経済改革後中国農業の成長と波動の経済分析

沈 金 虎

An Analysis of Growth and Fluctuations in Chinese Agriculture after the Economic Reforms

Shen Jin-hu (Kyoto University)

To analyze the mechanisms of growth and fluctuations in Chinese agricultural production after the Economic Reforms, we surveyed the process of rural economic reforms and the changes in the agricultural environment since 1978, then estimated the stochastic frontier production function of farming sector using the panel data from 28 provinces for 1980–1995. Based on these results, we also made a growth accounting analysis. The following findings appeared:

1. In the whole period covered by our research, the growth in farming production was supported mainly by modern inputs such as chemical fertilizers and farm machinery, but the fluctuations were dependent on the efficiency in production process. 2. For 1980–1984, Chinese farming production grew rapidly. About 52%

of this growth came from the increase in inputs, 42% was due to the improvements in production efficiency brought about by introduction of the responsibility system. 3. However, the growth of farming production soon slowed down after 1985. Little part of this slowdown was attributed to inputs and climate conditions, while the majority was due to the fact that the contributions made by the responsibility system ceased, trade terms took a turn for the worse. 4. Starting in 1990, we noticed a slight increase in the growth of farming sector. The reason for this improvement was mainly due to the improvement of trade terms and the increase in government expenditures on agriculture.

1. はじめに

1970年代末以降、経済改革を実施した中国の農業は一時目覚ましい成長を見せていたが、80年代後半以降、都市経済システムや農産物の流通・価格制度の改革が始まるにつれ、穀物、綿花などに代表される耕種農業は急速に低迷し始めた¹⁾。

人口が多く、開発途上にある中国にとって、農業生産低迷の問題は重大である。近年、穀物輸入増大などの原因で中国の食料問題に対する国際的な関心が高まっているが、国際市場への影響は別にして、国内においてもエンゲル係数が未だ50%前後の水準にあり、耕種農業、特に食料生産の低迷は国民生活や経済全体に影響を及んでいる。中国政府はこの問題の重要性を認識し、80年代末頃から農業予算を増やすなど、農業生産の振興を図ってきた。これらの政策を評価し、将来の農政を展開するためには、いままでの農業生産の構造と農業成長を左右する要因の解明が求められてい

る。

経済改革以降、80年代半ば前後までの中国農業の成長について、既に多くの研究がなされている²⁾。しかし、生産振興の立場から85年以降の生産停滞の原因、並びに生産責任制以外の政策効果を解明することがより重要であり、それについて、論議されてはいるものの、論理的かつ実証的な研究は少ないのが現状である。

そのため、本稿では農業組織と環境条件の目まぐるしい変化に着目し、いわゆるフロンティア生産関数と技術非効率関数（技術非効率とその影響要因との回帰関数）を計測することにより、80年代以降中国農業（耕種農業）生産の成長、停滞の原因を、要素投入、技術進歩および効率変化という3つの側面から計量的に解明する。

以下、2節ではまず農業生産変化の背景を解明するため、78年以降中国農村経済改革の過程と農業経済環境の変化を概観する。3節と4節では1980～95年の間

にわたる省市自治区別データを用いて耕種農業のフロンティア生産関数と技術非効率関数を計測し、5節ではその結果に基づき、成長会計分析を行う。

2. 中国農村経済改革の過程と農業経済環境の変化

1) 農村経済改革の過程

周知のように、中国の農村改革は78年から始まった。以来二十年間に、84年まではミクロ的な生産組織、それ以降はマクロ的な価格制度などを中心に改革が進められてきた。

84年までの期間についてみると、主に二つの側面で改革が行われた。一つは農産物の政府買付価格の引き上げで、いま一つは生産責任制の導入である。前者は79年に行われ、これまで25年間据え置かれていた農産物の買付価格は、平均買付で22%、超過買付で40%と大幅に引き上げられた（表1）。一方、後者は最初に一部の貧困地域に試行されていたが、中央政府の承認を得て、1980～84年の間に破竹の勢いで全国に普及した³⁾。その延長線上において、84年には行政改革の一環として人民公社が解散され、これをもって末端の農業生産組織の改革はほぼ完了した。

85年から、中国政府は一方では国民経済の根幹となる都市経済の改革に着手し、他方では本格的な農産物

・農用資材の流通・価格制度改革を実施し始めた。

農産物に関しては、85年頃からまず生鮮農産物の市場を開放し、価格を自由化した。また穀物、綿花に対して、従来強制的な「計画買付制度」に代わって、新たに「契約買付制度」が実施された。しかし、都市部での食糧等の配給制が続けられたため、「契約買付」は実質上は強制的に行われ、買付価格も低く抑えられていた。90年代に入り、政府はようやく食糧配給制度の改革に着手した。91年、92年に配給価格の大幅な引き上げを実施し、翌93年にこれまで40年間に渡って続けられてきた都市住民への食糧配給制度を廃止した。それ以降、穀物の政府買付量は大幅に縮小し、買付価格も需給関係をみて決めるようになった。

一方、農産物の計画買付とセットになっていた農用資材の流通・価格制度も改革の対象とされた。79年に農産物買付価格が大幅に引き上げられた時、農用資材の価格は修正されなかったが、85年から従来の低価格、計画供給のルート以外に自由な市場流通ルートが新設され、いわゆる「2本レール制度」がスタートした。ところが、中国において化学肥料などの農用資材は著しい供給不足の状況にあり、「2本レール制度」は価格高騰と市場混乱を引き起こし、大きな問題となった。1987年から穀物等の「契約買付」計画達成の手段として、化学肥料などは農産物の買付量とリンクし

表1. 経済改革後農産物、農用資材の価格指数の変化（1985年=100）

年次	耕種農業産品 超過買付価格 ①	平均買付価格				農村小売り 物価 ⑥	農用資材価格 ⑦	交易条件 ⑧/⑦
		農産物計 ②	耕種農業産品 ③	畜産品 ④	水産品 ⑤			
1978	77.3	60.0	54.5	59.9	47.7	77.3	81.0	95.4
79	108.7	73.2	70.1	73.5	56.4	73.9	81.3	133.8
1980	108.5	78.4	76.2	76.0	57.4	86.4	82.1	132.2
81	112.1	83.0	82.9	76.8	57.7	88.2	83.5	134.3
82	111.5	84.8	85.5	77.0	58.3	89.7	85.1	131.0
83	112.0	88.5	91.9	77.4	60.2	90.7	87.6	127.8
84	110.1	92.1	99.3	80.6	66.1	93.4	95.5	115.4
1985	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0
86	100.5	106.4	108.3	103.0	110.4	106.1	101.1	99.4
87	100.6	119.2	114.1	121.4	135.6	112.7	108.2	93.0
88	113.5 ¹⁾	146.6	128.6	170.2	182.1	132.4	125.7	90.2
89	141.3	168.6	160.2	187.6	181.7	157.9	149.5	94.5
1990	139.6	164.2	158.3	173.2	179.5	165.1	157.7	88.5
91	133.5	160.9	151.3	168.7	188.0	168.9	162.3	82.3
92	136.2	166.4	154.3	179.3	203.2	176.8	168.3	80.9
93	157.2	188.7	178.2	204.7	248.1	201.0	192.1	81.8
94	230.2	264.0	261.0	296.0	303.1	247.9	233.5	98.6
1995	292.4	316.5	331.5	342.8	340.7	291.4	297.8	98.3

資料：①は文献〔11〕のp.81, 他は国家統計局『中国統計年鑑』各年版による。

註：1) 88年以降の超過買付価格指数は平均買付価格の対前年比をかけて計算した。

て割安な価格で農家に供給されるようになったものの、市場流通の割合の増大と公定価格の頻繁な引上げにより、農用資材の価格は年々上昇し続けてきた（表1）。

従って、農産物買付価格と農用資材販売価格との相対的变化に関して、1984年までとそれ以降の状況は大きく異なった。耕種農産物の超過買付価格指数と農用資材価格指数との比（85年＝100、以下交易条件と呼ぶ）をみると⁴⁾、83年までは128、84年に115であったが、それ以降は年々低下し、92年には80まで下がった。近年、農産物買付価格の上昇で、交易条件は改善の方向に向かったが、まだ85年の水準にまでは回復していない。

2) 他の農村経済環境の変化

一方、農業生産を取り巻く他の経済環境も著しく変化してきた。その一つは、郷鎮企業の急速な発展と農村産業構造の変貌である。特に85年以降、農村企業の重要性が再認識され、国家経済政策においても税制、融資面の優遇策が取られたことなどにより、農村非農業の発展は一層加速した。その結果、1984年に農村社会総生産額（原語では農村社会総産値）の36.8%を占めていた非農業の比率は90年に53.9%、94年現在は74.3%までに上昇した⁵⁾。

いま一つは、人民公社の解散に伴う農業に対する社会サービス機能の低下である。その典型は農業技術普

及である。経済改革以前まで、中国の農業技術普及は県、人民公社、生産大隊、生産隊を結ぶ四段階科学実験網が整い、技術者の賃金と運営費も政府と集団によって保証されていた。生産責任制の普及に伴い、末端普及組織の賃金と運営費も次第に請負制に切り替えられ、人民公社解散後請負制は一層強化された。技術者の報酬基盤が不安定となり、運営経費も不足のため、転職者が相次ぎ、技術者の不足と質の低下の問題が表面化し、農業技術普及所の数さえ1983年から減少し始めた⁶⁾。のみならず、零細な家族経営に適しない機械耕作、灌漑、防除、農用資材の共同購入などに関しても、もともと人民公社がサービスを提供していたが、人民公社の解散に伴って、旧来のサービス組織の解散・機能低下が余儀なくされ、農家へのサービス提供は年々減少していた⁷⁾。

80年代末頃になると、穀物生産低迷の問題が表面化した。生産振興を図るため、政府は農業予算を増やし、また技術普及や他の社会的な援農サービスシステムの確立・強化を目指す一連の農業振興政策を取り始めた⁸⁾。これらの振興政策により、予算増加の外、農業への地方政府の関心が強まったことの効果がもたらされ、87年からは技術普及所の数は回復に向かい、農業への各種社会サービス提供もこの時期から増え始めた。

以上、70年代末以降、中国農村の経済改革過程とそ

表2. 耕種農業の産出と投入の変化（1980～95年）

年次	実質総生産額 ¹⁾	耕地面積	作付面積	就業労働力 ²⁾	農業機械馬力	役畜頭数	化学肥料施用量	実質農業財政支出指数 ³⁾	被災率
	億元	万 ha	万 ha	万人	万 瓩	万頭	万 t	%	%
1980	1342	9908	14616	21495	14717	4971	1272	108.6	15.3
81	1487	9881	14494	22283	15949	5356	1335	87.1	12.9
82	1648	9838	14447	21920	16586	5718	1513	87.0	11.1
83	1788	9813	14378	22173	17998	6019	1659	96.1	11.3
84	1960	9763	14401	21502	19467	6281	1739	100.2	10.6
1985	1926	9665	14342	20353	20882	6555	1775	100.0	15.8
86	1943	9601	14400	19943	22912	6809	1930	114.4	16.4
87	2046	9567	14475	20052	24797	7007	1997	114.3	14.1
88	2043	9550	14469	19755	26534	7052	2140	107.8	16.5
89	2079	9544	14634	20237	28005	7310	2356	112.6	16.7
1990	2259	9545	14815	20838	28689	7480	2589	125.5	12.0
91	2276	9543	14937	21208	29370	7570	2803	135.5	18.6
92	2353	9521	14879	20656	30288	7613	2928	143.5	17.4
93	2490	9488	14760	19899	31505	7916	3151	149.0	15.6
94	2549	9468	14803	18839	33766	8338	3317	146.1	21.2
1995	2734	9475	14966	17991	36059	8688	3592	161.1	22.0

資料：前掲『中国農業年鑑』、『中国農村統計年鑑』各年版による。

註：1) 実質総生産額は1980年不変価格表示のものである。

2) 耕種業の就業労働者数は生産額構成比から推定された。本文註13を参照。

3) 実質農業財政支出指数は農村小売り物価指数（1985年＝100）で実質化した。

れに伴う農業生産環境の変化を見てきた。表2には激しい環境変化の中、中国農業が紆余曲折しながら全体的に発展してきた過程がまとめられている。

3. 分析方法

1) フロンティア生産関数

農業成長の源泉、そして成長の速度を左右した原因は何処にあるのか。本節では、フロンティア生産関数の研究を行うとして、この解明を試みる。

ミクロ経済学の生産理論では、企業が最も効率的な状態で生産を行うことを前提に、要素投入と生産量との対応関係を生産関数の形で表し、また生産量の変化を要素投入の変化と生産関数のシフト(技術進歩)の二つの要因で説明している。しかし、現実には農業を含め、企業の生産が生産関数フロンティア上の最も効率的な状態で行われるのは希であり、その内側の非効率な状態で行われているのが普通である。そのため、効率の変化も生産変動の要因の一つとして考える必要がある。前節でみた制度・環境変化の激しい中国農業の場合には、特にこのことが妥当する。

生産効率とその変化を明示的に取り扱えるのは、フロンティア関数のアプローチである。そのアプローチは1957年に Farrel が最初に提唱したが、後に多くの研究者によって研鑽を重ねられ、様々なフロンティア関数、生産効率の計測方法が開発された。

主要な方法として、プログラミング法 (Programming Approach)、修正プログラミング法 (Modified Programming Approach)、非確率統計フロンティア法 (Deterministic Statistical Frontier Approach)、確率フロンティア法 (Stochastic Frontier Approach)、4つがある⁹⁾。それらのうち、両プログラミング法と非確率統計フロンティア法は「所与投入に対する技術的に最大可能生産量」というフロンティア生産関数の定義に忠実である反面、生産過程やデータ観測中に発生しうるノイズによる変動や誤差を認めない。このため、もし観測データに異常値が存在すれば、フロンティア関数、生産効率の計測結果がそれに敏感に反応し、バイアスが生じるという問題がある (Pitt & Lee, 1981; Lovell & Schmidt, 1988)。それを回避するため、本稿以下では確率フロンティア法を使用する。

いま、次のようなフロンティア生産関数を考えよう¹⁰⁾。

$$\ln Y_{it} = \ln f(X_{it}) + V_{it} - U_{it} \quad (1)$$

ただし、添字 i は地域番号、 t は年次、 Y_{it} は生産額¹¹⁾、 X_{it} は投入される生産要素のベクトル、 $f(X_{it})$

はフロンティア関数、つまり要素 X_{it} が投入された時の最大生産量を表す。 V_{it} と U_{it} は確率変数であるが、それぞれ誤差項と技術非効率 (≥ 0) を表す。両確率変数について、 V_{it} は $N(0, \sigma_v^2)$ 、 U_{it} は (0 点で) 先端が切られた $N(Z_{it}\delta, \sigma_u^2)$ に従い、相互間は独立 ($t \neq t'$, $i \neq j$ の時、 $E(V_{it}, U_{it'}) = E(V_{it}, U_{jt}) = 0$) であるとする。なお、

$$U_{it} = Z_{it}\delta + w_{it} \quad (2)$$

Z_{it} は技術非効率の影響要素、 δ はそのパラメータのベクトルで、 w_{it} は誤差項である。

そこで、 t 時、 i 農家や地域の通常の意味での生産効率率は、 $Y_{it}/f(X_{it})e^{V_{it}}$ と定義できるが、それは、つまり、 $e^{-U_{it}} = \exp(-Z_{it}\delta - w_{it})$ である。 $\varepsilon_{it} = V_{it} - U_{it}$ が与えられた時の U_{it} の条件分布に基づいて、その計算は次の式で行える¹²⁾。

$$E\{e^{-U_{it}} | \varepsilon_{it}\} = \left\{ \exp\left(-\mu_{it}^* + \frac{1}{2}\sigma_{\varepsilon}^2\right) \right\} \left\{ \frac{F(\mu_{it}^*/\sigma_{\varepsilon})}{F(\mu_{it}^*/\sigma_{\varepsilon})} \right\} \quad (3)$$

ただし、 $\mu_{it}^* = (\sigma_v^2 Z_{it}\delta - \sigma_u^2 \varepsilon_{it}) / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ 、 $\sigma_{\varepsilon}^2 = \sigma_v^2 \sigma_u^2 / (\sigma_v^2 + \sigma_u^2)$ 、そして、 $F(\cdot)$ は () 内の標準正規変数の分布関数である。

2) 関数の特定と計測データ

次に、関数式と説明変数を特定しなければならない。関数式 $f(X_{it})$ について、CD 型、CES 型とトランスログ型はよく使われる。そのうち、トランスログ型は最もフレキシブルであるが、説明変数が多くで多重共線関係になりやすい。また CES 型は代替弾力性 1 の前提を要しない点で CD 型より柔軟性があるものの、非線形関数なので、推定が難しい。それらに比べて、CD 型生産関数は簡単ではあるが、推定係数が生産弾力性であり、生産弾力性の和が規模弾力性となるなど、多くの興味ある性質を備えている。農業分野ではその有効性が特に発揮できると言われ、中国農業に関する既存研究 (文献 [11] など) も同様のことを表明したので、本稿ではその CD 型を採用する。

また、農業生産要素 (X) として、次のような変数を取り入れる。①延べ作付面積 (S): ha, ②労働就業人数 (L): 人¹³⁾, ③農業機械と役畜の換算馬力数 (以下、機械・役畜と呼ぶ) (K): 馬力¹⁴⁾, ④化学肥料使用量 (F): kg¹⁵⁾, ⑤時間変数 (T), ⑥実質農業財政支出指数 (FE): %¹⁶⁾, ⑦被災率 (NDP): %¹⁷⁾。最初の 4 つは通常生産要素、後の 3 つは技術進歩など他の影響要素である。

そして、技術非効率の影響要因 (Z) として、変則的な時間変数 $HRS_t (= 0, 1, 2, 3, 4, \dots, 4)$ と耕種

農産物の超過買付価格指数と農用資材価格指数との比 AIP_{t-1} (85年=100) の二つを導入する¹⁸⁾。前者は農業生産組織¹⁹⁾，後者は農業交易条件の変化を表す。

これらの変数を使って，(1) 式と (2) 式を具体化すると，次のように表される。

$$\ln Y_{it} = b_0 + b_1 \ln S_{it} + b_2 \ln L_{it} + b_3 \ln K_{it} + b_4 \ln F_{it} + b_5 FE_{it} + b_6 NDP_{it} + b_7 T_{it} + V_{it} - U_{it} \quad (4)$$

$$U_{it} = \delta_0 + \delta_1 HRS_{it} + \delta_2 AIP_{t-1} + w_{it} \quad (5)$$

計測データは，1980～95年の間に渡る省・市・自治区別横断面データを用いる²⁰⁾。但し，農業生産の基礎単位は農家であるので，Y, S, L, K, F など省市自治区レベルの総量データは農家数で基準化して推定に用いた。サンプル数は合計448 (=28地域×16年) である。

4. 計測結果

(4)，(5) 式のパラメータの最尤推定量は，Coelli

が開発した専用ソフト FRONTIER Ver 4.1 を使えば，簡単に得られる²¹⁾。表3はその結果を示す。参考のため，OLS 法で推定した CD 型の平均生産関数の結果も合わせて掲載した。

フロンティア生産関数に関して，二つのモデルが推定されている。そのうち，Ⅲモデルは (4)，(5) 式をそのまま推定したものである。時間変数 T の推定係数 (b_7) をみると，値が小さく，ゼロとの有意差も認められないので，分析期間中に中立的な技術進歩が顕著でなかったと推測される²²⁾。他の係数推定値についても，負の労働生産弾力性 (b_2) が注目される。中国農業賦存条件の基本的な特徴は「人が多く土地が少ないこと」であり，農業労働力が過剰就業状態にあることはよく指摘されている。労働生産弾力性の絶対値が小さいことは，過剰就業状態と一致するけれども，負の生産弾力性は理論的な期待に反し，常識的にも考えられにくい²³⁾。そのため，Ⅳモデルでは強制的に $b_2 =$

表3. 中国耕種農業の生産関数の推定結果

変 数	推定係数	Average		Frontier	
		I	II	III	IV
常数項	b_0	4.858*** (25.48)	4.699*** (31.42)	4.925*** (16.04)	4.887*** (28.72)
$\ln S$	b_1	0.474*** (4.18)	0.418*** (3.97)	0.502*** (20.73)	0.404*** (20.05)
$\ln L$	b_2	-0.061** (-1.74)	-0.066** (-1.92)	-0.152*** (-6.52)	0.000
$\ln K$	b_3	0.094** (2.10)	0.111*** (2.59)	0.112*** (5.99)	0.187*** (11.29)
$\ln F$	b_4	0.394*** (12.94)	0.413*** (15.20)	0.492*** (24.22)	0.498*** (24.27)
FE	b_5	0.0004 (0.62)	0.0009** (2.18)	0.0003 (0.27)	0.0008* (1.37)
NDP	b_6	-0.441*** (-9.32)	-0.436*** (-9.23)	-0.588*** (-8.39)	-0.632*** (-9.14)
T	b_7	0.0065* (1.34)		0.0009 (0.12)	
常数項	δ_0			0.576** (2.26)	0.733*** (5.47)
HRS	δ_1	0.042*** (7.14)	0.045*** (8.34)	-0.040*** (-3.58)	-0.042*** (-3.95)
AIP	δ_2	0.0022*** (4.72)	0.0020*** (4.52)	-0.0024** (-2.17)	-0.0028*** (-2.77)
σ^2				0.017*** (13.91)	0.020*** (10.23)
λ				0.229 (0.40)	0.809*** (2.51)
R^2		0.953	0.953		
log likelihood				276.6	256.5
N		448	448	448	448

資料：筆者作成。

註：1) Ⅰ，Ⅱの推定は $\ln Y_{it} = b_0 + b_1 \ln S_{it} + b_2 \ln L_{it} + b_3 \ln K_{it} + b_4 \ln F_{it} + b_5 FE_{it} + b_6 NDP_{it} + b_7 T_{it} + \delta_1 HRS_{it} + \delta_2 AIP_{t-1} + \sum c_j D_j + v_{it}$ で行った。 D_j ($j=2, 3, \dots, 28$) は地域ダミーである。 c_j の表示は省略。

2) $\sigma^2 = \sigma_v + 2\sigma_v^2$ ， $\lambda = \sigma_v^2 / \sigma^2$ 。

3) () 内の数字は t 値で，***は1%，**は5%，*は10%で有意であることを示す。

$b_7=0$ とし、残る説明変数でフロンティア生産関数などを推定した。Ⅳの結果をⅢと比較すると、生産弾力性などの推定値は若干変化したもの、ほとんど係数の t 値が増大し、特に b_5 と λ の有意性は大きく改善された。 $\lambda (= \sigma_v^2/\sigma^2)$ が 1 に近い、ゼロとの有意差が認められたのは、農業生産の変動に技術非効率の影響が大きいことを意味している。次節での成長分析はⅣモデルの結果を使用する。とりあえず、そのモデルの推定生産弾力性などをみよう。

まず、フロンティア生産関数について、通常の生産要素の生産弾力性は土地が 0.40、機械・役畜が 0.19、化学肥料が 0.50 と推定された。土地、化学肥料の弾力性は高く、機械・役畜のそれは低いのが特徴であるが、これは上記賦存条件の外、経営規模の零細性と圃場分散など中国農業の現状を反映していると思われる。その外、農業財政支出指数 (FE) に正の係数が推定され、10% の水準で有意差が認められた。言うまでもなく、これは他の条件が同じ状況で農業財政支出が農業総生産額の成長に効果があることを意味する。また、被災率 (NDP) には負の係数が得られた。係数が負であることは経験的な常識と一致する。-0.63 という値も被災率が 1% 高くなれば、耕種農業の生産額が 0.63% 減ることを意味している。

一方、技術非効率関数の推定係数をみると、三つとも符号条件が理論的な期待と一致し、ゼロとの有意差も認められる。 δ_1, δ_2 の推定値が負であることは、生産責任制の導入と交易条件の改善は、技術非効率の縮小、言い換えれば、生産効率の改善に貢献していることを意味する。両者の推定値によれば、1980~84 年間の生産責任制の普及は耕種農業の発展に大きく貢献し、年 4.2% の成長率をもたらしたことで、また全分析期間を通じて交易条件の 1 ポイントの上下変動があれば、技術非効率の変化だけで、成長率は 0.28 ポイント

上下していたと見ることができる。

次に、Ⅳモデルで推定された生産効率の変化についてみよう。図 1 は 1980 年以降における対象 28 省市自治区の平均生産効率の推移を表している。それによると、耕種農業の生産効率は、80 年代前半まで急ピッチで改善されたが、後半以降急降下し、1990~92 年間の停滞期を経て、近年ようやく上向きになった。生産効率の変化の原因について、次節でみる。

5. 農業成長の要因分析

さて、以上の生産関数の推定結果を基に、本節では耕種農業の成長会計分析を行う。そのため、まず (5) 式を (4) 式に代入し、時間に対して偏微分すると、次式が得られる。

$$G(Y) = b_1 G(S) + b_2 G(K) + b_3 G(F) + b_4 \Delta FE + b_5 \Delta NDP - \delta_1 \Delta HRS - \delta_2 \Delta AIP + \Delta A \quad (6)$$

ただし、 $G(\cdot)$ は変化率、 Δ は変化を表し、 ΔA ($A_{it} = b_0 + v_{it} - \delta_0 - w_{it}$) は残差項である。

いま、 $G(Y)$ 、 $G(S)$ 、 $G(K)$ 、 $G(F)$ 、 ΔFE 、 ΔNDP 、 ΔHRS 、 ΔAIP は観測データより計算でき、また $b_1, b_2, b_3, b_4, b_5, \delta_1, \delta_2$ は表 3 の推定結果を使えば、全国耕種農業の平均成長率 $G(Y)$ に対する各説明変数の寄与を計算できる。表 4 は三つの時期に分けて年平均成長率とそれに対する諸要因の寄与をまとめている。

それによると、第 I 期 (1980~84 年) には耕種業生産額の成長率が 9.9% と最も高い。その成長率の中、通常生産要素投入の増加は 5.2 ポイント、被災率の低下は 0.7 ポイント寄与したが、生産責任制の導入の寄与も 4.2 ポイント (41.9%) に達し、第 I 期の高成長率を決定づけたと思われる。この時期に、農業財政支出は縮小され、交易条件も若干悪化したので、この両政策要素は成長率に負の影響を及ぼした。同じ時期の中国農業成長の要因を分析した林毅夫氏 (1994) もほぼ同じような結論を出している。彼の分析結果によれば、1979~84 年間に耕種農業成長の 46% は生産要素の投入増加、47% は生産責任制の導入によるという。

第 II 期 (1984~90 年) に成長率は大幅に落ち込み、2.4% となった。成長率の低下に対して、一部の原因は要素投入増加の鈍化と被災率の増大にある。しかし、両者を合わせても成長率は 1.3 ポイントしかダウンさせず、成長率低下の最大の原因はやはり先ほどみた生産効率の低下にあった。生産効率に影響する要因として、生産組織改革と交易条件変化の二つが挙げられる。両者の成長率への寄与をみると、第 I 期に前者は 4.2 ポイント、後者は -0.4 ポイントであったが、今

図 1. 耕種農業の平均生産効率の推移 (1980~95 年)

資料：筆者作成。

表 4．時期別耕種農業成長の要因分析

変数項目	推定係数	要 因 変 化				要 因 寄 与			
		第Ⅰ期	第Ⅱ期	第Ⅲ期	全期間	第Ⅰ期	第Ⅱ期	第Ⅲ期	全期間
A. 生産額						9.938 (100.0)	2.389 (100.0)	3.895 (100.0)	4.859 (100.0)
B. 通常投入						5.218 (52.5)	4.765 (199.5)	4.294 (110.2)	4.727 (97.3)
土地	0.404	-0.370	0.474	0.203	0.158	-0.150	0.191	0.082	0.064
労働	0.000	0.136	-0.550	-2.896	-1.179	0.000	0.000	0.000	0.000
機械・役畜	0.187	7.057	6.190	4.491	5.850	1.320	1.158	0.840	1.094
化肥	0.498	8.128	6.861	6.773	7.168	4.048	3.417	3.373	3.570
C. 被災率	-0.632	-1.168	0.238	2.002	0.451	0.737 (7.4)	-0.151 (-6.3)	-1.264 (-32.5)	-0.285 (-5.9)
D. 財政支出	0.084	-2.118	4.221	7.115	3.495	-0.177 (-1.8)	0.353 (14.8)	0.595 (15.3)	0.293 (6.0)
E. 組織改革	4.165	1.000			0.267	4.165 (41.9)			1.111 (22.9)
F. 交易条件	0.282	-1.485	-5.547	0.810	-2.345	-0.418 (-4.2)	-1.563 (-65.4)	0.228 (5.8)	-0.661 (-13.6)
G. 残差						0.413 (4.2)	-1.016 (-42.5)	0.042 (1.1)	-0.325 (-6.7)

資料：筆者作成。

註：1) 第Ⅰ期は1980～84年，第Ⅱ期は1984～90年，第Ⅲ期は1990～95年である。

2) 表中データは平均年率，年差であり，() 内の数字は寄与率である。

期になると，それぞれゼロポイント，-1.6ポイントに低下した。両者の寄与の純減が成長率を5.4ポイント低下させた計算になる。

第Ⅲ期（1990～95年）になると，成長率は若干回復し，3.9%となった。前期から今期にかけて，通常生産要素と被災率の寄与はむしろ減少し続けている。成長率の回復に対して，農業財政支出の拡大は若干貢献したが，より大きな影響力を与えたのは生産効率と関連する交易条件と残差項の寄与の変化である。特に交易条件が好転したため，同要素の寄与は前期の-1.6から+0.2に転じ，寄与の純増は1.8ポイントに達した。

以上，時期ごとに農業成長の原因についてみたが，3つの時期を通してみると，耕種農業成長への最大の貢献要因は生産要素の投入増加であることは明らかである。その寄与は，時期を追って若干減少したものの，コンスタントに農業成長に貢献してきた。生産要素のうち，最も貢献したのは化学肥料と機械・役畜である。化学肥料の貢献は全生産要素の寄与の7割以上，機械・役畜のそれも2割前後を占めた。それに比べて，土地，労働の影響は非常に小さかった。一方，被災率の変化は80年代前半に農業成長に正の影響を与えたが，後半以降は負となり，特に90年代に入ってから成長率を1.3ポイント下げるほど負の影響を及ぼした。

しかしながら，農業成長率はそれ以上に大きく変動

した。成長率の変動に対して，決定的な影響力を持ったのははかならぬ生産責任制，農業財政支出と交易条件などの政策的な要因であった。残差項の変化も基本的には政策的な環境変化によるものと見られるため²⁴⁾，残差項を含めたこれらの政策的な要因の寄与の合計をみると，3つの時期順に4.0→-2.2→0.9変化し，これと平行して成長率は9.9→2.4→3.9と変動してきたのである。

6. むすび

以上のように，80年代以降急激な制度改革と環境変化のなか，中国の耕種農業は紆余曲折しながら，全体的に成長してきた。

本稿の分析によると，対象期間中に中立的な技術進歩は顕著に現れなかった。耕種農業の成長に最も貢献したのは化学肥料，機械といった近代的な生産要素の投入増加であり，成長率の波動を左右したのは生産責任制，農業財政支出と交易条件などの政策条件に影響された生産効率の変化であった。時期別にみると，80年代前半には成長率が9.9%に達した。その成長率に対して，生産要素の投入増加は5.2ポイント，天候の恵みは0.7ポイント寄与したが，生産責任制の導入も4.2ポイント貢献し，同時期の高成長率を決定づけたと思われる。80年代後半以降，成長率は急速に低下した。それについて，原因の一部は生産要素投入増加の鈍化と被災率の増大にあるが，大部分は生産責任制の

増産効果の消失と交易条件の悪化などに起因した生産効率の低下にあった。そして、90年代に入ってから、要素投入と被災率の寄与は引き続き減少したものの、交易条件の改善と政府の一連の農業振興政策により、生産効率が好転し、成長率も若干回復した。

今後、農業生産を振興するためには、要素投入の拡大も必要であるが、より重点的に推進すべきことは効率改善と技術進歩であると思われる。本稿の分析から明かなように、農業生産の効率(技術進歩も基本的に同じとみられる)は農家のインセンティブ、そのインセンティブはまた交易条件などに影響されているため、効率改善を図るには、まず交易条件を適切な水準まで改善していかなければならない。しかし小農経済において、交易条件を改善し、農家のインセンティブを高めるだけでは限界がある。技術普及、農作業の受委託と農産物、生産資材の購売など農家の生産経営を支援する社会的なサービス組織の育成・強化こそ、これから中国政府が真剣に取り込むべき、もう一つの重要な政策課題と言えよう。

- 注 1) 国家统计局『中国農村統計年鑑』(1996年版)によると、中国耕種農業の実質成長率は1978~84年間は7.1%であったが、1984~90年間は2.4%、1990~95年間は3.9%に低下した。
- 2) 例えば、文献〔5〕、〔10〕、〔11〕、〔13〕などである。これらは研究方法の差により相違はあるが、生産責任制の導入が80年代前半の農業成長に大きく貢献したことに関しては共通している。
- 3) 生産責任制には内容的な変化もあった。最初は人民公社の組織体制のまま、生産隊の統一経営・統一配下に生産過程だけを農家に委譲する「定額包工」、「聯產到組」、「聯產到戶」など、まさに生産責任だけ農家に請け負わせるものが多かったが、次第に土地経営の全過程を委譲する「包產到戶」、「包干到戶」のような「経営責任制」に变身した。各種形態の割合の変化は文献〔7〕のp.160を参照。
- 4) 平均買付価格ではなく、超過買付価格の対農用資材価格の比を交易条件としたのは、両価格が併存する時、農家経営決定の基準価格が後者だとみられるからである。詳しくは文献〔8〕を参照。
- 5) 農村工業化の農業成長への影響について、拙稿〔16〕を参照。
- 6) 国家统计局『中国統計年鑑』(統計出版社)1993年版、p.390による。
- 7) ある1200戸農家に関する固定調査によると、農家の機械耕種作業の外部委託率は1980年に69%、84年に66%、87年に44%、90年に77%と変化し、4時点で機械灌漑、病虫害防除の外部委託率もそれぞれ64%→56%→53%→70%、68%→38%→35%→85%のように推移

した(文献〔7〕p.50を参照)。

- 8) 1985~95年間、政府がとった主な農業振興政策を挙げると、次のようなものがある。1986年：地方経済振興を図るための「星火計画」、1987年：農業技術普及による「農業豊作計画」、1989年：「農業発展基金を設立、農業資金投入を増やすことに関する国务院通知」、1990年：「農業技術成果普及活動を促進する政令」、1991年：「農業社会サービスシステムを建設することに関する国务院通知」、1993年：「農業法」と「農業技術普及法」。
- 9) それぞれ方法の概要、特徴などに関して、文献〔12〕がサーベイしている。
- 10) 本モデルは、非効率の大きさを計測するのみならず、その影響要因についても回帰分析できる点で、従来の確率フロンティア法と異なる。なお、本モデルは費用関数にも適用できる。同モデルとその推定法に関して、詳しくは文献〔2〕、〔3〕、〔4〕を参照。
- 11) 実質総生産額である。ただし、1993年以降公表された耕種農業総生産額の統計データには家内手工業と野外採集業の生産額を含むが、ここではそれらを除去した。
- 12) 文献〔3〕を参照。なお、(3)式の計算はプログラム化されており、手計算の必要はない。
- 13) 厳密に投入時間など実際投入量変数を使用すべきであるが、統計データが得られないので、就業労働力数で代替した。耕種農業の就業労働力数は、以下のように見積もった。①1980~85年の間の農林牧副漁労働力数には生産大隊以下の工業労働者数を含むが、生産大隊以下の企業において、労働者数が総生産額と同速度で変化することを仮定して、工業労働者数を除去する。②農林牧副漁労働力数から、生産額構成比に基づき、耕種農業の就業労働者数を計算した。
- 14) 役畜1頭=0.7馬力で換算した。この換算率は文献〔11〕による。
- 15) 化学肥料の有効成分施用量である。
- 16) 農業生産支援支出、農業事業費と農業インフラ整備費を含む。1980~93年間に3者の比率はそれぞれ39%、37%、24%であった。
- 17) 総作付面積のうち、自然災害を受けて平年作より30%以上減産した面積の比率である。
- 18) P. A. ヨドボロスら(1984)によれば、生産効率とは価格効率と技術効率との合成概念である。価格効率は要素の限界代替率がその相対価格に一致する度合いで測られ、与えられた価格体系に対する生産者の行動、或いは合理的な企業活動を貫徹する能力に左右される。一方、技術効率は生産要素の性能に対する利用効率で測り、与件または外部環境(例えば、要素の賦存状況、市場の構造と競争性、外部組織など)と、生産組織の構造と環境への適応能力や生産者のインセンティブなどによって決められる。その意味で、農業の技術普及と他の社会サービスの提供も生産効率に影響するものと考えられる。残念ながら、これらの変数に関して正確な統計データは得られない。

- 19) 直接生産組織のみを指す。その変化は生産責任制の普及率でとらえる方法もある（例えば、文献〔11〕）。しかし、生産責任制の普及は面的な広がりと内容的な変化の両側面を持つ（註3）。統計データ上の普及率は後に定着化した「包産到戸」、「包干到戸」という二つの形態の生産責任制の普及率であって、他の形態の普及率や全体における構成比など、生産責任制の内容的な変化をとらえていない。よって、ここでは生産責任制が普及しつつあった1980～84年間だけ増える変則的なトレンド変数で農業生産組織の変化を表す。
- 20) 諸変数のデータは、前掲『中国農業年鑑』、『中国農村統計年鑑』の各年版と『1949～95中国災情報告』（統計出版社）による。
- 21) 詳しくは文献〔2〕、〔4〕を参照。なお、同ソフトはインターネット上公開されている。
- 22) 平均生産関数のモデルⅠにTの推定係数 b_T は10%の水準で有意性が認められたが、T変数は農業財政支出(FE)と強い相関関係にあり、前者をモデルに入れると、後者の推定係数が有意でなくなる。背景不明のTより、内容が明白のFEを選ぶべきである。なお、分析期間中に確かに耐肥性の強い作物品種が多く使われるようになったが、本文の推定結果によれば、このような優良品種の導入は化学肥料投入の増加に伴う限界生産性の低下を防ぐのに効果があるにしても、限界生産性を向上させる効力はなかったと見られる。
- 23) $\ln Y$ と $\ln L$ との単純相関係数も-0.09と負である。なお、説明変数が就業労働者数であるので、ここでの推定結果から労働の生産弾力性がゼロと断論するのが早計である。
- 24) 推測の域を出ないが、例えば、モデルに説明変数として導入できなかった技術普及等援農サービスの提供である。理論的に外部組織による援農サービス提供は農業生産効率に影響すると考えられ（註18）、現にその動きもタイミング的に残差項と一致している。

参考文献

- 〔1〕 Aigner, D.J., C.A.K. Lovell and P. Schmidt. "Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Function Models." *Journal of Econometrics*, Vol. 6 (1977), pp.21-37.
- 〔2〕 Battese, G.E. and T.J. Coelli. "A Stochastic Frontier Production Function Incorporating a Model for Technical Inefficiency Effects." *Working Papers in Econometrics and Applied Statistics*, (No.70), Department of Econometrics, Univ. of New England, Australia, (1993).
- 〔3〕 Battese, G.E. and T.J. Coelli. "A Model for Technical Inefficiency Effects in a Stochastic Frontier Production Function for Panel Data." *Empirical Economics*, Vol. 20 (1995), pp.325-332.
- 〔4〕 Coelli, T.J. A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation. (CEPA Working Paper, Univ. of New England, Australia), 1996.
- 〔5〕 Fan, S. "Effects of Technological Change and Institutional Reform on Production Growth in Chinese Agriculture." *American Journal of Agricultural Economy*, Vol.73 (1991), pp.266-275.
- 〔6〕 胡 柏「日本農業の全要素生産性変動の性格と要因」、『農林業問題研究』第31巻第3号（1995），pp.11-19.
- 〔7〕 郭書田編『変革中的中国農村と農業—中国農村経済改革実証研究』，中国財政経済出版社，1993，pp.158-161.
- 〔8〕 Joseph C.H. Chai「中国の農業発展」，エドワード K.Y. チェン，丸屋豊二郎編『中国の改革・開放の10年と経済発展』，アジア経済研究所，1992，pp.1-30.
- 〔9〕 Kalirajan, K.P. and J.C. Flinn. "The Measurement of Farm Specific Technical Efficiency." *Pakistan Journal of Applied Economics* Vol.II No.2 (1983), pp.167-180.
- 〔10〕 Kalirajan, K.P., M.B. Obwona and S. Zhao. "A Decomposition of Total Factor Productivity Growth: Chinese Agricultural Growth Before and After reforms." *American Journal of Agricultural Economy*, Vol.78 (1996), pp.331-338.
- 〔11〕 林毅夫著『制度，技術与中国農業発展』，上海三聯書店，1994，pp.76-106.
- 〔12〕 Lovell, C.A.K. and P. Schmidt. "A Comparison of Alternative Approaches to the Measurement of Productive Efficiency." *Application of modern Production Theory: Efficiency and Productivity*, ed. Ali Dogramaci and Rolf Fare. Boston: Kluwer Academic Publishers, (1988), pp.3-27.
- 〔13〕 McMillan, J., J. Whalley and L. Zhu. "The Impact of China's Economic Reforms on Agricultural Productivity Growth." *Journal of Political Economy*, vol.97 (1989), pp.781-807.
- 〔14〕 Pitt, M.M. and L.F. Lee. "The Measurement and Sources of Technical Inefficiency in the Indonesian". *Journal of Development Economics*, 9 (1981), pp.43-64.
- 〔15〕 P.A. ヨドボロス，J.B. ヌジェント著『経済発展理論—実証的研究—』（鳥居泰彦訳），慶応通信，1984.
- 〔16〕 沈 金虎「江蘇省の農業成長と農村工業化の影響—蘇南，蘇北の計量分析」、『農業経済論集』第48巻第2号（1997），pp.25-36.

〈付記〉

本稿の完成にあたり，京都大学農学研究科加賀爪優教授，九州大学農学部胡柏助教授およびレフェリーから貴重なご意見とコメントを頂き，記して感謝の意を表したい。

（筆者：京都大学）