

戦後の日本農業における規模の経済と構造変化 — 1957 ～ 97 年 —★

筑波大学名誉教授／九州産業大学経営学部国際経営学科教授
／国際東アジア研究センター客員研究員

黒田 諠

1. 序

規模の経済の推計は、構造変化、効率性および生産性の変化の要因を明らかにするためにきわめて重要である。本稿の主な目的は2つある。(1) まず、農業における構造変化を分析するために、1957～97年における戦後の日本農業の規模の経済を計量経済学的に推計する。(2) さらに、農業生産物構成の変化、各種生産要素補助金、作付け制限および技術革新などの農業政策が、規模の経済にいかなる効果を及ぼしたかを明らかにすることである。

このために、本稿では、土地を固定要素として定義する、複合生産物可変費用 (Variable Cost: VC) 関数を導入することにする。日本農業の実証分析において、VC 関数の方が長期 (総) 費用 (Total Cost: TC) 関数より優れていることは、Kuroda (2009b) により指摘済みである。

より明確に表現すると、VC 関数の導入は、農企業が可変要素 (この場合、労働、機械、中間投入財およびその他の投入財) のみに関して、費用最小化を達成するが、土地の投入水準に関しては、必ずしも、その観測期間 (本論文では、1年間) 中には最適投入を達成できないということを意味する。この意味で、この VC 関数を「短期」モデルと呼ぶことができるであろう。実際のところ、日本農業における土地価格 (地代) は政府によって管理統制されてきた。したがって、我々としては、そのような土地価格を「市場」土地価格と呼ぶには強い抵抗がある。さらにいえば、土地投入は、農業の生産環境が変わったからといって、1年以内にその投入量を調整するのはかなり困難であるという性質を持っている。

今までのところ、戦後の日本経済における規模の経済は多くの研究者によって推計されてきた (例えば、加古, 1979, 1983; 茅野, 1984, 1985, 1990; 新谷, 1983)。しかしながら、これらの論文は、1 農産物 (特に、米) に限られたものであり、かつ、TC 関数を用いたものであった。本論文は、Kuroda (2009a, b) で用いられたものと同じ複合生産物 VC 関数を用いることにする。実際の推計においては、農林水産省から毎年度出版されている『農家経済調査報告』および『農村物価賃金統計』が主要な統計資料として用いられる。そして推計された VC 関数のパラメータを用いて規模の経済を推計することにする。

本論文の、これまでになされてきた研究との違いは、次の点にあるといっても過言ではないであろう。それは、本稿においては、前述したような種々の農業政策が、農業における規模の経済に、いかなる効果を与えてきたのかという問題を定量的に明らかにしようとするところにある。

なお、本論文の構成は以下のとおりである。第2節においては、VC 関数による分析枠組み

★本研究は、その研究資金の一部を文部省の統計データバンクプロジェクト (2006 年度)、九州産業大学産業経営研究所の研究プロジェクト資金 (2009 年度) および国際東アジア研究センター「九州農業の計量経済的分析」プロジェクト資金 (2010～12 年度) に負っている。ここに感謝の意を表したい。しかしながら、本論文に書かれている論旨は、全て著者自身のものである。

を提示する。第3節においては、用いられるデータの説明と推計方法について述べる。第4節は、推計結果を示し、その評価を行う。最後に、第5節において、簡単な要約と結論を述べる。

2. VC 関数モデル

ここでは、土地面積 ($Z_B = X_B$) が固定要素として定義される VC 関数モデルを、以下に示すような形で導入する。まず、以下の VC 関数を定義する。

$$CV = G(Q, P, Z_B, t, D) \quad (1)$$

ここで、 CV は可変費用、 Q は生産物のベクトルであり、作物 (Q_G) および畜産物 (Q_A) からなっている。 P は投入要素価格のベクトルであり、それらは、労働価格 (P_L)、機械価格 (P_M)、中間投入財価格 (P_I)、およびその他の財価格 (P_O) からなっている。 t は技術進歩の代理変数としての時間変数である。さらに、 D は、期間ダミー (D_p)、農場規模 (D_s , $s = \text{II}, \text{III}, \text{IV}$)、および気象条件 (D_w) からなっている。VC 関数におけるこれらの変数の定義は、付論を参照願いたい。本稿において複合生産物 VC 関数を導入する重要な理由は、投入－生産分離性および投入要素の非結合性仮説を明示的に検証することにある。もしこれらの仮説が棄却されれば、単一生産物 VC 関数を導入した時に、バイアスを持った結果を得てしまう可能性があるからである。

さて、計量経済学的分析を遂行するために、以下のトランスログ VC 関数を特定化することにする。

$$\begin{aligned} \ln CV = & \alpha_0 + \sum_i \alpha_i \ln Q_i + \sum_k \beta_k \ln P_k + \beta_B \ln Z_B + \beta_t \ln t \\ & + \sigma_p D_p + \sum_s \sigma_s D_s + \sigma_w D_w \\ & + 1/2 \sum_i \sum_j \gamma_{ij} \ln Q_i \ln Q_j + 1/2 \sum_k \sum_n \delta_{kn} \ln P_k \ln P_n \\ & + \sum_i \sum_k \phi_{ik} \ln Q_i \ln P_k \\ & + 1/2 \gamma_{BB} (\ln Z_B)^2 + \sum_i \theta_{iB} \ln Q_i \ln Z_B + \sum_k \theta_{kB} \ln P_k \ln Z_B \\ & + \sum_i \mu_{it} \ln Q_i \ln t + \sum_k \nu_{kt} \ln P_k \ln t + \nu_{Bt} \ln Z_B \ln t + 1/2 \nu_{tt} (\ln t)^2, \end{aligned} \quad (2)$$

$i, j = G, A, \quad k, n = L, M, I, O, \quad s = \text{II}, \text{III}, \text{IV}.$

Shephard (1953) の補題を通常のトランスログ VC 関数 (2) に適用すると、要素費用比率関数を導出することができる。農企業が可変費用価格を所与のものとして行動するものと仮定すると、要素費用比率関数は以下のように導出される。

$$\begin{aligned} S_k &= \frac{\partial CV}{\partial P_k} \frac{P_k}{CV} = \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln P_k} \\ &= \beta_k + \sum_n \delta_{kn} \ln P_n + \sum_i \phi_{ik} \ln Q_i + \theta_{kB} \ln Z_B + \nu_{kt} \ln t, \end{aligned} \quad (3)$$

$i, j = G, A, \quad k, n = L, M, I, O$

ところで、上記のトランスログ VC 関数においては、利潤最大化条件を用いることによって、

内生的性質を持った生産物（本稿においては、 Q_G と Q_A ）の最適選択を可能にする追加的方程式を導出できる（Fuss and Waverman, 1981, pp. 288～89）。

$$\begin{aligned} R_i &= \frac{\partial CV}{\partial Q_i} \frac{Q_i}{CV} = \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln Q_i} \\ &= \alpha_i + \sum_k \phi_{ik} \ln P_k + \sum_j \gamma_{ij} \ln Q_j + \theta_{iB} \ln Z_B + \mu_{it} \ln t, \end{aligned} \quad (4)$$

$i, j = G, A, \quad k, n = L, M, I, O$

ここで、農企業はそれぞれの生産物の限界収入、即ち、「効率価格」（市場価格プラス補助金）をその限界費用に等しくするという仮定を導入しているということに注意してほしい。収入－費用比率関数（ R_i , $i = G, A$ ）を方程式体系の推計に導入すると、一般的にいて、収入－費用比率方程式から得られる追加的情報によって、特に生産関連の係数のより効率的な推計値を得ることを可能にしてくれる^(注1)。

いかなる費用関数も投入要素価格に関しては一次同次である。本稿におけるトランスログ VC 関数（2）において、このことは以下の条件を満たさなければならない。つまり、 $\sum_k \beta_k = 1$, $\sum_n \delta_{kn} = 0$, および $\sum_k \phi_{ik} = 0$ ($i, j = G, A, \quad k, n = L, M, I, O$) である。

本稿における通常のトランスログ VC 関数（2）は、次のような意味で一般的な形をした費用関数である。つまり、それは、投入－産出分離性および技術進歩における Hicks（1932）中立性という制約条件（仮定）を前提にしたものではない。むしろ、これらの制約条件はこの費用関数体系の推計の過程で統計的に検証されるものとして扱われている。

2.1 作物－畜産結合生産における規模の経済の推計

Caves, Christensen and Swanson（1981）の手法を用いることにより、規模の経済は、本稿における複合生産物トランスログ VC 関数の枠組みの中で、以下のように推計できる。

$$SCE = \frac{1 - \partial \ln CV / \partial \ln Z_B}{\sum_i \partial \ln CV / \partial \ln Q_i} = \frac{1 - \varepsilon_{CVZ_B}}{\varepsilon_{CVQ_i}}, \quad (5)$$

ここで、

$$\begin{aligned} \varepsilon_{CVZ_B} &= \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln Z_B} = \beta_B + \sum_k \theta_{kB} \ln P_k + \sum_i \theta_{iB} \ln Q_i + \gamma_{BB} \ln Z_B + \nu_{Bt} \ln t, \\ \varepsilon_{CVQ_i} &= \frac{\partial \ln CV}{\partial \ln Q_i} = \alpha_i + \sum_k \phi_{ik} \ln P_k + \sum_j \gamma_{ij} \ln Q_j + \theta_{iB} \ln Z_B + \mu_{it} \ln t, \end{aligned}$$

$i, j = G, A, \quad k = L, M, I, O,$

である。これらはそれぞれ、費用－土地弾力性および費用－産出弾力性と定義される。

本稿においては、（5）式を用いて、農家規模別の4階層（付論参照）全てのサンプルに関して、1957～97年における SCE を推計することにする。こうすることによって、4階層全ての規模の経済の各時点での違いと時系列変化を把握することができる。

2.2 規模の経済に対する各種農業政策の効果

いうまでもなく、規模の経済（SCE）に対して、全ての外生変数（ Q, P, Z_B, t ）の効果を推計することができる。第1に、作物（ Q_G ）および畜産物（ Q_A ）からなる生産物の生産量（ Q ）の変化についての分析は、1961年に制定された『農業基本法』の「選択的拡大」と呼ばれる生産物選択の変化の効果を定量的に分析することと同等のものだと考えてよいと思われる。第2に、農業機械、中間投入財、およびその他の投入財の価格（ P_M, P_I および P_O ）の変化の効果を定量的に分析することは、きわめて興味深い問題である。というのは、これらの分析は、投入要素に対する補助金政策が規模の経済の動きに対していかなる効果を与えてきたのかという問題に対して重要な情報を提供してくれるからである。第3に、固定的投入要素としての土地投入量の変化の効果についてはどうであろうか？この問題の分析は、戦後の日本農業研究という、学術的な視点からのみならず現実問題の研究という視点からもきわめて重要であり、興味深い分析である。最後に、技術革新を表す代理変数としての時間指数（ t ）の規模の経済（SCE）への効果を定量的に分析することは、日本農業の効率性および生産性を向上させるという点において、興味深くかつ重要な問題である。

ところで、これらの農業政策の効果を評価するために、本稿では、全ての定量的な効果を弾力性の形で表すことにする。その方が、それぞれの政策の効果の相対的な重要性をより分かりやすく把握することができるからである。

さて、まず、本稿における通常のトランスログ VC 関数のパラメータを用いると、生産量（ $Q_i, i=G, A$ ）の効果は以下のように推計される。

$$\frac{\partial(SCE)}{\partial Q_i} \frac{Q_i}{(SCE)} = - \left[\frac{\theta_{iB}}{1 - \varepsilon_{CZ_B}} + \frac{\sum_i \gamma_{Gi}}{\sum_i \varepsilon_{CQi}} \right], \quad (6)$$

$$i = G, A.$$

次に、労働を除いた可変投入要素価格（ $P_k, k=M, I, O$ ）の変化の効果は以下のように推計される。

$$\frac{\partial(SCE)}{\partial P_k} \frac{P_k}{(SCE)} = - \left[\frac{\theta_{kB}}{1 - \varepsilon_{CZ_B}} + \frac{\sum_i \phi_{ik}}{\sum_i \varepsilon_{CQi}} \right], \quad (7)$$

$$i = G, A, \quad k = L, M, I, O.$$

さらに、土地投入の変化の効果は以下のように推計される。

$$\frac{\partial(SCE)}{\partial Z_B} \frac{Z_B}{(SCE)} = - \left[\frac{\gamma_{BB}}{1 - \varepsilon_{CZ_B}} + \frac{\sum_i \theta_{iB}}{\sum_i \varepsilon_{CQi}} \right], \quad (8)$$

$$i = G, A, \quad k = L, M, I, O.$$

最後に、技術革新の効果は以下のように推計される。

$$\frac{\partial(SCE)}{\partial t} \frac{t}{(SCE)} = - \left[\frac{v_{Bt}}{1 - \varepsilon_{CZ_B}} + \frac{\sum_i \mu_{it}}{\sum_i \varepsilon_{CQi}} \right], \quad (9)$$

$i = G, A, \quad k = L, M, I, O.$

3. データおよび推計方法

VC 関数の推計に必要なデータとしては、可変費用 (VC)、作物と畜産物の収入－費用比率 ($R_i, i = G, A$)、作物と畜産物の生産量 ($Q_i, i = G, A$)、4つの可変投入要素の費用比率 ($S_k, k = L, M, I, O$)、4つの可変投入要素の価格と数量が必要である。さらに、本稿における VC 関数においては、前述のように、土地は固定要素として定義されており、それに対しては作付面積 $Z_B (= X_B)$ を用いた。したがって、本稿では、4つの費用比率関数 ($S_k, k = L, M, I, O$) しかない。

さらに、時間変数 (t) が技術進歩の代理変数として用いられる。そして、ダミーとしては、期間 (D_p)、農場規模 ($D_s, s = \text{II, III, IV}$)、および気象 (D_w) を導入した。

ところで、本稿の VC 関数の右辺の生産量変数 ($Q_i, i = G, A$) は、一般的に内生的に決定されるので、方程式体系の推計には同時方程式推計法が用いられるべきである。本稿の VC 関数の方程式体系は、(2) 式で与えられる通常のトランスログ VC 関数、(3) 式で与えられる 4本の要素費用比率関数、および (4) 式で与えられる 2本の生産物収入－費用比率の 7本の方程式からなっている。この計 7本の方程式の数は、ちょうど、本稿のモデル体系にある 7つの内生変数の数と等しい。この意味で、推計モデルは、方程式の数と内生変数の数が (ともに 7) という意味で、「完全」(complete) である。したがって、この VC モデルの推計に対しては、完全情報最尤推計法 (Full Information Maximum Likelihood Method : FIML) が用いられるべきである。

この方法では、対称性および価格に関する一次同次性の制約が課されることになる。本稿における VC 関数モデルの、価格に関する一次同次性の制約という特性によって、1つの要素費用関数を同時方程式体系の統計的推計から落とすことができる。本稿の場合、その他の生産要素費用比率関数を体系の推計から落とすことにした。そのようにして推計体系から落とされたその他の生産要素費用比率関数に関する係数は、価格に関する一次同次性制約式から簡単に推計することができる。

4. VC 関数の推計結果

4.1 VC 関数の推計結果

表 1 は本稿における通常のトランスログ VC 関数の推計されたパラメータと P 値を示したものである。この VC 関数の推計の過程で、全てのダミー変数の係数は統計学的に有意ではなかった。したがって、これら 5つのダミー変数を推計から落とすことにした。その結果、表 1 に示されているように、推計されたパラメータ数は 45 である。この 45 のパラメータの中で、6つ

表1 都府県における複合生産物通常トランスログVC関数の推計結果：1957～97年

パラメータ	係数	P 値	パラメータ	係数	P 値
α_θ	0.057	0.001	ϕ_{GL}	-0.139	0.002
α_G	0.902	0.000	ϕ_{GM}	0.091	0.003
α_A	0.212	0.000	ϕ_{GI}	0.029	0.140
β_L	0.504	0.000	ϕ_{GO}	0.020	0.116
β_M	0.171	0.000	ϕ_{AL}	-0.049	0.000
β_I	0.231	0.000	ϕ_{AM}	-0.025	0.000
β_O	0.094	0.000	ϕ_{AI}	0.052	0.000
β_B	-0.310	0.000	ϕ_{AO}	0.022	0.000
β_t	-0.221	0.000	ϕ_{AO}	0.022	0.000
γ_{GG}	0.258	0.028	θ_{GB}	0.108	0.356
γ_{GA}	-0.176	0.000	θ_{AB}	0.054	0.013
γ_{AA}	0.169	0.000	θ_{LB}	0.138	0.004
δ_{LL}	0.096	0.000	θ_{MB}	-0.057	0.059
δ_{MM}	0.066	0.012	θ_{IB}	-0.049	0.015
δ_{IL}	0.130	0.000	θ_{OB}	0.032	0.000
δ_{OO}	0.015	0.173	μ_{Gi}	0.077	0.062
δ_{LM}	-0.061	0.001	μ_{Ai}	-0.020	0.000
δ_{LI}	-0.012	0.229	v_{Li}	-0.060	0.041
δ_{LO}	-0.024	0.004	v_{Mi}	0.053	0.000
δ_{MI}	-0.066	0.002	v_{Ii}	0.117	0.068
δ_{MO}	0.061	0.000	v_{Oi}	-0.005	0.463
δ_{IO}	-0.052	0.000	v_{Bi}	-0.114	0.013
			v_{Ii}	-0.066	0.000
推計式			R ²	S.E.R.	
費用関数			0.965	0.077	
労働費用比率方程式			0.740	0.031	
機械費用比率方程式			0.726	0.023	
中間投入財費用比率方程式			0.815	0.012	
作物収入費用比率方程式			0.843	0.059	
畜産物収入費用比率方程式			0.828	0.026	

(注1) VC 関数モデルの推計には、対称性および価格に関する一次同次性の制約を課した。

(注2) S.E.R. は回帰の標準誤差を示す。

(注3) P 値は統計的有意性を直接に表す確率の程度を示す数値である。

(注4) 全てのダミー変数は、統計的に有意でなかったため、同時方程式体系から落とした形で再推計した。

(注5) 推計に用いられたデータ資料に関しては、本稿「付論、変数の定義」を参照せよ。

(出所) 筆者作成（特に断りがなければ以下同じ）

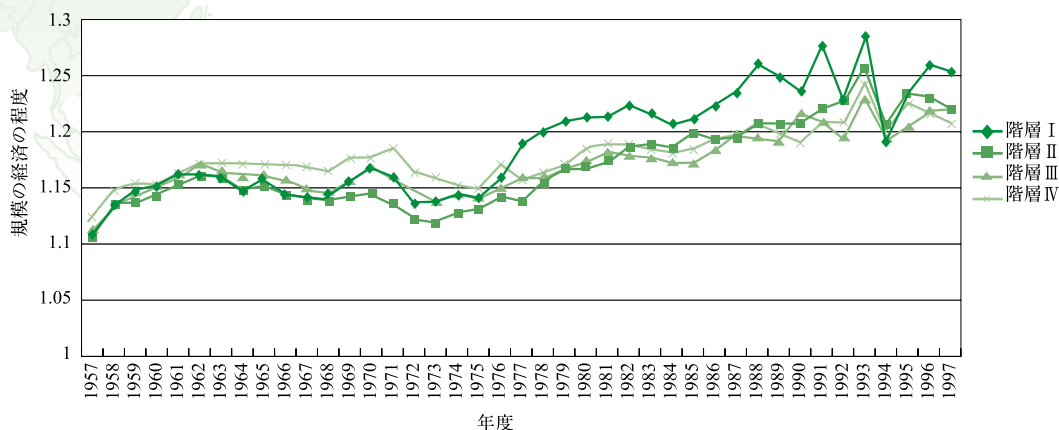
が統計的に 10%水準で有意ではなかった。また、VC 関数の統計的な当てはまりはかなり良いといえる。

表1におけるVC関数のパラメータの推計値に基づいて、単調性および要素価格に関する凹条件を全てのサンプルについてチェックした。推計された全ての生産物－費用比率および要素費用比率は正なので、生産技術は単調性条件を満たしている。他方、ヘッシアン行列の固有値は全ての階層の全てのサンプルについて負だったので、要素価格に関する凹条件は満たされた。このことは、要素需要において推計された自己価格弾力性が全て負であるということを意味し、経済学的に意味のあることである。

固定要素としての土地に関する凸条件は、本稿におけるモデルから計測される固有値 $[\gamma_{BB} + \beta_B(\beta_B - 1)]$ が正ないしゼロでなければならないことを意味する。推計された固有値は、いくつかの負値を持つものもあったが、ほとんど全てのサンプルについて正であった。従って、本稿では、固定要素に関する凸条件は満たされているとみなすことにする^(注2)。

これらの結果は、推計されたVC関数が曲線条件を満足させる「真」のデータの2次近似を表しているものであることを示している。

図1 可変費用関数のパラメータ推計値に基づく1957～97年の規模の経済：全階層農家(都府県)



(注) 規模の経済への推計には、方程式(5)を用いた。

4.2 VC 関数に基づく規模の経済

VC 関数の推計結果に基づき、4 階層の規模の経済を計算したものを図1に示した。図1によると、全ての階層は、1957～97年において、規模の経済を享受したことが非常にはっきりと示されている。よく知られているように、手押しの耕耘機に代表されるような農業生産の小規模機械化が起り、1950年代半ば頃から急速に日本全国に普及していった。この農業機械化の動きに対応して、全ての階層の農家は、1950年代後半から1960年代初期にかけて、急速な勢いで規模の経済を享受した。しかしながら、それ以降、1960年代後半には、規模の経済の拡大の速度は停滞気味になった。1957～70年代半ば頃までの期間においては、4階層の中で、最大規模階層の農家が、最大の規模の経済を享受していた。その規模の経済の大きさは、およそ1.12～1.18であった。これは、生産物の10%の増大は、単位費用を1.2～1.8%減少させることを意味する。より小規模階層の農家の規模の経済も、最大規模階層の第4階層よりは幾分劣るものの、第4階層のそれに比べてもそれほど見劣りしない水準であった。

しかしながら、1970年代初期以降においては、乗用型トラクター、収穫機、田植機などに代表される中型および大型機械化が進行しはじめた。これらの中大型機械は小型機械に比べてより強い「非分割性」を持っていると考えられる。農業機械化の、小型から中・大型化によって、特に、1975年以降、すべての階層の農家において、規模の経済の大きさが拡大した。規模の経済の大きさは、1975年においては1.13(階層II)だったものが、1993年には1.28(階層I)であった。これらの値は前期の値に比べてかなり大きい。驚くべきことに、1975～97年においては、規模階層が小さい程、規模の経済の程度が大きくなるという傾向が見られた^(注3)。この興味深い発見については、種々の農業政策の規模の経済への効果を評価する次の小節においてより詳しく検討を試みることにする。

4.3 各種農業政策の規模の経済への効果

すでに、Kuroda (2009c)において、生産物組み合わせの変化(「選択的拡大政策」)、投入要素価格の変化(「投入要素補助金政策」)、固定的要素である土地投入の変化(「減反政策」)お

よび技術革新政策などの規模の経済への効果が詳細に分析されている^(註4)。そこで、本稿では、特に重要と思われる減反政策および技術革新の規模の経済への効果を、定量的に詳しく分析することに焦点を合わせることにし、他の政策の規模の経済への効果は、その結果のみを簡潔に纏めておくことにする。

- ①作物の生産増大の規模の経済への効果は、絶対値でいって、小規模階層程大きい。このことは、「選択的拡大」政策を導入して野菜や果実の生産を増大させることは、米の生産を増大させることとも相まって、小規模農家層の規模の経済を大規模農家層の規模の経済の程度の差異を縮小させることを意味する。つまり、この政策は、小規模農家層にとってより有利な政策であるといえる。
- ②畜産物の生産増大の規模の経済への効果についても、絶対値でいって、小規模階層程大きいことが分かった。このことは、「選択的拡大」政策による畜産物生産の増大は、小規模農家層の規模の経済と大規模農家層の規模の経済の程度の差異を縮小することを意味する。つまり、この政策の場合にも、小規模農家層にとってより有利な政策であるといえる。
- ③機械、中間投入財、およびその他の要素投入財の価格の上昇は、絶対値でいって、小規模階層程大きい。このことは、「生産要素補助金」政策を導入してこれらの機械、中間投入財、およびその他の要素投入財の価格を、直接的であれ間接的であれ、低下させることは、小規模農家層の規模の経済と大規模農家層の規模の経済の程度の差異を縮小させることを意味する。つまり、この政策も、小規模農家層にとってより有利な政策であるといえる。

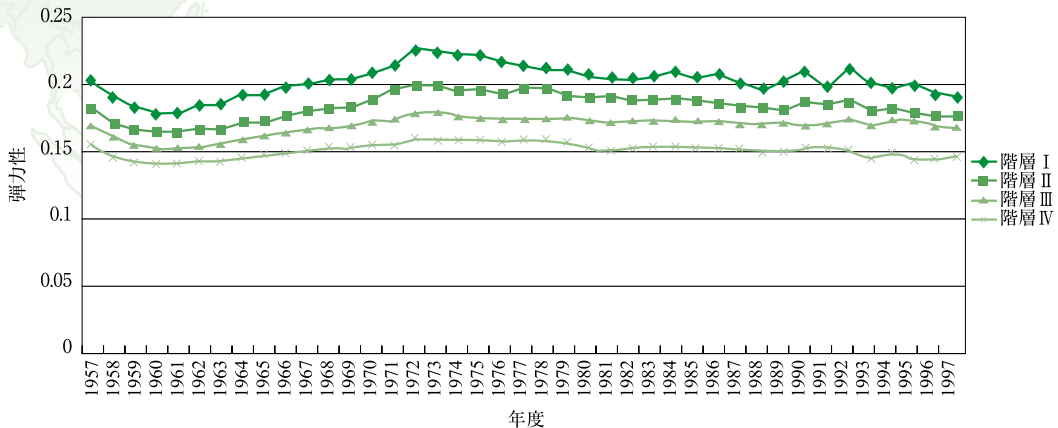
4.4 土地投入変化の効果

図2は、土地投入変化の規模の経済への効果を示したものである。この場合も、1957～97年における、全ての階層についての効果を推計した。その効果は全て正であり、作物生産の変化による効果の場合を別にすれば、上記の他の場合に比べて、その効果の程度は、絶対値で見ても、かなり大きい。少なくとも、この図から2つの興味ある点が指摘できる。

まず、規模階層が小さい程、土地投入量の増大が規模の経済に及ぼす効果の程度が大きくなることが明らかに見て取れる。例えば、階層Ⅰを例にとってみると、土地投入量の増大が規模の経済に及ぼす効果の程度は1972～76年のピーク期間において、およそ0.22であった。このことは、1%の土地投入の増大は、規模の経済の程度を0.22%増大させる、ということの意味している。他の階層についても、土地投入量の増大が規模の経済に及ぼす効果の程度は、それほど大きな差はない。同期間(1972～76年)において、第Ⅱ階層ではおよそ0.20%、第Ⅲ階層では0.18%、第Ⅳ階層では0.16%であった。

第2に、全ての階層において、土地投入量の増大が規模の経済に及ぼす効果の程度は、1957～61年にかけて低下し、その後急速に増大し、1972年においてそれぞれの頂点に達した。これらの動きは本稿の研究対象期間に起きた2つのタイプの農業機械化と並行的な動きをしているように見える。つまり、第1段階は、1950年代後半から1960年代後半にかけて起こった、手押し耕耘機のような小規模農業機械による急速な農業機械化である。そして、第2段階は、1970年代初中期以降の、乗用型トラクターや耕耘機、田植機などの中ないし大型機械に代表される農業機械化である。いうまでもなく、第2の型の機械化は、規模の経済が存在するための主要な要因

図2 1957～97年における土地投入量変化の規模の経済への効果：全階層農家（都府県）



(注) 規模の経済への推計には、方程式（8）を用いた。

であるより強い「非分割性」を持っている。図2を大ざっぱに観察にすると、全ての階層において、土地投入量の増大が規模の経済に及ぼす効果の程度は、計測期間の前半よりも後半の方が大きいといって良いだろう。

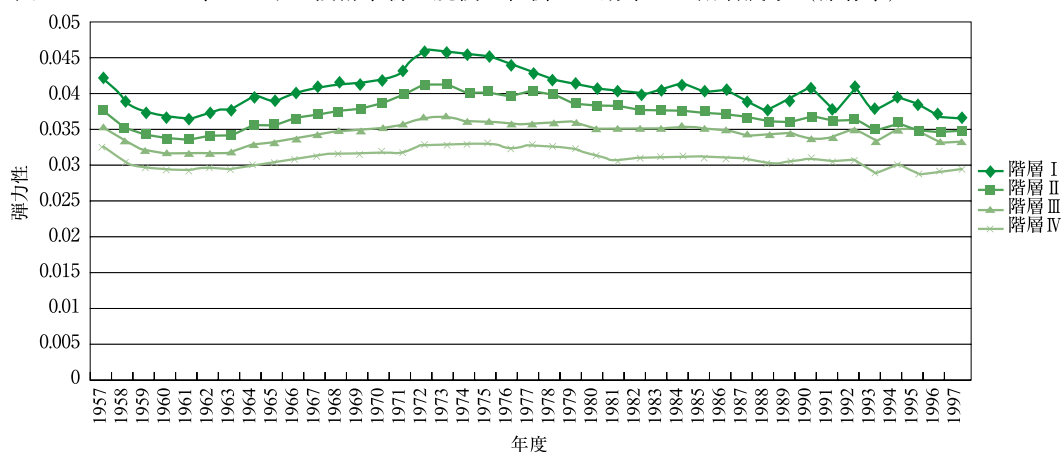
図2におけるファインディングズから、1969年に日本農業史上初めて導入された減反政策の効果を評価してみる。それは、全ての階層農家の規模の経済をかなり強く減ずる効果を持ったといえる。さらに、そのような効果は、階層間で中立的ではなく、違ったものであった。即ち、階層規模が小さくなればなるほど、規模の経済を減ずる効果が大きかった。この意味では、減反政策は小規模階層農家の土地を大規模階層農家に移転するという側面において、特に1969年以降、好ましい結果をもたらしてきた。このような（土地移転に対して好ましい）効果は、先に見た、要素投入に対する補助金政策や選択的拡大政策が、小規模層農家から大規模層農家への土地移転を制約してきたという（好ましくない）効果に対して逆の効果をもたらしたものと捉えることも出来る。

4.5 技術革新の効果

いうまでもなく、時間指数を代理変数として用いる技術革新は幅広い概念から成っている。つまり、一方で、作物や畜産物の品種改良、肥料、農薬、資料、種苗などの品種改良および農業機械、各種道具、農業用自動車などの品種改良などのような狭い意味に置ける技術進歩がある。他方、インターネット情報を利用することによる時宜を得たマーケティングや農業生産一般の経営改善、他農家や農協職員、さらには、スーパーマーケットや道の駅のような食品市場の従業員との情報交換による市場調査および会計学、簿記、商法や民法などの勉強から得られる知識に基づく技術革新もきわめて重要な要因である。

図3は、1957～97年における、技術革新が4階層農家の規模の経済にもたらした効果を示したものである。一見して、この効果の時系列的変化は、土地投入量の変化の規模の経済への効果の時系列的変化と非常に良く似ていることが分かる。図3と図2の違いは、縦軸で与えられる効果の程度の差のみであるといっても過言ではない。図3において与えられる技術革新に

図3 1957～97年における技術革新の規模の経済への効果：全階層農家（都府県）



(注) これらの効果は、方程式 (9) を用いて推計した。

よる効果の程度は、図2における土地投入量の変化の効果の程度より小さい。

図3の結果について、第1に、農家階層が小さくなればなるほど、技術革新の規模の経済への効果の程度が大きくなっていることが観察される。このことは、新技術の導入において、小規模農家が大規模農家に追いつくために頑張ったことを示している。例えば、階層Iを例にとってみると、技術革新の効果は、そのピークの1972～76年においておよそ0.045であった。このことは、技術進歩の1%の成長は規模の経済を0.045%高めることを示している。ほぼ同期間において、その他の階層は第I階層より小さかった。第II階層は約0.04%，第III階層は約0.036%，そして第IV階層は約0.033%であった。図3におけるファインディングズは、より大規模農場でのより効率的で生産性の高い農業の営みを達成するために必要な、小規模から大規模農場への土地移動の可能性という視点からみると、芳しいものとはいえない。

第2に、全ての4階層において、技術革新の効果は、1957～61年に減少したが、その後、全ての階層において、その効果が急速に上昇し、1972年にそれぞれのピークに達した後、今度は、1997年まで緩やかではあるが次第に減少するという傾向を示した。これらの動きは、本研究期間中に起こった2つのタイプの農業機械化と並行的に起こったものとして捉えることが出来る。第1の機械化は、1950年代後半から1970年代初期にかけて起こった、手押しの耕耘機に代表される小型農業機械化であった。そして、第2の機械化は、乗用型トラクターや収穫機、田植機、動力耕耘機に代表されるような中大型機械の急激な増大であった。いうまでもなく、第2の機械化は規模の経済の存在の重要な要素としての不可分割性をより強固なものにした。図3を大雑把に観察すると、全ての階層農家における、技術革新の規模の経済への効果は、平均的に、後半の1972～97年の方が、前半1957～71年より大きかったといえそうである。

図3から得られたこのファインディングに基づいて、1957～97年における技術革新の規模の経済への効果を評価することが出来る。図3で見られるように、技術革新は規模の経済に対して正の効果を持つことが分かる。しかしながら、これらの技術革新は必ずしも大規模農家により積極的な態度でそれらの技術革新を導入しようというほどの魅力を持っていなかったように見える。逆に、小規模階層農家の方が、新しい技術をより積極的に導入したことは図3より

表2 農地の権利移動，都府県，1960～2006年（単位：1,000 ha）

選択された暦年	土地所有権移転	賃貸借権の移動	計	総耕地面積	移転耕地面積 の総耕地面積 に対する比率(%)
	(1)	(2)	(3) = (1) + (2)	(4)	(5) = (3) / (4)
1960	67.4	4.4	71.8	5,186.4	1.4
1970	127.9	6.7	134.6	4,808.9	2.8
1980	68.3	105.5	173.8	4,321.0	4.0
1990	40.9	101.2	142.1	4,034.0	3.5
2000	221.1	103.9	325.0	3,649.0	8.9
2006	220.0	95.5	315.5	3,505.5	9.0

(注1) 土地所有権の移転による耕地面積の移動は以下の3つの要因で構成されている。(i) 自己農地所有権の有償移転，(ii) 自己農地所有権の無償移転，および(iii) 小作農地所有権の小作への移転。

(注2) 賃貸契約の移転は，(i) 賃貸権の創設，(ii) 債務履行による賃貸権の創設および移転から成っている。

(注3) 1980年以降の耕地移転面積は，(i) 農地耕作権の移転，(ii) 「農地利用の改善法」のもとでの「農地利用の改善」に対する利用権の創設から成っている。

(出所) 農林水産省統計部，『農林水産省統計表』各年版

明らかである。この意味で，このファインディングからいえることは，20世紀後半の技術進歩は，小規模農家から大規模農家への土地移動の制約要因として働き，大規模農場でのより効率的で生産的な農業経営の促進には大した働きをしなかったということである。

ここで，1つの推論を試みる。先に見た減反政策の規模の経済に及ぼす効果は負であり，その効果の絶対値の大きさは，小規模農家の方が大規模農家よりも大きかった，したがって，このことは小規模農家から大規模農家への土地移動に対しては好ましい効果として評価された。しかし，毎年続く減反政策は，より効率的で生産性の高い農業生産を目指そうとする大規模農家の経営意欲を削いできたのではないかと推論される。この意味で，推計値上では，減反政策は小規模農家から大規模農家への土地移動を促進する正の要因である。

4.6 現実の土地移動の動態と耕地面積規模別農家戸数

そこで，現実の土地移動の動態と耕地面積規模別農家戸数を見てみることにする。表2において，(i) 土地所有権の移転，および，(ii) 土地賃貸権の移転による土地の移動面積が，1960～2006年までの数時点について報告されている。この表によると，貸付農地面積は「農業経営強化法」が制定された1980年から増加していることが分かる。他方，土地所有権の移転による土地移動は，2000年以降急激に増大している。後者の移動に大きく依存して，総耕地面積に占める総移転土地面積の比率は2000年以降急激な伸びを示している。その比率は，2000年において約9%であった。この値が大きいのか小さいのか判断しかねるが，小さいのではないかと推測される。もっとも，規模の経済が存在するにもかかわらず，多数の農業経済学者の期待に反して，何故，土地移動がスムーズに進行しないのか，なんらかの合理的に説明できる経済学的理由があるに違いないと考えられる。

次に，表3は耕地面積で分類した農家数である。1990年の農業センサスによると，「農家家計」という用語は，10アール以上の耕地で農業を営むか，または，耕地が10アール以下であっても，年間15万円以上の農産物の販売額がある家計を指している。さらに，1990年センサス以降，「農家家計」はさらに2つの範疇に分割された。つまり，その主要な農産物が販売のためのもので

表3 日本全国における耕地面積別農家戸数, 1960～2005年(単位:1,000戸)

選択された 暦年	総農家戸数	販売農家家計					非販売農家 戸数
		小計	0.0～1.0ha	1.0～2.0	2.0～5.0	5.0～	
1960	5,823	n.a.	4,181	1,405	235	2	n.a.
	(100.0)	(n.a.)	(71.8)	(24.1)	(4.0)	(0.03)	(n.a.)
1970	5,176	n.a.	3,603	1,272	296	5	n.a.
	(100.0)	(n.a.)	(69.5)	(24.6)	(5.7)	(0.1)	(n.a.)
1980	4,542	n.a.	3,226	981	322	13	n.a.
	(100.0)	(n.a.)	(71.0)	(21.6)	(7.1)	(0.3)	(n.a.)
			0.0～1.0ha	1.0～3.0	3.0～5.0	5.0～	
1990	3,739	2,884	1,753	1,004	100	26	855
	(100.0)	(77.1)	(46.9)	(26.9)	(2.7)	(0.7)	(23.0)
2000	3,050	2,274	1,358	774	99	43	776
	(100.0)	(74.6)	(44.5)	(25.4)	(3.2)	(1.4)	(25.4)
2005	2,789	1,911	1,109	657	94	50	878
	(100.0)	(68.5)	(39.8)	(23.6)	(3.4)	(1.8)	(31.5)

(注1) 括弧内の数値は、総農家戸数に占める割合(%)である。1980年以外の全ての年において、プラスマイナス約0.1%程度の丸めによる誤差がある。

(注2) 「n.a.」は「入手不可能」を意味する。

(出所) 農林水産省統計部、『ポケット農林水産統計』, 農林統計協会, 東京, 各年版

ある「販売農家家計」および米のような主要農産物が自家消費用である「非販売農家家計」の2つである。

表3について、第1に、1960～2005年において、農家戸数は急激に減少した。その減少は、45年間で304万戸であった。1990～2005年にかけては、373万9,000戸から278万9,000戸まで減少した。つまり、15年間で95万戸の減少である。そして、この数は、非販売農家戸数に非常に近い数である。

さらに、1960～80年に、(i) 2ha以下の農家戸数は418万1,000戸から322万6,000戸にまで減少した。(ii) 2.0～5.0ha農家戸数は23万5,000戸から32万2,000戸までしか増加しなかった。(iii) 5ha以上農家戸数は、20年で2,000戸から1万3,000戸までしか増加しなかった。これらの観察から、1960～90年までに起こった構造変化のスピードはかなり遅いといえる。

他方、1990～2005年においては、その前の期間に比べて、構造変化の傾向が幾分変わったように思われる。それは、この間に5ha以下の農家戸数も減少しはじめたことである。しかしながら、5ha以上の農家戸数は、徐々にではあるが、2万6,000戸(1990年)から5万戸(2005年)へと増加した。もっとも、この5万戸という数値は、全農家戸数の1.8%に過ぎない。3～5haおよび5ha以上の農家戸数を合わせても、そのシェアは2005年においてたった5.2%である。このように、5ha以上の農家戸数は徐々に増大してきたが、それでもまだ少ないといえる。

5ha以上の大経営農家戸数が増加傾向を示していることは、前述の節で分析したように、規模の経済が存在していることを示している。しかし、規模の経済が存在することは同時に、小規模農家といえども大規模農家より高い程度の規模の経済を享受できたことを意味する。そのため、表2、表3で見たように、大規模農家への土地移動をそれほど活発に且つ効果的に押し進めたとはいえない。このような結果は、選択的拡大政策、要素投入補助金政策、減反政策、技術革新政策などが有機的に且つ効果的に運営されてこなかったことに起因するといっても過言ではない^(注5)。

5. 要約と結論

本稿の主な目的は、20 世紀後半（1957～97 年）における戦後の日本農業の生産構造、特に、規模の経済の存在を定量的に分析することであった。この期間においては、生産物構成が顕著に変化した。特に、畜産物の生産が作物の生産に比べて飛躍的に増大した。他方、農業労働力が非農業部門に急速に移動したことに対応して、農業生産の機械化が猛烈な勢いで進行した。その農業機械化は、1950 年代半ば頃から 1970 年代初期に起こった小規模機械化から、それ以降の中・大規模機械化という形をとりながら、急速に普及していった。

この目的を遂行するために、複合生産物トランスログ費用（VC）関数を導入し、主に『農家経済調査報告』と『農村物価賃金調査報告』から得られた 1957～97 年の時系列と横断面のプールデータを用いて、その費用関数体系を推計した。VC 関数の推計結果に基づいて、まず、大規模経営の下で、より効率的でより生産性の高い農業生産を営むためには構造変化が肝要であるが、その構造変化の前提条件である規模の経済を、農家規模別の 4 階層について推計した。次に、選択的拡大政策、投入要素補助金政策、減反政策および技術革新政策のような政府の農業政策と密接な関係を持つ VC 関数の外生変数の変化が規模の経済に及ぼす効果も 4 階層全てについて推計した。規模の経済の大きさや経時的変化については、本稿の諸小節の中で詳しく説明がなされているので、ここでは繰り返さない。

ここで強調しておきたい 1 つのポイントは、大規模農業形成の前提条件の 1 つである規模の経済は存在したが、1970 年初期から 1997 年まで、小規模農家階層における規模の経済の大きさは大規模農家の規模の経済の大きさをしのぐものであった。そして、このような結果は、生産物の選択的拡大、減反、投入要素補助金および技術革新政策などの政策の導入に大きく負うものであった。特に強調しておきたいことは、これらの政策は、一般に、異なる規模の農家に対して一律に適用されたものであった。したがって、そのような政策導入は、効率的で生産性の高い農業生産を指向していた大規模農家のインセンティブを奪い取ってしまう効果をもたらしたのではないかと推察する。

この結果と密接に関係があるが、Kuroda（2009b）は、同じ 1957～97 年において、小規模農家の方が大規模農家よりもかなり高い平均土地生産性を達成していたことを示した。Kuroda（2009b）は、「農企業」と「家計」の複合体としての農家家計を取り扱う時、自己労働および土地に帰属する「農業所得」は、企業の側面からは費用として見なされるが、家計の側面からは家計所得の一部とみなされるという重要なポイントを指摘している。もしこの「農業所得」が「農業利潤」に加算されれば、総「農業所得」は、1990 年代初期まで大規模農家の土地の限界生産性（地代負担力）を上回っていた。このことは、小規模農家は大規模農家に土地を移転させる必要性を感じていなかったことを意味する。

表 2、表 3 にそれぞれ示しているように、5ha 以上の大規模農家の増大がほんのわずかでしかないということは、農林水産省によって導入された各種政策が、期待された程効果的ではなかったということを物語っている。

本稿における実証分析から引き出される結論は、全ての農家に一律の農業政策を導入するのではなく、農業生産の専門化を目指す大規模農家にとってより有利になるような各種農業政策

を農林水産省は導入すべきであるということである。実際のところ、小規模パートタイム農家の主要な所得は農外所得であり、その総所得に占める割合は、大雑把にいて、90%を超えているのである。

最後に、本稿における研究の重要な制約について触れておく。

第1に、日本農業に対して、複合生産 VC 関数を特定化し推計する際に、本稿では統計的に全く有意ではなかったが、TC 関数を導入すると統計的に有意であったダミー変数の特定化に注意を払う必要があるということである。

第2に、1つの重要な政策変数としての減反政策が1969年に日本農業史上初めて導入されたことを考えると、VC関数の推計期間は、例えば、最初の減反政策が導入される数年前から20世紀末までの1965～97年ということになるだろう。このような試みは、本稿の結果よりも明確な結果を提供するかも知れない。

最後に、二次形式、一般的レオンティエフ、一般的コブ・ダグラスのようなその他の弾力的な推計体系も開発されている。もちろん、トランスログ形式は、国際的にも日本の農業経済学界においても、もっともポピュラーである。それは、このトランスログ体系はモデルとしての取り扱いも体系の推計もやさしいところから来るものであろう。しかし、トランスログ体系の推計から得られた結果をより信頼性の高いものにするためにも、上記のようなその他の方法を用いて同様の問題を検討することは、きわめて重要なことである。

付論. 変数の定義

変数の加工に用いられた主要なデータの出所は、農林水産省（農水省）より毎年出版されている『農家経済調査報告』（農経調）および『農村物価賃金調査報告』（物質）である。

1957～97年の各年において、階層区分が異なる北海道を除く全国（都府県）を対象に、(I) 0.5～1.0, (II) 1.0～1.5, (III) 1.5～2.0, (IV) 2.0ha以上の4つの階層の平均農家が得られた。したがって、サンプル数は、 $41 \times 4 = 164$ である。推計期間中に階層区分の変更があったため、最小規模階層である0.5ha以下の平均農家のデータは使用できなかった。もっとも、この階層の農家戸数の全農家戸数に対する比率が高いため（例えば、1985年において43.0%）、この階層の平均農家を推計から除くということは、推計されたパラメータにいくらかのバイアスが生じることに注意しなければならない。

作物の生産量と価格指数の(Q_G と P_G)のTörnqvist (1936) 指数は、Caves, Christensen and Diewert (1982) のマルチラテラル指数法によって推計した (CCD 法)。CCD 法は、時系列と横断面のプールデータのTörnqvist 指数の推計には最も適している。したがって、可能な全ての指数はこの方法によって推計した。

作物と畜産物の生産量(Q_G と Q_A)と価格指数(P_G と P_A)の推計は以下のように行なった。作物については、10種類の作物範疇が分類されており、それぞれに対応する販売額と価格指数はそれぞれ『農経調』および『物質』から得た。畜産物の生産指数は、畜産物の販売額を畜産物価格指数で除して求めた。本稿における価格指数の基準年は1985年である。

労働投入量(X_L)は農業主、家族、結い手伝いおよび雇用者の男子労働換算した総労働時

間数を定義した。女子労働の男子労働換算の労働時間数は、本稿の計測期間（1975～95年）において、女子労働賃金の男子労働賃金比率を計算し、その比率を女子労働時間に乗じて求めた。これを男子労働時間に加えて総労働投入時間（ X_L ）を求めた。ここで、男子労働と女子労働の1日当たり賃金率は『物質』から得た。この比率は、計測期間中は減少傾向となっており、0.83～0.76の範囲であった。次に、労働価格（ P_L ）は、臨時雇い労働の支払い賃金額を男子労働換算した臨時雇いの労働時間数で除して求めた。最後に、労働費用（ $C_L = P_L X_L$ ）は、 P_L で評価した農業主、家族、結い手傭い労働者の労働費用と雇用労働者への支払い賃金額を足し合わせたものとして定義した。

機械の投入量と価格指数（ X_M と P_M ）、中間投入財の投入量と価格指数（ X_I と P_I ）およびその他の投入財の投入量と価格指数（ X_O と P_O ）もCCD法を用いて推計した。機械費用（ $C_M = P_M X_M$ ）は、機械に係る諸費用、電熱料および賃貸料の合計額として求めた。中間投入財費用（ $C_I = P_I X_I$ ）は、肥料、飼料、農薬、諸材料、農業用衣服およびその他の投入財への支出合計額として捉えた。その他の財の費用（ $C_O = P_O X_O$ ）は、動物、植物、農業用建物および構造物への支出合計として産出した^(注6)。

ここで、Kislev and Peterson（1982）が、機械価格指数は質変化を調整すべきであると強く主張していることに着目しておきたい。しかしながら、質調整済みの機械価格指数を得るための基本的な仮定は、農業機械の質的改良であれば、例えば、タイヤ付きトラクターの質的改良によって説明されるといったような非現実的なものである。現実には、トラクター以外の相当多種多様の農業機械が存在する。そのような全ての農業機械に対して質指数を作成することはきわめて込み入った大変な作業なので、本稿では、『物質』の価格データに基づき、CCD法によって求めた機械価格指数を用いることにした。もちろん、農業機械の質は一般に著しく改良されているので、本稿で用いる機械価格指数（ P_M ）が上方に偏りを持っている点は注意しなければならない。

土地投入量（VC関数に対しては $Z_B (= X_B)$ として定義される）は総作付面積として定義した。土地価格（または地代）（ P_B ）は、支払い小作料を小作地面積で除して求めた。

ここで、可変費用（VC）は、固定的生産要素である土地を除いた可変投入要素に対する支出の合計額として定義した。つまり、 $VC = \sum_k P_k X_k$, $k=L, M, I, O$ である。4つの可変投入要素の費用比率（ S_k^V , $k=L, M, I, O$ ）および収入費用比率（ R_i^V , $i=G, A$ ）は、4つのカテゴリーの可変投入要素費用および2つのカテゴリーの収入額を可変費用額（VC）で除することによって求めた。

期間ダミー（ D_p ）は、1965～72年、つまり、「石油危機」以前を1、1973～97年、つまり、「石油危機」以後を0と定義した。規模ダミー（ D_s ）は、規模Ⅱ（1.0～1.5）、Ⅲ（1.5～2.0）およびⅣ（2.0ha以上）である。天候ダミー（ D_w ）は、凶作年に対しては1、平年作の年に対しては0と定義した。これらのデータは、農林水産省から毎年刊行される『作物統計』からとった。

最後に、通常トランスログVC関数（2）で用いられる変数は、全て、CCD法を用いて指数形式で表現している。

注

- (注 1) 回帰方程式体系における収入－費用比率方程式の導入についてのより詳しい議論に関しては、Ray (1982) および Capalbo (1988) を参照せよ。
- (注 2) 詳しくは Lau (1976) および Hazilla and Kopp (1986) を参照せよ。
- (注 3) 加古 (1983, Table 5, p. 10; 1979) および茅野 (1984, 表 3～表 9, p. 26) は本稿の場合と良く似た結果が得られている。しかしながら、彼らはいずれも、なぜ小規模農家の方が大規模農家よりも大きな規模の経済を享受したのかという点については、説明が何もない。
- (注 4) これらの分析は、本稿と同じく都府県を対象としたものである。北九州地区についても、同様の分析をすでに行なっており、試算の結果、北九州地区の推計結果は、都府県の推計結果と比べて、いくらかの差異はあるものの、それほど大きな差異はないということが判明している。
- (注 5) 価格支持政策もここに加えるべきではあるが、本稿の VC 関数の枠組みでは生産物価格を外生変数として含めることが出来ない。したがって、生産物価格の変化が規模の経済にいかなる効果を及ぼすのかという興味深い推計や評価が出来ない。もし推計するのであれば、生産物価格が外生変数として組み込まれる利潤関数を用いなければならない。この点は今後の課題である。
- (注 6) 1991～97 年の機械、植物、動物、農用建物および構造物に対する支出のデータは、第 3 節で説明した外挿法を用いて推計した。

参考文献

- 茅野甚治朗 (1984) 「稲作生産構造の計量経済分析」 *Special Bulletin*, 42, 宇都宮大学農学部
- 茅野甚治朗 (1985) 「稲作における規模の経済と技術進歩」 崎浦誠治編『経済発展と農業開発』農林統計協会 (東京), pp. 190～212
- 茅野甚治朗 (1990) 「大規模借地農の形成条件」 森島賢監修, 全国農協中央会編『水田農業の現状と予測』富民協会 (東京), pp. 190～205
- 加古敏之 (1979) 「稲作に置ける規模の経済の計測」『季刊理論経済学』30, pp. 160～171
- 加古敏之 (1983) 「稲作における規模の経済性と作付け規模構造の変化」『愛媛大学総合農学研究彙報』25, pp. 1～13
- 農林水産省 (各年版) 『農林水産省統計表』農林水産省統計局 (東京)
- 農林水産省 (各年版) 『農家経済調査報告』農林水産省統計局 (東京)
- 農林水産省 (各年版) 『農村物価賃金調査報告』農林水産省統計局 (東京)
- 農林水産省 (各年版) 『作物統計』農林水産省統計局 (東京)
- 新谷正彦 (1983) 『日本農業の生産関数分析』大明堂 (東京)
- Capalbo, S. M (1988), "A Comparison of Econometric Models of U.S. Agricultural Productivity and Aggregate Technology," in S. M. Capalbo and J. M. Antle, eds., *Agricultural Productivity Measurement and Explanation*, Resources for the Future, Inc., Washington, D.C., pp. 159-188.
- Caves, D. W., L. R. Christensen, and W. E. Diewert (1982), "Multilateral Comparison of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers," *Economic Journal*, 92, pp. 73-86.
- Caves, D. W., L. R. Christensen, and J. A. Swanson (1981), "Productivity Growth, Scale Economies, and Capacity Utilization in U.S. Railroads, 1955-74," *American Economic Review*, 71, pp. 994-1002.

- Fuss, M. and L. Waverman (1981), "Multi-Product Multi-Input Cost Functions for a Regulated Utility: The Case of Telecommunications in Canada," in G. Fromm, ed., *Studies in Public Regulation*, MIT Press, Cambridge, Mass., pp. 277-313.
- Hazilla, M. and R. J. Kopp (1986), "Testing for Separable Functional Structure Using Temporary Equilibrium Models," *Journal of Econometrics*, 33, pp. 119-141.
- Hicks, J.R. (1932), *The Theory of Wages*, Macmillan, London.
- Kislev, Y. and W. Peterson (1982), "Prices, Technology, and Farm Size," *Journal of Political Economy*, 90, pp. 578-595.
- Kuroda, Y. (2009a), "A Comparison of Total and Variable Cost Function Approaches to Investigating the Production Structure of Postwar Japanese Agriculture: 1957-97," 『経営学論集(九州産業大学経営学部)』20, pp. 1-56.
- Kuroda, Y. (2009b), "Estimating The Shadow Value of Land and Possibilities of Land Transfers in Japanese Agriculture: 1957-97," 『経営学論集(九州産業大学経営学部)』20, pp. 57-102.
- Kuroda, Y. (2009c), "Impacts of Set-Asides and Technological Innovations on Scale Economies and Japanese Agriculture: 1957-97," 『経営学論集(九州産業大学経営学部)』20, pp. 75-104.
- Lau, L. J. (1976), "A Characterization of the Normalized Restricted Profit Function," *Journal of Economic Theory*, 12, pp. 131-163.
- Ray, S. C. (1982), "A Translog Cost Function Analysis of U.S. Agriculture, 1933-1977," *American Journal of Agricultural Economics*, 64, pp. 490-98.
- Shephard, R. W. (1953), *Cost and Production Functions*, Princeton University Press, Princeton.
- Törnqvist, L. (1936), "The Bank of Finland's Consumption Price Index," *Bank of Finland Monthly Bulletin*, 10, pp. 1-8.