \alpha_E < 1$ であれば、 Q/S は中間投入財の集約度に関して収穫逓減を示す。これは農業経営学の古典的命題にほかならない（荏開津, 1979; Mundlak, 2005）。

一方、(2)式は M 技術を表しており、労働と資本（農業機械）を代替的に用いて、農地を耕起するという技術関係を表している。ここで、説明の便のために $\alpha_L + \alpha_K = 1$ を仮定すれば、(2)式は以下のように書き換えられる。

$$\frac{S}{L} = \exp(b) \left(\frac{K}{L} \right)^{\alpha_K} \quad (2')$$

(2')式から、耕起技術が近代化され、労働から資本への代替が進むと、土地・労働比率（ S/L ）が上昇することが分かる。

SCD は、農業の技術選択と要素賦存の関係を理解する上で、きわめて有益な関数型である。いま、恒等式として $d \ln(Q/L) = d \ln(Q/S) + d \ln(S/L)$ （労働生産性の変化率＝土地生産性の変化率＋土地・労働比率の変化率）が成り立つが、Hayami-Ruttan (1985)が指摘するように、 $d \ln(Q/S)$ と $d \ln(S/L)$ のどちらの要因が Q/L の上昇に寄与するかは、経済の発展段階や要素賦存の状態に依存する。人口圧力が高く、非農業部門における雇用吸収力が弱い途上国では、土地インフラの整備、BC 技術の開発に多くの資源が費やされ、土地生産性の向上が図られる。一方、先進国では、農業労働の機会費用の上昇と、それにとまなう農業労働力の流出により、M 技術進歩が誘発される。その結果、農地面積が一定である限り、土地・労働比率が上昇する。以上の説明から明らかなように、農業に固有な技術とその変化を捉える上で、SCD はきわめて適切な特定化であるといえる。

（２）仮説

中国の地域間における要素賦存の状態、発展段階の相違を念頭に置いて、農業の生産性格差、生産性の変化に関して、以下の仮説を提示する。

【仮説 1】 豊富な労働力と稀少な土地資源という中国の要素賦存の状態から判断して、BC 技術の進歩が農業成長の原動力である。

【仮説 2】 一般に、BC 技術の開発を主導するのは公共部門であり、その技術は地域に固有な特性を持つ。したがって、BC 技術は公共部門が農業開発に深くコミットしている地域で高く、そうでない地域で低い。

【仮説 3】 M 技術進歩率は農業労働力の流出が著しい沿岸部の富裕地域で高く、非農業労働就業機会が少なく、労働移動が制限されている内陸の貧困地域で低い。要するに、M 技術進歩に関しては「誘発的技術進歩仮説」が成立する。

3. データ

本稿では、1991 年と 2004 年の県データを用いて、省間の技術格差と生産性の成長率を計測する⁽⁴⁾。技術の変化を捉えるためには、基準年をできるだけ長く過去に遡ることが望ましい。1991 年を始点としたのはデータの制約による⁽⁵⁾。

生産関数推計にもとづいて地域間・異時点間比較を行うためには、すべてのサンプルで共通して利用できる変数を、同じ単位で測定しなくてはならない。そこで、本稿では以下の変数を選択した。農業生産量としては、1991 年固定価格評価の農林牧漁業生産額（百万元）を用いた。肥料投入としては、純成分の重量（万トン）を用いた。肥料以外の中間投入財として、農薬、種苗等が考えられるが、データの制約により農村使用電力（億 kwh）で代替した。農業労働力としては、農林牧漁業労働力（万人）を用いた⁽⁶⁾。資本投入としては、農業機械動力（万 kw）を用いた。データ・ソースとしては、1991 年については『中国分県農村経済統計概要』（国家統計局）、2004 年については各省の『統計年鑑』、『農村統計年鑑』である。

Ash and Edmonds (1998), Smil (1999)が指摘するように、農地面積については、国家統計局が『中国統計年鑑』で公表している数字に問題がある。『農地調査』の 1996 年データと比較すると、『統計年鑑』の数字は全国値で 34%過小である。統計局もその事実を認めており、1997 年以降、省別の農地面積を公表していない。にもかかわらず、『統計年鑑』を利用して農業の生産関数を推計している研究は、政府公表値をそのまま用いている。これが推定結果にバイアスをもたらしていることは明白である。そこで本稿では、『農地調査』が実態を反映しているとみなし、農地面積を省ごとに推計し、そこから計算される誤差率を県データに適用した⁽⁷⁾。

第 1 表 農地面積の過小推計

	1985	1991	1996	2004
平均	1.442	1.361	1.342	1.189
北東部	1.285	1.302	1.245	1.148
北部	1.300	1.154	1.154	1.017
北西部	1.520	1.404	1.401	1.163
中東部	1.311	1.299	1.259	1.215
南東部	1.673	1.489	1.490	1.497
南西部	1.977	1.872	1.876	1.419

注. 1985 年の数値は Ash and Edmonds (1998)による。地域分類は補表 1 を参照。

第1表は地域別の誤差率を示したものであり、過小推計の程度を推定値に対する政府公表値の比率で表した（6地域に集計したのは、Ash and Edmonds (1998)が計算した誤差率と比較するためである）。過小推計の程度は、とくに南部で容認しがたいほど大きい。誤差率が低下傾向を示す理由は、『農地調査』以降、修正値を公表する省が増えているからである。なお、各省の推計結果を補表に示した。政府公表値でみると、1991～2004年の間に農地面積は9565万haから10139万haへと増加しているが、推計値でみると、13014万haから12057万haへと減少している。近年における農地の他用途転用は周知であるから、政府公表値が実態を反映していないのは明らかである。推計結果によれば、1991～2004年の間、農地面積の減少率（年率）としては0.59%である。

生産関数の推計では、十分なサンプル・サイズを確保する目的で、北京市と天津市をプールした。また、1997年に重慶市が四川省から独立したが、異時点間比較を行うために、両者をプールした。北京市と天津市、および重慶市と四川省は近接しており、この統合に問題はないと考える。上海市については、農業がマイナー産業であり、十分なサンプル・サイズが確保できないため、推計を断念した。結局、28の省・市の県データをサンプルとして、生産関数を推計する。

4. 推計結果

生産関数の推計では、説明変数に関する2つの内生性の問題を解決しなくてはならない。1つは農業労働と農地面積の関係である。中国では急速な都市化と経済発展にともなって、請負耕作権を失う農民が急増している。つまり、(2)式とは反対の因果関係が疑われる。そこで、農村労働力を操作変数として推計を行い、Hausman検定によって内生性をチェックした。もう1つは同時方程式推計に起因する問題である。これは(1)、(2)式の構造から明白であるが、構造方程式の攪乱項が相関を持つことを考慮して、3段階最小2乗法(3SLS)を用いて推計を行った。

紙幅の都合で、すべての推計結果を示すことはできない。以下の分析では、河北省、湖北省を生産性比較のベンチマークとしたので、この2省の推計結果を第2表に示した。第1、4列がそれぞれ、1991年、2004年のCD型生産関数の推計結果である。生産要素（中間投入財、使用電力、農地、労働、資本）に係るパラメータの中には、統計的に有意でないものが含まれ、2004年の河北省、1991年の湖北省については $\alpha_E < 0$ である。つまり、生産関数の正則性条件を満たしていない。第2、5列は操作変数を用いたSCD型生産関数の推計結果である。Hausman検定の結果、河北省、湖北省については、1%の有意水準で帰無仮説を棄却することはできなかった。しかし、同検定が棄却されたサンプルについては、操作変数を用いた推計結果を以下の分析で用いる。

第3、6列が3SLSによるSCD型生産関数の推計結果である。生産要素に係るパラメータはすべて正で理論と整合的であり、ほとんどが統計的に有意である。つまり、SCD型の採用により、 $\alpha_E < 0$ の問題が解決されている。BC関数の灌漑率のパラメータ(α_x)は正

第2-1表 生産関数の推計結果 (河北省)

	1991			2004		
	CD	SCD	SCD	CD	SCD	SCD
	OLS	3SLS (IV)	3SLS	OLS	3SLS (IV)	3SLS
α_0	-0.350 (-1.22)	-1.641*** (-4.68)	-1.499*** (-4.54)	-0.095 (-0.25)	-0.696 (-1.32)	-0.604 (-1.13)
α_x	0.095 (0.76)	0.688*** (4.06)	0.635*** (3.93)	0.110 (0.61)	0.394 (1.48)	0.350 (1.30)
α_v	0.251*** (4.09)	0.232*** (3.51)	0.254*** (4.08)	0.424*** (5.11)	0.438*** (4.16)	0.464*** (4.36)
α_E	0.132*** (3.66)	0.136*** (4.46)	0.141*** (4.68)	-0.006 (-0.15)	0.016 (0.44)	0.009 (0.26)
α_S	0.004 (0.06)	0.632*** (9.61)	0.605*** (9.81)	0.211*** (3.19)	0.546*** (5.15)	0.527*** (4.89)
β_0	—	1.947*** (15.83)	1.955*** (16.01)	—	1.825*** (8.97)	1.960*** (10.22)
β_x	—	-0.879*** (-6.87)	-0.872*** (-6.80)	—	-0.731*** (-4.09)	-0.762*** (-4.31)
α_L	0.463*** (5.52)	0.804*** (13.31)	0.804*** (13.64)	0.071 (1.00)	0.460*** (5.81)	0.379*** (5.52)
α_K	0.103 (1.59)	0.132** (2.42)	0.127** (2.32)	0.181*** (2.74)	0.353*** (6.81)	0.373*** (7.44)
標本サイズ	149	149	149	136	136	136
Adj. R^2	0.814	—	—	0.768	—	—
Adj. R^2 (BC)	—	0.710	0.719	—	0.737	0.741
Adj. R^2 (M)	—	0.670	0.670	—	0.442	0.441
Hausman test						
χ^2	—	2.11	—	—	4.81	—
p -value	—	0.715	—	—	0.439	—

注. 2004年の被説明変数は1991年価格評価の農業生産額。*, **, ***はそれぞれ、10%、5%、1%水準で有意であることを意味する。括弧内の数値は t -値を表す。

第2-2表 生産関数の推計結果 (湖北省)

	1991			2004		
	CD OLS	SCD 3SLS (IV)	SCD 3SLS	CD OLS	SCD 3SLS (IV)	SCD 3SLS
α_0	-0.794 (-2.82)	-1.869*** (-2.79)	-1.719*** (-2.81)	-0.645** (-2.59)	-1.468*** (-4.97)	-1.403*** (-4.84)
α_x	0.385*** (3.61)	0.550*** (2.81)	0.514*** (2.83)	0.374*** (2.97)	0.703*** (5.81)	0.685*** (5.73)
α_v	0.192*** (3.13)	0.001 (0.01)	0.015 (0.12)	0.123*** (2.68)	0.113** (2.22)	0.126*** (2.51)
α_E	-0.010 (-0.26)	0.184*** (3.84)	0.198*** (4.28)	0.090** (2.38)	0.104*** (2.71)	0.108*** (2.86)
α_S	0.218*** (2.81)	0.816*** (5.56)	0.787*** (5.88)	0.245** (2.57)	0.782*** (11.62)	0.766*** (11.61)
β_0	—	1.383*** (11.98)	1.359*** (11.73)	—	1.338*** (12.11)	1.365*** (12.55)
β_x	—	-0.675*** (-4.63)	-0.665*** (-4.54)	—	-0.668*** (-6.21)	-0.677*** (-6.33)
α_L	0.172** (2.53)	0.749*** (14.29)	0.764*** (14.51)	0.273*** (3.22)	0.659*** (11.76)	0.629*** (11.96)
α_K	0.239*** (3.94)	0.375*** (6.11)	0.366*** (5.90)	0.264*** (3.73)	0.451*** (8.45)	0.470*** (9.08)
標本サイズ	79	79	79	82	82	82
Adj. R^2	0.954	—	—	0.918	—	—
Adj. R^2 (BC)	—	0.919	0.920	—	0.895	0.896
Adj. R^2 (M)	—	0.901	0.902	—	0.854	0.853
Hausman test						
χ^2	—	1.29	—	—	2.95	—
p -value	—	0.863	—	—	0.937	—

注. 第2-1表に同じ。

であり、土地生産性が灌漑率の増加関数であるという通説と矛盾しない。ただし、1991 年については有意であるが、2004 年の河北省については有意ではない。一方、M 関数の灌漑率のパラメータ (β_x) は有意にマイナスである。つまり、農地面積が同じであれば、灌漑率の高い農地に、より多くの労働と資本が投下されるという関係が存在する。

パラメータ α_0 と β_0 の 1991 年と 2004 年の差は、それぞれ BC, M 生産関数の中立的技術進歩を表し、生産要素に係るパラメータの期間差は、技術変化の偏向性を表す。 α_0 については、河北省で -1.499 から -0.604 へ、湖北省で -1.719 から -1.403 へと上昇している。つまり、BC 生産関数は期間内に上方へとシフトしている（中立的技術進歩が起きた）。一方、 β_0 については、2 時点ではほぼ同じ値をとっており、河北省で 1.96、湖北省で 1.36 である。つまり、M 生産関数は期間内でシフトしていない（中立的技術進歩は起きなかった）。 α_L/α_K は期間内で両省ともに低下しており、労働節約的技術変化を示唆している。ただし、28 の内 10 の省で α_L/α_K は上昇しており、それらは主に内陸の貧困省である⁽⁸⁾。SCD 生産関数の推計結果によれば、 α_S は河北省で 0.605 から 0.527 へ、湖北省で 0.787 から 0.766 へと低下しており、土地節約的技術変化が起こったことを示している。一方、CD 型生産関数は土地使用的なバイアスを検出している。要素賦存の状態を考慮すれば、CD 型よりも SCD 型が、現実起きた技術変化をより正確に捉えていると考えられる。

5. 計測結果の検討

(1) 生産性格差と総合生産性の計測方法

地域間・異時点間の生産性格差は、投入要素の水準を固定した上で、生産関数上にある 2 つ（2 地域、2 時点）の生産量の比率として計測される（Chambers, 1988, p. 238）。この概念をわれわれのモデルに適用すれば、 j 省を基準とする k 省の BC 技術指数が以下で定義される。

$$BC_{kj} = \frac{1}{2} \left[\frac{F^k(\mathbf{X}_k, S_k)}{F^j(\mathbf{X}_k, S_k)} + \frac{F^k(\mathbf{X}_j, S_j)}{F^j(\mathbf{X}_j, S_j)} \right] \quad (3)$$

$Q_k = F^k(\mathbf{X}_k, S_k)$ は BC 関数を表し、 $\mathbf{X}_k$ は k 省の投入ベクトルで、灌漑率、中間投入財から構成される。 k 省の j 省に対する比較生産性が高ければ BC 指数は 1 を超え、低ければ 1 を下回る。算術平均をとる理由については後述する。同様に、M 技術指数が以下で定義される。

$$M_{kj} = \frac{1}{2} \left[\frac{G^k(\mathbf{Z}_k)}{G^j(\mathbf{Z}_k)} + \frac{G^k(\mathbf{Z}_j)}{G^j(\mathbf{Z}_j)} \right] \quad (4)$$

$S_k = G^k(\mathbf{Z}_k)$ は M 関数を表し、 $\mathbf{Z}_k$ は k 省の投入ベクトルで、灌漑率、労働投入、資本が

ら構成される。同じ要素投入水準に対して、耕起可能な農地面積が j 省よりも k 省の方が大きければ M 指数は 1 を超え、小さければ 1 を下回る。

(3), (4)式に明らかなとおり、技術指数の計算には、省ごとの生産関数推計が不可欠である。しかし、1991 年、2004 年の上海市、2004 年の貴州省、雲南省、チベットについては生産関数推計に必要なデータが存在しない。このような場合には、以下の方法により技術指数を計算した⁽⁹⁾。

$$BC_{kj} = \frac{F^k(X_k, S_k)}{F^j(X_k, S_k)} = \frac{Q^k}{F^j(X_k, S_k)} \quad (3')$$

$$M_{kj} = \frac{G^k(Z_k)}{G^j(Z_k)} = \frac{S_k}{G^j(Z_k)} \quad (4')$$

ところで、(3), (4)式で定義される指数は推移性テスト (circular test) を満たさない。つまり、 $BC_{kj} = BC_{ki} \cdot BC_{ij}$ 、 $M_{kj} = M_{ki} \cdot M_{ij}$ が成立しない。仮に、単一の要素投入ベクトルを用いて生産量比率を計算すれば、このテストをクリアする。しかし、 k 、 j 省の生産関数が 2 つの要素投入ベクトル (X_k と X_j あるいは Z_k と Z_j) の間で交差すれば、 $F^k(X_k, S_k)/F^j(X_k, S_k) < 1 < F^k(X_j, S_j)/F^j(X_j, S_j)$ あるいは $F^k(X_k, S_k)/F^j(X_k, S_k) > 1 > F^k(X_j, S_j)/F^j(X_j, S_j)$ といった事態が生じる。 M 生産関数についても同様である。この場合、生産性の優劣を 2 省間で比較することができない。任意の要素投入ベクトルを用いても同じ問題が生じる。(3), (4)式で算術平均をとったのは、こうした問題を回避するためである。

基準となる省としては、1991 年の河北省を選んだ。農業労働者 1 人当たりの農業生産額が全国平均に近いというのがその理由である (この点でいえば、湖北省も基準省としての資格を備えている)。補表 2 が(3), (4)式の計算結果である。補図 1, 2 に示すように、推移性テストを満たさないにもかかわらず、計算された指数は基準省の選択からは大きな影響を受けない。他省をベンチマークとして再計算しても、ほぼ同じ結果を得ることが確認された。

一方、異時点間の生産性格差、すなわち、総合生産性の成長率 ($\dot{TFP}$) は、(1), (2)式の対数を取り、投入要素を固定した上で、時間微分をとればよい。すなわち、

$$\dot{TFP} = \dot{BC} + \alpha_S \dot{M} \quad (5)$$

$$\dot{BC} = d\alpha_0 + x d\alpha_x + \ln V d\alpha_v + \ln E d\alpha_E + \ln S d\alpha_S \quad (6)$$

$$\dot{M} = d\beta_0 + x d\beta_x + \ln L d\alpha_L + \ln K d\alpha_K \quad (7)$$

である。 $\dot{BC}$ 、 $\dot{M}$ は以下の方法によっても計算できる。すなわち、

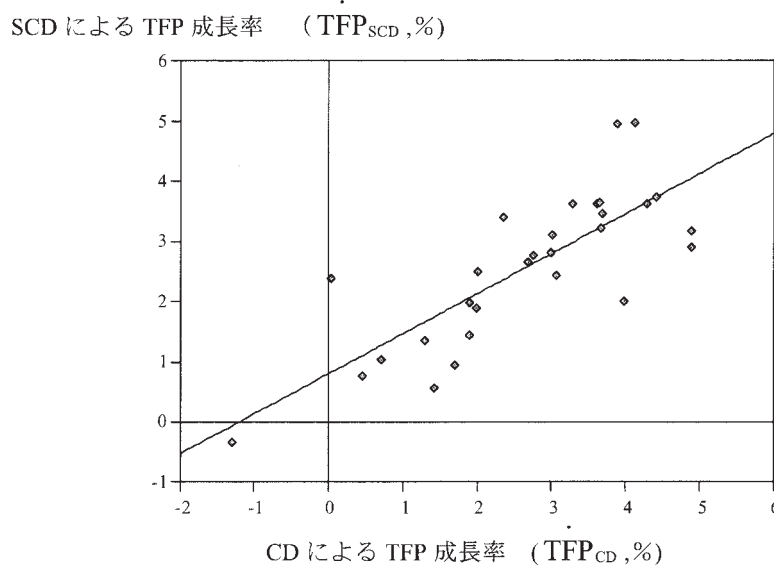
$$\left(1 + \dot{BC}\right)^{13} = \frac{BC_{kj}(2004)}{BC_{kj}(1991)} \quad \left(1 + \dot{M}\right)^{13} = \frac{M_{kj}(2004)}{M_{kj}(1991)} \quad (8)$$

である。ここで、 $BC_{kj}(t)$ 、 $M_{kj}(t)$ はそれぞれ、 t 期における j 省を基準とする k 省のBC、 M 技術指数を表す⁽¹⁰⁾。

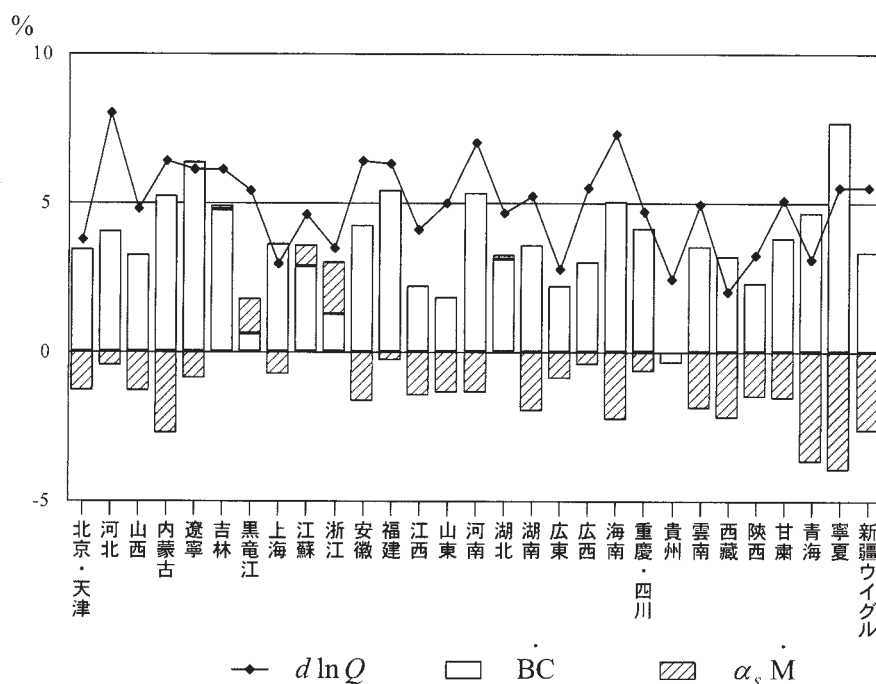
生産関数は各省ごとに2時点で別々に推計されるので、技術変化のバイアスに関する先験的な制約は存在しない。したがって、われわれの方法は、ヒックス中立的な技術進歩を前提とするTFPの成長率はバイアスを持つというBailey, Irz, and Balcombe (2004)の批判を免れている。始点と終点の選択に関しては恣意性が残るけれども、技術指数との整合性を考慮して、以下の分析では(8)式を用いて、技術進歩率を計算する。なお以下では、 $\dot{M}$ 、 $\alpha_s \dot{M}$ をそれぞれ、グロス、ネットの M 技術進歩率と呼ぶことにする。

(2) BC、M技術と総合生産性

第1図は、CD型、SCD型、2種類の生産関数推計から計算されるTFP成長率を、省ごとにプロットしたものである。 $\dot{TFP}_{SCD} = m + n\dot{TFP}_{CD}$ を推計すると、 $m=0$ 、 $n=1$ は統計的に棄却され、両者の成長率は完全には一致しない。しかし、両者の間には強い正の相関関係が存在するから、2つの成長率の間に大きな矛盾は存在しないことが分かる。ただし、CD型を用いた場合、生産関数の正則性条件を満たさないパラメータの数は、265中39であるが、SCD型を用いると22にまで減少する。正則性条件を満たさない理由につい



第1図 TFP成長率の比較(1991~2004年)



第2図 成長会計分析の結果

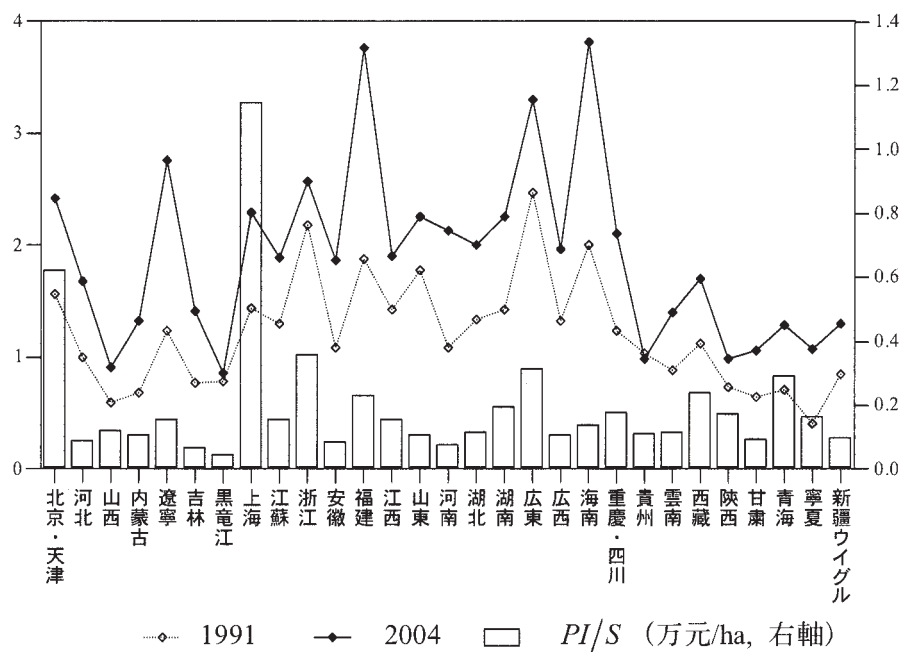
ては多重共線性が疑われるが、理由はどうであれ、CD型よりもSCD型の方が、TFPの成長率をより正確に測定していると考えてよい。

第2図は、 $\dot{BC}$ 、 $\dot{\alpha}_s M$ を農業生産額の1991～2004年成長率（1991年固定価格評価，年率）と比較したものである。 $d \ln Q$ とTFPの差は次式で与えられる。

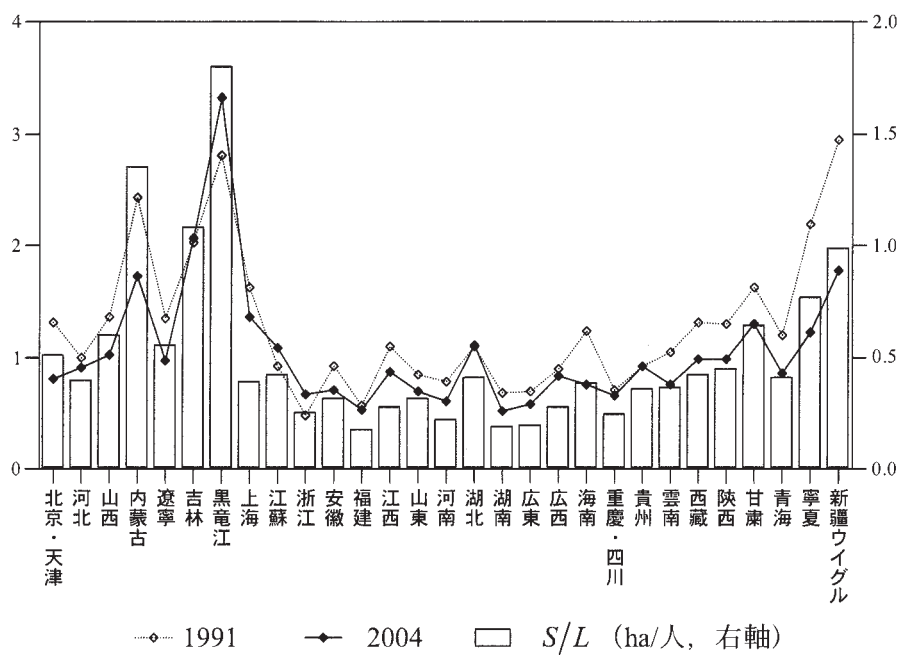
$$\begin{aligned} \Delta &\equiv \frac{d \ln Q}{dt} - \dot{TFP} \\ &= \alpha_V \frac{d \ln V}{dt} + \alpha_E \frac{d \ln E}{dt} + \alpha_s \alpha_L \frac{d \ln L}{dt} + \alpha_s \alpha_K \frac{d \ln K}{dt} + (\alpha_x + \alpha_s \beta_x) \frac{dx}{dt} \end{aligned}$$

たとえば、上海市では Δ はほとんどゼロに等しく、黒竜江省では農業労働力を含むすべての生産要素が増加したため、 Δ の $d \ln Q/dt$ に対する貢献はTFPの成長率よりも大きい。しかし、全体を通してみれば、農業生産の拡大に最大の貢献を成したのは、 Δ ではなくTFPの成長率であることが分かる。これはFan and Pardey (1997)の指摘と矛盾しない。さらに、第2図に明らかとなおり、多くの省で $\dot{\alpha}_s M < 0$ であったから、TFPの成長がBC技術の進歩に支えられていたことが理解される。以上のことから、【仮説1】は強く肯定されたと考えてよいであろう。

第3、4図は技術指数の計算結果である。すべての指数が1991年の河北省を基準としているので、同一時点における差異は生産性の省間格差を、各省の期間変化は生産性の変化を表している。両図から、BC技術は期間内で進歩し、M技術は若干退歩したことがみ



第3図 BC 技術指数



第4図 M 技術指数

てとれる。第3，4図には，2004年の農業関連公共投資・農地面積比率（ PI/S ），土地・労働比率（ S/L ）の計算結果も併せて示した。これらの変数と技術指数の関係については，後述するとして，同図に明らかなとおり，BC指数の高い省ではM指数が低く，BC指数

の低い省では M 指数が高い。実際に、 $\log(BC)$ と $\log(M)$ の相関係数としては、1991 年、2004 年でそれぞれ、-0.68、-0.63 であった（湖北省を基準とした場合には、-0.74、-0.68 であった）。このことは、各省における農業技術の開発が、BC、M のどちらか一方に偏重していることを示唆している。

問題は技術指数の決定因である。第 3 表は BC、M 指数を被説明変数とする回帰分析の結果である。なお、推計では 1991 年、2004 年のオブザベーションをプールした。説明変数としては、農業の試験研究投資額/農地面積 ($RD1$)、国立機関に所属する農業の試験研究技術者数/農地面積 ($RD2$)、農業公共投資額/農地面積 (FS)、土地利用度=播種面積/農地面積 (CI)、年平均気温 (TE)、年間降水量 (PR)、土地・労働比率 (S/L)、資本・労働比率 (K/L)、農民 1 人当たり純所得 (NI)、北京市、天津市、上海市を 1、それ以外を 0 とするダミー変数 (ダミー) である。農業の試験研究投資額のデータが 2000 年以外に得られないので、 $RD1$ を用いた回帰分析は 2004 年についてのみ行った。説明変数のデータ・ソースとしては、『中国統計年鑑』、『中国財政年鑑』である。

いうまでもなく、BC 指数は単年度の試験研究 (R&D) 投資額のみならず、その蓄積 (R&D ストック額)、農業関連の公共投資全般のストック額、自然条件、土地利用率などに依存する。投資額の時系列データが存在しないため、R&D のストック・データは利用できない。やや不本意ではあるが、ここでは技術者数をストックの代理変数とみなした。農業関連公共投資額にも同じ問題があるけれども、投資額の多寡は公共部門 (政府) の農業開発に対する関与の程度を表していると仮定する。

すべての変数について対数をとったので、推定値は弾力性を意味する。BC 指数の計測結果によれば、 $RD1$ 、 $RD2$ 、 FS に係る係数はすべて正で、統計的に有意である。つまり、BC 指数は、各省で支出された R&D 投資、技術者数、農業関連公共投資の intensity に強く依存する⁽¹¹⁾。また、平均気温と年間降水量については、パラメータの有意性に配慮しつつ、後者についてのみ 2 乗項を加えた。土地利用度 (CI) のパラメータは正であり、有意性も高い。これは、BC 関数の説明変数を農地面積とした影響であり、BC 生産性が土地利用率の効果を含んでいることを意味する (土地利用率が高いほど、BC 生産性が高い)。

第 3 表の第 4～6 列は、M 指数の計測結果である。 $RD1$ 、 $RD2$ 、 FS の係数はマイナスであるがゼロと有意差を持たない。土地・労働比率に係るプラスのパラメータは、経営規模が大きいほど、耕起技術の効率性が高いことを、また、資本・労働比率に係るマイナスのパラメータは、資本の過剰投入が効率性を低下させていることを示唆している。 NI は農業機械の購入に作用する所得効果を検出するための変数である。パラメータは、 $RD1$ を説明変数とした場合にのみ有意に正であった。

ポイントをまとめると、各省の BC、M 技術指数の間にはマイナスの相関があり、BC 指数の高い (低い) 省では、M 指数が低い (高い)。また、政府・公共部門は BC 技術の開発に特化しており、M 技術の水準は土地・労働比率が高い省ほど高い。このことから【仮説 2】は肯定されたと考えてよいであろう。

第3表 BC, M 技術指数の決定因

	BC 指数			M 指数		
$\log RD1$	0.118** (2.01)	—	—	-0.038 (-1.15)	—	—
$\log RD2$	—	0.349*** (3.17)	—	—	-0.009 (-0.16)	—
$\log FS$	—	—	0.258*** (4.75)	—	—	-0.050 (-1.02)
$\log CI$	0.063 (0.22)	0.459*** (3.15)	0.340** (2.48)	—	—	—
$\log TE$	0.247 (1.10)	0.270* (1.97)	0.220* (1.76)	—	—	—
$\log PR$	0.242* (1.78)	2.720** (2.38)	1.932* (1.91)	—	—	—
$(\log PR)^2$	—	-0.203** (-2.25)	-0.138* (-1.73)	—	—	—
$\log S/L$	—	—	—	0.751*** (11.58)	0.717*** (17.73)	0.706*** (17.53)
$\log K/L$	—	—	—	-0.162** (-2.60)	-0.113** (-2.53)	-0.121*** (-2.71)
$\log NI$	—	—	—	0.234** (2.22)	-0.036 (-0.97)	0.006 (0.11)
ダミー	-0.079 (-0.29)	-0.153 (-0.90)	-0.276* (-1.75)	0.058 (0.42)	0.253*** (2.96)	0.304*** (3.18)
標本サイズ	29	58	58	29	58	58
Adj. R^2	0.502	0.646	0.707	0.894	0.902	0.904

注. *, **, ***はそれぞれ, 10%, 5%, 1%水準で有意であることを意味する。括弧内の数値は t -値を表す。

(3) BC 技術と公共投資

中国農業を対象として、公共投資の限界収益率を計測した Fan et al. (2004)によれば、公共投資は高い収益を生むと同時に、地域間の所得格差を是正する効果を持つ。BC 技術進歩が TFP 成長率に多大な貢献を成しているという本稿の知見は、彼らの指摘と矛盾しない。さらに、彼らの研究によれば、限界収益率は経済水準の低い西部地域で高く、沿岸地域で低い。このことから、貧困地域への集中的な資金配分の必要性が示唆される。

ところで、公共投資の限界収益率は本稿で計測された技術指数と、どのような関係にあるのだろうか。第4表の第1～4行は、前掲 Fan et al.によって計測された公共投資（農業の R&D と教育）の限界収益率と 2004 年の BC 技術指数を比較したものである⁽¹²⁾。収益率が3地域で計測されているため、技術指数もその区分に合わせて集計した。収益率が最も高いのは西部地域であり、BC 指数はこの地域で最も低い。とくに、R&D 投資についてこの傾向が顕著であり、限界収益率と技術指数の序列はまったく正反対である（収益率の高い地域ほど、BC 指数は低い）。さらに、BC 指数は農民1人当たり所得の高い地域ほど高い。地域別の BC 指数は各省の単純平均と、農業生産額シェアをウェイトとする加重平均の両方を計算したが、第4表に示すとおり、ウェイトの違いは上に述べた関係に影響しない。RCA は農業の国内比較優位度（Regional Comparative Advantage）を表しており、この値が大きいほど、農業がその地域における基幹産業であることを意味する⁽¹³⁾。同表に明らかたとおり、RCA 指数は投資の限界収益率が高く、農民1人当たりの純所得が低い地域ほど高い。

以上のことから、貧困地域への追加的な公共投資、とくに農業 R&D への投資は、高いリターンをもたらすと同時に、所得の地域間格差の是正、国内比較優位の追求と整合的であると判断される⁽¹⁴⁾。いいかえれば、限界収益率にもとづいて資金を配分すれば、BC 技

第4表 BC, M 技術指数と諸変数の関係

	沿岸部	中部	西部
農業 R&D の収益性	5.54	6.63	10.19
教育投資の収益性	2.18	2.06	2.33
BC 指数（単純平均）	2.39	1.77	1.33
BC 指数（加重平均）	2.32	1.95	1.60
農民1人当たり純所得（元）	4180	2680	2072
RCA 指数	0.78	1.40	1.47
$d \ln(S/L)$ (%)	0.79	-0.15	-0.02
グロス M 技術進歩率 (%)	-0.82	-1.81	-2.19

注. 収益性は Fan et al. (2004)からの引用で、1 元の投資に対するリターン（元）を表す。地域分類については補表 1 を参照。

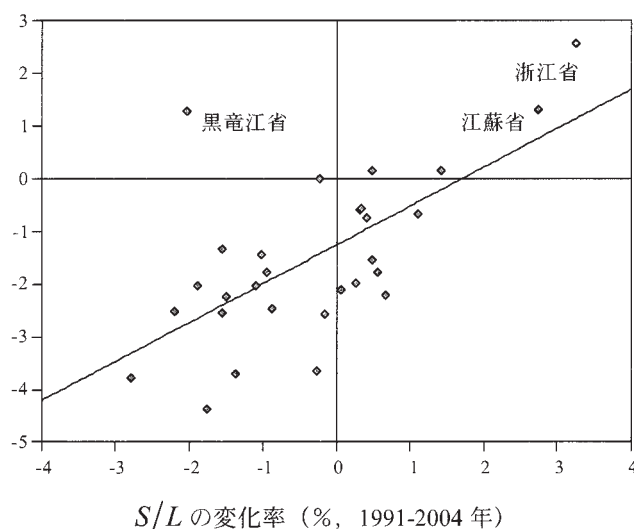
術の地域間格差は縮小し⁽¹⁵⁾、比較優位原理にもとづく農業発展が促進される。さらに、こうした資金の配分は格差拡大を助長せず、所得分配上の問題を惹起しない。

最後に、公共投資のリターンを生産性の向上とみなすことに起因する投資収益率のバイアスについて付言しておきたい。(5)式に示すとおり、TFP の成長率は $\dot{BC}$ と $\alpha_s \dot{M}$ の和であるが、ほとんどの省でネットの M 技術進歩率はマイナスである (第2図)。一方、第3表に示した回帰分析の結果から、公共投資は M 技術開発と有意な関係を持たないことが判明したから、投資のリターンは BC 技術進歩に限定され则认为てよい。 $\alpha_s \dot{M} < 0$ という状況下で、この関係を見無視し、総合生産性の向上を公共投資のリターンと同一視すれば、計算される投資収益率は過小推計となる (反対に、 $\alpha_s \dot{M} > 0$ であれば過大推計となる)。とくに西部地域の $\alpha_s \dot{M}$ は -1.98% と 3 地域の中で最も低いから (第4表)、過小推計の程度はそうした地域でより深刻であるといえる。このような議論が妥当なものであれば、貧困地域への傾斜的な資金配分は、収益率が示す以上に推奨されなくてはならない⁽¹⁶⁾。

(4) M技術と誘発的技術進歩

第4表に示したとおり、1991～2004 年間に於ける土地・労働比率の変化率 (年率) としては、沿岸部、中部、西部でそれぞれ、0.79%、-0.15%、-0.02% であり、グロスの M 技術進歩率としてはそれぞれ、-0.82%、-1.81%、-2.19% である。要するに、土地・労働比率が上昇した沿岸部で、M 技術進歩率が最も高い。第5図はこの関係を省レベルで示したものである。2004 年の土地・労働比率が国内で最も高い黒竜江省では (第4図参照)、土地・労働比率が過去 13 年間に低下したにもかかわらず、グロスの M 技術進歩率としては 1.3% である。ただし、これは例外的な存在である。沿岸部の富裕省である江蘇省と浙江省では、1991～2004 年の間に、農業の土地・労働比率が年率で、それぞれ 2.7、3.3% 上昇した。そ

グロス M 技術進歩率 (%)



第5図 M技術に関する誘発的技術変化仮説

れにともなう、M 技術も 1.3, 2.6% 上昇している⁽¹⁷⁾。反対に、農業労働力の増加あるいは農地面積の減少によって、土地・労働比率が低下した省では、M 技術は停滞ないし退歩している。土地・労働比率の変化率と M 技術進歩率の間に存在する正の相関は、農業労働力の流出、それにともなう土地・労働比率の上昇が、機械的技術の進歩を促したという因果関係を示すものである。したがって、【仮説 3】の「誘発的技術進歩仮説」は肯定されたと考えてよいであろう⁽¹⁸⁾。

6. 結論

本稿では、コブ＝ダグラス、トランス・ログといった伝統的な関数型に代わり、分離型コブ＝ダグラス（SCD）を用いて、中国農業の生産関数を推計した。この特定化には少なくとも 2 つのメリットがある。1 つは、農業の栽培技術と耕起技術を別々に把握できる点、もう 1 つは、総合生産性の成長率を生化学（BC）的、機械的（M）技術進歩率に分解し、その貢献度を比較できる点である。一般に、BC 技術の開発は政府・公共部門が担い、M 技術は農民の合理的な経済計算にもとづいて普及するから、SCD 型による特定化は、技術の開発・普及に関する仮説の検証にも適しているといえる。

分析結果は、BC 技術進歩が中国農業の成長を支える原動力であるという仮説を強く支持している。また、技術指数の決定因に関する回帰分析からは、公共投資を手段とする政府の農業開発が BC 技術の開発に特化しており、M 技術の開発とは無関係であることも判明した。こうした findings は、M 技術の開発には「市場の失敗」が発生せず、反対に、BC 技術の開発には、過小投資を回避するための政府介入が不可欠であるという経済学の通説を示すものである。

BC 技術と公共投資の関係については、先行研究の知見を利用しながら、以下の結論を得た。農業公共投資の収益性は BC 指数が低く、農業に比較優位を持つ貧困地域ほど高い。したがって、貧困地域への集中的な資金配分は、BC 技術および所得の地域間格差を是正し、国内比較優位の追求と矛盾しない。ただし、総合生産性の成長と公共投資の比率から投資収益率を計算した場合、そこに紛れ込んでいるバイアスに注意が必要である。つまり、公共投資の収益は BC 技術進歩に限定されるから、M 技術が退歩していれば、収益率は過小に推計される。M 技術の退歩は貧困地域で顕著であるから、過小推計の程度はこうした地域でより深刻なものとなる。いいかえれば、収益率が示す以上に、資金は貧困地域へ傾斜的に配分されなくてはならない。

最後に、M 技術の普及については、誘発的技術進歩仮説の妥当性が支持された。かかるメカニズムの作用、すなわち農業労働力の流出が誘発する機械的技術の導入は、農業経営規模の零細性を克服し、農工間所得格差の是正に寄与すると思われる。ただし、その実現のためには、農地の他用途転用を制限しながら、戸籍制度を完全に廃止し、労働力の流動性をさらに高める必要がある。

補表 1 農地面積の推計結果

			農地面積 (万 ha)				年変化率 (%)
			1985	1991	1996	2004	1991-2004
			13970.0 (n.a.)	13013.9 (9565.4)	13003.9 (9689.5)	12057.3 (10138.6)	-0.59
	G1	G2					
北京	N	Co	53.0	41.1	34.4	23.6	-4.17
天津	N	Co	62.0	49.2	48.6	47.4	-0.30
河北	N	Co	751.0	693.7	688.3	635.6	-0.67
山西	N	Ce	614.0	466.9	458.9	383.4	-1.51
内蒙古	NW	Ce	683.0	692.8	820.1	711.5	0.20
遼寧	NE	Co	451.0	424.9	417.5	380.8	-0.84
吉林	NE	Co	536.0	554.9	557.8	537.4	-0.25
黒竜江	NE	Co	1136.0	1135.9	1,177.3	1271.0	0.87
上海	CE	Co	39.0	33.6	31.5	25.8	-2.03
江蘇	CE	Co	548.0	517.7	506.2	479.5	-0.59
浙江	CE	Co	262.0	225.9	212.5	210.0	-0.56
安徽	CE	Ce	611.0	607.4	597.2	573.2	-0.44
福建	SE	Co	165.0	140.5	143.5	129.8	-0.61
江西	CE	Ce	276.0	304.8	299.3	269.6	-0.94
山東	N	Co	914.0	786.7	768.9	690.8	-1.00
河南	N	Ce	896.0	827.0	811.0	717.8	-1.08
湖北	CE	Ce	444.0	511.1	495.0	456.9	-0.86
湖南	CE	Ce	499.0	403.9	395.3	381.6	-0.44
広東	SE	Co	549.0	357.8	327.2	299.3	-1.36
広西	SE	Co	434.0	437.5	440.8	428.8	-0.16
海南	SE	Co	-	77.6	76.2	74.2	-0.35
重慶・四川	SW	W	1,114.0	934.1	916.9	789.0	-1.29
貴州	SW	W	491.0	494.0	490.4	467.1	-0.43
雲南	SW	W	579.0	635.3	642.2	618.7	-0.20
チベット	SW	W	38.0	36.0	36.3	35.9	-0.01
陝西	NW	W	559.0	538.9	514.1	427.8	-1.76
甘肅	NW	W	588.0	501.4	502.5	489.9	-0.18
青海	NW	W	88.0	67.6	68.8	54.2	-1.68
寧夏	NW	W	184.0	124.5	126.9	110.5	-0.91
新疆ウイグル	NW	W	406.0	391.1	398.6	336.2	-1.16

資料：『中国統計年鑑』、『各省統計年鑑』、『農地調査』。

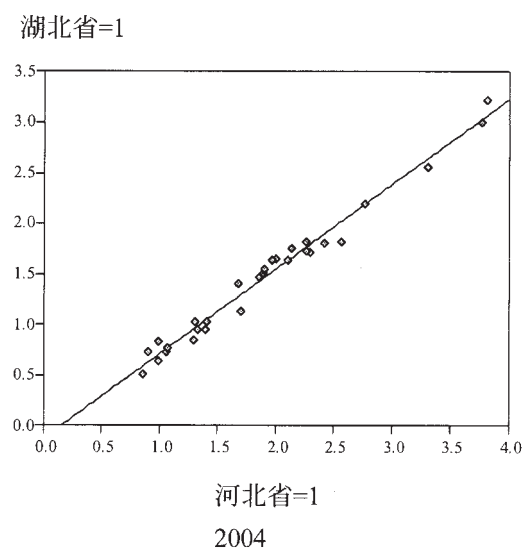
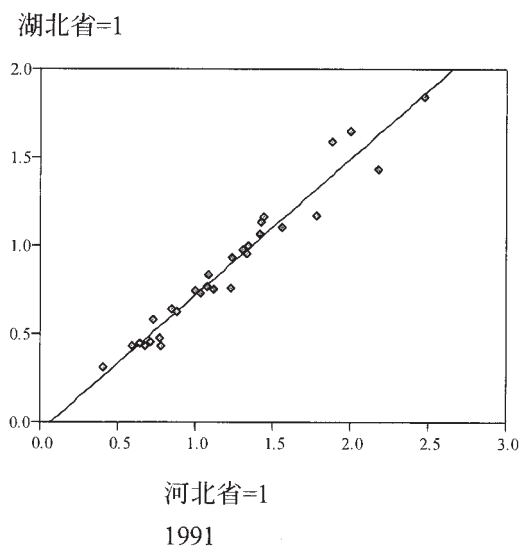
注. 1988 年に海南省が広東省から、1997 年に重慶市が四川省から、それぞれ独立した。1985 年のデータは Ash and Edmonds (1998) から引用した。

補表2 BC, M 技術指数の計算結果 (1991 年河北省=1)

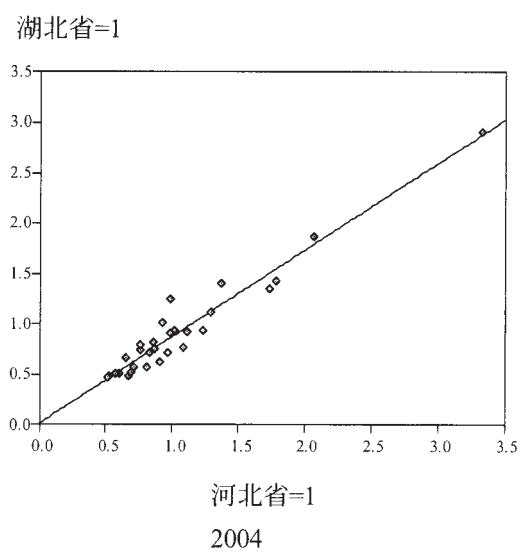
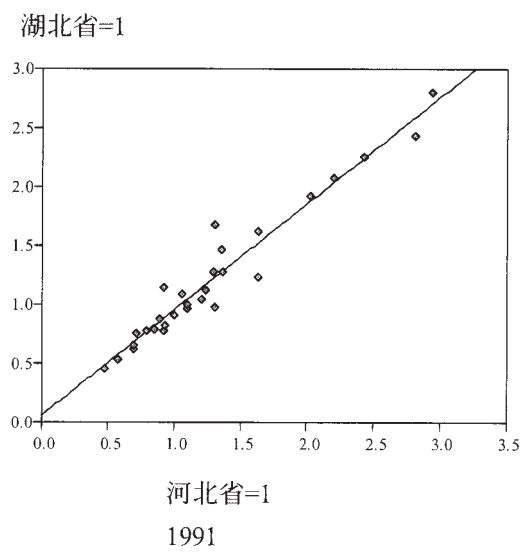
	1991			2004		
	$\frac{F^k(X_k, S_k)}{F^j(X_k, S_k)}$	$\frac{F^k(X_j, S_j)}{F^j(X_j, S_j)}$	BC_{kj}	$\frac{F^k(X_k, S_k)}{F^j(X_k, S_k)}$	$\frac{F^k(X_j, S_j)}{F^j(X_j, S_j)}$	BC_{kj}
北京・天津	1.67	1.45	1.56	2.69	2.15	2.42
河北	1.00	1.00	1.00	1.62	1.74	1.68
山西	0.59	0.60	0.60	0.82	1.00	0.91
内蒙古	0.80	0.56	0.68	1.39	1.26	1.33
遼寧	1.46	1.01	1.24	2.40	3.14	2.77
吉林	0.91	0.63	0.77	1.73	1.10	1.41
黒竜江	0.99	0.59	0.79	1.15	0.56	0.86
上海	1.44	—	1.44	2.30	—	2.30
江蘇	1.21	1.40	1.31	1.71	2.08	1.90
浙江	1.59	2.77	2.18	1.97	3.17	2.57
安徽	1.04	1.12	1.08	1.80	1.92	1.86
福建	1.88	1.89	1.89	3.35	4.18	3.77
江西	1.32	1.52	1.42	1.68	2.13	1.90
山東	1.55	2.01	1.78	2.08	2.44	2.26
河南	1.08	1.09	1.09	1.73	2.54	2.14
湖北	1.27	1.41	1.34	1.87	2.14	2.01
湖南	1.41	1.44	1.42	2.47	2.05	2.26
広東	2.38	2.58	2.48	3.23	3.38	3.31
広西	1.27	1.39	1.33	1.94	1.99	1.97
海南	2.34	1.68	2.01	3.77	3.86	3.81
重慶・四川	1.28	1.21	1.24	2.02	2.20	2.11
貴州	1.10	0.98	1.04	0.99	—	0.99
雲南	0.92	0.85	0.88	1.40	—	1.40
チベット	1.48	0.77	1.12	1.70	—	1.70
陝西	0.74	0.72	0.73	0.88	1.10	0.99
甘肅	0.70	0.60	0.65	1.01	1.12	1.07
青海	1.02	0.41	0.71	1.53	1.06	1.29
寧夏	0.41	0.41	0.41	1.15	1.00	1.07
新疆ウイグル	0.90	0.79	0.85	1.36	1.25	1.31

補表2 続き

	1991			2004		
	$\frac{G^k(\mathbf{Z}_k)}{G^j(\mathbf{Z}_k)}$	$\frac{G^k(\mathbf{Z}_j)}{G^j(\mathbf{Z}_j)}$	M_{kj}	$\frac{G^k(\mathbf{Z}_k)}{G^j(\mathbf{Z}_k)}$	$\frac{G^k(\mathbf{Z}_j)}{G^j(\mathbf{Z}_j)}$	M_{kj}
北京・天津	1.50	1.11	1.31	1.10	0.51	0.81
河北	1.00	1.00	1.00	1.06	0.76	0.91
山西	1.43	1.30	1.37	1.05	0.99	1.02
内蒙古	2.45	2.42	2.44	2.12	1.35	1.73
遼寧	1.22	1.49	1.36	1.02	0.92	0.97
吉林	1.83	2.23	2.03	1.88	2.26	2.07
黒竜江	3.96	1.67	2.82	30.9	3.56	3.33
上海	1.63	—	1.63	2.30	—	2.30
江蘇	1.06	0.78	0.92	1.29	0.89	1.09
浙江	0.62	0.34	0.48	0.86	0.47	0.67
安徽	0.89	0.97	0.93	0.77	0.66	0.71
福建	0.59	0.55	0.57	0.59	0.47	0.53
江西	0.93	1.26	1.10	0.94	0.80	0.87
山東	0.91	0.79	0.85	0.82	0.57	0.69
河南	0.80	0.78	0.79	0.63	0.58	0.61
湖北	1.06	1.14	1.10	1.14	1.10	1.12
湖南	0.67	0.71	0.69	0.55	0.48	0.52
広東	0.70	0.70	0.70	0.56	0.59	0.58
広西	0.85	0.95	0.90	0.82	0.85	0.83
海南	1.16	1.30	1.24	0.77	0.75	0.76
重慶・四川	0.68	0.75	0.71	0.67	0.64	0.65
貴州	0.98	0.86	0.92	0.93	—	0.93
雲南	1.08	1.03	1.06	0.76	—	0.76
チベット	1.29	1.34	1.31	0.99	—	0.99
陝西	1.27	1.33	1.30	0.95	1.04	0.99
甘肅	1.51	1.76	1.63	1.34	1.25	1.30
青海	1.13	1.28	1.21	0.79	0.94	0.86
寧夏	2.32	2.08	2.20	1.69	0.77	1.23
新疆ウイグル	2.92	2.97	2.95	2.10	1.47	1.79



補図1 BC 技術指数



補図2 M 技術指数

〔注〕

- (1) 人民公社が設立された 1958 年、中国政府は都市住民の経済的な利益を擁護する目的で、戸籍制度を制定し、それ以降、とくに農村から都市への人口移動、職業選択の自由を厳しく制限してきた (Zhao, 1999; Liu, 2005)。制度は沿岸部から徐々に廃止され、地方中小都市への移住規制が緩和されつつあるが、北京、上海といった大都市への移動に対しては依然として厳しい制限が残る。
- (2) データ制約により、土地投入としては播種面積ではなく農地面積を用いた。
- (3) (2)式の説明変数に役畜頭数などを資本として加えるべきかも知れない。しかし、すべての省についてデータを得ることができなかった。
- (4) 独自に収集されたサーベイ・データを利用している場合を除けば、中国農業を対象として生産関数を推計した研究は、たとえば地域間の技術格差の計測を目的としていても、『中国統計年鑑』の省データを用いている。この点で Zhang and Carter (1997)は例外である。
- (5) 1980 年代を分析期間に含めると、「戸別生産請負制」の影響を考慮しなくてはならない。1970 年代後半に導入された請負制により、経営権を獲得した農家の誘因が高まり、農業の生産性は飛躍的に上昇した。しかしながら、同制度の効果は 1990 年代初頭に枯渇したと考えられている (Wen, 1993)。
- (6) Wu and Meng (1996)は、独自に収集されたサーベイ・データに依拠しながら、人的資本を考慮した農業労働力データを作成し、生産関数を推計している。本稿の分析ではデータの制約により、労働力の質や強度を考慮することができなかった。
- (7) 農地面積の推計方法としては以下のとおりである。まず 1996 年における『農地調査』と『中国統計年鑑』の農地面積統計から、各省ごとに転換 (誤差) 率を計算する。この転換率を 1991 年の農地面積データ (『中国統計年鑑』) に乗じて推定値を得る。しかし、『中国統計年鑑 2005』には『農地調査』の数字がそのまま掲載されているため、この方法を 2004 年推計に適用することはできない。そこで、各省が独自に公表している農地面積に転換率を乗じて推計値を得た。『農地調査』後に修正値を公表している省については省の公表値をそのまま用いた。
- (8) 労働使用的な技術変化が起きた省としては、遼寧省、黒竜江省、安徽省、江西省、河南省、湖南省、海南省、重慶市・四川省、青海省である。
- (9) (3), (4)式による指数の計算では比較となる省の生産関数が使用されず、 Q^k に含まれる攪乱項を排除できない。
- (10) Martin and Mitra (2001)は(8)式にもとづいて技術進歩率を計算している。
- (11) このことは、BC 技術が地域 (省) に固有な特質を持つか、あるいは spill-over 効果が不十分であることを示唆している (McCunn and Huffman, 2000)。
- (12) Fan et al. (2004)では、灌漑、道路、電力、電信に対する公共投資の収益率が計算されている。しかし、ここでは農業の BC 指数に関係する投資だけを取り上げた。本稿の生産関数推計では灌漑率を説明変数に加えている。したがって、灌漑投資の収益率も考察の対象から除外した。
- (13) RCA 指数は次式より計算される。

$$RCA_k = \frac{G_{agri,k} / G_k}{G_{agri,C} / G_C}$$

ここで、 $G_{agri,k}$ = k 地域の農業 GDP, G_k = k 地域の GDP, $G_{agri,C}$ = 中国の農業 GDP, G_C = 中国の GDP である。

$RCA_k > 1$ は、農業が当該地域において相対的に重要な産業であり、その地域が農業に比較優位を持つことを意

- 味する。 $RCA_k < 1$ はその反対のケースである (Clark, Sawyer, and Sprinkle, 2005)。指数計算のデータ・ソースとしては『中国農業年鑑』である。2004 年の RCA 指数は 1 人当たり GDP と強いマイナスの相関関係にある (係数としては-0.73 である)。
- (14) 国内比較優位に関する本文の考察は、Yao, Liu, and Zhang (2001), Zhong, Xu, and Fu (2001)の指摘と矛盾しない。しかし、Young (2000)は地方政府の官僚的な市場コントロール、国内貿易の障壁などにより、産業立地が比較優位の原則から乖離していると指摘する。Yao, Liu, and, Zhang (2001), Carter and Lohmar (2002)も、過去 20 年間、農業に地域特化の傾向がみられず、資源の地域間配分が比較優位の原則と矛盾すると述べている。
- (15) 1991~2004 年の BC 技術進歩率を、定数項と 1991 年の BC 指数とに回帰させ、技術水準の収束・拡散を検討した (β 収束テスト)。BC 指数の推定値はマイナスであり、技術の地域間格差が収束したことを示唆している。ただし、係数はゼロと有意差を持たない。M 指数についても収束傾向がみられたが、BC 指数と同様に、有意な結果は得られなかった。
- (16) 過去の歴史的なデータを用いて計算された投資の事後的な限界収益率と、将来の投資決定を左右する期待収益率 (事前的収益率) とは別の概念である。ただし、BC 技術進歩の余地が多く残されている地域で、事後的な収益率が高ければ、追加投資によって、将来のリターンが見込まれると考えてもよいであろう。
- (17) 江蘇省、浙江省は郷鎮企業発祥の地であり、過去四半世紀の間に、農業労働力が大幅に減少した地域である。Kung (2002), Deininger and Jin (2005)などによれば、農業労働力の流出は農地の賃貸借契約を促し、個別経営における土地・労働比率の上昇に寄与する。本稿の分析は、それが機械的技術の導入を誘発することを示している。
- (18) Mundlak (2005)が指摘するように、M 技術は wage-rental ratio の変化に対応する農民の反応によって普及するが、機械的技術の開発は、農業にとっては外生的な経済全般の技術発展に負うところが大きい。

〔引用文献〕

- Alston, J.M., and Pardey, P.G., and Smith, V.H. (1999) *Paying for Agricultural Productivity*. Baltimore and London: Johns Hopkins University Press.
- Ash, R.F., and Edmonds, R.L. (1998) "China's Land Resources, Environment and Agricultural Production." *China Quarterly* 156: 836-879.
- Bailey, A., Irz, X., and Balcombe, K. (2004) "Measuring Productivity Growth when Technological Change is Biased: A New Index and An Application to UK Agriculture." *Agricultural Economics* 31: 285-295.
- Carter, C.A., and Lohmar, B. (2002) "Regional Specialization of China's Agricultural Production." *American Journal of Agricultural Economics* 84: 749-753.
- Chambers, R.G. (1988) *Applied Production Analysis: A Dual Approach*. New York: Cambridge University Press.
- Clark, D.P., Sawyer, W.C., and Sprinkle, R.L. (2005) "Revealed Comparative Advantage Indexes for Regions of the United States." *Global Economy Journal* 5. <http://www.bepress.com/gej> (downloaded 2005).
- Deininger, K., and Jin, S. (2005) "The Potential of Land Rental Markets in the Process of

- Economic Development: Evidence from China.” *Journal of Development Economics* 78: 241-270.
- 荏開津典生 (1979) 「低成長経済と農業の可能性」『農業経済研究』第 51 巻第 2 号, 52～60 ページ。
- Fan, S., and Pardey, P.G. (1997) “Research, Productivity, and Output Growth in Chinese Agriculture.” *Journal of Development Economics* 53: 115-137.
- Fan, S., and Zhang, X. (2002) “Production and Productivity Growth in Chinese Agriculture: New National and Regional Measures.” *Economic Development and Cultural Change* 50: 819-838.
- Fan, S. Zhang, L., and Zhang, X. (2004) “Reforms, Investment, and Poverty in Rural China.” *Economic Development and Cultural Change* 52: 395-421.
- Hayami, Y., and Ruttan, V.W. (1985) *Agricultural Development: An International Perspective*. Revised and Expanded Edition. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- Huang, J., and Rozelle, S. (1996) “Technological Change: Rediscovering the Engine of Productivity Growth in China’s Rural Economy.” *Journal of Development Economics* 49: 337-369.
- Kalirajan, K.P., Obwona, M.B., and Zhao, S. (1996) “A Decomposition of Total Factor Productivity Growth: The Case of Chinese Agricultural Growth before and after Reforms.” *American Journal of Agricultural Economics* 78: 331-338.
- Kung, J.K. (2002) “Off-Farm Labor Markets and the Emergence of Land Rental Markets in Rural China.” *Journal of Comparative Economics* 30: 395-414.
- Lin, J.Y. (1992) “Rural Reforms and Agricultural Growth in China.” *American Economic Review* 82: 34-51.
- Liu, Z. (2005) “Institution and Inequality: The *Hukou* System in China.” *Journal of Comparative Economics* 33: 133-157.
- Martin, W., and Mitra, D. (2001) “Productivity Growth and Convergence in Agriculture versus Manufacturing.” *Economic Development and Cultural Change* 49: 403-422.
- McCunn, A., and Huffman, W.E. (2000) “Convergence in U.S. Productivity Growth for Agriculture: Implications of Interstate Research Spillovers for Funding Agricultural Research.” *American Journal of Agricultural Economics* 82: 370-388.
- McMillan, J., Whalley, J., and Zhu, L. (1989) “The Impact of China’s Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth.” *Journal of Political Economy* 97: 781-807.
- Mundlak, Y. (2005) “Economic Growth: Lessons from Two Centuries of American Agriculture.” *Journal of Economic Literature* 43: 989-1024.
- Smil, V. (1999) “China’s Agricultural Land.” *China Quarterly* 158: 414-429.
- Wen, G.J. (1993) “Total Factor Productivity Change in China’s Farming Sector: 1952-1989.” *Economic Development and Cultural Change* 42: 1-41.
- Wu, H. X., and Meng, X. (1996) “The Direct Impact of the Relocation of Farm Labour on Chinese

- Grain Production.” *China Economic Review* 7: 105-122.
- Yao, S., Liu, Z., and Zhang, Z. (2001) “Spatial Differences of Grain Production Efficiency in China, 1987-1992.” *Economics of Planning* 34: 139-157.
- Young, A. (2000) “The Razor’s Edge: Distortions and Incremental Reform in the People’s Republic of China.” *Quarterly Journal of Economics* 115: 1091-1135.
- Zhang, B., and Carter, C.A. (1997) “Reforms, the Weather, and Productivity Growth in China’s Grain Sector.” *American Journal of Agricultural Economics* 79: 1266-1277.
- Zhao, Y. (1999) “Labor Migration and Earnings Differences: The Case of Rural China.” *Economic Development and Cultural Change* 47: 767-782.
- Zhong, F., Xu, Z., and Fu, L. (2001) “Regional Comparative Advantage in China’s Grain Production: Implications for Policy Reform.” *China’s Agriculture in the International Trading System*. Paris: OCED, pp. 102-122.