

2 段階 CES 型生産関数の計測と 誘発的技術変化仮説の検証

川 越 俊 彦

- | | |
|-----------------------|---------------------|
| 1. はじめに | (6) 生産関数の計測 |
| 2. 分析モデルと生産関数の計測 | 3. 仮説の検証 |
| (1) 検討課題 | (1) 誘発的技術変化仮説の拡張と 2 |
| (2) データの改訂 | つの定義 |
| (3) 効率性関数の特定化 | (2) 仮説の検証 |
| (4) 生産関数の特定化：2 段階 CES | 4. 結 語 |
| 型の妥当性 | 付録 基礎資料（改訂版） |
| (5) 系列相関の存在 | |

1. は じ め に⁽¹⁾

本稿は『本誌』第 39 巻第 1 号に掲載の川越稿「農業発展と誘発的技術変化——日米比較，1880～1980 年——」（以下，川越〔1〕で引用）の続編をなすものであって，そこでの分析で暗黙の前提として置かれていた諸条件の妥当性の吟味，検証仮説の定義の明確化等を行なうことを目的としている。その意味で本稿は川越〔1〕の分析を補完あるいは拡張するものと位置づけられる。

さて川越〔1〕では資源賦存や農業生産性が両極端に異なる日本と米国の農業に関して，過去 100 年間にわたる近代農業成長過程において資源賦存が技術進歩の方向性に及ぼした影響を，ヒックスの誘発的技術進歩仮説の検証という視点から解明している。より具体的には誘発的技術変化の偏向性を多投入要素について計測するための分析モデルが提示され，またその場合に偏向性を測るための概念として GCFP⁽²⁾ が定義された。更にそのモデルによる検証を可能とするために Sato〔17〕によって提唱された 2 段階 CES 型生産関数を計測し，

それを使って日本と米国農業の1880年から1980年における技術変化の偏向性を計測し、それに対応する要素価格の変化をみることによって、ヒックスの誘発的技術変化仮説の検証を行なっている。それによれば、日本と米国では技術変化の偏向性の影響は異なっており、その違いは要素価格比の変動に反映される資源の希少性の違いによって説明されることが確認されている。

技術変化の偏向性を農業の集計レベルで計測しようとする試みは従来よりなされている。その代表的なものとしてトランスログ生産関数に基づいて米国農業を分析した Binswanger [4], 同じく日本農業を分析した Nghiep [15], また2段階CES生産関数の先駆的適用例である新谷・速水[2]が挙げられよう。前二者が使用したトランスログ生産関数は川越[1]および本稿で対象としている2段階CES型生産関数よりもフレキシブルな関数であってパラメーターへの制約が少ない。反面、大局的安定性をもたず、またGCFPによる検証、特に本稿第3章で提示する2つの検証仮説のうち、その一方しかテストできないという欠点を有している。そこで川越[1]では2段階CES型生産関数を適用したわけであるが、そのスペシフィケーションが当該分析において妥当であるかどうかについての検討は行なっていなかった。しかし2段階CES型生産関数が投入要素間の分離性、代替弾力性一定というパラメーターへの制約を有する以上、厳密にはその制約についての吟味を行なっておくことが望ましい。そこで本稿ではまずこの点についての検討を行ない、次に川越[1]で一定とされていた効率性関数の拡張を行なう。計測手続きの厳密化とそれを考慮した生産関数の計測等を含め、これらは次の第2章で検討される。続く第3章ではまずヒックスの誘発的技術変化仮説を多投入要素に拡張する場合、2つの検証仮説が定義できることを提示し、次に第2章で求めた生産関数の計測結果をもとに、2つの仮説の検証を行なう。

注(1) 本稿は Kawagoe; Otsuka; and Hayami [11] の分析を拡張したものである。

かかる形での報告を快諾下さった速水佑次郎、大塚啓二郎の両氏に感謝の意を表わしたい。

(2) GCFP (Generalized Change in the Factor Proportion), 川越[1, 18ページ] 参照。

2. 分析モデルと生産関数の計測

(1) 検討課題

本章ではまず生産関数のスペシフィケーションについて検討する。川越〔1〕で考えられていた生産関数は労働(L), 土地(A), 機械(M), 肥料(F)の4投入要素からなる要素増大型(factor augmenting)の2段階CES型生産関数であった。そこでまず第(3)節で要素増大型のスペシフィケーションについて考える。すなわち川越〔1〕ではその効率性関数は時間に関して成長率一定と仮定されていたわけであるが、それではこれをより一般的な関数型にスペシファイできるのであろうか。またその場合計測結果は変化するであろうか。この点検討は分析結果の安定性を確認する意味で重要であろう。

次の検討課題は2段階CES型生産関数を適用することの妥当性であって、そこで検討すべき前提条件は、

- (i) 投入要素グループ間の弱分離性,
- (ii) 代替の弾力性一定,

の仮定である。川越〔1〕では労働と機械のグループと土地と肥料のグループに分類されている。そこで前提条件の(i)について言えば、これは(労働・機械)と(土地・肥料)が互いに弱分離可能であると仮定されていることになる。また前提条件(ii)については労働と機械の間の代替の(直接)弾力性(σ_1), 土地と肥料の間の代替の(直接)弾力性(σ_2)およびその他のすべての要素の組合せによる代替の(直接)弾力性(σ)が計測期間を通じて一定とされている。この2つの前提条件の妥当性に関するテストを行なうのが本章の第2の課題であって、それは第(4)節で検討される。

第3の検討課題はモデルの特性と計測手続きに関するものである。すなわち、2段階CES型生産関数の計測は要素市場における均衡条件を利用して、2段階にわたって行なわれる。まず第1段階として弱分離可能の前提のもとに(労働・機械), (土地・肥料)と分類したグループに関してそれぞれ計測を行ない、

そこでの計測結果をもとに2段階目の計測を行なうことになる。ところでここで注意すべきは、各投入量の決定は同時に行なわれるはずであるから、第1段階目の(労働・機械)グループに関する計測式と(土地・肥料)グループに関する計測式はその残差に関して互いに独立でないと考えられることである。従って第1段階の計測に通常の最小自乗法(OLS)を適用するのではなく、方程式間の誤差項の相関の存在を仮定した Zellner [18] による Seemingly Unrelated Regression Method (SUR) を適用することが理論的には望ましい。そこで川越 [1] においてもこの SUR を第1段階の計測において適用している。しかしながら日本の(土地・肥料)グループに関する計測結果に関して、そのダービン・ワトソン比が低く、自己系列相関の存在を予想させる。ただ日本のデータには戦中期間についてギャップが含まれており、ダービン・ワトソン比の値に疑問なしとしないが、SUR が方程式間の相関を仮定しても、同一方程式内の系列相関の存在を排除した計測方法である以上、そこでの計測結果の安定性についての吟味を加えられる必要があろう。この点については次節でのデータの改訂をふまえ、第(5)節で検討を行なう。最後の第(6)節は上記の三つの検討課題を考慮した上での2段階CES型生産関数の計測である。

(2) データの改訂

川越 [1] の2段階CES型生産関数の計測における日本の(土地・肥料)グループに関する計測において、そのダービン・ワトソン比が低く系列相関の存在が予想されることをさきに述べた。また日本のデータには戦時中の要素価格が得難いために1945, 50年のデータが欠落したものを使用している。しかしながら系列相関に関する調整を行なおうとする場合、時系列データの一部欠落は望ましくない。そこで本章での分析に先立ち、まずこの欠落部分のデータの推定を行なった。またあわせて米国のデータに関しても一部推定方法の改善を行なった。これらの推定方法の詳細は本稿付録、基礎資料(改訂版)に、また得られた改訂データは同付録、付表に示した。

なおここで対象としているデータは日本農業と米国農業の1880年から1980

年までの100年間にわたる時系列データであって、労働(L)、土地(A)、機械(M)、肥料(F)の投入量と要素価格について5カ年毎にとられている。要素投入量に関して、ストック変数(土地・機械)は表示年単年値、フロー変数(労働・肥料)は表示年を中心とする5カ年平均値、また要素価格は調整の遅れを考慮して原則として表示年に先立つ5カ年平均値としている。原データに関する詳細については川越[1]の付録、基礎資料を参照せよ。

(3) 効率性関数の特定化

本稿での検討の対象としているのは要素増大型の2段階CES型生産関数であった。そこで生産関数のスペシフィケーションの検討に入る前に、まずその効率性関数の特定化を行なおう。

要素増大型生産関数は各投入要素にその効率性関数を乗じたものとして表わせる。すなわち、

$$Q = f(E_L(t)L, E_A(t)A, E_M(t)M, E_F(t)F) \dots\dots\dots(1)$$

ただし Q はアウトプット、 $E_i(t)$ 、 $i=L, A, M, F$ は効率性関数であって時間 t の関数である。川越[1]ではそれを、

$$E_i(t) = e^{\delta_i t}, \quad i=L, A, M, F \dots\dots\dots(2)$$

と仮定している。ただし δ_i は i 要素の効率性係数である。さてこれを成長率タムで書き表わせば、

$$\frac{\dot{E}_i(t)}{E_i(t)} = \delta_i, \quad i=L, A, M, F \dots\dots\dots(3)$$

となる。ただし $\dot{E}_i(t) = \partial E_i(t) / \partial t$ である。つまり(2)式で定義された効率性関数は時間に関して成長率一定を仮定していることになる。そこでこの制約を若干緩和させてより一般的な関数型に特定化することを考えよう。

一般に技術進歩に関する事前の知識なしに任意の効率性関数を生産関数と同時に推定することができないことは「不可能性定理」として良く知られている。しかしながら効率性関数に一定の制約を課したもとの推定は可能であって、例えば効率性関数が既知の時間の関数からなる未知の線型関数であるとき、そ

の推定は可能となり得る (Diamond *et al.* [5])。すなわち、

$$\dot{E}_i(t) = \sum_{j=1}^n h_{ij}(t) \cdot \delta_j, \quad i=L, A, M, F \dots\dots\dots(4)$$

ここで $h_{ij}(t)$ はそのパラメーターが既知の時間の関数であり、 δ_j は未知のパラメーターである。

(4)式は一般に推定可能であって⁽³⁾、(2)式の労働と機械について言えば、 $n=2$ のケースで、 $h_{L1}=1$, $h_{L2}=0$, $h_{M1}=0$, $h_{M2}=1$ とスペシファイしたことに等しい⁽⁴⁾。

さて本稿ではこの仮定を緩め、次のようにスペシファイする。すなわち、

$$E_i(t) = \exp(\delta_i t + \epsilon_i t^2), \quad i=L, A, M, F \dots\dots\dots(5)$$

あるいは成長率タームで書けば、

$$\dot{E}_i(t) = \delta_i + \epsilon_i t, \quad i=L, A, M, F \dots\dots\dots(6)$$

これにより効率性関数の成長率は一定ではなく、時間に関する一次関数となることがわかる。もちろんこれ以外にも様々なスペシフィケーションが考えられるが、データ数の制約から考えてあまりに複雑なモデルを想定することは計測上困難である。

注(3) より厳密には Diamond *et al.* [5, p.144] の Theorem 5 参照。

(4) 川越[1]では L, M が A, F と弱分離可能との前提のもとで、 L, M と A, F はそれぞれ計測されている。

(4) 生産関数の特定化：2段階CES型の妥当性

本稿で対象としている労働(L)、土地(A)、機械(M)、肥料(F)の4投入要素からなる2段階CES型生産関数は次のように書ける。

$$Z_1 = [\alpha(E_L(t)L)^{-\rho_1} + (1-\alpha)(E_M(t)M)^{-\rho_1}]^{-\frac{1}{\rho_1}} \dots\dots\dots(7)$$

$$Z_2 = [\beta(E_A(t)A)^{-\rho_2} + (1-\beta)(E_F(t)F)^{-\rho_2}]^{-\frac{1}{\rho_2}} \dots\dots\dots(8)$$

$$Q = [\gamma Z_1^{-\rho} + (1-\gamma)Z_2^{-\rho}]^{-\frac{1}{\rho}} \dots\dots\dots(9)$$

ただし $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$, $0 < \gamma < 1$, $-1 < \rho_1$, $-1 < \rho_2$, $-1 < \rho$ である。

ここで代替の（直接）弾力性は、

$$\sigma_1 = \frac{1}{1+\rho_1}, \quad \sigma_2 = \frac{1}{1+\rho_2}, \quad \sigma = \frac{1}{1+\rho} \dots\dots\dots (10)$$

となる。さらに(7)~(9)式からなる2段階CES型生産関数の計測は、要素市場の完全競争の仮定のもとに均衡条件より導びかれる次式によって行なわれる⁽⁵⁾。すなわちまず第1段階として、

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{M}{L}\right) = & -\frac{1}{\rho_1+1} \ln\left(\frac{\alpha}{1-\alpha}\right) + \frac{1}{\rho_1+1} \ln\left(\frac{P_L}{P_M}\right) + \frac{\rho_1}{\rho_1+1} (\delta_L - \delta_M) t \\ & + \frac{\rho_1}{\rho_1+1} (\epsilon_L - \epsilon_M) t^2 \dots\dots\dots (11) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{F}{A}\right) = & -\frac{1}{\rho_2+1} \ln\left(\frac{\beta}{1-\beta}\right) + \frac{1}{\rho_2+1} \ln\left(\frac{P_A}{P_F}\right) + \frac{\rho_2}{\rho_2+1} (\delta_A - \delta_F) t \\ & + \frac{\rho_2}{\rho_2+1} (\epsilon_A - \epsilon_F) t^2 \dots\dots\dots (12) \end{aligned}$$

を計測し、これより得られた情報をもとに計算した $\hat{Z}_1$, $\hat{Z}_2$, $\hat{P}_1$, $\hat{P}_2$ に関して第2段階目の計測を行なうことになる。

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{\hat{Z}_2}{\hat{Z}_1}\right) = & -\frac{1}{\rho+1} \ln\left(\frac{\gamma}{1-\gamma}\right) + \frac{1}{1+\rho} \ln\left(\frac{\hat{P}_{Z_1}}{\hat{P}_{Z_2}}\right) + \frac{\rho}{1+\rho} (\delta_M - \delta_F) t \\ & + \frac{\rho}{1+\rho} (\epsilon_M - \epsilon_F) t^2 \dots\dots\dots (13) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{ただし } \hat{Z}_1 = & e^{-\delta_M t - \epsilon_M t^2}, \quad \hat{Z}_2 = e^{-\delta_F t - \epsilon_F t^2}, \quad \hat{P}_{Z_1} = e^{\delta_M t + \epsilon_M t^2} \cdot \frac{(P_L L + P_M M)}{Z_1}, \quad \hat{P}_{Z_2} \\ = & e^{\delta_F t + \epsilon_F t^2} \cdot \frac{(P_A A + P_F F)}{Z_2} \end{aligned}$$

さてこの2段階CES型生産関数(7)~(9)式は2つの制約条件、(i)弱分離可能性、(ii)固定代替の弾力性、を前提としているわけであるが、その条件が第(2)節で示したデータに関して妥当なものであるかどうかを検討するのが本節の課題であった。以下順に検討しよう。

1) 弱分離可能性テスト

まずさきの4要素生産関数を一般的な形で考える。

$$Q = f(L, M, A, F) \dots\dots\dots (14)$$

ここで(14)式が

$$Q=f(g[L, M], A, F) \dots\dots\dots (15)$$

のように書けると、投入要素 L, M は A, F より弱分離可能である (Goldman and Uzawa [6])。あるいは別の表現をすれば、もし

$$\frac{\partial(Q_M/Q_L)}{\partial x}=0, \quad x=A, F \dots\dots\dots (16)$$

であれば M, L は A, F より弱分離可能である。ただし、 $Q_M=\frac{\partial Q}{\partial M}$, $Q_L=\frac{\partial Q}{\partial L}$ 。

ここでもし g が homothetic であれば cost dual な費用関数も弱分離可能となり、

$$\frac{\partial(C_M/C_L)}{\partial P_i}=0, \quad i=A, F \dots\dots\dots (17)$$

と表わせる。ただし P_i は各要素価格、 $C_j=\frac{\partial C}{\partial P_j}$ で C は費用関数である。(17)式

に Shephard の定理を適用すれば、

$$\frac{\partial(M/L)}{\partial P_i}=0, \quad i=A, F \dots\dots\dots (18)$$

を得るが、これは要素投入比率 (M/L) がその他の要素価格 P_A, P_F の変化から独立であれば、 M, L が A, F より弱分離可能であることを意味する⁽⁶⁾。

さて本節冒頭で示した2段階CES型生産関数の計測式で、(11)式のスペシフィケーションが要素価格に関して正しい、すなわち欠落変数がないとすれば、(18)式の条件は満されることになる。では逆に(18)式の条件が満されない、すなわち投入要素 L, M が A, F から弱分離可能でない場合はどうなるであろうか。この場合 $\ln\left(\frac{M}{L}\right)$ は要素価格比 $\ln\left(\frac{P_L}{P_M}\right)$ のみならず、 P_A, P_F の関数でもあり

うるが、その関数型がいかなるものであるかを知ることは出来ない。言いかえれば、(11)式を帰無仮説 H_0 とすれば、その対立仮説 H_1 は無限に存在し得るわけである。そこでここでは次のような関数型についてのテストを行なうことにした。

第1表 弱分離可能性に関するテスト, 米国

従 属 変 数			$\ln (M/L)$		$\ln (F/A)$	
回 帰 式 番 号			U 1	U 2	U 3	U 4
独 立 変 数	定 数 項 c_0		-1.525	2.333	-1.173	-2.604
	$\ln (P_L/P_M)$ a_1		0.142(0.130)	-0.126(0.174)		
	$\ln (P_A/P_I)$ a_2			-0.448(0.265)		
	$\ln (P_F/P_I)$ a_3			-0.429(0.160)		
	$\ln (P_A/P_F)$ b_1				0.376(0.110)	0.452(0.079)
	$\ln (P_L/P_I)$ b_2					0.569(0.398)
	$\ln (P_M/P_I)$ b_3					-0.402(0.239)
	t c_4		0.141(0.056)	0.195(0.068)	-0.006(0.067)	-0.027(0.043)
	t^2 c_5		0.004(0.002)	0.006(0.003)	-0.008(0.003)	-0.006(0.002)
変 数	D_I c_6		1.433(0.339)	0.583(0.522)	1.247(0.374)	1.134(0.294)
	D_t c_7		0.243(0.052)	0.133(0.068)	0.240(0.055)	0.205(0.040)
残 差 平 方 和			0.1179	0.0759	0.1335	0.0397
$R^2, D. W.$			0.997 1.06	0.997 1.46	0.996 2.20	0.999 2.72

注. () 内は回帰係数の標準誤差

$$\text{テスト (a) } a_2=a_3=0, \text{ 回帰式 (U1, U2) } F = \frac{(0.1179-0.0759)/2}{0.0759/13} = 3.60$$

$$\text{(b) } b_2=b_3=0, \text{ 回帰式 (U3, U4) } F = \frac{(0.1335-0.0397)/2}{0.0397/13} = 15.36^*$$

$$F_{0.05}(2, 13)=3.81, F_{0.01}(2, 13)=6.70$$

$$\ln \left(\frac{M}{L} \right) = c_0 + a_1 \ln \left(\frac{P_L}{P_M} \right) + a_2 \ln \left(\frac{P_A}{P_I} \right) + a_3 \ln \left(\frac{P_F}{P_I} \right) + \Phi \dots\dots\dots (19)$$

$$\ln \left(\frac{F}{A} \right) = c_0 + b_1 \ln \left(\frac{P_A}{P_F} \right) + b_2 \ln \left(\frac{P_L}{P_I} \right) + b_3 \ln \left(\frac{P_M}{P_I} \right) + \Phi \dots\dots\dots (20)$$

ただし, $\Phi = c_4 t + c_5 t^2 + c_6 D_I + c_7 D_t$

であり, D_I, D_t はそれぞれ時間に関する切片およびスロープダミー変数⁽⁷⁾,
また P_I は集計的要素価格指数である⁽⁸⁾。

さてここで(19), (20)式において帰無仮説 $H_0, a_2=a_3=0, b_2=b_3=0$ が棄却できないならば, 2 段階CES型生産関数の前提となる投入要素グループ間の弱分離可能性が支持されることになる。これを検証するために(11), (12)式および(19), (20)式について日本農業と米国農業のデータを適用し, 後者の前者に対する追加的変

第2表 弱分離可能性に関するテスト, 日本

従属変数			$\ln(M/L)$		$\ln(F/A)$	
回帰式番号			J 1	J 2	J 3	J 4
独立変数	定数項 c_0		-0.809	1.254	-0.485	-3.686
	$\ln(P_L/P_M)$ a_1		0.187(0.080)	-0.090(0.157)		
	$\ln(P_A/P_I)$ a_2			-0.114(0.218)		
	$\ln(P_F/P_I)$ a_3			-0.486(0.257)		
	$\ln(P_A/P_F)$ b_1				0.212(0.190)	0.549(0.237)
	$\ln(P_L/P_I)$ b_2					0.215(0.720)
	$\ln(P_M/P_I)$ b_3					0.961(0.580)
	t c_4		0.068(0.048)	0.061(0.056)	0.059(0.100)	0.203(0.133)
	t^2 c_5		0.005(0.002)	0.006(0.003)	-0.005(0.006)	-0.001(0.008)
	D_I c_6		0.886(0.195)	0.323(0.317)	0.366(0.539)	0.169(0.879)
	D_t c_7		0.560(0.050)	0.515(0.056)	0.116(0.128)	0.068(0.148)
残差平方和			0.1968	0.1452	1.1518	0.8520
$R^2, D. W.$			0.992 2.20	0.993 2.03	0.950 1.02	0.957 1.16

注. () 内は回帰係数の標準誤差

$$\text{テスト (a) } a_2=a_3=0, \text{ 回帰式 (J 1, J 2) } F = \frac{(0.1968-0.1452)/2}{0.1452/13} = 2.31$$

$$\text{(b) } b_2=b_3=0, \text{ 回帰式 (J 3, J 4) } F = \frac{(1.1518-0.8520)/2}{0.8520/13} = 2.29$$

$$F_{0.05}(2, 13)=3.81, F_{0.01}(2, 13)=6.70$$

数の説明力の有無に関する F 検定を行なった。その結果は第1表と第2表にそれぞれ米国と日本について示されている。それによれば米国の土地・肥料の場合を除いてすべて帰無仮説 H_0 は棄却されない。米国の土地・肥料に関しては帰無仮説は1%水準でも棄却されるが、これは土地単位面積当たりの肥料投入の増大と賃金の上昇傾向の趨勢的变化がもたらす見かけ上の相関が高いためであると思われる。

従って以上の結果より労働・機械と土地・肥料の間の弱分離可能性を前提として分析を進めることが、分析結果に何らかのバイアスをもたらすとは考えられない。そこでこの前提のもとに2段階CES型生産関数のもう一つの前提条件である代替の弾力性一定の仮定に関するテストを行なおう。

2) 固定代替弾力性テスト

2 段階CES型生産関数は代替の弾力性が一定であることを仮定しているが、この仮定の妥当性に関するテストを以下で行なう。ただしさきのテストで支持された弱分離可能性を前提とすることにし、McFadden [13] によって開発された方法に従った。すなわち代替の弾力性の変化を認める次のような式を考える⁽⁹⁾。

$$\ln\left(\frac{M}{L}\right) = c_0 + a_1 \ln\left(\frac{P_L}{P_M}\right) + a_2 \left(a_3 + \frac{P_M}{P_L}\right)^2 + \Phi \dots\dots\dots (21)$$

$$\ln\left(\frac{F}{A}\right) = c_0 + b_1 \ln\left(\frac{P_A}{P_F}\right) + b_2 \left(b_3 + \frac{P_F}{P_A}\right)^2 + \Phi \dots\dots\dots (22)$$

$$\ln\left(\frac{\hat{Z}_2}{\hat{Z}_1}\right) = c_0 + c_1 \ln\left(\frac{\hat{P}_1}{\hat{P}_2}\right) + c_2 \left(c_3 + \frac{\hat{P}_2}{\hat{P}_1}\right)^2 + \Phi \dots\dots\dots (23)$$

ただし $\Phi = d_4 t + d_5 t^2 + d_6 D_I + d_7 D_t$ であり、変数の定義は(19)、(20)式と同様である。

さてここで(21)～(23)式においてもし帰無仮説 $H_0: a_2=0, b_2=0, c_2=0$ が棄却されなければ、2 段階CES型生産関数の1段階目である労働・機械関数と土地・肥料関数および2段階目について代替の弾力性一定の仮定が支持され、従って2 段階CES型生産関数への特定化が支持されることになる。

本節前半の弱分離可能性テストの場合と同様に、日本農業と米国農業に関して(21)～(23)式についての計測を行ない、非線型項の追加的説明力に関するF-検定を行なった⁽¹⁰⁾。その結果は第3表、第4表に示されている。それによれば全6ケースのうち、日本の土地・肥料関数を除いた他の5ケースにおいて帰無仮説は棄却されず、代替の弾力性一定の仮定がほぼ支持されることを示している。

注(5) 計測式(11)～(13)の導出方法およびその理由については川越 [1, 25～29ページ] を参照せよ。ただし効率性関数は本稿前節で与えられたものを使用している。

(6) 根本 [3] は(18)式の関係より直ちに $\ln\left(\frac{M}{L}\right) = \alpha_0 + \sigma \ln\left(\frac{P_L}{P_M}\right) + \sum \beta_i \ln P_i$ を導き、 $\beta_i \neq 0$ に関するテストを行なっているが、右辺第3項の絶対価格のスペシフィケーションには若干疑問が残る。

(7) これらは本稿の最終的な生産関数の計測に使用する変数と一致させるために導入

第3表 固定代替弾力性に関するテスト(米国)

従属変数		第1段階		第2段階	
		$\ln(M/L)$	$\ln(F/A)$	$\ln(\hat{Z}_2/\hat{Z}_1)$	
回帰式番号		U 5	U 6	U 7	U 8
独立変数	定数項 c_0	-1.090(0.451)	-0.693(0.466)	0.104(0.467)	1.352(0.665)
	$\ln(P_L/P_M)$ a_1	0.523(0.313)			
	$(a_3 + (P_M/P_L))^2$ a_2	-0.221(0.166)			
	$\ln(P_A/P_F)$ b_1		0.439(0.114)		
	$(b_3 + (P_F/P_A))^2$ b_2		-0.046(0.031)		
	$\ln(\hat{P}_{Z1}/\hat{P}_{Z2})$ c_1			0.004(0.372)	0.701(0.437)
	$(c_3 + (\hat{P}_{Z2}/\hat{P}_{Z1}))^2$ c_2				-0.239(0.100)
	t d_4	0.135(0.055)	0.071(0.082)	0.040(0.072)	0.024(0.063)
	t^2 d_5	0.005(0.003)	-0.004(0.004)	-0.008(0.005)	-0.005(0.004)
	D_I d_6	1.602(0.355)	0.884(0.434)	-0.013(0.491)	0.324(0.452)
	D_t d_7	0.264(0.054)	0.191(0.063)	0.082(0.076)	0.118(0.068)
残差平方和		0.1046	0.1152	0.1498	0.1067
$R^2, D.W.$		0.997 1.06	0.997 2.50	0.990 1.15	0.990 1.34

注。()内は回帰係数の標準誤差。

 $a_3=0.6389, b_3=0.3543, c_3=1.6016$ テスト (a) $a_2=0$, 回帰式 (U1, U5) $F = \frac{(0.1179 - 0.1046)/2}{0.1046/13} = 0.83$ (b) $b_2=0$, 回帰式 (U3, U6) $F = \frac{(0.1336 - 0.1152)/2}{0.1152/13} = 1.04$ (c) $c_2=0$, 回帰式 (U7, U8) $F = \frac{(0.1498 - 0.1067)/2}{0.1067/13} = 3.08$ $F_{0.05}(2, 13)=3.81, F_{0.01}(2, 13)=6.70$

されている。第(6)節を参照せよ。

(8) ここでの集計的要素価格指数の定義については川越[1, 45ページ]の注(8)を参照。

(9) テストの詳細については McFadden [13] を参照せよ。

(10) 式(23)の計測のために必要な $\hat{Z}_1, \hat{Z}_2, \hat{P}_1, \hat{P}_2$ は(7), (8), (13)式より求められるが、これらは第1段階における代替の弾力性一定を前提としているから、手続き的にはテストは2段階的にわたって行なわれることになる。従って(23)式の計測に使用した変数は第(6)節の最終的な生産関数の計測により得られたパラメーターより計算されたものである。

第4表 固定代替弾力性に関するテスト, 日本

従属変数			第 1 段 階		第 2 段 階	
			$\ln(M/L)$	$\ln(F/A)$	$\ln(\hat{Z}_2/\hat{Z}_1)$	
回帰式番号			J 5	J 6	J 7	J 8
独立変数	定数項 c_0		-0.924(0.188)	4.298(1.059)	-0.414(0.332)	-1.516(0.617)
	$\ln(P_L/P_M)$ a_1		0.289(0.083)			
	$(a_3+(P_M/P_L))^2 a_2$		-0.026(0.011)			
	$\ln(P_A/P_F)$ b_1			1.280(0.257)		
	$(b_3+(P_F/P_A))^2 b_2$			-0.081(0.017)		
	$\ln(\hat{P}_{Z1}/\hat{P}_{Z2})$ c_1				0.088(0.303)	0.700(0.406)
	$(c_3+(\hat{P}_{Z2}/\hat{P}_{Z1}))^2 c_2$					-0.305(0.149)
	t d_4		0.041(0.043)	0.248(0.076)	-0.008(0.096)	-0.042(0.089)
	t^2 d_5		0.005(0.002)	0.012(0.005)	-0.012(0.004)	-0.010(0.003)
	D_I d_6		1.001(0.177)	-0.390(0.382)	0.329(0.317)	0.551(0.307)
	D_t d_7		0.633(0.054)	-0.094(0.093)	-0.293(0.159)	-0.285(0.145)
残差平方和			0.1410	0.4441	0.4646	0.3573
$\bar{R}^2, D, W.$			0.994 2.60	0.979 1.19	0.973 1.38	0.978 1.77

注. () 内は回帰係数の標準誤差.

$$a_3 = -1.7330, b_3 = 5.8432, c_3 = -2.5900$$

$$\text{テスト (a) } a_2 = 0, \text{ 回帰式 (J 1, J 5) } F = \frac{(0.1410 - 0.1146)/2}{0.1146/13} = 1.50$$

$$\text{(b) } b_2 = 0, \text{ 回帰式 (J 3, J 6) } F = \frac{(1.1519 - 0.4441)/2}{0.4441/13} = 10.36^*$$

$$\text{(c) } c_2 = 0, \text{ 回帰式 (J 7, J 8) } F = \frac{(0.4646 - 0.3753)/2}{0.3753/13} = 0.30$$

$$F_{0.05}(2, 13) = 3.81, F_{0.01}(2, 13) = 6.70$$

(5) 系列相関の存在

本章第(1)節で述べたように, 川越[1]の生産関数の計測において日本の土地・肥料関数のダービン・ワトソン比が低く系列相関の存在が予想された。もちろん本稿では効率性関数のスペシフィケーションも異なっており, 系列相関に関して従来と同様の結果が得られるかどうかは不明であるが, 系列相関の存在を考慮した計測手続きを併せて適用することによって, 系列相関の存在に対する分析結果の安定性をテストすることが出来よう。またこれらの検討を行な

うに際して、データにギャップがあるのは望ましくない。そこですでに第(1)節で述べたように戦時中のデータの推定等を行なっている。本節は2段階CES型生産関数の1段階目に適用する計測手法である Zellner [18] による Seemingly Unrelated Regressions Method (以下SURと呼ぶ)において、系列相関の存在が予想される場合の計測手続きを示したものである。

SUR は Zellner [18] によって最初に開発され、Zellner and Huang [20] によって拡張された。またその小標本特性について Zellner [19], Kmenta and Gilbert [12] 等によって検討が加えられたが、その後SURに関する文献は非常に多く、また計測方法そのものに関する説明は多くの計量経済学の教科書で触れられている⁽¹⁾。従ってここではSURそのものの説明は最小限とし、系列相関の存在を考慮したSURの推計方法を中心に検討を行なう。ただし本稿で扱っているのは2本の方程式体系であるから、以下 $i=2$ のケースに限定して議論を進める。

回帰方程式を、

$$y_i = X_i \beta_i + u_i, \quad i = 1, 2 \quad \dots\dots\dots (24)$$

とする。ただし従属変数 y_i は $T \times 1$ ベクトル、独立変数 X_i は $T \times M$ 行列、 β_i は回帰係数で $M \times 1$ ベクトル、 u_i は残差項で $T \times 1$ ベクトルである。これより回帰方程式体系は、

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X_1 & 0 \\ 0 & X_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \end{bmatrix} \quad \dots\dots\dots (25)$$

あるいは、

$$y = X\beta + u \quad \dots\dots\dots (26)$$

と書ける。ただし y, X, β, u はそれぞれ25式の対応するブロック・ベクトルあるいは行列を意味する。さて、まず回帰方程式体系25あるいは26式において、残差項は方程式間で相関しているが、各方程式内での系列相関は存在しないと仮定しよう。このとき26式の分散・共分散行列は、

$$E(uu') = \Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11}I & \sigma_{12}I \\ \sigma_{21}I & \sigma_{22}I \end{bmatrix} \quad \dots\dots\dots (27)$$

ただし I は $T \times T$ 単位行列であり, $\sigma_{ij} = E(u_{it}u_{jt})$, $t = 1, \dots, T$ 。さて(26)式はあたかも単一方程式であるかのように見なすことができるから, β の最良線型不偏推定量 $\hat{\beta}$ は Aitken の GLS 推定量として,

$$\hat{\beta} = [X' \Sigma^{-1} X]^{-1} X' \Sigma^{-1} y \dots \dots \dots (28)$$

で与えられる。しかしながら Σ^{-1} の値は一般に知ることができない。そこで(24)式で示される各方程式に OLS を適用し, その残差項より推定された $\hat{\Sigma}^{-1}$ を(28)式の Σ^{-1} に置きかえたものが Zellner による SUR 推定法である。

さてここで残差項に対する制約をゆるめて, 1 回の自己相関 $AR(1)$ の存在を仮定しよう。すなわち,

$$u_{it} = \rho_i u_{it-1} + e_{it} \dots \dots \dots (29)$$

とする。ただし $E(e_{it}) = 0$, $E(e_{it}e_{is}) = \begin{cases} \sigma_{ij} & t = s \\ 0 & t \neq s \end{cases}$ である。

Parks [16] によれば, このときの分散・共分散行列は,

$$E(u_{it}u_{jt}) = \Omega_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{1 - \rho_i \rho_j} \begin{bmatrix} 1 & \rho_j & \dots & \rho_{jT-1} \\ \rho_i & \ddots & & \\ \vdots & \ddots & \ddots & \\ \rho_{iT-1} & \dots & \dots & 1 \end{bmatrix} \dots \dots \dots (30)$$

$$E(uu') = \Omega = \begin{bmatrix} \Omega_{11} & \Omega_{12} \\ \Omega_{21} & \Omega_{22} \end{bmatrix} \dots \dots \dots (31)$$

と表わせる。このとき Aitken の GLS 推定量は(28)式と同様に,

$$\hat{\beta} = [X' \Omega^{-1} X]^{-1} X' \Omega^{-1} y \dots \dots \dots (32)$$

で得られる。ここで σ_{ij} , ρ_i が既知であったとしても Ω^{-1} はこの場合 $2T \times 2T$ 行列であり, 計算は困難である。

そこで次のようなデータの変換が一般に行なわれる。

$$\left. \begin{aligned} y_{it}^* &= y_{it} - \rho_i y_{it-1}, \\ X_{ikt}^* &= X_{ikt} - \rho_i X_{ikt-1}, \end{aligned} \quad t = 2, \dots, T \right\} \dots \dots \dots (33)$$

あるいはマトリクス表示では,

$$y_0^* = P_0 y, \quad X_0^* = P_0^* \\ P_0 = \begin{bmatrix} P_{11} & 0 \\ 0 & P_{22} \end{bmatrix}, \quad P_{it} = \begin{bmatrix} -\rho_i & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & -\rho_i & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix} \left\{ \dots \dots \dots (34) \right.$$

である。ただし P_{it} は $(T-1) \times T$ 行列であつて、これより GLS 推定量の近似値として、

$$\hat{\beta}_0 = [X_0^* \sum^{-1} X_0^*]^{-1} X_0^* \sum^{-1} y_0^* \dots \dots \dots (35)$$

を得る。

さて(35)式による推定において、一般には σ_{ij} , ρ_i は未知であるから実際の推定手続きは次のようになる。すなわち、

- (i) 個々の方程式 (24) 式) に Cochrane-Orcutt 推定法等を適用することによって $\hat{\rho}_i$ を推定する。
- (ii) 次に(33)式の ρ_i を $\hat{\rho}_i$ に置きかえて y_{it}^* , X_{it}^* を求める。
- (iii) 上記手続きで得られたデータ・セット y_0^* , X_0^* に関して SUR を適用する。

この方法は計測手続きが比較的簡単なので多くの文献で扱われている⁽¹²⁾。

ここで問題は(35)式による $\hat{\beta}_0$ は第1期の観測値を含まないデータ・セットより推定されたものであり、 $\hat{\beta}$ と比較して効率性において劣る点である。推定量 $\hat{\beta}_0$ は Parks [16] によって漸近的には効率的であることが示されており、また漸近的には一致推定量であるが、その小標本特性については議論が分かれている。Judge *et al.* [10] は不明であるとしており、他方 Maeshiro [14] は小標本で特に $\rho_i > 0$ かつタイム・トレンド項を含むような場合、 $\hat{\beta}_0$ の効率性は $\hat{\beta}$ に比較してはるかに劣り、OLS 推定量にも劣りうるとしている。そしてそのような場合には、方程式間の残差の相関と各方程式内の自己相関とを同時に考慮した推定方法が望ましいとしている。

そこで以下では Maeshiro [14] によって最良であるとされた推定方法を、Judge *et al.* [10] によって示された手続きに従って展開しよう。まず(32)式において、 Ω に関して次のような変換行列 P を定義する。

$$\left. \begin{aligned} P\Omega P &= \Sigma, \\ P &= \begin{bmatrix} P_{11} & 0 \\ P_{21} & P_{22} \end{bmatrix} \\ P_{ii} &= \begin{bmatrix} \alpha_{ii} & 0 & \cdots & 0 \\ -\rho_i & 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & -\rho_i & 1 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}, \quad P_{ij} = \begin{bmatrix} \alpha_{ij} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \vdots & \vdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 0 & \cdots & \cdots & 0 \end{bmatrix}, \quad i \neq j \end{aligned} \right\} \cdots (36)$$

ただし α_{ij} は以下の条件を満たすものとする。

$$\left. \begin{aligned} \Sigma &= A\Omega_0 A', \\ \Omega_0 &= \begin{bmatrix} \frac{\sigma_{11}}{1-\rho_1^2} & \frac{\sigma_{12}}{1-\rho_1\rho_2} \\ \frac{\sigma_{21}}{1-\rho_2\rho_1} & \frac{\sigma_{22}}{1-\rho_2^2} \end{bmatrix}, \quad A = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \end{aligned} \right\} \cdots (37)$$

このとき変換された変数よりGLS推定量は、

$$\hat{\beta} = [X^* \Sigma^{-1} X^*]^{-1} X^* \Sigma^{-1} y^* \cdots (38)$$

となる。ただし、

$$X^* = PX, \quad y^* = Py \cdots (39)$$

であり、 X^* , y^* は第1期の観測値を含んでいる。すなわち、

$$\left. \begin{aligned} y_{i1}^* &= \sum_{j=1}^i \alpha_{ij} y_{ij}, \quad i=1, 2 \\ y_{it}^* &= y_{it} - \rho_i y_{it-1}, \quad i=1, 2; t=2, \dots, T \end{aligned} \right\} \cdots (40)$$

さて、 σ_{ij} , ρ_i が未知であるときの38式の実際の推定量は次の手続きによって求められる。すなわち、

(i) 個別方程式(24式)ごとにCochrane-Orcutt推定法等を適用することによって $\hat{\rho}_i$ を推定する。

$$\left. \begin{aligned} y_{it}^* &= y_{it} - \hat{\rho}_i y_{it-1} \\ X_{ikt}^* &= X_{ikt} - \hat{\rho}_i X_{ikt-1} \end{aligned} \right\} i=1, 2; t=2, \dots, T$$

の変換を行ない、 $y_{0i}^* = X_{0i}^* \gamma_{i0} + u_i$, $i=1, 2$ についてOLS推定法を適用する。

(iii) 上記の回帰式より残差ベクトルを推定する。 $\hat{u}_i = y_{0i}^* - X_{0i}^* \hat{\gamma}_{i0}$ 。これ

より σ_{ij} の推定量を $\hat{\sigma}_{ij} = \hat{u}_i \hat{u}_j' / (T-1)$ として求める。

(iv) 以上の手続きより推定された $\hat{\sigma}_{ij}$, $\hat{\rho}_i$ を(36), (37)式に適用して $\hat{\alpha}_{ij}$ を推定し、これより第1期を含む観測値を(40)式に従って変換する。これによって(39)式で示された X^* , y^* が求まったわけである。

(v) 上記 X^* , y^* をSURに適用して $\hat{\beta}$ を推定する。

以上で系列相関が存在する場合の推定手続きに関する準備ができたので、本章(1)～(4)節の結果をふまえて、次節では生産関数を計測する。

注(11) 例えば Johnston [9, pp.337-341] を見よ。

(12) 例えば Harvey [7, pp.216-219] を見よ。

(6) 生産関数の計測

前節までの分析で、2段階CES型生産関数への特定化の妥当性のテストと効率性関数の特定化を行なったので、本節ではいよいよ第(1)節で示したデータに関して生産関数の計測を行なうことにする。計測式は第(2)節冒頭で示した(11)～(14)式であるが、川越[1]の分析に合わせて時間に関する切片とスロープ・ダミー変数を加えることにし、米国については川越[1]と同じく1930～1980年に、日本に関しては戦時中のデータを補ったため、戦後の期間に関して付けることにし、1950～1980年とした。また第1段階の計測(11), (12)式)には方程式間の残差の相関を考慮してSURを適用し、2段階目にはOLSを適用した。その結果は第5表に示されている。

さて川越[1]で予想された系列相関の存在についてであるが、第5表の計測結果についてみればそのダービン・ワトソン比は全般に改善しており、6ケースのうち2ケースが系列相関なし、残り4ケースは判定不能となっている。従って第(5)節で検討した、系列相関を考慮した計測方法を適用する必然性は薄らいだが、判定不能領域にあるダービン・ワトソン比に関する検討を行なう意味で第(5)節で提示した方法による計測を行なった。ただしダービン・ワトソン比が判定不能領域にあるのは米国の労働・機械関数と日本の土地・肥料関数であるので、これらについて Cochrane-Orcutt 法を適用し、それより得られた $\hat{\rho}$

第5表 2段階CES型生産関数の推計結果, SUR

回帰式番号	従属変数	回 帰 係 数						$\bar{R}^2$	S.E.	D.W.
		定 数 項	要素価格	タイム・ トレンド	タイム・ トレンド の2乗	タイム・ダミー				
						切 片	スロープ			
米 国										
1段階目 (R1)	機械/労働 (M/L)	-1.518 (0.268)	0.166 (0.109)	0.141 (0.286)	0.004 (0.002)	1.426 (0.286)	0.241 (0.044)	-	0.075	1.06
(R2)	肥料/土地 (F/A)	-1.179 (0.296)	0.383 (0.093)	-0.008 (0.057)	-0.008 (0.002)	1.253 (0.316)	0.240 (0.047)	-	0.080	2.20
2段階目 (R3)		0.104 (0.467)	0.004 (0.372)	0.040 (0.072)	-0.008 (0.005)	-0.013 (0.492)	0.082 (0.076)	0.987	0.100	1.15
日 本										
1段階目 (R4)	機械/労働 (M/L)	-0.816 (0.175)	0.192 (0.068)	0.066 (0.040)	0.005 (0.002)	0.890 (0.165)	0.561 (0.043)	-	0.097	2.18
(R5)	肥料/土地 (F/A)	-0.497 (0.409)	0.203 (0.160)	0.057 (0.085)	-0.005 (0.005)	0.380 (0.456)	0.118 (0.108)	-	0.234	1.01
2段階目 (R6)		-0.414 (0.333)	0.088 (0.303)	-0.008 (0.096)	-0.012 (0.004)	0.329 (0.317)	-0.293 (0.159)	0.973	0.176	1.38

注. () 内は回帰係数の標準誤差.

1段階目はSUR (Seemingly Unrelated Regressions) 推定法, 2段階目はOLSによる.

2段階CES型生産関数の計測と誘発的技術変化仮説の検証

第6表 系列相関に対する調整のための変換パラメーター ρ_i と第1期の観測値

回 帰 式 番 号 ¹⁾	米 国		日 本	
	(R 7)	(R 8)	(R 10)	(R 11)
従 属 変 数	機械/労働 (M/L)	肥料/土地 (F/A)	機械/労働 (M/L)	肥料/土地 (F/A)
変換パラメーター $\hat{\rho}_i$	0.5349	0	0	0.6654
第1期の観測値 ²⁾				
従 属 変 数 $\ln(x_i/x_j)$	-2.6038	-4.0225	-0.8486	-2.2405
独 立 変 数				
要 素 価 格 $\ln(P_i/P_j)$	-1.4829	-2.4280	-1.2658	-2.2644
タイム・トレンド t	-13.5185	-16.2043	-16	-12.3175
タイム・トレンドの2乗 t^2	216.2962	259.2687	256	197.0804
タイム・ダミー(切片) D_I	0	0	0	0
タイム・ダミー(スロープ) D_t	0	0	0	0

注. 1) 第7表の各回帰式番号に対応。

2) 推定方法は本文第2章(5)節参照。第2期以降の観測値は $X_{it}^* = X_{it} - \hat{\rho}_i X_{it-1}$ により求める。

を第(5)節の計測手法に適用した。計測に使用した $\hat{\rho}$ および作成した第1期目のデーター・セットは第6表に示されている。また計測結果は第7表に示されている。それによれば米国の労働・機械関数の要素価格の係数は負となっており、また日本についても非常に小さい値となっている。従って共に2段階目の計測へ移ることは不可能あるいは非常に困難である。またここで注目すべきはダービン・ワトソン比にほとんど改善がみられない点である。このことはより複雑な構造の系列相関の存在を予想させるものではあるが、サンプル数が21と少ない本稿の分析のようなケースにおいて、それらを考慮した推定方法を考えることは適当ではないであろう (Judge *et al*, [10])。従って以下では第5表の計測結果について検討しよう。

第5表の計測結果と川越[1]のそれとはデータ系列や効率性関数のスペシフィケーションが異なっているのでそのまま比較することは出来ないが、要素価格の係数に関して言えば第1段階についてはほぼ同一の値が得られている。第2段階については日本、米国共に値が小さく、かつ有意でなくなっている。こ

第7表 系列相関の存在を考慮した2段階CES型生産関数の推計結果

回帰式番号	従属変数	回 帰 係 数						$\bar{R}^2$	$S. E.$	$D. W.$	
		定 数 項	要素価格	タイム・ トレンド	タイム・ トレンド の2乗	タイム・ダミー					
						切 片	スロープ				
米 国 1 段階目 (R 7)	機械/労働 (M/L)	-0.172	-0.177	0.340	0.009	0.203	0.066	-	0.098	1.37	
		(0.178)	(0.106)	(0.078)	(0.004)	(0.430)	(0.070)				
	(R 8)	肥料/土地 (F/A)	-0.701	0.360	0.071	-0.005	0.750	0.171	-	0.086	1.98
		(0.275)	(0.080)	(0.052)	(0.002)	(0.295)	(0.045)				
日 本 1 段階目 (R10)	機械/労働 (M/L)	-0.810	0.189	0.069	0.005	0.884	0.560	-	0.097	2.20	
		(0.175)	(0.068)	(0.040)	(0.002)	(0.165)	(0.043)				
	(R11)	肥料/土地 (F/A)	-0.698	0.016	-0.286	-0.026	2.032	0.535	-	0.176	1.52
		(0.198)	(0.104)	(0.142)	(0.008)	(0.611)	(0.180)				

れは効率性関数の2乗項との相関が高いためであること等が考えられるが、2段階目の要素価格の係数、すなわち代替の（直接）弾力性 σ は一般に1段階目に比較して小さいと考えられる。従って以下の分析ではここで得られた値を使用することにした。

3. 仮説の検証

(1) 誘発的技術変化仮説の拡張と2つの定義

本章では前章の分析で得られた生産関数の計測結果をもとに、ヒックスの誘発的技術変化仮説の検証を行なうわけであるが、それに先立ち、ヒックスの仮説の拡張に伴う若干の概念の整理を行なう。

誘発的技術変化 (Induced Invention) の概念を最初に提唱したのは Hicks であるが、彼は 1932 年に公刊された著書 *The Theory of Wages* の中で次のように述べている。

「…資本節約的技術変化の明らかな例を見出すことは非常に困難である。他方労働節約的技術変化は非常に一般的である。…労働節約的技術変化が支配的である真の理由は…生産要素の相対価格の変化それ自身が技術変化への刺激である点であって、相対的に高価となった要素の使用を節約しようとする方向へ技術変化が向けられるということである。…」(Hicks [8, pp. 123-124])。

ここで重要な点は労働と資本という2要素のみが考えられている点であろう。これに対して本稿では4要素が考えられているので、上記のヒックスによる仮説を多投入要素に拡張する場合に關しての再定義を行なう必要がある。

まず考えられる1つの定義は、多要素のうちから任意の2要素を取り出して、その2要素に關しての仮説を示すものである。これは言わば、パーシャルな仮説と言えよう。もう1つの定義はある投入要素に注目して、その他の要素を何らかの形で1つに集計した集計的要素を考え、これと注目した要素の間であたかも全要素が2つであるかのように考えるものである。これは前者に対して言わばトータルな仮説と言えよう。そこで以下では前者を部分仮説、後者を総合

仮説と呼ぶことにする。

さてこれらを川越 [1, 18 ページ] (3-9) 式で定義された次式に沿って考えよう。

$$\sum_{j \neq i}^n S_j \left(\frac{\dot{X}_i}{X_i} - \frac{\dot{X}_j}{X_j} \right) = \sum_{j \neq i}^n S_j (1 - \sigma_{ij}) \left(\frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}_j}{P_j} \right) + \sum_{j \neq i}^n S_j (1 - \sigma_{ij}) \left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} \right) \dots\dots\dots (41)$$

ただし S_j, X_j, E_j はそれぞれ j 要素のファクター・シェア、要素投入量、効率性関数であり、また σ_{ij} は i, j 要素間のアレン代替の偏弾力性であるとする。

式(41)の左辺は $GCF P_i$ (一般化された要素比変化率) であり、 i 要素についての他のそれぞれの要素との相対成長率をファクター・シェアで加重平均したものである。また右辺第1項は $GCF P_i$ のうち要素価格の変化に起因する代替部分を示しており、右辺第2項は技術変化のバイアスに起因する部分を示している。つまり $GCF P_i$ は投入要素が多数の場合において、技術一定のもとでの要素代替部分と要素価格比一定のもとでの技術変化部分に分解できるわけである。

ここでまず投入要素が X_1, X_2 の2要素のみである場合を考える。このとき(41)式は、

$$\frac{\dot{X}_1}{X_1} - \frac{\dot{X}_2}{X_2} = -\sigma \left(\frac{\dot{P}_1}{P_1} - \frac{\dot{P}_2}{P_2} \right) + (1 - \sigma) \left(\frac{\dot{E}_2}{E_2} - \frac{\dot{E}_1}{E_1} \right) \dots\dots\dots (42)$$

と表わせる。ただし σ は要素1, 2間の代替の弾力性であり、この場合アレンの代替の偏弾力性と代替の直接弾力性は一致する。この(42)式に沿って Hicks の仮説を定義すれば次のようになる。すなわち、もし X_2 に比べて X_1 が相対的に高価になれば、つまり $\left(\frac{\dot{P}_1}{P_1} - \frac{\dot{P}_2}{P_2} \right) > 0$ のとき、より高価となった要素である X_1 を節約する方向へ技術変化は誘発されて進む。すなわち $\left(1 - \frac{1}{\sigma} \right) \left(\frac{\dot{E}_2}{E_2} - \frac{\dot{E}_1}{E_1} \right) < 0$ が成立する。また2要素の場合、代替の(直接)弾力性の定義より

常に $\sigma > 0$ であるから、 $\left(\frac{\dot{P}_1}{P_1} - \frac{\dot{P}_2}{P_2}\right) > 0$ であれば要素代替の方向は $\sigma \left(\frac{\dot{P}_2}{P_2} - \frac{\dot{P}_1}{P_1}\right) < 0$ となる。従ってこの場合もし仮説が成立すれば、要素代替の変化の方向と技術変化バイアスの方向は常に一致する⁽¹³⁾。

さてこれを要素が多数 ($n \geq 3$) の場合に拡張して考えよう。まず(41)式について右辺の各項毎に、その対応する構成要素をそれぞれ取り出して比較したのが部分仮説である。すなわち、要素 X_j に比べて X_i が相対的に高価になるとき、つまり $\left(\frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}_j}{P_j}\right) > 0$ のとき、より高価となった要素である X_i を節約する方向へ技術変化は誘発されて進む。すなわち $S_j(1 - \sigma_{ij}) \left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i}\right) < 0$ が成立すれば仮説が支持されることになる。ただしこの場合 σ_{ij} はアレンの代替の偏弾力性であるから、もし要素 i, j が補完財であれば $\sigma_{ij} < 0$ となる。このとき要素代替の方向は逆転することになる。

さて次にもう1つの定義である総合仮説について検討しよう。今、要素 i に注目してその他の要素を集計するわけであるが、(41)式の右辺各項はまさにそれに対応している。ここで右辺第1項は要素代替を示しているので、対応する要素価格の変化として示せば、

$$\sum_{j \neq i}^n S_j \left(\frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}_j}{P_j} \right) = \frac{\dot{P}_i}{P_i} - \sum_j^n S_j \frac{\dot{P}_j}{P_j} \dots\dots\dots (43)$$

である。これは要素価格 P_i の成長率を、その他のすべて (i も含む) の要素価格の成長率をファクターシェアで加重合計した投入要素価格指数でデフレートしたものと考えられる。ここで要素 i の価格がその他のすべての要素の平均的成長率よりも高ければ、すなわち、 $\sum_j S_j \left(\frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}_j}{P_j} \right) > 0$ であれば、より高価となった要素である X_i を節約する方向に技術変化は誘発されて進む。すなわち $\sum_{j \neq i}^n S_j(1 - \sigma_{ij}) \left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} \right) < 0$ が成立すれば仮説は支持されることになる。

さてこの総合仮説と部分仮説を比較してみよう。技術変化のバイアスについ

では部分仮説での各要素を単純に加えたものが総合仮説になっているが、要素価格の変化については(49)式からわかるように部分仮説の各要素にそのファクター・シェアを乗じて加えたものになっている。従ってある要素に注目して、部分仮説がすべて成立しても総合仮説が成立するとは限らないが、逆に部分仮説の一部が成立しなくても総合仮説は成立しうる。しかし価格の変化率や弾力性が極端な値をとらない限り、部分仮説の成立は総合仮説の成立を十分に予想させると言える。その意味で両仮説は相互に補完的であるが、部分仮説の方がより強い仮説であると言えよう。従ってこれら両仮説とりわけ部分仮説の成立が長期的に観察されるならば、ヒックスの誘発的技術変化仮説は強く支持されると考えられる。

最後にこれら2つの仮説の定義をより明確に示しておく。

仮説 I (部分仮説)

i 要素に関して、

もし、 $\frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}_j}{P_j} \cong 0$ のとき $S_j(1-\sigma_{ij}) \left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} \right) \cong 0$ であれば、ヒックスの誘発的技術変化仮説は i 要素の j 要素に対する相対的關係において支持される。

仮説 II (総合仮説)

i 要素に関して、

もし、 $\sum_{j \neq i}^n S_j \left(\frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}_j}{P_j} \right) \cong 0$ のとき $\sum_{j \neq i}^n S_j(1-\sigma_{ij}) \left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} \right) \cong 0$ であれば、ヒックスの誘発的技術変化仮説は i 要素に関して総合的に支持される。

注(13) ただし $\sigma > 1$ のときは要素価格比の変化の方向と対応する効率性関数の変化の方向が逆転することには注意を要する。

(2) 仮説の検証

本節では、第2章での生産関数の計測結果に基づき、前節で提示した2つの検証仮説を日本農業と米国農業に適用することによって、誘発的技術変化仮説の検証を行なう。

第8表 技術変化のバイアスの計測のためのパラメーター値(各期間平均値)

国名 期 間	米 国		日 本	
	1880～ 1925年	1930～ 1980年	1880～ 1940年	1955～ 1980年
アレン代替の偏弾力性				
σ_{LM}	0.226	0.231	0.258	0.263
σ_{AF}	1.409	1.296	0.384	0.344
そ の 他 ¹⁾	0.004	0.004	0.088	0.088
ファクター・シェア				
S_L	0.540	0.403	0.509	0.407
S_A	0.190	0.310	0.104	0.186
S_M	0.251	0.237	0.288	0.239
S_F	0.019	0.051	0.099	0.208
効率性関数 (肥料(F))を基準とする相対値)				
L	0.209 -0.003 t	0.580 -0.003 t	0.073 -0.007 t	0.446 -0.007 t
A	-0.012 -0.013 t	0.377 -0.013 t	0.072 -0.007 t	0.220 -0.007 t
M	0.041 -0.008 t	0.123 -0.008 t	-0.009 -0.013 t	-0.330 -0.013 t
タイム・トレンド t (1960年=0)	-11.5	-1	-10	2
効率性係数 ²⁾				
L	0.243	0.583	0.136	0.433
A	0.138	0.390	0.137	0.206
M	0.129	0.130	0.112	-0.356

注. 1) $\sigma_{LA} = \sigma_{LF} = \sigma_{MA} = MF = \sigma$ 2) 効率性係数は効率性関数に t の各期間平均値を代入したものである。

まず第8表に仮説の検証に必要なパラメーター値を示した。これらは第2章第5表の生産関数の計測結果より求めたものであり、ダミー変数等より区分した2つの期間の平均値となっている。ただし効率性関数は $\delta_i + \epsilon_{it}$ であるが、ここでは個々の係数値ではなく、 t の各期間平均値を代入して計算した効率性関数の当該期間の平均値であって、すべて肥料の効率性関数値からの差として表わされている。またアレンの代替の偏弾力性も各期間のファクター・シェアの平均値を使って求めた⁽¹⁴⁾。

第8表によれば、アレンの代替の偏弾力性の値はすべて正となっており、各

投入要素がすべて代替関係にあることを示している。また日本と米国の各期間とも σ_{AF} が最も大きく、次いで σ_{ML} そして σ が最も小さくなっている。ここで考えられているアレンの代替の偏弾力性は技術一定のもとでの比較的短期の等量線に関するものであるが、これらの値は肥料と土地が最も代替容易で、ついで労働—機械、そしてその他の投入要素の組み合わせでは非常に代替困難であることを示している。これは地価に比較して肥料価格が下落したとき、土地面積当たりの肥料投入を増加させることは短期的にも比較的容易に行ない得るが、賃金に比較して機械、例えばトラクターの価格が下落したとき、トラクターを増加させることは短期的には肥料の増投ほど容易でないためであろう。トラクターはその運転手と1対1に対応しているから労働力との代替は機械の大型化等によって行なわれよう。この場合機械の償却期間の存在等を考え合わせれば、 σ_{AF} よりも σ_{ML} の方が小さいことは十分予想できる結果である。またその他の投入要素の組み合わせの間での代替の弾力性が極めて小さいことは当初の弱分離可能性の前提とも合わせて妥当な結果であると考えられる。

ただ米国の σ が極めて小さく、また σ_{AF} が1を超えていることには注意を要する。第2章(6)節で述べたように米国の2段階目の計測において要素価格の係数が有意に得られておらず、かなり低めになっている可能性があったが、ここでのアレン代替の偏弾力性 σ は注(14)より明らかなようにこの要素価格の係数とそのまま対応しており、また σ_{AF} はこれらをもとに計算されているから、 σ が小さければ σ_{AF} は大きくなる傾向がある。従って米国の σ が日本のそれと同様かあるいはそれよりも多少大きい値として求めれば、米国の σ_{AF} も1あるいはそれ以下の値へ修正されることになる。しかしながらこれらの弾力性の値が以下の仮説の検証結果に大きな影響を与えるものではない。

さて第8表のパラメーター値を仮説I（部分仮説）について適用した結果が第9表(a)、第10表(a)にそれぞれ米国と日本に関して示してある。これらの結果を川越[1]のそれと比べれば基本的には同一であるが、符号条件の整合性という見地からは若干の改善が見られる。

最初に第9表(a)の米国の1880～1925年について検討してみよう。まず表の

第9表 米国農業（1880～1925年，1930～1980年）における要素価格の相対的変化と技術変化のバイアス

(a) 部分仮説の検証

(単位：%/5年)

$j \setminus i$	労働 (L)	土地 (A)	機械 (M)	肥料 (F)
1880～1925年				
要素価格の相対的変化 ¹⁾				
L	-	0.9	-12.7	-14.8
A	-0.9	-	-13.6	-15.7
M	12.7	13.6	-	-2.1
F	14.8	15.7	2.1	-
技術変化のバイアス ²⁾				
L	-	5.7*	7.1	13.1
A	-2.6*	-	0.2	-1.4*
M	-2.5	-0.2	-	2.4
F	-0.4	0.1*	-0.2	-
1930～1980年				
要素価格の相対的変化				
L	-	-0.6	-5.9	-20.8
A	0.6	-	-5.3	-20.2
M	5.9	5.3	-	-14.9
F	20.8	20.2	14.9	-
技術変化のバイアス				
L	-	7.7	14.2	23.4
A	-4.5	-	6.1	-2.7*
M	-10.9	-8.0	-	4.0
F	-3.3	0.7*	-0.7	-

(b) 総合仮説の検証

1880～1925年				
要素価格の相対的変化（加重平均）	2.5	3.4	-10.3	-12.3
技術変化のバイアス（総効果）	-5.6	5.6*	7.0	14.1
1930～1980年				
要素価格の相対的変化（加重平均）	3.2	2.5	-2.8	-17.8
技術変化のバイアス（総効果）	-18.8	0.4*	19.5	24.7

注(1) $1) \frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}_j}{P_j}$

2) $S_j(1-\sigma_{ij})\left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i}\right)$

(2) *印は誘発的技術変化仮説と整合的でない変化を示す。

第10表 日本農業(1880~1940年, 1955~1980年)における要素価格の相対的变化と技術変化のバイアス

(a) 部分仮説の検証

(単位: %/5年)

$j \setminus i$	労働 (L)	土地 (A)	機械 (M)	肥料 (F)
1880~1940年				
要素価格の相対的变化 ¹⁾				
L	-	2.6	-12.3	-15.5
A	-2.6	-	-14.9	-18.0
M	12.3	14.9	-	-3.1
F	15.5	18.0	3.1	-
技術変化のバイアス ²⁾				
L	-	-0.0	0.9	6.3
A	0.0	-	0.6	2.4
M	-0.2	-0.2	-	1.1
F	-1.2	-0.8	-1.1	-
1955~1980年				
要素価格の相対的变化				
L	-	-12.3	-36.1	-38.5
A	12.3	-	-23.8	-26.1
M	36.2	23.8	-	-2.3
F	38.4	26.1	2.3	-
技術変化のバイアス				
L	-	8.4	23.6	16.1
A	-4.9	-	12.2	3.2
M	-10.8	-9.5	-	-6.0*
F	-8.2	-2.8	6.7*	-

(b) 総合仮説の検証

1880~1940年				
要素価格の相対的变化(加重平均)	2.1	4.6	-10.2	-13.4
技術変化のバイアス(総効果)	-1.4	-1.1	0.5	9.8
1955~1980年				
要素価格の相対的变化(加重平均)	17.7	4.9	-19.9	-22.3
技術変化のバイアス(総効果)	-24.0	-3.9	42.6	13.3

注(1) $1) \frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}_j}{P_j}$

2) $S_j(1-\sigma_{ij})\left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i}\right)$

(2) *印は誘発的技術変化仮説と整合的でない変化を示す。

見方であるが、例えば標題の機械 (M) に注目してそれを縦にたどれば、機械の相対価格は労賃 (L) と比較してこの間に 12.7% (5 カ年率) で低下したことがわかる。更に土地 (A) との相対価格では 13.6% の率で低下している。また肥料 (F) との間では 2.1% の率で上昇、言い換えれば肥料の方が機械よりも 2.1% の率で相対的に安価になったことを示している。この間、技術変化のバイアスはどのようであったか。今の機械の列をさらにたどれば、機械は労働との間で 7.1% 機械使用的に、土地に対して 0.2% 使用技術変化が生じたが、肥料との間では逆に 0.2% 機械節約的であったことがわかる。これらをさきの要素の相対価格の変化と対応させることによって仮説 I (部分仮説) の検証を行なえる。すなわち対応する両者の符号が逆転していれば仮説 I がそれぞれの要素の間について成立するわけである。機械について言えば、すべての場合について仮説 I は成立している。他の要素についても同様にして仮説の検証を行なえる。その結果符号条件を満たさないものについては * 印を付した。それによれば、部分仮説が成立しない要素の組み合わせは米国の 1880~1925 年については 12 ケース中 4 ケース観察される。また同じく米国の 1930~1980 年については 12 ケース中 2 ケースが観察される。ただ前半期の 4 ケースのうちの肥料と土地に関する 2 ケースおよび後半期の 2 ケースについては、 $\sigma_{AF} > 1$ より生じたものであって、さきに述べたように生産関数の計測の改善によって $\sigma_{AF} < 1$ となるならば、これらの不整合は生じない性質のものである。また米国の前半期の残り 2 ケースは土地と労働に関するものであるが、同期間の両者の相対価格の変化の差は他の場合に比較して極めて小さく、この時期の価格データの精度を考えれば、両者の間の部分仮説の不成立を支持する強力な根拠とはなり難いように思われる。

次に第 10 表(a)で日本の場合について検討しよう。表の見方は米国の場合と同様である。ただし日本の場合は戦前期と戦後の高度成長期との対比を明確にするために、時期区分は 1880~1940 年と 1955~1980 年となっている。まず戦前期についてみれば、すべてのケースにおいて仮説 I (部分仮説) は成立している。他方戦後期では 12 ケース中、機械と肥料に関するケースが成立しない

他はすべて仮説は成立している。つまり日本については全 24 ケース中 22 ケースについて部分仮説が成立していることがわかる。

結局米国については 75 %, 日本については 90 % のケースについて仮説 I (部分仮説) が成立しており、また米国の残り 25 % についても仮説の不成立は本質的なものと言うよりはむしろデータの精度等に起因していることが予想されたから、これら第 9 表(a), 第 10 表(a)の結果は個々の要素の組み合わせについて、誘発的技術変化仮説の成立を強く支持するものと言えよう。

次に仮説 II (総合仮説) について検討しよう。その結果は第 9 表(b)に米国, 第 10 表(b)に日本について示されている。そこに示された値は前節で述べたように各要素ごとの集計値であって、他のすべての要素との関係を示している。例えば米国の 1880~1925 年についてみれば、要素価格について肥料価格の低下が最も大きく、次いで機械、そして土地の価格の上昇が最も大きく、次いで労賃であったことがわかる。この間技術変化のバイアスは最も肥料使用的、次いで機械使用的、土地使用的の順であり、他方労働は節約的であった。1930~1980 年になると要素価格、バイアスともその変化の関係は前半期と同様であるが、機械使用的バイアスと労働節約的バイアスの効果が大きくなっていることがわかる。

同様に日本について第 10 表(b)をみれば、要素価格の変化の方向は米国と比較的似かよっているが、バイアスについては特に戦前期において違いが観察される。すなわち日本では 1880~1940 年では労働だけでなく土地も節約的であり、また機械に関しては若干使用的傾向がみられるものの、ほぼ中立的であると言えよう。これは戦前期の日本においては土地が主要な制約条件であったことを物語るものであろう。戦後になると米国のパターンと似かよってきており、労働が非常に節約的となり、逆に機械が非常に使用的となっている。このことは戦後の高度成長期に非農業部門へ農業労働力が大幅に流出した結果、労賃が上昇し、労働を節約し機械を使用する技術が誘発されたことを示すものと思われる。

さて、さきの部分仮説の場合と同様に、ここでも符号条件を検討することに

より仮説Ⅱ（総合仮説）の検証を行なおう。仮説が成立しないケースには*印を付した。それによれば、米国については、両期間とも土地について成立しない他はすべてのケースについて仮説は成立している。また日本についてはすべてのケースについて成立している。このことはある要素に注目して、その他のすべての要素との間でも誘発的技術変化仮説が成立することを強く支持するものと言えよう。

さて川越〔1〕では上記のような表による平均値の分析の他に、バイアスと要素価格の変化の歴史的推移をみるために、両者の指数を作成して図示している（川越〔1〕第2～4図）。それと同様の図を本稿での新たな計測結果で描き直したが、米国についてはデーターに大きな修正を加えなかったこともあってほとんど違いは見られなかった。日本についても図は基本的には従来のもものと変わらないが、戦時中のデーターを加えたので第1～3図に示すことにし、米国については省略した⁽¹⁵⁾。第1図、第2図はそれぞれ労働、機械および土地、肥料について、要素価格、バイアスに関する1880年を100とする指数を作成し、各要素ごとに両者を対応させたものである。ここでバイアスの指数の作成手続きについて、川越〔1〕の説明は若干不正確であったので以下に再定義する。まず(4)式左辺がファクター・シェアの成長率となるように書き直せば⁽¹⁶⁾,

$$\frac{\dot{S}_i}{S_i} = \sum_{j \neq i} (\sigma_{ij} - 1) \left(\frac{\dot{P}_i}{P_i} - \frac{\dot{P}_j}{P_j} \right) + \sum_{j \neq i} S_j (1 - \sigma_{ij}) \left(\frac{\dot{E}_j}{E_j} - \frac{\dot{E}_i}{E_i} \right) \dots\dots(44)$$

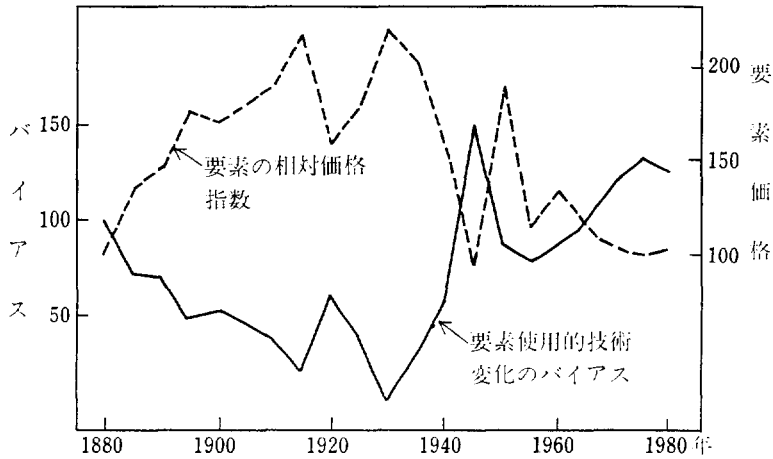
となる。ただし右辺第1項は要素代替、第2項は技術変化のバイアスに関する部分である。ここで、

$$\tilde{b}_{it} = \sum_{j \neq i} \tilde{S}_{jt} (\tilde{\sigma}_{ijt} - 1) \left(\frac{\dot{P}_j}{P_j} - \frac{\dot{P}_i}{P_i} \right) \dots\dots\dots(45)$$

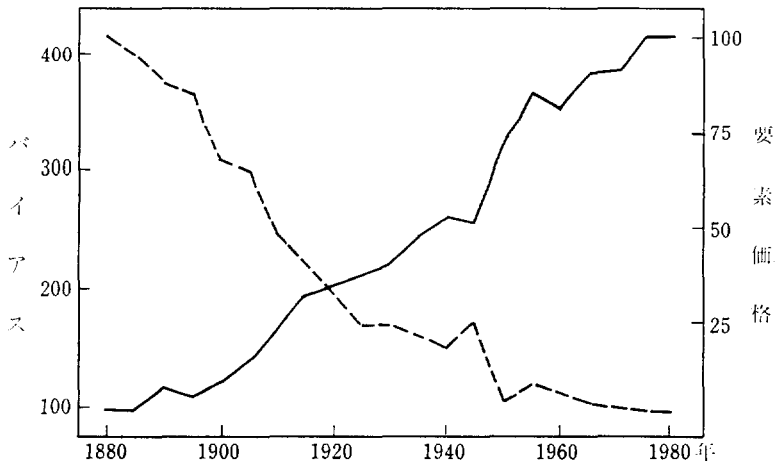
$$\tilde{S}_{it} = S_{i,1880} \times \prod_{k=1880}^{t-1} (1 + \tilde{b}_{ik}) \dots\dots\dots(46)$$

と置けば、 $\tilde{S}_{it}$ は技術一定のもとで評価した t 年における理論的ファクター・シェアで、いわば「固定技術要素シェア (constant technology factor share)」とも呼ぶべきものである。これより、

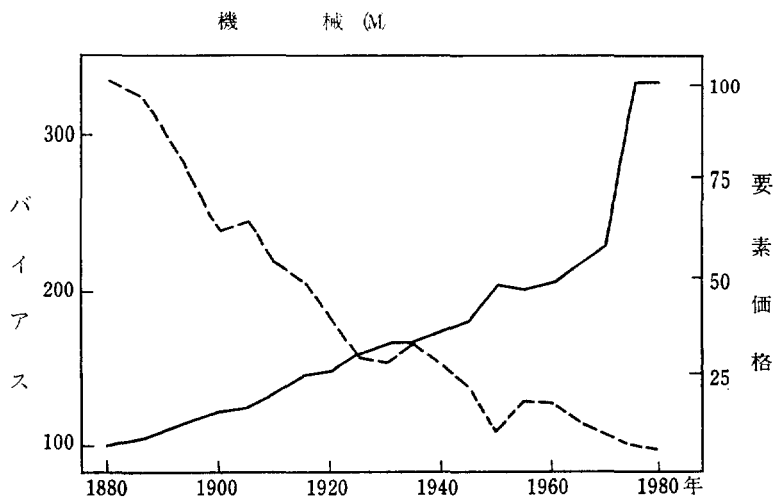
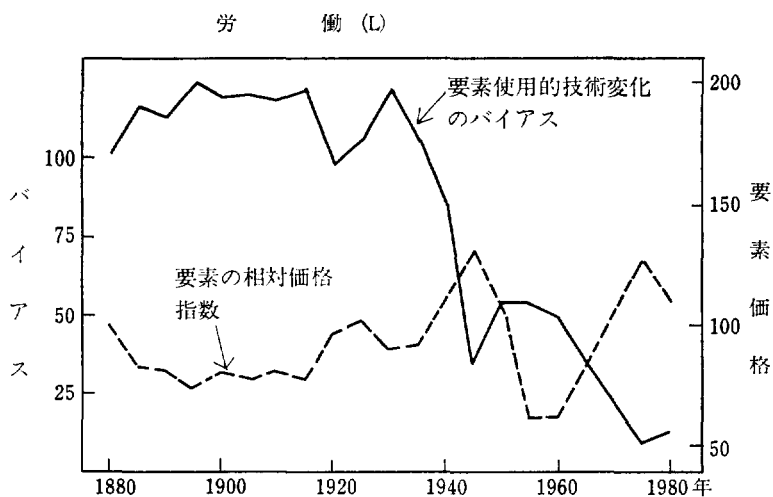
土 地 (A)



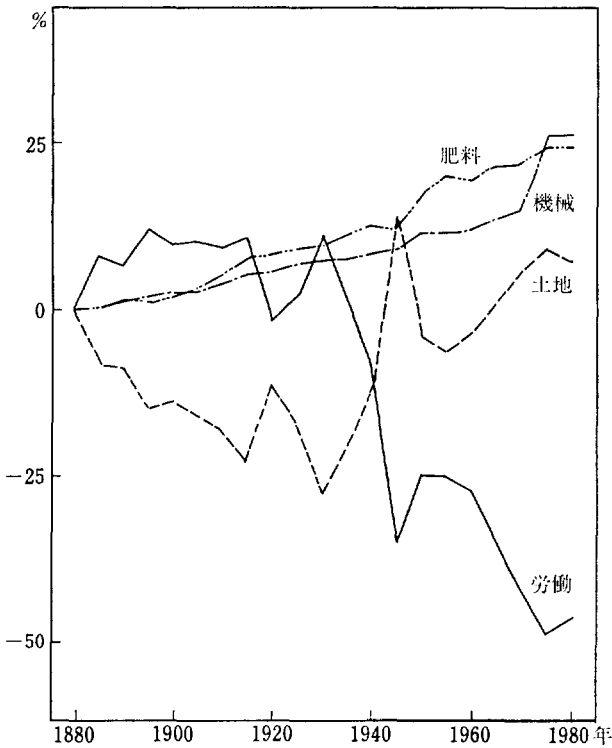
肥 料 (F)



第1図 日本における技術変化のバイアス ($B_{it}/S_{it, 1880}$) と要素の相対価格指数の比較 (労働, 機械, 1880~1980年) (1880年=100)



第2図 日本における技術変化のバイアス ($B_{it}/S_{i,1880}$) と要素の相対価格指数の比較 (土地, 肥料, 1880~1980年) (1880年=100)



第3図 日本における技術変化バイアスによるファクター・シェアの累積的变化 ($B_{it}-S_{it, 1880}$) (1880~1980年)

$$B_{it}=S_{it}-\tilde{S}_{it} \dots\dots\dots(47)$$

と置く。ただし S_{it} は現実のファクター・シェアである。ここで B_{it} は要素価格一定のもとで評価した t 年における理論的ファクター・シェアであって、これは「固定価格要素シェア (constant price factor share)」とも呼ぶべきものである。結局、第1図、第2図のバイアス指数は $(B_{it}/S_{it, 1880}) \times 100$ によって作成されたことになる。

さて第1図、第2図はファクター・シェアの変化率の指数として示されていた。これは技術変化のバイアスに伴う変化の速度を測るには適当な指標である

が、農業生産構造への絶対的影響を見るのには適していない。そこで技術変化のバイアスが生産の費用構造に及ぼす直接的な効果をみるために、 t 年における固定価格要素シェア (B_{it}) と基準年 (1880年) の現実のファクター・シェア ($S_{i,1880}$) との絶対的な乖離 ($B_{it} - S_{i,1880}$) をプロットしたものが第3図である。

本節で示した第1～3図とも川越〔1〕で得られた結論を何ら変更するものではないが、戦時中のデータを含んでいるため、戦前から戦後への技術変化の方向性やその費用構造への影響の変化がより明瞭に読みとれよう。

注(14) ここでのアレン代替の偏弾力性は次のように与えられる。

$$\sigma_{LM} = \sigma + \frac{1}{S_1}(\sigma_1 - \sigma)$$

$$\sigma_{AF} = \sigma + \frac{1}{S_2}(\sigma_2 - \sigma)$$

$$\sigma_{LA} = \sigma_{LF} = \sigma_{AM} = \sigma_{MF} = \sigma$$

ただし σ_1 , σ_2 , σ は代替の直接弾力性であり、それぞれ(11)～(13)式より $\sigma_1 = \frac{1}{1+\rho_1}$,

$\rho_2 = \frac{1}{1+\rho_2}$, $\sigma = \frac{1}{1+\rho}$ である。また S_1 は労働と機械のファクター・シェアの合計,

S_2 は土地と肥料のファクター・シェアの合計である。川越〔1〕24～25ページ, 34ページの注(7)を参照せよ。

(15) Kawagoe, Otsuka and Hayami〔11〕には米国、日本双方に関して図示されているので参照されたい。

(16) 川越〔1, 19～20ページ〕参照。

4. 結 語

本稿では川越〔1〕で前提とされていた2段階CES型生産関数へのスペシフィケーションの妥当性に関するテスト、効率性関数のスペシフィケーションの改善を行なった。更に系列相関の存在を考慮した推計方法による計測を試みた。これらのテストの結果を考慮した上で、2段階CES型生産関数を計測したが、その結果は川越〔1〕の結果を大きく修正するものではなかった。

また上記の生産関数の理論上、計測上の問題点に加え、ヒックスの誘発的技

術変化仮説を多投入要素に拡張した場合に考える2つの定義を示し、部分仮説と総合仮説と名付けた2つの検証仮説を提示した。さらにこの検証仮説に本稿で新たに計測した生産関数の推定結果を適用することによって、誘発的技術変化仮説の検証を行なった。その結果は効率性関数のスペシフィケーションが異なるにもかかわらず、川越〔1〕と基本的に同一であったが、仮説の一部不整合は減少している。このことは川越〔1〕の分析結果の安定性を確認するとともに、誘発的技術変化仮説の成立に強い支持を与えるものと言えよう。

今後は本稿および川越〔1〕で示された分析手続きを様々なデータに適用することによって、異なった地域・時期においても誘発的技術変化仮説が成立するかどうかの検証を行なうことが望ましい。これは今後に残された課題である。

〔引用文献〕

- 〔1〕 川越俊彦「農業発展と誘発的技術変化——日米比較，1880～1980年——」（『農業総合研究』第39巻第1号，昭和60年1月），1～64ページ。
- 〔2〕 新谷正彦，速水佑次郎「農業における要素結合と偏向的技術進歩」（大川一司，南亮進編『近代日本の経済発展』，東洋経済新報社，1975年），228～248ページ。
- 〔3〕 根本二郎「エネルギーと非エネルギー生産要素の間の代替可能性について——多重CES型生産関数による計量分析」（『季刊理論経済学』第35巻第2号，1984年8月），139～158ページ。
- 〔4〕 Binswanger, H. P. "The Measurement of Technical Change Biases with Many Factors of production." *American Economic Review* 64 (December 1974): 964-76.
- 〔5〕 Diamond, Peter; McFadden, Daniel; and Rodriguez, Miguel. "Measurement of the Elasticity of Factor Substitution and Bias of Technical Change." In M. Fuss and D. McFadden eds. *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*. Vol. 2. Amsterdam: North-Holland, 1978, pp. 125-47.
- 〔6〕 Goldman, S. M., and Uzawa, H. "A Note on Separability in Demand Analysis." *Econometrica* 32 (July 1964): 387-98.
- 〔7〕 Harvey, A. C. *The Econometric Analysis of Time Series*. New York: Wi-

ley, 1981.

- [8] Hicks, J. R. *The Theory of Wages*, 2nd ed. London: MacMillan, 1963.
- [9] Johnston, J. *Econometric Methods*, 3rd ed. New York: McGraw-Hill, 1984.
- [10] Judge, G. G.; Griffiths, W. E.; and Hill, R. C. *The Theory and Practice of Econometrics*. New York: John Wiley, 1980.
- [11] Kawagoe, Toshihiko; Keijiro, Otsuka; and Yujiro, Hayami. "Induced Bias of Technical Change in Agriculture: The United States and Japan, 1880-1980." *Journal of Political Economy* 94 (June 1986): in press.
- [12] Kmenta, Jan, and Gilbert, R. F. "Small Sample Properties of Alternative Estimations of Seemingly Unrelated Regressions." *Journal of American Statistical Association* 63 (December 1968): 1180-200.
- [13] McFadden, Daniel. "Estimation Techniques for the Elasticity of Substitution and Other Production Parameters." In M. Fuss, and D. McFadden eds. *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Applications*, Vol. 2. Amsterdam: North-Holland, 1978, pp. 578-95.
- [14] Maeshiro, Asatoshi. "New Evidence on the Small Properties of Estimators of SUR Models with Autocorrelated Disturbances." *Journal of Econometrics* 12 (February 1980): 177-87.
- [15] Nghiep, L. T. "The Structure and Changes of Technology in Prewar Japanese Agriculture." *American Journal of Agricultural Economics* 61 (November 1979): 687-93.
- [16] Parks, W. "Efficient Estimation of a System of Regression Equations when Disturbances are both Serially and Contemporaneously correlated." *Journal of American Statistical Association* 62 (June 1967): 500-9.
- [17] Sato, Kazuo. "A Two Level Constant Elasticity of Substitution Production Function." *Review of Economic Studies* 34 (April 1967): 201-18.
- [18] Zellner, Arnold. "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests for Aggregation Bias." *Journal of American Statistical Association* 57 (June 1962): 348-68.
- [19] Zellner, Arnold. "Estimations for Seemingly Unrelated Regression Equations: Some Exact Finite Sample Results." *Journal of American Statistical Association* 58 (December 1963): 977-93.

- [20] Zellner, Arnold, and Huang, D. S. "Further Properties of Efficient Estimators for Seemingly Unrelated Regression Equations." *International Economic Review* 3 (September 1962): 300-13.

付録 基礎資料（改訂版）

本付録の目的は、本文第2章での検討のために、川越〔1〕で作成されたデータ・セットの一部改訂を行なうことにある。ただしここで扱ったのはデータの改訂部分のみであるので、データ・セット全体に関する推定方法の詳細については川越〔1〕付録、基礎資料を参照されたい。

1. 日本データの改訂（戦時データの推定）

（1）要素価格

日本の1940～50年に関しては、戦時中の統制価格と戦後のインフレーションの影響が強く価格が極めて不安定である。そこで1945、50年については要素価格は表示年にさき立つ5カ年の平均値とせず、単年値とする。ただし1945年については賃金以外は未だ統制価格の影響が強く価格の上昇率が低いので、1945年にはすべて1946年値をあてることとする。これら戦時中の要素価格の推定に使用した資料は次のとおりである。

L T E S 8：大川一司，篠原三代平，梅村又次編『長期経済統計8 物価』（東洋経済新報社，昭和42年）

L T E S 9：『長期経済統計9 農林業』（東洋経済新報社，昭和41年）

『本邦主要』：日本銀行統計局『本邦主要経済統計』（昭和41年）

H-R：Yujiro Hayami and V. W. Ruttan, *Agricultural Development: An International Perspective*, Baltimore and London: Johns Hopkins University Press, 1971, Appendix C.

なお以下では各資料は上記略号で引用する。また得られた改訂データは付表A1に示されている。

(i) 賃金 (P_L), 男子日雇賃金 (円/日)

1880~1940, 1955, 1960 年は L T E S 9, p. 231, 第34表(3)である(H-R, p. 346, J 17 参照)。1945 年は同資料より 1946 年単年値を, 1950 年は同じく 1950 年単年値をとった。

(ii) 地価 (P_A), 田畑価格に関する指数

1880~1940 年, 1960 年は L T E S 9, p. 221, 第34表(9)/(10)地価(田, 畑)を指数化し, その単純平均をとったものである(H-R, p. 346, J 20 参照)。

1945~55年については L T E S 9 で得られる数値の上昇率が他の要素価格と比較して非常に低く, 統制価格の影響が強いと思われるので, 同期間に関しては土地の市場価格は食料品価格と平行して上昇したとの仮定のもとに, 『本邦主要』 p. 77, 第18表(2)の食料用農産物指数で延長した。従って 1945 年は同統計より食料用農産物指数の 1946 年単年値を, 1950 年は同 1950 年単年値を, 1955 年は同 1951~55 年平均値をとった。

(iii) 機械価格 (P_M) 農機具価格指数

1880~1940, 1955, 1960 年は L T E S 8, p. 161, 第8表(21)「機械および装置」価格指数(H-R, p. 346, J 21 参照)。

1945 年については同資料 1946 年単年値。

1950 年についてはその市場価格を出来る限り反映させるため, 『本邦主要』 p. 79, 第19表「金属および金属製品」(生産財関および自由物価指数)指数で 1946 年より接続することにし, その 1950 年単年値を使用した。

(iv) 肥料価格 (P_M), 肥料価格 (円/トン)

1880~1940, 1955, 1960 年は肥料の総消費額を主要素の消費重量で除して求めたもので, L T E S 9, pp. 194~201 による。

1945 年については上記資料よりデータが得られないので『本邦主要』 p. 78, 第18表「化学品」指数で接続し, その 1946 年単年値をとった。

1950 年については機械価格と同様にその市場価格を出来る限り反映させるために, 『本邦主要』 p. 79, 第19表「肥料」価格指数(生産財関および自由物価指数)で 1946 年より接続し, その 1950 年単年値をとった。

(2) ファクター・シェア

ファクター・シェアは Saburo Yamada, "The Secular Trends in Input-Output Relations of Agricultural Production in Japan, 1878~1978", in Hou Chi-ming and Yu Tzong-shian eds., *Agricultural Development in China, Japan and Korea*, Taipei: Academia Sinica, 1982, p. 77, Table 18 によるが, 1945, 50 年についてはその 1940, 60 年値より内挿した推定値を

付表 A 1 日本農業における要素価格, 1945~55 年

年	要 素 価 格			
	賃 銀 (P_L) (円/日)	地 価 (P_A) (1934~36年=100)	機 械 価 格 (P_M)	肥 料 価 格 (P_F) (円/トン)
1945	29.97	1,000	1,470	9,936
1950	248.00	21,000	6,397	16,484
1955	357.00	31,400	30,000	95,300

付表 A 2 日本農業におけるファクター・シェア, 1945~50 年

(単位: %)

年	労 働 (L)	土 地 (A)	機 械 (M)	肥 料 (F)
1945	47.7	25.8	11.8	14.8
1950	48.3	24.3	11.9	15.4

使用した。その値は付表 A 2 に示されている。

2. 米国データの改訂

米国に関しては 1880~1910, 1980 年の労働投入時間 (L) の推定方法を改善した。労働投入時間 (all works) については U. S. D. A., E. S. C. C. *Changes in Farm Production and Efficiency*, 1978 Statistical Bulletin No. 628, 1980 より 1915~1975 年に関して数値が得られる。また H-R, p. 338, U 3 より 1880~1960 年に関して労働者数 (all workers) が得られるので, 労働時間を被説明変数, 労働者数を説明変数とする回帰を両データの重複する 1915~

付表A 3 米国農業における
労働投入時間

年	労働 (L) (100万時間)
1880	18,861
1885	20,246
1890	21,625
1895	22,589
1900	23,551
1905	24,203
1910	24,852
1915	23,370
1920	23,346
1925	23,402
1930	23,217
1935	21,275
1940	20,457
1945	18,915
1950	15,580
1955	12,634
1960	9,805
1965	7,546
1970	5,937
1975	4,989
1980	4,000

1960 年に行なつた。

$$\ln(\text{all works}) = 1.382 + 0.934 \ln(\text{all workers}) \quad (0.045)$$

$$\bar{R}^2 = 0.982, S.E. = 0.043$$

ただし変数は対数値であり、また () 内は回帰係数の標準誤差である。

1880～1910 年は上記回帰式に労働者数を代入して推定した。また 1980 年については、1975～1980 年の減少時間が約 1,000 であったので 1980 年は 4,000 とした (単位は 100 万時間)。これらの推定結果は付表 A 3 に示されている。

(研究員)

〔要 旨〕

2 段階 C E S 型生産関数の計測と
誘発的技術変化仮説の検証

川 越 俊 彦

本稿は本誌第 39 巻第 1 号に掲載の川越稿「農業発展と誘発的技術変化——日米比較、1880～1980 年——」の続編をなすものであって、そこでの分析で暗黙の前提として置かれていた諸条件の妥当性の吟味、検証仮説の定義の明確化等を行なうことを目的としている。

すなわち、さきの分析の前提としていた 2 段階 C E S 型生産関数へのスペシフィケーションの妥当性に関するテストとして、弱分離可能性と固定代替の弾力性の検討を行ない、さらに効率性関数のスペシフィケーションの改善を行なった。更に系列相関の存在を考慮してデータの改訂と系列相関の存在を考慮した推計方法による計測を試みた。これらのテストの結果を考慮した上で、2 段階 C E S 型生産関数を計測したが、その結果はさきの分析結果を大きく修正するものではなかった。

またこれら生産関数の理論上、計測上の問題点の検討に加え、ヒックスの誘発的技術変化仮説を多投入要素に拡張した場合に考える 2 つの定義を示し、部分仮説と総合仮説と名付けた 2 つの検証仮説を提示した。さらにこの検証仮説に本稿で新たに計測した生産関数の推定結果を適用することによって、誘発的技術変化仮説の検証を行なった。その結果は効率性関数のスペシフィケーションが異なるにもかかわらず、さきの分析と基本的に同一であったが、仮説の一部不整合は減少した。このことはさきの分析結果の安定性を確認するとともに、誘発的技術変化仮説の成立に強い支持を与えるものと言えよう。