農家兼業化が農業生産技術効率性に与える影響に関する 計量分析

——中国四川省固定観察点における農家調査に基づいて——

馬 永 良*

An Econometric Analysis of Impact of Part-Time Farming on Technical Efficiency in Agricultural Production —The Case of Sichuan Province in China—

Ma Yongliang* (Kyoto University)

The objective of this paper is to clarify the relationship between agricultural technical efficiency and part-time farming in rural China. For this objective, an index of the efficiency is calculated for each observation based on the translog frontier production function, using farm household-level cross-section data from Sichuan Province for the year of 1986, 1990, 1993 and 1996, respectively. Then the efficiency index is decomposed by part-time farming and other variables. The main conclusions of this paper are summarized as follows:

1) The mean value of technical efficiency lies between 0.83 to 0.87, depending on the year, which implies that the average farm could produce 13% to 17% more output from the same quantity of input, if it operated efficiently.

2) Part-time farming, and area share of cereal cropping are negatively related to the technical efficiency. Multiple

cropping index, and family size are positively related to it. Part-time farming not only directly impact on the technical efficiency, but also indirectly impact on it through its influence on multiple cropping index and area share of cereal cropping.

Those results suggest that promoting farm land to transfer from part-time farms to full-time farms should increase agricultural technical efficiency. And moreover, in order to reduce the negative influence of part-time farming on the technical efficiency, it should be necessary for government to strengthen agricultural extension service for part-time farms, and/or put more public investment in agricultural infrastructure, research and development of agricultural technology.

1. はじめに

中国経済は、1978年の改革・開放以降、急速な経済成長を遂げてきた。高度成長の過程で、多くの非農業就業機会が創出され、多くの農家余剰労働力が非農業部門に移動してきたことは周知の如くである。しかし、農家労働力の流出はほとんどの場合、挙家離農ではなく、兼業という形態をとっている。1996年に兼業農家の全農家に占める割合は全国平均で34%に達した¹⁾。農家経済の所得構成で見ると、1978年には非農業所得が総所得の20%を占め、1996年には45%までに増加した²⁾。

農家の兼業化は、農業労働力の量的な減少、質的な低下、農地を効率的に利用しようという心理的誘因の弱体化・喪失を通じて、農業の技術効率性に負の影響を及ぼす可能性をもつ。中国において農家の兼業化が農業の技術効率性³⁾にどんな影響を与えるか、それ自体重要な意味を持ち、また、そのことが食料供給・農業政策にとって極めて重要な意味を持っている。それだけに、現在の中国において、それに関する研究の意義は極めて大きく、また、それに対する多くの期待がある。

しかし、兼業化が農業の技術効率性に与える影響に関する本格的な実証分析は行われていない。兼業の農業生産への影響に着目した分析を行った研究として、姜〔11〕(1993年の安徽省天常県を対象)、

* 京都大学農学研究科

大島〔17〕（1996年浙江省H県を対象）、高田〔19〕（1995年の四川省万県と河南省伊川県を対象）、馬〔15〕（1986と1996年の浙江省の固定観測点調査農家を対象）などがある。姜及び大島は農家の兼業化が土地生産性の停滞をもたらすことを実証している。高田は出稼ぎ兼業農家は土地生産性と耕地利用度において他の形態の農家に比べて著しく低いという結果は見出せない指摘している。馬は農家の兼業化は相対的に1兼農家の技術効率性を上昇させるに至っていること、先進的な専業農家の技術効率性の上昇も起こっていることを結論とする。このように、これらの既存研究ほとんどは、郷・村を対象にした単一年度の個別的な事例分析によって農家の兼業化が部分生産性・生産構造（作物の構成）に及ぼす影響を検討したものである。しかし、部分生産性という指標は、技術効率性の一側面を示すものであり、厳密な技術効率性指標とはいえない。また、全てのデータを専兼別で集計して比較すると、他の生産性の規定要因を捨象してしまう。また、本論文に先だって、馬はCD型フロンティア生産関数を用いて、専兼別農家の技術効率指数を計算したが、兼業化の技術効率性への影響経路についての分析、特に要因分析が不十分であり、本論文はそれを克服する方向で展開している。従って、何れにしても、中国農業における農家兼業化が農業生産技術効率性に与える影響に関する研究は緒についた段階である。

本稿では、上記の問題意識に立ち、専業・兼業農家間の技術効率性の比較検討を通して、兼業化の農業の技術効率性への影響を計量的に分析することを課題とする。分析の対象地域としては、中国において耕地規模の小さい、兼業化が顕著に進んでいる内陸地域四川省⁴⁾を選び、「農村固定観測点調査」個票（対象年度は1986, 1990, 1993, 1996）を用いる⁵⁾。

以下、第2節では予備的考察として、日本における専業・兼業の分類に準じて、対象農家を分類し、その専兼業別にみた農家経済構造と、技術効率性と関係の深い農業生産性を比較・検討し、兼業化が農業生産技術効率性に負の影響を与える可能性を仮説として提示する。第3節では農業生産技術効率性を推計する計量モデルを構築し、推計方法と推計に用いるデータについて説明する。第4節では推計結

果について考察を行う。その際、兼業化の技術効率性への影響を考察すると同時に、その影響の動態的变化と農業政策の変化との関係も検討する。そして第5節では、中国の農業発展の視点から、本研究の分析結果の政策的含意を中心にして述べる。

2. 対象地域農家兼業化に関する予備的考察

（1）対象地域における農家経済の概況

本稿の対象地域—四川省は、中国の西南部に位置し、総面積は56万km²、耕地の面積は618.6万ha、人口は11378万人（1996年）と、中国の中で典型的な「人が多く、耕地が少ない」地域の一つである。このような事情を反映して、当省は「人多地少」（即ち、土地・労働比率が小さい）という構造的特徴をもち、また、経済発展が遅れ、出稼ぎのために流出する労働力が多いという特徴を有している。

なお、同省はその地形条件からみて、西の川西高原と東の四川盆地に分かれており、両地域の面積はほぼ同じである。本稿では、分析対象として、自然的、経済的条件が比較的同質的である東部地域の四川盆地の11県の11村の調査農家を分析対象とした⁶⁾。該当する調査農家の数は、1986年の559戸、1990年の568戸、1993年の534戸、1996年の518戸農家である。

まず、全国平均、四川省平均と比較した四川盆地11村の特徴を把握するために、対象地域の概況を1996年の数値によって表1に示す。同表から以下のような特徴を指摘できる。

①農家1戸当たり耕地面積は、四川省平均よりやや小さく、全国平均を大きく下回っている。最小の村は、2.39ムー/戸で、最大の村は、5.18ムー/戸である。

②11村の1人当たり所得は全国平均より4.9%低く、同省平均よりは26%高い。

③非農業所得比率は11村平均が38.7%に達し、四川省平均に近いが、全国平均よりやや低い。また、総労働力数に占める非農労働力の割合は、11村平均は全国平均、同省平均よりも大幅に高い。

④農業生産構造について、11村平均で農業粗所得に占める食糧の割合をみると、それは全国平均、同省平均より高い。この特徴は、調査村の土地・労働比率が小さいことから、農家がより多くの耕地を

表 1. 調査地域概況 (1996)

	耕地規模	所得水準	所得に占める 非農の割合	農村労働力数に占める 第二・三産業の割合	農業収入に占める 食糧の割合
	ムー / 戸	元 / 人	%	%	%
全国	10.17	1926	44.7	28.8	37.6
四川省	4.31	1453	39.2	24.2	40.0
11 村平均	3.47	1831	38.7	41.7	47.3

資料：1) 全国と四川省の数値は、国家統計局『中国農村住戸調査資料』と『中国農村統計年鑑』(1997 年版)
他は、農村経済研究センターの「固定観察点調査」農家個票と村個票より作成。

食糧生産に利用し、食糧の自給を満足するという行動を反映していると推察される。

(2) 対象地域における農家兼業化の概要—予備的考察—

1) 農家の兼業状況とその経済構造

表 2 は日本と同じ基準で⁷⁾、対象地域における専兼別農家構成を示したものである。同表から、専業農家の比率は低く、兼業農家の比率は高いこと、1990 年を境に第 1 種兼業農家の割合が低下し、専業農家と第 2 種兼業農家のそれが増大するという両極分解が進みつつあることがうかがえる。

表 3 は専兼別農家の経済構造を示したものである。まず、専兼別農家の耕地面積を比較すると、専業農家の経営規模は 1 兼農家よりも小さいこと、兼業農家のみならず、専業農家の経営耕地面積も減少していることが注目される。1 兼農家の経営耕地規模がより大きいのはいうまでもなく、農家間の耕地配分は改革の当初から世帯員に応じて配分されてきたこと、また世帯員数は第 1 種兼業農家の方が大きいことによるものと考えられる。またこの間、11 村総人口・総農家数の増加と、世帯人口（もしくは世帯人口と労働力数の組合わせ）の変化に応じた耕地利用権の調整政策は専兼別農家の耕地規模を共に減少させたものと思われる⁸⁾。

また、専兼別の農業所得水準についてみると、1986 年では、1 兼、専業、2 兼農家の順に高い。10 年間の伸び率についてみると、専業農家が極めて大きく、1 兼農家が次いで大きい。この結果、1996 年の農業所得水準は両者間で逆転し、専業農家がわずかながら 1 兼農家よりも高くなっている。他方、2 兼農家の伸び率はわずかであり、水準の順序に変化はない。

更に農家総所得の水準とその伸び率に注目する。総所得の水準は、1986 年、1996 年とも、2 兼農家、

1 兼農家、専業農家の順に高い。しかし、1986 年から 1996 年にかけて何れの農家もその水準は大きく伸びているが、その伸び率は、専業農家、1 兼農家、

表 2. 専兼別農家構成の変化

年次	専業 (%)	兼 業 (%)		調査農家数 (戸)
		1 兼 (%)	2 兼 (%)	
1986	32.4	52.6	15.0	559
1990	19.9	63.0	17.1	568
1993	22.5	48.7	28.8	534
1996	26.6	46.1	27.2	518

資料：農村経済研究センターの「固定観察点調査」農家個票より作成。

表 3. 専兼別農家経済の概況と耕種農業生産性格差

	年次	専業	1 兼	2 兼
世帯員 (人)	1986	4.12	4.80	4.38
	1996	3.46	4.08	3.84
労働力 (人)	1986	2.36	2.88	2.81
	1996	2.22	2.67	2.72
耕地面積 (ムー)	1986	4.33	4.66	3.79
	1996	3.61	3.66	3.03
農業所得 ¹⁾ (元)	1986	970	1155	844
	1996	1559	1510	897
総所得 ¹⁾ (元)	1986	1334	1653	2285
	1996	1986	2153	3211
土地生産性 ²⁾ (元 / ムー)	1986	100	108	97
	1996	100	89	73
労働生産性 ²⁾ (元 / 日)	1986	100	94	102
	1996	100	90	80
資本生産性 ²⁾	1986	100	104	78
	1996	100	102	76

資料：表 2 と同じ。

注：1) 農民生活費価格指数 (1986 年 = 100) で実質化した。

注：2) 専業農家を 100 とする場合。

表 4. 専兼別農家の農業収入構成

		(単位：%)		
年 次		耕種農業		畜産業
		食 糧	その他	
専業	1986	49.6	18.6	31.8
	1996	39.5	27.6	32.9
1 兼	1986	51.2	16.7	32.0
	1996	46.9	15.8	37.3
2 兼	1986	50.0	16.4	33.6
	1996	55.5	14.7	29.8

資料：表 2 と同じ。

2 兼農家の順で大きい。兼業農家の伸び率、特に 2 兼農家の伸び率は、非農業所得の伸び率に依存しており、専業農家の伸び率は、農業所得の伸び率に大きく依存している。

2) 専兼別農家の生産構造

表 4 には、調査地域専兼農家別の農業収入構成を示している。同表によると、1986 年には、専兼別農家間で農業収入構成が似ていたが、1996 年には大きな差が見られるようになった。この間に、専業農家、1 兼農家で食糧の農業収入に占める割合が 50 % からそれぞれ 40 %、47 % に低下したのに対して、2 兼農家ではその割合が逆に 50 % から若干増加して 56 % へと拡大した。他方、専業農家においては、より高度な技術や管理が要求されるが、経済的に極めて有利になってきた「その他」の部門が選択され、増加してきている。なお、この間、専業、2 兼農家においては畜産の割合に大きな変化は見られないが、1 兼農家のそれは拡大している。

3) 専兼別農家の耕種農業の生産性

最後に、専・兼業農家間で土地、労働、資本生産性の違いを見ると、表 3 に示すように、1986 年の時点で、専業農家の優位性は顕著ではなかったが、1996 年現在では、土地生産性に関して、専業農家の優位性が突出している。また、資本生産性に関しても、専業農家は 1 兼農家に比べて優位性を示していないが、2 兼農家に比べればはっきりした優位性を示している。

3. フロンティア生産関数とモデルの特定

以上の分析から、農家の兼業度合いが高まるにつれ、耕種農業の要素生産性が低下することが明らかにされた。しかし、要素生産性という指標は、厳密

な意味での技術効率性指標とはいえない。また、全てのデータを専兼別農家で集計して比較すると、他の生産性の規定要因を捨象してしまう。従って、農家や労働力特性や地域などの要因を考慮した一層厳密な分析が必要である。以下では、計量経済学的手法によって、兼業が農業生産技術効率性にどのような影響を与えるのかについて分析を深めたい。

(1) フロンティア生産関数アプローチの意義

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ている。また、生産関数を推計する時にも、確率誤差項が対称であることを前提に、一般最小二乗法を用いるのが一般的である。その際、個々の観察値は生産関数の上下両側に分布するが、観察値と生産関数値との差は、企業のコントロールできないランダム的な要素に起因するものと考えられている。

このように、企業の生産関数曲線からの乖離がランダム的な要素に起因するという仮定は、企業間に技術効率性の差が存在しないことを意味する。しかし現実には、企業をはじめ農家が生産関数フロンティア上の最も効率的な状態で生産を行なうのは稀であり、その内側の非効率的な状態で生産を行っているのがより一般である。とすれば、各々の企業に関する生産の観察値は、生産関数の上下両側に分布するのではなく、常にフロンティア生産関数曲線の内側に分布し、また、観察値と生産関数フロンティアとの差は、当該企業の技術非効率状態を表しているといえる。

フロンティア生産関数アプローチは、上述したミクロ経済理論と伝統的な推計方法の現実との不一致問題を克服し、全ての観察値が生産関数の内側に分布することを仮定している。同アプローチは 1957 年に Farrell が最初に提唱したが、後に多くの研究者によって、様々なフロンティア関数の推計方法が開発された⁹⁾。本稿の以下では、そのうちの一つである確率生産関数法を使用する。

いま、次の生産関数を考えよう。

$$\ln Y_i = \ln f(X_i) + V_i - U_i \quad (1)$$

ここで、 i は農家番号、 Y は生産量、 X は投入生産要素、 $f(X_i)$ はフロンティア生産関数、つまり要

素 X が投入された時の最大生産量を表す。また、 V と U は確率変数であり、それぞれ誤差項と技術非効率水準を表す。そのうち、 V は普通の正規分布 $N(0, \sigma_V^2)$ 、 U は正の部分のみの半正規分布 $|N(0, \sigma_U^2)|$ に従うと仮定する。以上の仮定の下で、農家の平均生産技術効率性は、次式のように定式化できる。

$$E(e^{-U}) = 2e^{\frac{\sigma_U^2}{2}} [1 - F(\sigma_U)] \quad (2)$$

また、Jondrow *et al.* [12] によれば、 i 農家の技術非効率の値 U_i は、 $\varepsilon_i = V_i - U_i$ が与えられた時の U の条件分布に基づき、次式のように求められ、技術効率性指数 ($TE = \exp(-U_i^*)$) もその計算結果から計算できる。

$$E(U_i / \varepsilon_i) = \frac{\sigma_U \sigma_V}{\sigma} \left[\frac{f(\varepsilon_i \lambda / \sigma)}{1 - F(\varepsilon_i \lambda / \sigma)} - \frac{\varepsilon_i \lambda}{\sigma} \right] = U_i^* \quad (3)$$

ここで、 $\lambda = \sigma_U / \sigma_V$ 、 $\sigma^2 = \sigma_U^2 + \sigma_V^2$ 、 f と F はそれぞれ標準正規分布の密度関数とその累積分布関数を表す。

(2) 生産関数と技術効率性指数決定関数の特定化

次に、生産関数の特定化を行う。生産関数の関数型として、一般的に CD 型、CES 型と Translog 型等がよく使われている。それらのうち、CD 型生産関数は生産要素間の代替弾力性を 1 とし、また生産関数曲線上の全ての点で各要素の生産弾力性が一定であることを仮定している。他方、CES 型生産関数は代替弾力性を 1 とする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、推計が難しい。それらに比べて、Translog 型は、生産要素間の代替弾力性 1 の前提を要しないうえ、要素の生産弾力性の変化を許容しているので、最もフレキシブルだといえる。ただ、欠点として、説明変数が多く、多重共線問題に陥りやすい。本稿では、尤度比検定を通して、最終的に Translog 型の生産関数を採用することにした¹⁰⁾。具体的な関数式を示すと、以下ようになる。

$$\begin{aligned} \ln Y_i = & \alpha_0 + \sum_{k=1}^3 \alpha_k \ln X_{ki} + \sum_{k=1}^3 \sum_{l=1}^3 \beta_{kl} \ln X_{ki} \ln X_{li} \\ & + \sum_{n=1}^{10} c_n D_n + V_i - U_i \end{aligned} \quad (4)$$

ただし、 Y_i 、 X_{1i} 、 X_{2i} 、 X_{3i} はそれぞれ i 番目農家の耕種農業の粗生産額 (元)、耕地面積 (ムー)、投入物財費 (経常財投入額と資本の減価償却費等の合計) (元)¹¹⁾、労働投入日数、 D は村ダミー、 α_0 、 α_k 、 β_{kl} 、 c_n は推計すべき係数、 V と U は、式 (1) の定義と同じである。

上記のモデルにおいて、産出変数として、耕種農業粗生産額を用いるが、これは、農村固定観察点調査が農家経済を対象しており、農家ごとの投入、産出データしか得られないからである。いうまでもなく、農家が様々な農業生産を行っており、全ての農作部門の粗生産額がこれに合算されている¹²⁾。慣行的投入要素のほか、村ダミー変数を導入したのは、他の地域別の変量、例えば、土質、降水量、灌漑、価格などが農業生産に影響を与えると考えたからである。

ところで、本稿の最大の関心は、農家の兼業化の技術効率性への影響の分析にある。その影響を数量的に解明するため、技術効率性指数 TE は 0 ~ 1 の範囲に収まっていることを考慮して、以下のような logistic 型効率性の決定関数を選択する。

$$TE = \left[1 - \exp \left(-b_0 - \sum_{j=1}^4 b_j d_j - \mu \right) \right]^{-1} \quad (5)$$

ただし、 b_0 は常数項、 b_j は推計すべき係数、 d_j は技術効率性に影響すると考えられる諸要因、 μ は誤差項である。式 (5) が簡単に推計されるため、式 (6) の logit 型の線性関数に変換できる。

$$\ln[TE/(1-TE)] = b_0 + \sum_{j=1}^4 b_j d_j + \mu \quad (6)$$

また、本稿では、説明変数及び各々が技術効率性に与える影響に関して、つぎのような仮説が考えられる。

第 1 に、兼業労働時間比率 (d_1) (農家非農労働日数 / 総労働日数) である。兼業化は、農家経済における農業生産の重要性を低下させ、農業生産への関心、生産努力を弱めることで、技術効率性にマイナスの影響を与える (Rosner [18]) 一方、兼業化が農業生産情報及び資金の獲得に有利で、技術効率性を上昇させる可能性もあり、技術効率性への最終的な影響は、これらの相乗作用の結果である。

第2に、食糧（穀物、豆類、芋類の合計、下同）作付面積比率（ d_2 ）（食糧作付面積 / 作物総作付面積）である。農産物市場条件が一定の場合、作物の組み合わせの選択は、耕地の土壌条件（土壌類型）ならびに技術的条件からみた最適な組み合わせに適応する。他方、改革開放以降、政府の農業生産への干渉は次第に弱くなっているが、政府の食糧の買付は依然として強制的に行われており、これによって農作物生産が地域の比較優位、また、技術条件からみた最適な組み合わせから離れてしまう。従って、食糧作付面積比率が高いほど、技術効率性が低くなると考えられる¹³⁾。

第3に、耕地利用指数（ d_3 ）（作付面積 / 耕地面積）である。これまで多くの研究が指摘しているように、耕地の灌漑条件、また作物の栽培方法（直接播まき、あるいは移植栽培など）は技術効率性に影響を与えると考えられる（Kalirajan 等 [13]）。残念ながら、固定観察点の調査ではこれらのデータを得ることができなかったため、これらの要因の代理変数として耕地利用指数を利用する。耕地の灌漑条件がよければ、また耕地の節約技術（例えば移植栽培）を採用すれば、耕地利用指数が高くなる。また対象地域では、耕地が非常に乏しく、農家が土地の耕作を放棄する可能性が非常に低いことに鑑み（全ての農家の耕地利用指数が 100%以上）、耕地利用指数は耕地灌漑条件の改善、もしくは耕地の節約技術の採用度を反映する。したがって、耕地利用指数は技術効率性にプラスの影響を与えると考えられる。

第4に、農家世帯員数（ d_4 ）である。耕種農業生産においては季節性が強く、ほとんどの作業項目において作業適期が存在しており、世帯人口の多い農家は特定の作業項目を作業適期内に完了させる可能性が高く、技術効率性に正の影響を及ぼすと考えられる^{14, 15)}。

(3) 推計に用いるデータと分析対象年度及び推計方法

計量分析に用いるデータは、上述した農村固定観察点の農家個票により作成された農家耕種農業の投入、産出、並びに効率性指数の決定変数のクロスデータ・セットである。

なお、(4) 式の Translog 型生産関数の推計結果は、投入要素ならびに産出の計量単位に影響される

ので、結果の解釈に難しい問題を伴う。その問題を解消するため、本稿では、全ての投入・産出変数についてそれぞれの幾何平均値で割り、標準化処理した。従って、耕地、物財、労働などの要素変数に関する推計パラメータは、幾何平均値（幾何平均農家）の生産弾力性となる¹⁶⁾。

また、推計対象年度は、1986、1990、1993、1996年の4ヶ年とし、年別にモデルの推計を行なう。年別に推計するのは、兼業の技術効率性への影響を動態的に考察するためである。また、1986-1990年と1991-1996年の両時期は、政府の農村政策が異なり、前期には農業を軽視し、後期には、農村工作に対する指導を強化・推進した¹⁷⁾。

なお、式(4)に示す Translog 型フロンティア生産関数および式(6)に示す効率性の決定関数の推計は、最尤法（MLE）で行う。

4. 推計結果とその検討

(1) フロンティア生産関数の推計結果

式(4)のパラメータの最尤推計量は表5に示す¹⁸⁾。

まず、モデルの当てはまりを示す σ^2 及び γ の統計量は良好な値を示しており、全ての対象年で1%の水準で有意であった。また、各年の $\gamma (= \sigma_\epsilon^2 / (\sigma_\epsilon^2 + \sigma_\eta^2))$ の値は、0.59～0.73の範囲にある。これは、フロンティア生産関数からの乖離の59～73%は技術非効率に、残りはランダム的な要素によって規定されていることを意味し、技術非効率の影響が大きいことを物語っている。

次に、各要素の生産弾力性の推計結果をみよう。土地、労働、物財の三要素とも生産弾力性の推計値は正であり、しかも1%の水準でゼロとの有意差が見られた。3つの要素のうち、土地生産弾力性は最も高く、0.394～0.541の範囲にある。土地につづいて弾力性が高いのは、物財投入（0.357～0.398）である。生産弾力性が最も低いのは、労働力（0.107～0.162）である。「人多地少」、農業労働が過剰就業状況にあるなどのことを考慮すると、上記の生産弾力性の推計値は、基本的には妥当だと考えられる。

要素生産弾力性について、もう一つ注目すべき点は、その経年的な変化である。表5をみて分かるように、1986年から、1996年にかけて、生産弾力性

表 5. Translog 型フロンティア生産関数の推計結果

推 定 係 数	1986	1990	1993	1996
α_0	0.356*** (6.86)	0.847*** (14.80)	0.737*** (14.96)	0.487*** (11.43)
α_1	0.541*** (13.56)	0.420*** (11.42)	0.431*** (11.54)	0.394*** (11.84)
α_2	0.357*** (11.82)	0.398*** (14.25)	0.394*** (14.53)	0.389*** (16.63)
α_3	0.107*** (3.81)	0.160*** (5.11)	0.142*** (5.09)	0.162*** (6.26)
β_{11}	0.267*** (3.72)	-0.011 (-0.18)	0.234*** (3.81)	0.144*** (2.80)
β_{22}	0.062** (1.94)	0.064** (1.74)	0.109*** (3.42)	0.070*** (3.10)
β_{33}	0.045 (1.21)	-0.044 (-0.94)	-0.041 (1.04)	-0.028 (-0.88)
β_{12}	-0.201** (-2.18)	-0.071 (-0.88)	-0.401*** (-5.88)	-0.187*** (-3.49)
β_{13}	-0.147** (-1.66)	-0.032 (-0.39)	-0.113* (-1.60)	0.113** (2.09)
β_{23}	-0.052 (-0.90)	-0.069 (-1.20)	0.222*** (4.37)	-0.168*** (-3.87)
σ^2	0.087*** (7.15)	0.091*** (8.54)	0.065*** (6.25)	0.063*** (7.49)
γ	0.594*** (5.17)	0.725*** (10.02)	0.553*** (3.89)	0.625*** (6.13)
Log likelihood	23.101	55.682	88.439	116.020
N	559	568	534	518
$\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3$	1.005	0.978	0.967	0.946
Likelihood ratio test	-0.024	0.438	1.082	3.835

資料：筆者作成。

注：1) () 内の数値はt値であり，***，**，* はそれぞれ 1%，5%，10%の水準で有意であることを表す。

2) $\gamma = \sigma_{\eta}^2 / (\sigma_{\eta}^2 + \sigma_{\nu}^2)$ 。

3) 村ダミーの係数は省略。

が増大したのは、労働と物財である。前者は 0.107 から 0.162 に、後者も 0.357 から 0.389 に増大した。それに対して、土地生産弾力性は 1986 年に 0.541 から、1990 年には 0.420、1996 年には 0.394 に低下し、1996 年単年度で見れば、土地の生産弾力性が物財のそれに近づくようになった。このような要素生産弾力性の変化は、中国農業の地域別成長分析を行った Fan [5] などの研究にも確認されている。これは、基本的に経済改革以降、中国農業の生産構造の変化、近代的な要素投入の増加と土地利用型作物生産割合の減少、労働、資本（物財）利用型の園芸作物生産の比重の拡大などを反映したものと考えられる。

さらに、諸生産要素の生産弾力性を合計すると、いわゆる生産の規模弾力性が得られるが、その合計値（表 5 の最下行）をみると、各年とも 1 に近く、耕種農業において規模の経済性が存在しないことが予想される。本稿では、 $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = 1$ の帰無仮説を検定することで、これらの点を確めた¹⁹⁾。

(2) 技術効率性の時間的変化とその範囲別農家分布

本稿で、フロンティア生産関数を推計する目的は農家別耕種農業の技術効率性を計算することである。既に指摘したように、フロンティア生産関数アプローチによって算出された λ , σ , ε_i を式 (3) に代入して、農家別の技術効率性を

得ることができる。それを見ることで、農家が所与の投入で効率性の改善を通じて、どの程度の増産が実現できるかが分かる。表 6 の計算結果をみると、平均農家の技術効率性の値は、0.83-0.87 の範囲に収まっている。このことは、平均農家が普及事業などを通して情報、技術の習得によって、より効率的に農業経営を行った場合、同じ投入水準で生産量を13-17%上昇させることができることを意味する。いま、その時間的な変化をみると、1986、1990、1993、1996 年の順で 0.84、0.83、0.87、0.86 のようになっている。ここで、これらの平均値の年次間比較のために t 検定を行った。1993 年と 1996 年との技術効率性指数の平均値間に 5% での有意な差がなく、ほかの年次のその平均値の間に 5% で有意な差が存在する。また、技術効率性の範囲別の農家分布をみると、1986、1990 年に比べて、1993、1996 年には、平均値を下回る農家数が減少し、平均値を上回る農家数は増加したことが観察される。これら 2 つの指摘の意味するところは、90 年代に入って、生産技術効率性が上昇する傾向にあるということである。ただし、このような生産技術効率性の上昇の解釈に当っては、沈 [22] も指摘しているように、この間の農業生産交易条件の改善が貢献していることにも留意しておくべきである。なお、この生産技術効率性の上昇は配分効率性からの影響を受けている可能性がある。この点についての筆者の理解は注 (12)、注 (23) を参照されたい。

表 6. 技術効率性範囲別農家数分布とその変化

効率性の範囲	1986	1990	1993	1996
0.3-0.5 未満		2		
0.5-0.6 未満	3	8	3	3
0.6-0.7 未満	22	36	3	7
0.7-0.8 未満	87	114	57	60
0.8-0.9 未満	369	315	331	320
0.9-1.0	78	93	140	128
農家総数	559	568	534	518
平均効率性指数	0.842	0.825	0.865	0.861
最小値	0.502	0.382	0.587	0.517
最大値	0.957	0.960	0.961	0.968
標準偏差	0.066	0.084	0.054	0.061

資料：筆者作成。

(3) 技術効率性の影響要因分析

既に指摘してきているように、フロンティア生産関数の推計によって農家別の技術効率性を計算する目的は、技術効率性と兼業化との関係及びその関係の変化を検討することである。最尤法による式 (6) の効率分解関数の推計結果は、表 7 に示された通りである。表の上の半分は、兼業労働比率、食糧作付面積比率などを説明変数として推計した結果であり、下の半分は、食糧作付面積比率と耕地利用指数を取り除いた場合の推計結果である²⁰⁾。

まず、表 7 の上半分について検討する。説明変数の回帰係数をみると、兼業労働比率、食糧作付面積比率は共に技術効率性に対していずれの年次も有意な負の影響、耕地利用指数は、いずれの年次も有意な正の影響、世帯員の数は、1993 と 1996 年に有意な正の影響をもたらすという結果となっている。

兼業労働比率の係数の経年的変化を見ると、1986 年から、1990 年にかけて、その負の影響の程度はあまり変化しなかったが、1986、1990 年に比べて、1993、1996 年には、その値は大幅に増加している。それは、兼業化がその形態によって技術効率性に与える影響の深刻さが異なることを反映していると考えられる。1986 年と 1990 年においては、平均農家の当該郷鎮外への出稼ぎ労働投入が兼業労働投入にそれぞれ 0.1%、2.9% をしか占めなかった。これに対して、1996 年において、その割合は 31.5% に達している (93 年データなし)。即ち、1986 年と 1990 年には、兼業労働力のほとんどは地元での兼業形態をとっており、90 年代に入ってから出稼ぎの兼業形態が多くなっているのである。兼業化がその形態によって農業生産の意欲、農業労働投入の質、季節的労働需要の満足度を低下させる程度が異なると思われる。地元兼業の段階では、兼業農家にとっても家計費の圧力が高く、農業所得が依然として農家の重要な所得源であるので、農業生産の意欲が弱まる程度は相対的に低い。また、その場合、耕種農業労働の季節的需要がある程度充足でき、更に、兼業労働力の身につけた知識が農業経営にある程度活用できる可能性があるため、兼業化が技術効率性に与える影響がそれほど大きくないと考えられる。

また、食糧作付面積比率の係数の変化を見ると、1986 年から 1996 年にかけて、その絶対値は一貫し

表 7. 技術効率性の決定関数の推計結果

変数		1986	1990	1993	1996
常数項	b_0	2.320*** (14.03)	1.759*** (10.98)	1.175*** (8.25)	1.179*** (9.24)
兼業労働比率	d_1	-0.182* (1.91)	-0.191* (-1.96)	-0.250*** (-2.68)	-0.221** (-2.17)
食糧作付面積比率	d_2	-1.644*** (-8.39)	-1.439*** (-6.27)	-0.393*** (-3.30)	-0.356*** (-2.78)
耕地利用指数	d_3	0.400*** (12.86)	0.601*** (8.12)	0.356*** (8.80)	0.343*** (8.92)
家族人口数	d_4	0.025* (1.94)	0.029 (1.55)	0.043*** (2.80)	0.047*** (2.67)
σ		0.422*** (35.41)	0.532*** (34.01)	0.407*** (34.14)	0.450*** (34.32)
Log likelihood		-306.29	-447.69	-277.04	-320.76
常数項	b_0	1.705*** (24.48)	1.655*** (18.18)	1.843*** (24.07)	1.754*** (22.67)
兼業労働比率	d_1	-0.176* (-1.79)	-0.323*** (-2.78)	-0.301*** (-3.11)	-0.257** (-2.35)
家族人口数	d_4	0.015 (1.15)	0.009 (0.47)	0.033** (2.07)	0.055*** (3.04)
σ		0.454*** (35.43)	0.560*** (33.65)	0.431*** (33.98)	0.473*** (34.97)
Log likelihood		-345.82	-476.12	-308.81	-347.28
N		559	568	534	518

資料：筆者作成。

注：() 内の数値はt値であり，***，**，*はそれぞれ1%，5%，10%の水準で有意であることを表す。

て低下している。また、1986、1990年に比べて、1993、1996年には、その絶対値は大幅に低下している。即ち、90年代に入って以降は食糧作付面積比率の技術効率性への負の影響が低下しているのである。1986と1990年に、食糧作付面積比率の技術効率性に与える負の影響が大きかった原因としては以下のことが指摘できる。まず、1985年から1991年まで、食糧に対して、従来の「計画買付制度」に代わって、新たに「契約買付制度」が実施されてきたが、「契約買付」は実質上は依然として強制的に行われていた。これによって農家の作物生産がその地域の比較優位から離れてしまった。他方、92年以降は、食糧の政府買付量は大幅に縮小し、農家は生産優位の原則に従って、作物の組合わせをより自由に選択できるようになった。また、政府の買付価格が低く抑えられていたことから、需給関係をみて買付価格を決めるようになっており、食糧価格と他の農産物価格との差が縮小することによって、

1993年と1996年の食糧作付面積比率の技術効率性に与える負の影響は小さくなる方向に作用した可能性もあると考えられる(集計的フロンティア生産関数に基づいて計算した技術効率性の値は配分非効率からの影響を受ける点に注意されたい)。いうまでもなく、食糧作付面積比率の係数の絶対値の大幅下落は、本節(2)で計算した90年代の平均農家の技術効率性が上昇した重要な要因の一つとなっている。

さらに、耕地利用指数の係数の変化を見ると、1986年から1996年にかけて、一貫した変化が見られない。土地利用型農産物価格と労働利用型農産物価格の相対的变化はこの係数の不規則な変動をもたらすものであると考えられるが、いずれの年においても、耕地利用指数は技術効率性にプラスの影響を与える重要な変数であることだけは指摘できる。

最後に、家族人口数の係数をみると、1986年から1996年にかけて、一貫して上昇している。また、

1993 と 1996 年に技術効率性に有意な正の影響をもたらすという結果となった。これは耕種農業生産の季節性が強く、また耕地利用指数の上昇（1986 ～ 1996 の 10 年間に耕地利用指数が 32% 上昇）に伴って労働力の季節的な需要が大きくなっており、世帯人口数が大きいほど、それを充足する可能性が大きいことによるものと考えられる。

このように、食糧作付面積比率、耕地利用指数、家族人口数の変数をコントロールした場合、即ち、これらの要因の水準が同じ場合、兼業化が農業生産技術効率性に負の影響を与えることが明らかにされた。ところが、食糧作付面積比率と耕地利用指数は、兼業活動に規定される可能性がある。つまり、兼業化が生産技術効率性に直接的影響を与える一方で、農家の耕地利用指数を減らし²¹⁾、あるいは食糧作付面積比率を高めることを通して間接的に生産技術効率性に影響する可能性がある。そこで、兼業化が食糧作付面積比率ならびに耕地利用指数に与える影響を確認するため、食糧作付面積比率を兼業労働比率に、また、耕地利用指数を兼業労働比率とそれ以外の耕地利用指数に影響を与えると考えられる要因（世帯員数、耕地面積、労働力数）に年別に回帰を行った²²⁾。前者の推計において、兼業時間比率の係数は 1986, 1990, 1993, 1996 年の順で、0.018, 0.057, 0.056, 0.061 のようになっており、しかも 1986 年を除いて、1990, 1993, 1996 の 3 つの年はそれぞれ 1%, 1%, 5% 水準で統計的に有意である。後者の推計において、兼業労働比率の係数は上述と同じように -0.095, -0.166, -0.168, -0.204 であり、1986 年にこの係数は統計的に有意でないが、1990, 1993, 1996 年はそれぞれ 10%, 10%, 5% 水準で統計的に有意である。このように、1986 年を除いて、兼業化は食糧作付面積比率に正の影響、耕地利用指数に負の影響を及ぼすことを確めた²³⁾。したがって、表 7 上半部の推計では、兼業活動が技術効率性に与える負の影響を過小に推計していることが予想できる。兼業化が農業生産技術効率性に与える直接的、間接的影響を究明するために、その 2 つの変数を取り除いて、効率性分解関数を改めて推計した結果が、表 7 の下半部に示されている。

この推計結果を見ると、兼業労働比率の係数は全て有意であり、さらに、その値の絶対値は、1986

年を除いてその他の何れの年度においても大きくなっている。これは、農家の兼業活動は直接的に農業生産の技術効率性に影響を与えたばかりでなく、食糧作付面積比率（農業生産構造）と土地利用率を変化させることによって、間接的影響も与えることを示している。1986 年に、兼業労働時間比率の係数が表 7 の上半部のそれに比較してほとんど変化しなかったのは、前述したように、その年に兼業化が食糧作付面積比率と耕地利用指数に与えた影響は統計的に有意でなく、即ち、専業農家の食糧作付面積比率と耕地利用指数は兼業農家のそれとほぼ同じであり、専業農家別に対して食糧作付面積比率と耕地利用指数が効率性に与える影響は無差別であったためである。他方、1990 年になってからは、兼業農家が食糧生産に特化しているのに対して、専業農家では複合経営へ移行しており、また、兼業化が耕地利用指数の下落をもたらしている。これらのことは、1990 とその以降の年の兼業労働時間比率の係数が表 7 の上半部のそれより大幅に増大することをもたらした。

5. 分析結果の要約と政策への含意

本稿では、農家の兼業化が農業生産の技術効率性に与える影響を定量的に明らかにするため、兼業化が顕著に進む中国の内陸地域四川省の「固定観察点農家調査」データを用い、フロンティア生産関数を計測し、それによって農家別の技術効率性指数を計算し、さらに技術効率性指数の決定関数を推計した。得られた結果を要約すると、以下の通りである。

農業生産の技術効率性の主な決定要因は、兼業労働比率、食糧作付面積比率、耕地利用指数などである。農家の兼業化は、耕種農業の技術効率性に負の影響を与える。また、兼業化は直接的な負の影響を与えるばかりでなく、食糧作付面積比率、耕地利用指数を変化させるなどの間接的なルートによっても負の影響を与える。

以上のように、本研究の分析結果から、農家の兼業化が農業生産の技術効率性に負の影響を与えることが分かるが、そこから政策的含意を得るため、兼業の農家所得に与える効果について触れなければならない。調査地域では、1986 から 1996 年にかけて、平均農家の総所得は年平均 3.28% で伸び、農外所得の総所得成長への寄与率は 74% に達し、兼

業活動が農家所得を増加させるのに大きく寄与している。また、1996 年には、兼業農家、例えば、2 兼農家の 1 人あたり所得は専業農家のその 1.32 倍に達している。従って、個人の所得・生活水準、いわゆるミクロ経済の観点からみて、兼業が合理的な選択にもとづく個別的状況への合理的な適応形態であると考えられる。

今後、農村経済構造の変化、農村経済と都市経済との統合に伴い、農家は労働時間を農外部門に配分しつつ、兼業農家、特に 2 兼農家の割合が増加することが予想できる。兼業化が農家の所得を増加させるという点については、高く評価しなければならない。しかしながら、農産物生産の効率的、安定的な成長というマクロの観点からみて、兼業を積極的に評価することはできない。今後、兼業が深化し続ければ、兼業による農業の粗放経営が地域農業における生産力展開を一層妨げると考えられる。

本稿での兼業労働比率が農業生産の技術効率性に負の影響を与えることから、高度兼業農家の経営する土地の専業農家への流動を促進することは、農業生産の技術効率性の改善に向けた一つの政策選択である。現段階では、高度兼業農家が農地を手放さない主な原因としては、兼業労働力の就業機会是非常に不安定であり、兼業農家の保有する耕地は就業機会、従って所得確保のための社会保障の機能を有していること（厳 [7]、菊池 [14]）、農村人口の都市への移住が依然として制限されていることなどである。従って、今後、政府は農外労働力に対する就業安定化に関する制度の整備、農村人口の都市（城鎮）への移住に関する制限緩和を通じて、農地の流動化を促進することが必要であろう。

また、兼業化が技術効率性に負の影響を与えることから、兼業農家に対する技術普及などの援助が必要であろう。しかし、高度兼業農家にとっては、農外所得が農業生産の意欲を弱めると考えれば、その事業にも限界がありそうである。従って、政府は農業の発展を図り、基本的農産物の国内自給の目標を維持するとするならば、土地基盤や水利施設や農業技術の研究・開発のための公共投資を一層必要とすることになる。

中国では、家族員の就業状態によって、農家を専業農家、1 兼農家（農業兼業農家）、2 兼農家（非農業兼業農家）に区分している。具体的に、専業農家とは、世帯員のうち、農外就業している者のいない農家を指す。また、1 兼農家とは、世帯員の中、農業を主とする人数が非農業を主とする人より多い農家であり、逆に 2 兼農家とは世帯員の内、非農業を主とする人が農業を主とする人より多い農家である。農業が主と、農業が従とする人数が等しい場合は、農業・非農業の粗所得の大小関係で、1 兼農家、2 兼農家を区別する。また、日本と違って、中国では農業の定義に耕種農業、畜産業、林業、そして漁業の 4 部門を含んでいる。

- 2) 国家統計局『中国農村統計年鑑』, 統計出版社, 1997 年版, p. 280, 『中国統計年鑑』, 統計出版社, 1991 年版, p. 295 による。
- 3) 技術効率性及びその要因の解明は、経済学的重要な研究対象の一つである。経済学における効率性は、現実の生産状態とある理想的状態を比較し、両者間の乖離度合いを測る概念である。経済の効率性 (economic efficiency) は、技術効率性 (technical efficiency)、価格効率性 (配分効率性) (price efficiency or allocative efficiency) が含まれる。技術効率性は、価格と無関係に、現在の技術の下での潜在的生産力を達成する程度を測る概念である。普通、一定の投入水準に対して、観察値と生産関数フロンティア上の値との差、あるいは比率を技術効率性の尺度とする。その差は 0 であったら、技術効率性であるという。価格効率性は、現実の生産状態と最大利潤が実現された均衡状態との間の乖離度合いを測る概念である。普通、各要素の限界生産額とその要素限界投入額の差、あるいは比率を価格効率性の尺度とする。詳しくは、文献 [4] と [6] を参照。
- 4) 文献 [21] によると、1996 の四川省で戸籍の所在郷鎮以外の地域に出稼ぎした農村労働者数は 799.2 万人、そのうち四川省以外の地域に出稼ぎした労働者数は 526.9 万人に達したという。
- 5) 中国において、農家経済に関する官庁統計は二つある。その一つは、国家統計局農村社会調査総隊による「農村住戸調査」であり、いま一つは農業部農村経済研究センターによって組織的に実施されている「農村固定観察点調査」である。前者は農家家計の収支構造、特に消費状況の把握に重点が置かれ、農村家計調査ともいえる。後者は主に農家の就業構造と生産、販売活動状況を調査しており、農家経済調査に近い。また、「農村住戸調査」は、基本的にランダム・サンプリング法で標本を抽出し、それ故に標本農家は常時変化するのに対して、「農村固定観察点調査」では、文字通り調査観測点が長期固定されている。つまり、「農村固定観察点調査」では、調査初年度において、全国

注 1) 国家統計局『中国第一次農業普查資料総合提要』, 統計出版社, 1998, p. 3 による。また、同文献によると、

で312個の代表県につき、所得水準や地理状況を考慮して1県1代表村を選び、代表村の中で、さらに所得水準を基準に等間隔で標本農家を抽出するのである。それ以降は代表村は固定され、標本農家も基本的には固定される（標本農家が離村するなど、やむをえない場合のみ、家計状況（人口・所得）の近い農家で入れ替えることがある）。このように、「固定観察点調査」は、農家の就業構造、生産、販売活動に詳しく、特に農家の労働力の利用に関して詳細な指標が設けられており、農家兼業について分析するのに最適であると考えられる。

- 6) これらの11県11村は、綿陽県A村、眉山県B村、簡陽県C村、富順県D村、江安県E村、蘭中県F村、渠県G村、古蘭県H村、劍閣県I村、彭県J村、奉節県K村からなっている。
- 7) 詳しくは、文献[16]を参照。
- 8) 中国における農地請負権配分については、文献[20]を参照。
- 9) フロンティア生産関数の推計方法に関するサーベイは、文献[4]を参照。
- 10) フロンティア生産関数がCD型であれば、その交差項と2乗項の推計パラメータ β_{ij} は、ゼロとなる。この性質を利用して、本稿実際は $\beta_{ij}=0$ の帰無仮説を立て、その仮説について尤度比の検定を行った。具体的には、まず、OLS法で、CD型、Translog型生産関数両方を推計し、両モデルの最大化対数尤度関数の値を求めた。その際、 L_1 は制約のないモデル(Translog型)の最大化対数尤度関数の値とし、 L_0 を制約付きモデル(CD型)のそれとすると、尤度比統計量LRは、 $LR=2(L_1-L_0)$ で計算される。LRは、漸近的に制約数と同数の自由度をもつ χ^2 分布に従うので、その分布を利用して、検定することができる。各対象年度のLR統計量は、それぞれ $LR_{86}=16.32$ 、 $LR_{90}=19.25$ 、 $LR_{93}=38.02$ 、 $LR_{96}=52.24$ となっている。これらの値は自由度6の χ^2 分布が5%水準で有意となる限界値12.59に比べて、かなり大きいので、帰無仮説は棄却され、従って、Translog型生産関数がCD型より適切であることが判明された。
- 11) 固定資本を独立変数から省いている理由は次の通りである。即ち、調査対象の中には、機械などの固定資本財を全く所有しないかあるいは極くわずしかしか所有していない農家もあり、例えば、1996年には、全農家において固定資産としての役畜とトラクターの保有率はそれぞれ37.5%、3.6%しかなかった。また、固定資本財を所有しても、耕種農業だけにそれを利用するとは限らず、非農活動に使う場合も少なくない。他方、機械を所有していない農家は、必要な時、他の農家から借入することがで

きる。要するに固定資本投入量の計測は極めて困難である。

- 12) 生産関数において、複合農産物の生産額を従属変数とする場合、推計した技術効率性の結果は、配分効率性からの影響を受けることがあり（文献[4]）、村ダミー変数を導入することで、その影響を削減できると思われる（同じ村の農家が直面する農産物価格は同じと仮定）が、同じ村においても農家によって実際の農産物価格が異なる可能性があるため、全て取り除くことができない。したがって、本稿の集計的生産関数に基づいて計算した技術効率指数は厳密な技術効率指数とは言えない。この点に注意されたい。また、1996年の固定観察点データをみると、一部の食糧品目（米など）、油菜、てんさいに関しては価格データがある。それを見ると、同じ村内の農家のそれら価格の分散は非常に小さい。したがって、同じ村内の農家が直面する農産物の価格がほぼ同じであることが判断でき、計測結果は技術効率性をドミナントに反映していると考えられる。本来的には、特定の一作目に限定した物理的成果に基づいて技術効率性の計測を行うべきであるが、データの制約のため、この方法を用いることができない。またAguilar[1]は複合経営は一種の技術体系であり、作目間の相互依存関係が存在するので、特定の作目に限定した技術効率性の計測方法は集計的生産関数のそれよりかならずしもよいとは限らないと指摘している。
- 13) 作物の組合わせの選択においては、耕地の技術的条件から判断して最適な組合わせが追求される、即ち、技術効率性が追求されるばかりでなく、農家の個々の農産物の予想価格のもとでの最適な組合わせも追求される、即ち、配分効率性も追求される。従って、価格予想の誤差によって技術効率性のより低い食糧作物面積が高くなるとすれば、それに応じて、個々の農家の技術効率性は配分効率性の影響を受けることになる。
- 14) ところが、ほかの条件が同じである場合、人口の多い農家は農業生産により多くの労働を投入し、いわゆる生産関数上の労働過剰投入の段階で生産を行い、労働生産性は低下する可能性もある。これは、配分効率性の問題であり、本稿の研究内容としない。
- 15) また、耕種農業の技術効率性は、他の要因からも影響を受ける。多くの研究（例えば、Jamison and Lau[10]）が、農業生産の経験、技術普及サービスへの触れ合いなどは技術効率性に影響を与えることをしばしば指摘している。残念ながら、これらの変数に関して統計データは得られない。
- 16) Translog生産関数では、例えば、土地の生産弾力性が次式のように計算される。

$f(\ln Y)/f(\ln X_1) = \alpha_1 + 2\beta_{11}(\ln X_1) + \beta_{12}(\ln X_2) + \beta_{13}(\ln X_3)$.
もし、産出と投入変数を当該変数の幾何平均値で割って標準化処理すれば、幾何平均点における土地生産弾力性は、 $f(\ln Y)/f(\ln X_1) = \alpha_1 + 2\beta_{11} \times 0 + \beta_{12} \times 0 + \beta_{13} \times 0 = \alpha_1$ となる。Translog 生産関数の性質については、文献 [3] を参照。

- 17) 沈 [22] によれば、1986 から 1990 年まで、全国の実質農業財政支出は鈍化し、農産物の交易条件 (耕種農業産品価格 / 農用資材価格) も悪化したのに対して、1990 から 1995 年まで、実質農業財政支出は大幅に増加し、交易条件も改善している。また、1992 年以降、農産物流通の完全市場化が推進されていると同時に、政府は生産振興を図るため、技術普及などの援助サービスを強化し始めているという。
- 18) フロンティア生産関数の推計にあたって、Coelli が開発した専用ソフト FRONTIER Ver. 4.1 を利用した。
- 19) 検定は、尤度比統計量 LR という検定統計量の観測値と χ^2 分布の一定の有意水準での限界値とを比較することによって行った。4 つの対象年度の検定統計量の値は、それぞれ 0.024, 0.438, 1.082, 3.830 であり、自由度 1 の χ^2 分布の 5% 水準での有意限界 3.84 よりも小さい。よって、全ての年度で、規模に関して収穫不変の帰無仮説は棄却されず、規模の経済性が必ずしも存在しないことが明らかにされた。
- 20) 労働力の平均教育水準の変数を考慮した推計結果では、教育水準の係数は 0 に近く、かつ t 値は非常に小さい。即ち、教育は農業技術効率性に影響をあまり与えていないのである。文献 [23] でも、中国において教育水準が農業生産の技術効率性に影響を与えていないことを検証した。また、宝剣 [9] は教育の農業生産性向上に対する効果は存在しておらず、非農業就業の増大効果を持つと指摘している。
- 21) 中国において兼業化が耕地の灌漑条件や栽培方法の変化に関わるものであると考える理由としては、以下の 3 つがある。まず、① 1978 年の農村改革以降、一部の水利施設、少なくとも農家の経営する耕地内の溝渠などの整備は農家に委ねられていた。兼業化は農家が保有する労働力の中の農業労働力、農業労働時間を減少させ、そのことによって農家が水利施設を整備する意欲が減少している可能性がある。② 調査地域では、農家耕地の中の溝渠は、日本と違って、コンクリート作りのものではなく、土壁のものである。したがって、毎年それを整備・維持する必要があるが、兼業農家はそれを良い状態に維持する意欲が弱い可能性が高い。③ 兼業農家は土地節約的な技術 (例えば、移植栽培など) を採用する意欲が減少している可能性がある。以上のような理由から、農家の兼業化が灌漑条件と栽培方法に密に関っていると考えられる。

22) 紙面の節約のため、これらの推計結果の詳細は示していない。

23) 農産物価格の変化は食糧作付面積と耕地利用指数に影響を与え、さらに、農業生産の技術効率性に影響を及ぼす可能性がある。したがって、本来的には、価格の影響まで回帰分析に取り込んで考察を行うべきである。しかし、本研究は年別のクロス・セクション・データを用いた研究であり、クロス・セクション・データでは、農産物価格の分散が小さい可能性が高く、また、地域間 (村間) の価格の分散が大きくても、フロンティア生産関数の推計に当たって、地域ダミー変数を使ったことで地域間価格の差異からの影響が除去されていると判断してよいと考える。また、注 (12) で指摘しているように、同じ村内の農家が直面する農産物の価格の差異が非常に小さい可能性が高いのである。但し、もしその分散が小さければ、推定は不可能である。要するに、クロス・セクションの分析では、計測した技術効率性の価格からの影響は小さい。

引用文献

- [1] Aguilar, R., "Efficiency in Production: Theory and Application on Kenyan Smallholders", Goteborgs Universitet, (1988), p. 97.
- [2] Aigner, D., 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.
- [3] Christensen, L.R., D.W. Jorgenson and L.J. Lau, "Transcendental Logarithmic Production Frontiers," The Review of Economics and Statistics, Vol. 55 (1973), pp. 28-45.
- [4] Coelli, T.J., D.S.P. Rao and G.E. Battese, An Introduction to Efficiency and Productivity Analysis, (Kluwer Academic Publishers, 1998), pp. 199-220.
- [5] Fan, Shenggen, Regional productivity Growth in China's Agriculture, (Westview Press, 1990).
- [6] Farrell, F.J., "The Measurement of Productive Efficiency", Journal of the Royal Statistical Society Series A, vol. 120 (1957), pp. 253-281.
- [7] 嚴 善平『中国の経済成長と構造』, 勁草書房, 1992, pp. 203-210.
- [8] 嚴 善平『中国農村・農業経済の転換』, 勁草書房, 1997, pp. 27-31.
- [9] 宝剣久俊『中国農村における非農業就業選択・労働供給分析』, 『アジア経済』第 41 巻第 1 号 (2000), pp. 34-66.

- [10] Jamison, D.T. and L.J. Lau, *Farmer Education and Farm Efficiency*, (The Johns Hopkins University Press, 1982).
- [11] 姜 長云「農戸兼業化と農業規模経営」, 『経済研究参考』第 129 期 (1995), pp. 23-32.
- [12] Jondrow, J., C.A. Lovell, I.S. Materov and P. Schmidt, "On the Estimation of the Technical Efficiency in the Stochastic Frontier Production Function", *Journal of Econometrics*, Vol. 19 (1982), pp. 233-238.
- [13] Kalirajan, K.P. and J.C. Flinn, "The Measurement of Farm-specific Technical Efficiency", *Pakistan Journal of Applied Economics*, Vol. 2 (1983), pp. 167-180.
- [14] 菊池道樹「中国における改革, 調整政策のもとでの労働移動」, 『アジア経済』第 33 巻第 4 号 (1992), pp. 2-23.
- [15] 馬 永良「中国における農家兼業化が農業生産の技術効率性に与える影響に関する計量分析—浙江省の調査農家を対象として—」, 『農林業問題研究』第 35 巻第 4 号 (2000), 個別報告論文, pp. 155-159.
- [16] OECD『兼業農家—OECD 農業政策レポート』(栗原源太訳), 中央大学出版部, 1980.
- [17] 大島一二「中国における兼業農家の実態と問題点—浙江省農村工業発展地域の事例—」, 『現代中国』第 71 号, 1996, pp. 99-108.
- [18] Rosner, L.P., *Part-time Farming, Farm Size and Efficiency in East Asian Agriculture: An Analysis From Taiwanese Farm Record-keeping Data*, (Boston University, 1994).
- [19] 高田 誠「出稼による農村経済への波及効果」, 南亮進・牧野文夫編『流れゆく大河：中国農村労働の移動』第 5 章, 日本評論社, 1999, pp. 105-127.
- [20] 張 安明「中国における 80 年代初期の農地請負権配分—安徽省農村地域の実態分析を中心に—」, 『農業経済研究』第 68 巻第 3 号 (1996), pp. 177-187.
- [21] 中国政府農業部農村経済研究中心課題組「中国農村労働力流動研究：外出者と輸出地」, 中国農村労働力流動国際研討会論文, (1996).
- [22] 沈 金虎「経済改革後中国農業の成長と波動の経済分析」, 『農林業問題研究』第 35 巻第 1 号 (1999), pp. 1-9.
- [23] Wang, J., E.J. Wailes and G.L. Cramer, "A Shadow-Price Frontier Measurement of Profit Efficiency in Chinese Agriculture", *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78 (1996), pp. 146-156.

〈付記〉

本稿の作成に当って、京都大学大学院農学研究科の稲本志良教授、沈金虎講師、二人のレフリーの方から貴重なコメントをたくさん頂きました。記して謝意を表します。

(受理日：2001 年 7 月 30 日)