



Title	技術進歩の偏向性の計画 : 費用関数からの接近
Author(s)	茅野, 甚治郎; CHINO, Jinjiro
Citation	北海道大学農経論叢, 38, 93-117
Issue Date	1982-03
Doc URL	<a href="https://hdl.handle.net/2115/10961">https://hdl.handle.net/2115/10961</a>
Type	departmental bulletin paper
File Information	38_p93-117.pdf



# 技術進歩の偏向性の計測

—費用関数からの接近—

茅野 甚治郎

## 目 次

I. 序	93
II. 理論的フレームワーク	95
II-1 モデル	95
II-2 生産要素投入量変化の要因分解	97
II-3 トランスログ費用関数の適用	99
III. 計測方法	101
III-1 技術指数	101
III-2 計測式とデータ	103
IV. 計測結果と考察	108
V. 結 び	114
参考文献	115

## I. 序

技術進歩の計量分析において、主要な課題である技術進歩率の計測は、Solow [25] の先駆的研究以来、技術進歩の寄与率を成長勘定における残差として把握する Residual Analysis に多くの実証的研究をみる。残差としての技術進歩への関心は、技術進歩がいかなる要因にによってもたらされたかその要因分析へ、また、技術進歩の質的側面である偏向性の計測へと進展した<sup>1)</sup>。

1) わが国では、沢田 [26]、土屋 [30] が残差法で技術進歩率の計測を行なっている。その後の展開として、Solow はさらに資本の異質性の概念から vintage-type の生産関数を導入した。労働の質的向上に注目し、その quality index の推計を試みたものとして Denison [8] がある。

また、技術進歩率の計測において説明変数が不十分であるとの考えから、教育・研究開発・普及活動への投資額を新しい変数として導入した Griliches [10]、[11]、[12]、[13]、秋野 [1] はその要因分析を行なっている。

最近なされた技術進歩の偏向性についての研究は、H. P. Binswanger [3]、新谷・速水 [27]、阿部 [2]、加古 [18]、[19] があげられる。

今まで成された日本農業の成長分析によって、技術進歩の果たした役割の重要性は顕著であり、かつ技術進歩が生産における要素賦存条件に関連して偏り（バイアス）を持つ可能性は強く、そうした偏向的技術進歩は農業生産構造の変化をもたらすことが指摘される<sup>2)</sup>。

そこで本稿の目的は、農業生産構造の変化と強い因果関係をもつ技術進歩の偏向性の定量的把握にある。図-1に見られる生産要素投入水準の変化に

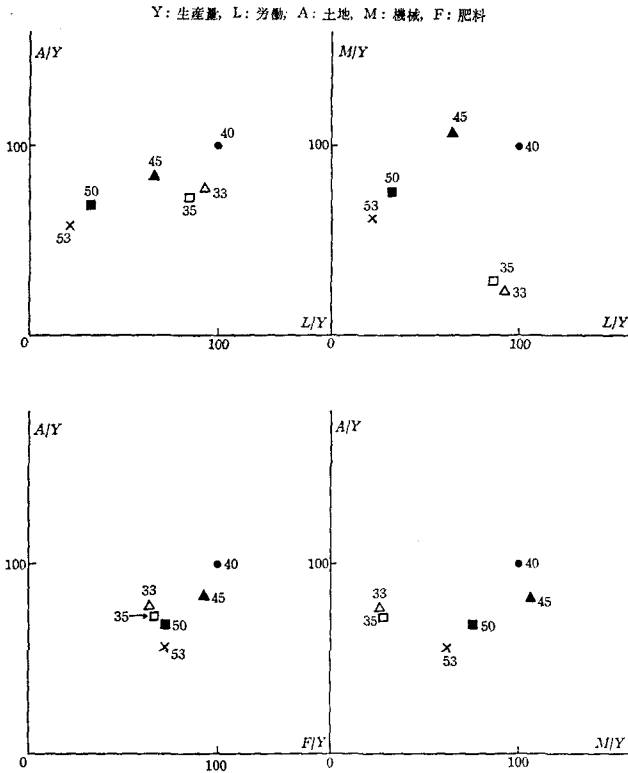


図-1 生産要素投入水準の変化—北海道稲作—  
(昭和40年=100.0)

2) 速水・Ruttan [14], Le Thanh Nghiep [22] 参照。

本稿では、技術進歩について price induced innovation 仮説を念頭においている。この概念については、Hicks, Ahmad, Fellner, Kennedy らによって論争されているが、それについては Binswanger Ruttan [4] 参照。

対し、技術進歩の偏向性の効果はどう働いたか。従来の代替の偏弾力性の計測に対し、本稿では次の3つを課題としてアプローチした。

(1) 技術進歩が生産要素の投入水準に及ぼす効果を技術進歩のバイアス効果と中立的効果に分離し、バイアス効果を数量化し得るモデルの提示。

(2) 農家の現実の生産要素投入水準と最適投入水準間には Time-lag が存在すると仮定し、仮定の検証。

(3) 従来、技術進歩を表わす変数をあらかじめ含んだ生産関数・費用関数の計測では、技術水準の変数として便宜的に時間 (Time trend) を使用している。しかし、より明示的に技術水準を表わす反収増大的技術指数と省力的技術指数の作成と、計測モデルへの導入。

まず始めに、II 章では生産要素投入量変化の要因分析について、モデルのグラフィックな提示とその定式化を行なう。その後、技術指数の作成と計測式の特定化、ならびにデータの説明を III 章で行なう。IV 章では、計測結果からの技術進歩の偏向性を吟味する。

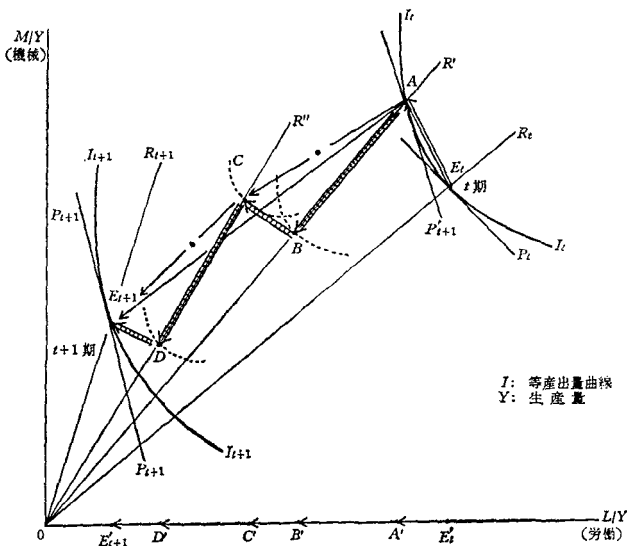
## II. 理論的フレームワーク

### II-1 モデル

生産要素投入量および要素比率の変化と技術進歩、代替の弾力性の関係を図-2を用いて考察する。いま、2つの生産要素 ( $L, M$ ) を用いて生産がなされているとする。図における  $t$  は基準時点を、 $t+1$  は比較時点を表わす。また  $I$  は生産量 ( $Y$ ) を1単位とした時の等生産曲線を表わし、 $OR$  が生産要素投入比率を表わす。 $P$  は生産要素の相対価格比を表わす。

$t$  期の均衡点は  $E_t$  であり、生産要素 ( $L$ ) の投入量は  $OE'_t$  として現実に観測される。技術進歩による等生産曲線の  $I_{t+1}$  へのシフトと、生産要素価格の変化により、均衡点は  $E_{t+1}$  に移動する。この時、生産要素 ( $L$ ) の投入量は  $O E'_{t+1}$  が現実に観測される。

2 時点で現実に観測される生産要素投入量のデータは  $O E'_t$  と  $O E'_{t+1}$  のみであり、観測された変化量に対し技術進歩のバイアス効果はどのように働いているのか均衡点  $E_t$  から  $E_{t+1}$  への変化に対する要因は以下のように分離できる。



図一2 生産要素投入量の変化と技術進歩

$E_{t+1}$  に沿った  $E_t$  から  $A$  への変化は、技術進歩はなく生産要素の相対価格の変化によってのみもたらされた要素間の代替を表わす（価格効果）。

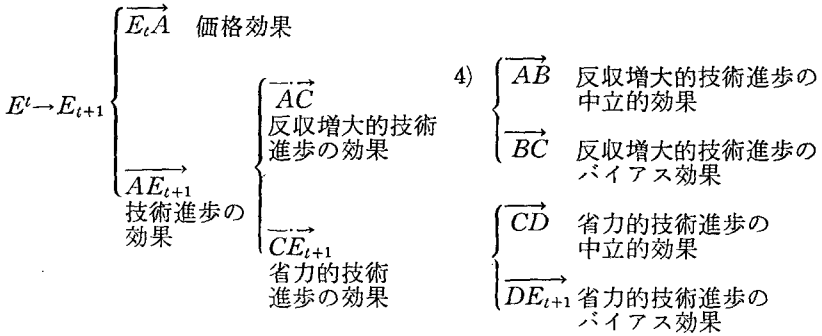
つぎに  $H$  技術進歩について考えると、 $OR'$  に沿った  $A$  から  $B$  への変化 ( $I_t$  が原点  $O$  に向かってホモセティックにシフト) は  $H$  技術進歩の中立的效果による。また、生産要素の相対価格比を一定とした時の  $B$  から  $C$  へ変化は、 $H$  技術進歩のバイアス効果による<sup>3)</sup>。  $T$  技術進歩についても同様である。

生産要素投入量およびその投入比率の変化について、要因別にまとめると次のようになる。

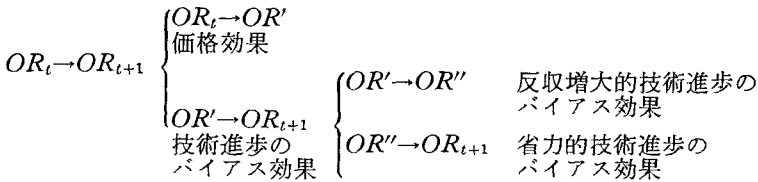
3) 本稿では、反取増大的技術進歩を  $H$  技術進歩、省力的技術進歩を  $T$  技術進歩と呼ぶ。

また、 $I_t$  から  $I_{t+1}$  へのシフトが技術進歩を表わしていると仮定し、技術進歩の偏向性は Hicks の定義にもとづく。

(i) 生産要素投入量の変化



(ii) 生産要素投入比率の変化



II-2 生産要素投入量変化の要因分解

前節でまとめた 図-1 のモデルを関数論的アプローチから定式化する。

いま、生産関数

$$Y = F(x_1, x_2, \dots, x_n, H, T) \quad (1)$$

- 但し、
- Y: 生産量
  - $x_i$ : 生産要素投入量 ( $i=1, \dots, n$ )
  - H: 反取増大的技術指数
  - T: 省力的技術指数

のもとで、生産者の費用最小化行動を仮定すれば、生産要素の均衡投入量は以下の式で表わすことができる<sup>5)</sup>。

4)  $\overrightarrow{AC}$  を省力的技術進歩の効果、 $\overrightarrow{CE_{t+1}}$  を反取増大的技術進歩の効果と逆に考えてもよい。生産要素投入比率の変化においても同様である。

5) 費用最小化の一階の条件より求めることができる。

$$x_i = h_i(Y, p_1, \dots, p_n, H, T) \quad (2)$$

$p_i$ : 生産要素  $i$  の価格 ( $i = 1, \dots, n$ )

上の(2)式を全微分し、 $x_i$ の比例的变化  $\left(\frac{1}{x_i} \cdot \frac{dx_i}{dt}\right)$ を  $G(x_i)$ で表わし整理すると<sup>6)</sup>,

$$G(x_i) = \frac{\partial x_i}{\partial Y} \Big/ x_i \cdot \dot{Y} + \sum_{j=1}^n \frac{\partial x_i}{\partial p_j} \Big/ x_i \cdot \dot{p}_j + \frac{\partial x_i}{\partial H} \Big/ x_i \cdot \dot{H} + \frac{\partial x_i}{\partial T} \dot{T} \quad (3)$$

$$\text{但し } \dot{Y} = dY/dt \quad \dot{p}_j = dp_j/dt$$

$$\dot{H} = dH/dt \quad \dot{T} = dT/dt$$

$t$ : 時間

技術進歩の効果  $\left(\frac{\partial x_i}{\partial H} \Big/ x_i, \frac{\partial x_i}{\partial T} \Big/ x_i\right)$ は、モデルから、それぞれ技術進歩のバイアス効果と中立の効果に分離できうる。

$$\frac{\partial x_i}{\partial H} \Big/ x_i = B_i^H + N_i^H \quad (4)$$

$$\frac{\partial x_i}{\partial T} \Big/ x_i = B_i^T + N_i^T$$

$B_i^H$ : 生産要素  $i$  に対する  $H$  技術進歩のバイアス効果

$N_i^H$ : 生産要素  $i$  に対する  $H$  技術進歩の中立の効果

( $T$  技術進歩についても同様である。)

上の(4)式の表記を用いモデルに則して整理すると、

(i) 生産要素投入量の変化

$$G(x_i) = \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln Y} G(Y) + \sum_{j=1}^n \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln p_j} G(p_j) + (B_i^H + N_i^H) \dot{H} + (B_i^T + N_i^T) \dot{T} \quad (5)$$

$\ln$ : 自然対数

(ii) 生産要素投入比率の変化 ( $i=L, M$  の場合)

$$G(L) - G(M) = \left\{ \sum_{j=1}^n \frac{\partial \ln x_L}{\partial \ln p_j} G(p_j) - \sum_{j=1}^n \frac{\partial \ln x_M}{\partial \ln p_j} G(p_j) \right\} + (B_L^H - B_M^H) \dot{H} + (B_L^T - B_M^T) \dot{T} \quad (6)$$

6) 茅野 [32] 参照。

となる。

### II-3 トランスログ費用関数の適用

技術進歩のバイアス効果の推定にあたり、始めに技術進歩のバイアスを

$$B_i^H = \frac{\partial S_i}{\partial H} / S_i, \quad B_i^T = \frac{\partial S_i}{\partial T} / S_i \quad (7)$$

$$S_i = \frac{p_i x_i}{\sum_{j=1}^n p_j x_j} \quad (i \text{ 要素のコストシェア}) \quad i, j = 1, \dots, n$$

と、技術進歩によるコストシェアの比例的变化で表わすなら、 $H$  技術進歩に関しては、

$$\begin{aligned} B_i^H < 0 \text{ の時: } & i \text{ 要素節約的技術進歩} \\ B_i^H = 0 \text{ の時: } & \text{中立的技術進歩} \\ B_i^H > 0 \text{ の時: } & i \text{ 要素使用的技術進歩} \end{aligned} \quad (8)$$

と定義される<sup>7)</sup>。

$T$  技術進歩についても同様である。

いま、(1)式に対応するトランスログ費用関数<sup>8)</sup>は

$$\begin{aligned} \ln C^* = & v_0 + v_Y \ln Y + \sum_{i=1}^N v_i \ln p_i + v_H \ln H + v_T \ln T \\ & + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N r_{ij} \ln p_i \ln p_j + \sum_{i=1}^n r_{iY} \ln p_i \ln Y \\ & + r_{YH} \ln Y \ln H + r_{YT} \ln Y \ln T + \sum_{i=1}^n r_{iH} \ln p_i \ln H \\ & + \sum_{i=1}^n r_{iT} \ln p_i \ln T + r_{HT} \ln H \ln T \end{aligned} \quad (9)$$

- 7) 生産要素価格は一般に外生的に農家へ与えられるものであり、本稿では生産要素価格を一定とした時の(7)式の定義にもとづく。Hicks のいう進歩技術の偏向性に対する他の定義については Binswanger, Ruttan [4] pp. 42-43 参照。
- 8) トランスログ関数は Christensen, Jorgenson, Lau [5], [6], [7] によって開発された。二回微分可能な関数に対して2次近似し、近似の基準点において弾力性にア・プリオリな制約を設けないという flexible functional form である。トランスログ費用関数は生産関数の双対として考えられた。この関数を適用した研究に Binswanger [3], 阿部 [2], Le Thanh Nghiep [22], [23], 加古 [18], [19], [20] がある。

$v_i, r_i$ : パラメータ

$C^*$ :  $Y$  を一定とした時の最小費用

であり, パラメータについて次の制約が付加される。

〈制約条件〉

$$r_{ij} = r_{ji} \quad (10)$$

$$\sum_{i=1}^n v_i = 1, \quad \sum_{j=1}^n r_{ij} = \sum_{i=1}^n r_{ji} = \sum_{i=1}^n r_{iY} = \sum_{i=1}^n r_{iH} = \sum_{i=1}^n r_{iT} = 0 \quad (11)$$

ここで, (9) 式を生産要素価格 ( $\ln p_i$ ) で偏微分し, Shephard の補題<sup>9)</sup> を用いると, 生産要素のコストシェア式を導くことができる。

$$S_i = v_i + \sum_{j=1}^n r_{ij} \ln p_j + r_{iY} \ln Y + r_{iH} \ln H + r_{iT} \ln T \quad (12)$$

この (12) 式を  $\ln H, \ln T$  で偏微分すると, それぞれ

$$\frac{\partial S_i}{\partial H} = \frac{r_{iH}}{H}, \quad \frac{\partial S_i}{\partial T} = \frac{r_{iT}}{T} \quad (13)$$

となり, 技術進歩のバイアスの定義式 (7) に代入すると,

$$B_i^H = \frac{r_{iH}}{H \cdot S_i}, \quad B_i^T = \frac{r_{iT}}{T \cdot S_i} \quad (14)$$

である。これを (5), (6) 式に代入し整理すると,

(i) 生産要素投入量の変化

$$\begin{aligned} G(x_i) &= \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln Y} G(Y) + \sum_{j=1}^n \eta_{ij} G(p_j) \\ &\quad + \frac{r_{iH}}{S_i} G(H) + \frac{r_{iT}}{S_i} G(T) + N_i^H \dot{H} + N_i^T \dot{T} \quad (15) \\ \eta_{ij} &= \frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln p_j} \end{aligned}$$

(ii) 生産要素投入比率の変化 ( $i=L, M$  の場合)

9) Shephard [28] は生産の理論において, 最小費用関数と生産関数の duality として  $\frac{\partial C^*}{\partial p_i} = x_i$  の関係が成り立つことを証明している。

$$\begin{aligned}
 G(L)-G(M) = & \left\{ \sum_{j=1}^n \eta_{Lj} G(p_j) - \sum_{j=1}^n \eta_{Mj} G(p_j) \right\} \\
 & + \left( \frac{r_{LH}}{S_L} - \frac{r_{MH}}{S_M} \right) G(H) \\
 & + \left( \frac{r_{LT}}{S_L} - \frac{r_{MT}}{S_M} \right) G(T) \quad (16)
 \end{aligned}$$

となる。

よって、(14)~(16)式で明らかのように、(4)、(7)式で定義される生産要素投入量およびその投入比率の変化に対する技術進歩のバイアス効果は、トランスログ費用関数から導かれる生産要素のコスシェア式のパラメータ ( $r_{iH}$ ,  $r_{iT}$ ) を用いて推定することができる。

また同時に、要素間の代替の偏弾力性 ( $\sigma_{ij}$ ) および要素需要の価格弾力性 ( $\eta_{ij}$ ) もまた、コストシェアとコストシェア式のパラメータより求めることができる<sup>10)</sup>。

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{S_i S_j} r_{ij} + 1, \quad \sigma_{ii} = \frac{1}{S_i^2} (r_{ii} + S_i^2 - S_i) \quad (17)$$

$$\eta_{ij} = \frac{r_{ij}}{S_i} + S_j, \quad \eta_{ii} = \frac{r_{ii}}{S_i} + S_i - 1 \quad (18)$$

### III. 計測方法

#### III-1 技術指数

分析対象とした戦後北海道稲作 (昭和33年~53年) の技術進歩を、反収と反当労働時間の推移から概観すると、反収はこの間西日本水準を追い越し東北、北陸水準に近づいている。また全国的に省力化は著しいが、そのテンポは北海道において急速である。このように、分析期間における北海道稲作の1つの特徴は、省力と増収の並進が顕著なことである<sup>11)</sup>。その背景には、他府県と比べ機械の著しい大型化と、大規模経営の存在がある。実際、この期間の労賃は激しく高騰しており、機械と労働の強い代替関係が予想される。

10) 生産関数において Allen が定義した代替の偏弾力性は、費用最小化条件より、トランスログ費用関数について(17)式のように定義される。この時、 $\eta_{ij} = S_j \cdot \sigma_{ij}$  となることから(18)式が導かれる。詳しくは茅野 [32] で展開している。

11) 近年の稲作における生産力展開を概括したものに七戸 [29] がある。

また、自然条件の厳しい北海道において、稲作の北進に大きく貢献した品種改良は、戦後も試験場を中心に活発であり<sup>12)</sup>、反収増大におよぼした影響は大きい。

こうした生産力推移を考慮し、反収増大的技術指数と省力的技術指数を以下のようにして求めた。

○反収増大的技術指数 ( $H$ ) 図-3

品種改良や土地改良、保護苗代の普及は、互いに補完的にはたらいいて増収を達成してきたと考えられる。なかでも品種改良は、品種の潜在的収量能力の向上に対し直接的な効果をもち、改良品種は農家の選択にもとづき普及してゆく。そこで本稿では、次に示す品種改良指数<sup>13)</sup>を反収増大的技術指数として用いた。

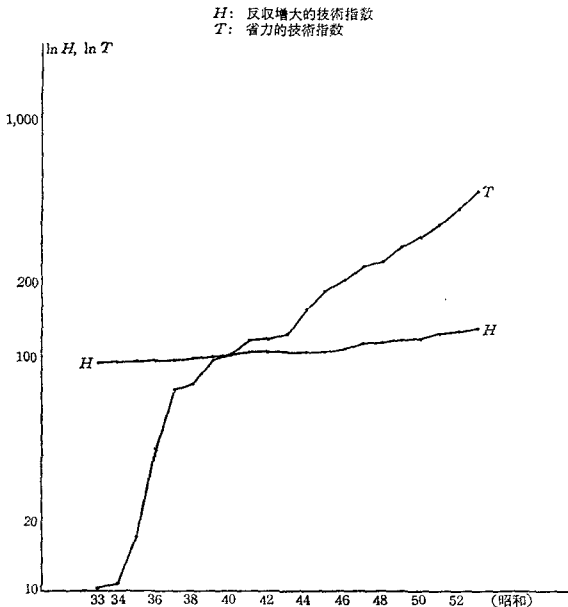


図-3 技術指数 (昭和40年=100.0)

12) 水稲の品種改良に関する試験場の研究開発については『北海道農業技術研究史』, 北海道農業試験場, 1966年。

13) 速水・山田 [15] の作成方法にもとづく。

$$H_t = \sum_{i=1}^n g_i \frac{A_{it}}{A_t} \quad (19)$$

- $n$ : 品種数
- $A_t$ :  $t$ 年の水稲作付面積
- $A_{it}$ :  $t$ 年の $i$ 品種作付面積
- $g_i$ :  $i$ 品種の反収指数 (坊主5号=100)

○省力的技術指数 ( $T$ ) 図-3

耕うん機・トラクター・バインダー・自脱型コンバイン・田植え機、に関する「米生産費」の原単位量評価額を機械の価格指数でデフレートレ、昭和45年を100として指数化したものを省力的技術指数に用いた。

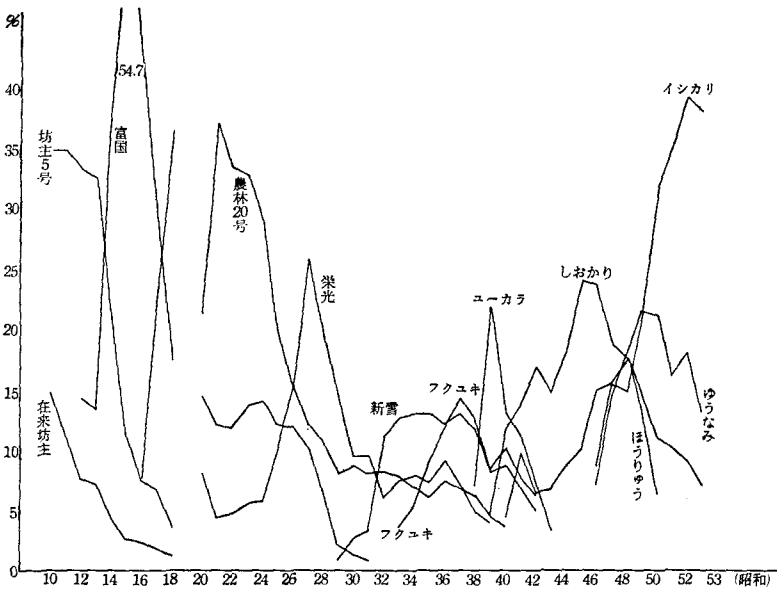


図-4 水稲品種別作付割合 (%)

資料：「北海道における水稲品種の変せん」北海道産米改良協会連合会

III-2 計測式とデータ

農家が生産要素投入量を決定する時、生産物価格ならびに生産要素価格に対する情報量の不足、また経営資金の不足等により、現実の投入量が最適投

入量<sup>14)</sup>と乖離した水準になる可能性は強い。そこで、II章で示したコストシェア式をタイム・シリーズデータから計測する時、計測期間における部分調整過程を仮定する。すなわち、

$$S_{it} - S_{it-1} = \beta_i (S_{it}^* - S_{it-1}) \quad (20)$$

$S_{it}^*$ :  $t$ 期の $i$ 要素の最適コストシェア

$\beta_i$ : 調整係数

$$0 < \beta_i < 1, \quad \beta_i = \beta^{15)}$$

上記のコストシェアにおける調整過程はあくまで、現実の投入量におけるTime-lagの存在に起因する。

これらを踏まえ、また昭和45年以降の生産調整を考慮し、計測式を次のように特定化した。

$$S_{it} = \beta_i v_i + \beta_i \sum_{j=1}^n r_{ij} \ln p_{jt} + \beta_i r_{iY} \ln Y_t + \beta_i r_{iH} \ln H_t + \beta_i r_{iT} \ln T_t + \beta_i d_i DM + (1 - \beta_i) S_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (21)$$

$DM$ : 政策ダミー (昭和33~44年: 0, 45年~53年: 1)

$\varepsilon_{it}$ : かく乱項,  $t$ : 計測期間

$\varepsilon_{it}$ について

$$E(\varepsilon_{it}) = 0 \quad (22)$$

$$E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{jt}) = \Omega_{ij}, \quad E(\varepsilon_{it} \varepsilon_{j't'}) = 0$$

$E$ : 統計的期待値を表わす,  $t \neq t'$

と仮定する。

<制約条件>

$$\left\{ \begin{array}{l} r_{ij} = r_{ji} \quad (\text{対称性条件}) \end{array} \right. \quad (23)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{i=1}^n v_i = 1, \quad \sum_{j=1}^n r_{ij} = \sum_{i=1}^n r_{iY} = \sum_{i=1}^n r_{iH} = \sum_{i=1}^n r_{iT} = \sum_{i=1}^n r_i = 0 \end{array} \right. \quad (24)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \sum_{j=1}^n r_{ij} = 0 \quad (\text{同次性条件}) \end{array} \right. \quad (25)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \beta_i = \beta \quad (\text{各要素間で一定}) \end{array} \right. \quad (26)$$

14) 本稿では、最小費用化行動にもとづく投入量を最適投入量と考える。

始めに最小2乗法により(21)式を推計し、 $r_{iY}=0^{16)}$ と制約条件(25)式の $t$ -検定を行なった。これらの制約が各方程式で受容されれば、次の $(n-1)$ 本の方程式を同時推定すればよい。

$$S_{it} = \beta_i v_i + \beta_i \sum_{j=1}^{n-1} r_{ij} \ln(p_{it}/p_{ni}) + \beta_i r_{iM} \ln H_t + \beta_i r_{iR} \ln T_t + \beta_i r_{iD} + (1-\beta_i) S_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

計測方法は Zellner の効率的推定法を用い、パラメータ推定値に収束基準をもうけて反復計算を行なった<sup>17)</sup>。この方法では、任意の要素の方程式を同時推定から除いても、パラメータ推定値は不変である。

制約条件(23)式と(26)式については、制約をつけて同時推定を行ない、 $F$ -検定を行なった<sup>18)</sup>。

- 15) Nadiri, Rosen [24] が要素需要において指摘した調整の Cross effect をコストシェアに適用し、Cross の調整係数を含んだ一般形において、調整係数の制約を考えると、

$$\begin{bmatrix} S_{1t} - S_{1t-1} \\ \vdots \\ S_{Nt} - S_{Nt-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} B \\ \vdots \\ B \end{bmatrix} \begin{bmatrix} S_{1t}^* - S_{1t-1} \\ \vdots \\ S_{Nt}^* - S_{Nt-1} \end{bmatrix} \quad (1)$$

$$B = \beta_{ij} \quad i, j = 1, \dots, N$$

①式より

$$\sum_{i=1}^N S_{it} = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \beta_{ij} (S_{jt}^* - S_{jt-1}) + \sum_{i=1}^N S_{it-1} \quad (2)$$

となり、 $\sum_{i=1}^N S_{it} = 1$ 、 $\sum_{i=1}^N S_{it-1} = 1$ であるから、②式が恒等式である為には、

$$\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N \beta_{ij} (S_{jt}^* - S_{it-1}) = 0 \quad (3)$$

である。ゆえに、

$$\sum_{j=1}^N \beta_{j1} = R, \quad \sum_{j=1}^N \beta_{j2} = R, \quad \dots, \quad \sum_{j=1}^N \beta_{jN} = R$$

は③式の十分条件となる。

また、(20)式と同じナローブ型調整ラグを仮定した Le Thanh Nghip [22] に対し、Hunt [16] は調整係数について帰無仮説  $H_0: \beta_i = \beta$ 、 $H_0: \beta_i = 1$  の検定の必要性を指摘している。

- 16)  $r_{iY}=0$ なら、費用関数は homothetic である。Denny, May [9] 参照。  
 $t$ -検定については Johnston [17] pp. 138 参照。  
 17) 詳しい推定方法は Zellner [33], Kmenta, Gilbert [21] 参照。  
 18) 制約条件の  $F$ -検定については Theil [31] pp. 312-316 参照。

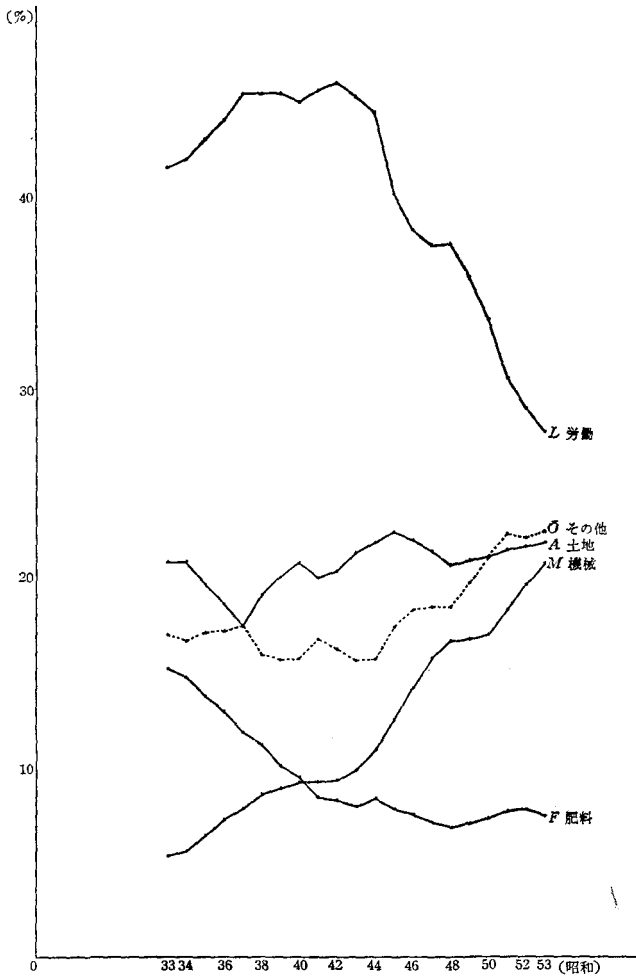


図-5 生産要素コストシェア ( $S_i$ ) (3カ年移動平均)

生産要素は、労働 ( $L$ )・土地 ( $A$ )・機械 ( $M$ )・肥料 ( $F$ )・その他 ( $O$ ) と5つに分類した。それぞれのコストシェアおよび価格のデータは「米生産費」, 「農村物価賃金統計」より得た。このデータを3カ年移動平均し計測に用いた。

$S_i$ : それぞれの要素について、第2次生産費に占める割合

技術進歩の偏向性の計測

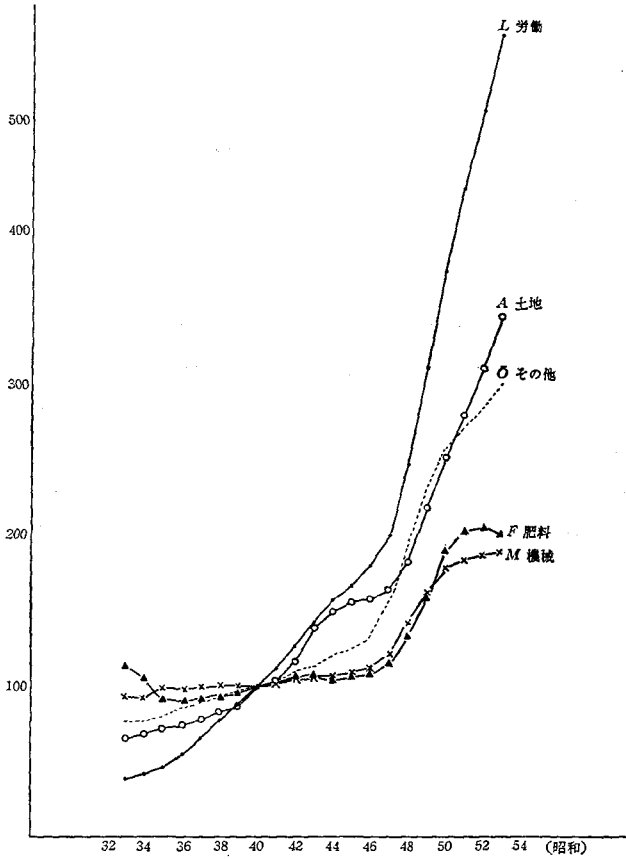


図-6 生産要素価格指数 (昭和40年=100.0)

$p_L$  = 反当労働費/反当労働時間

$p_A$  = 反当地代

$p_M$ : 昭和40~53年 生産資材価格 (耕うん機・トラクター・バインダー・田植え機) を各普及率をウェイトとし指数化 (ウェイトは昭和40, 45, 50年でリンク)

昭和33~39年 全国農機具価格にリンク

$p_F$ : 昭和40~53年 北海道肥料価格指数

昭和33~39年 全国肥料価格指数にリンク

$p_0$ : 種苗・建物・防除・諸材料・料金の各価格指数に、その他に占める割合をウェイトとして指数化

以上の動向は図-5ならびに図-6に示されている。

#### IV. 計測結果と考察

初めに、計測式(21)式を制約条件(25)式と  $r_{iY}=0$  を付けずに、最小2乗法により計測した。推定パラメータ  $\hat{r}_{ij}$  と  $\hat{r}_{iY}$  について、同次性条件とホモセティック条件が満たされているか否か統計的検定を行なった。その結果、表-1に見られるように、同次性条件とホモセティック条件についての帰無仮説  $H_0: \sum_{j=1}^n r_{ij}=0, r_{iY}=0$  は受容された。従って、同次性条件とホモセティック条件を付加した計測式(27)式により、費用関数のヘッセ行列の対称性条件ならびに調整係数についての制約条件の検定を行なった。帰無仮説  $H_0: r_{ij}=r_{ij}, \beta_i=\beta$  の  $F$ -値は  $F(9, 48)=1.099$  で5%有意水準で対称性条件ならびに調整係数一定の条件は棄却されなかった。

表-1 費用関数における同次性条件, homothetic 条件の検定

生産要素	$\sum_{i=1}^5 \hat{r}_{ij}$	$t$ -値 <sup>d)</sup>	$\hat{r}_{iY}$	$t$ -値 <sup>e)</sup>	$R^2$
労働	-.0397	-.2193●●	.0355	1.8195*	.991
土地	.0158	.0672●●	-.0421	1.4290**	.592
機械	.0027	.0151●●	-.0158	1.0286**	.993
肥料	.0341	.5493●	-.0100	1.6474**	.996
その他	.0055	.0357●●	.0257	1.4889**	.951

注 a) 帰無仮説は  $H_0: \sum_{i=1}^5 \hat{r}_{ij}=0$  と  $H_0: \hat{r}_{iY}=0$  である。

b) 各コストシェア式を最小2乗法で計算した。

c)  $R^2$ は自由度修正済み決定係数である。

d) ●, ●●はそれぞれ有意水準30%, 40%で帰無仮説(同次生条件)が受容されることを示す。

e) \*, \*\*はそれぞれ有意水準5%, 10%で帰無仮説(Homothetic条件)が受容されることを示す。

以後の分析は、計測式(27)からの推定値(表-2)にもとづくものであり、その前に表-2の計測結果の検討を行なう。土地について決定係数は少し低く出たが、他の生産要素ごとの当てはまりは良好であった。また、各パラ

メータ推定値の有意性は、肥料 ( $r_{iM}$ ) と反収増大的技術指数 ( $r_{iH}$ ) について低かったが、他については一般に有意な値を示している。

ところで、推定された費用関数が well-behaved な生産構造と一致するためには、次の条件が満たされなければならない<sup>19)</sup>。

i) Monotonicity condition

要素価格について増加関数であること。この為には、表-2 のパラメータ

表-2 生産要素の各コストシェア式のパラメータ推定値  
( $r_{ij}=r_{ji}$ ,  $\beta_i=\beta$ )

生産要素	$\hat{r}_{iL}$	$\hat{r}_{iA}$	$\hat{r}_{iM}$	$\hat{r}_{iF}$	$\hat{r}_{iO}$
労働	.01501 (.01057)	-.09452 (.00963)	.00798 (.00716)	-.01424 (.00519)	.08577
土地	-.09452 (.00963)	.05484 (.01216)	.03482 (.00823)	.00528 (.00505)	-.00042
機械	.00798 (.00716)	.03482 (.00823)	.05453 (.03050)	-.05629 (.01495)	-.04104
肥料	-.01424 (.00519)	.00528 (.00505)	-.05629 (.00839)	.00839 (.01083)	.05686
その他	.08577	-.00042	-.04104	.05686	-.10117

生産要素	$\hat{r}_{iH}$	$\hat{r}_{iF}$	$\hat{d}_i$	$1-\beta$	$R^2$
労働	.00373 (.00326)	-.12208 (.03822)	-.02833 (.00347)	.69368 (.03771)	.991
土地	-.00120 (.00337)	.02149 (.01141)	.00313 (.00345)	.69368 (.03771)	.719
機械	.00822 (.00249)	.02917 (.00813)	.01146 (.00261)	.69368 (.03771)	.998
肥料	.00135 (.01707)	.00921 (.00154)	-.00357 (.00147)	.69368 (.03771)	.988
その他	-.01210	.08063	.01731	.69368	

- 注 a) 対称性条件、と調整係数一定の制約付きで計測式(27)を同時推定した。  
 b) ( )内の数値は標準誤差、 $R^2$ は自由度修正済み決定係数を表わす。  
 c) その他については制約条件(24)式より求めた。  
 d)  $1-\beta$ の推定値より調整係数は  $\beta=0.30632$  である。

19) トランスログ関数はII章で指摘した flexible functional form としての利点をもつが、一方で実証分析に適用した時、既存の経済理論に合致した性質を計測された関数が備えているか否か、検討する必要性を常に内在させている。

を用いたコストシェアの推定値 ( $\hat{S}_i$ ) が正でなければならない<sup>20)</sup>。

ii) Concavity condition

要素価格について凸である。これは、費用関数のヘッセ行列式が非正定値符号である時満たされる。

条件 i), ii) は総てのサンプルについて満たされた。ゆえに、表-2 の計測結果は well-behaved な生産構造を表わしていると結論できる。

以下、表-2 で与えられたパラメータ推定値と計測データから導かれる推定値についてファクト・ファインディングを行なう。

1) 代替の偏弾力性 (表-3)

表-3 で示される代替の偏弾力性 ( $\sigma_{ij}$ ) は、産出量を一定とした時の生産要素間の代替関係を表わしている。

表-3 生産要素間の代替の偏弾力性 ( $\sigma_{ij} = \sigma_{ji}$ )

$i \backslash j$	労働	土地	機械	肥料	その他
労働	-1.406 (.067)	-.142 (.116)	1.168 (.150)	.625 (.137)	2.198
土地	-.142 (.116)	-1.041 (.043)	2.414 (.334)	1.268 (.257)	.989
機械	1.168 (.150)	2.414 (.334)	-3.555 (.014)	-3.979 (1.322)	-9.27
肥料	.625 (.137)	1.268 (.257)	-3.979 (1.322)	-8.600 (.009)	4.343
その他	2.198	.989	-.927	4.343	-7.743

注 a)  $\sigma_{ij}$  は(17)の算出式より求めた。この時、 $r_{ij} = r_{ji}$  であるから  $\sigma_{ij} = \sigma_{ji}$  となることは明らかである。

b) 算出式におけるコストシェア ( $S_i$ ) は計測期間の平均値を用いた。

c) ( ) 内の数値は標準誤差を表わす。

$$SE(\sigma_{ij}) = \frac{SE(r_{ij})}{\hat{S}_i \hat{S}_j} \quad SE: \text{標準誤差}$$

機械と肥料に強い補完関係が見られる。これは、耕うん機・トラクターの導入が深耕を可能にし肥料の増投に結びついたことと、品種改良(耐肥性の向上)に伴う肥料の増投とによる。

20) このことは  $\frac{\partial \ln C}{\partial \ln p_i} = \frac{p_i}{C} \cdot \frac{\partial C}{\partial p_i} = S_i$  の関係から、 $p_i, C$  は常に正であり  $S_i$  が正ならば、必然的に  $\frac{\partial C}{\partial p_i} > 0$  である。

機械と労働に代替関係が見られるが、これは予想したよりも強くなかった。このことは、水田の耕起・整地への耕うん機・トラクター使用による労働節減分は、育苗の管理に集約的に投下されたことによると考える。計測期間においては昭和45年以降、田植・収穫作業の機械化により大幅な労働節減がもたらされており、それ以後の労働と機械の代替関係は強いと考えられる。

労働と肥料の代替関係は、労賃の高騰に伴う自給肥料価格の上昇が購入肥料の増投をもたらしたことによる。この期間、肥料費に占める購入肥料費の割合は約60%から85%に上昇している。

2) 生産要素需要の価格弾力性 (表-4)

価格弾力性 ( $\eta_{ij}$ ) は産出量を一定とした時、 $j$ 要素の価格変化に対する $i$ 要素の需要量の変化率を表わす。自己価格弾力性はすべての要素について負で、正しい符号をとっている。しかし、その他を除く各生産要素の需要弾力性は  $-0.4 \sim -0.8$  と非弾力的であった。

日本の稲作全体を対象とした加古 [18] 氏の計測結果と比較してみると、肥料・労働・土地は非弾力的ながら、全国平均よりも大きな値である。また一方、機械においてはより非弾力的な面を示している。

表-4 生産要素の価格弾力性 ( $\eta_{ij}$ )

$i \backslash j$	労働	土地	機械	肥料	その他	加古 <sup>c)</sup> $\eta_{ii}$
労働	-.562 (.026)	-.036 (.024)	.139 (.018)	.059 (.013)	.393	-.465
土地	-.057 (.047)	-.528 (.059)	.287 (.040)	.120 (.024)	.177	-.488
機械	.467 (.060)	.500 (.069)	-.423 (.256)	-.378 (.126)	-.166	-.588
肥料	.250 (.055)	.262 (.053)	-.473 (.157)	-.817 (.114)	.777	-.320
その他	.879	.205	-.110	.412	-1.386	-1.647

注 a) (18)式のコストシェア ( $S_i$ ) に計測期間の平均値を用いて算出した。

b) ( ) 内の数値は標準誤差を表わす。

$$SE(\eta_{ij}) = \frac{SE(r_{ij})}{S_i} \quad SE: \text{標準誤差}$$

c) 加古 [18] より引用。トランスログ費用関数を用い、全国の稲作を対象とした需要の自己価格弾力性。1970年の計測値を引用。

表-5 生産要素投入量の変化

要素 \ 要因	$G(x_i)$	$G(Y)$	$\frac{\bar{\eta}}{\sum_{j=L}^{\bar{\eta}} \eta_{ij} G(p_j)}$	$\frac{r_{iH}}{S_i} G(H)$	$\frac{r_{iT}}{S_i} G(T)$	$N_i^H \dot{H} + N_i^T \dot{T}$ (残差)
労働 $L$	-.040	.014 (-35.0)	-.025 (62.5)	.009 (-22.5)	-.027 (67.5)	-.011 (27.5)
土地 $A$	.002	.014 (700.0)	.002 (100.0)	-.00002 (-1.0)	.014 (700.0)	-.028 (-1400.0)
機械 $M$	.032	.014 (43.8)	.055 (171.9)	.001 (3.1)	.022 (68.8)	-.060 (-187.5)
肥料 $F$	.020	.014 (70.0)	.069 (345.0)	.002 (10.0)	.002 (10.0)	-.067 (-335.0)
その他 $\bar{O}$	.024	.014 (58.3)	.010 (41.7)	-.009 (-37.5)	.012 (50.0)	-.027 (-112.5)

- 注 a) 算出式は(15)式。但し、 $\frac{\partial \ln x_i}{\partial \ln Y} = 1$  (constant return to scale) と仮定した。  
 b)  $N_i^H \dot{H} + N_i^T \dot{T}$  とコストシェア式の推定にともなう誤差等が含まれる。  
 c) ( ) 内の数値は  $G(x_i)$  に対する各要因の寄与率 (%) を表わす。

表-6 生産要素投入比率の変化

要素比率 \ 要因	$G\left(\frac{x_i}{x_j}\right)$	Price effect	反収増大的技術進歩のバイアス効果	省力的技術進歩のバイアス効果
$L/A$	-.042	-.027 (64.3)	.009 (-21.4)	-.041 (97.6)
$M/A$	.030	.053 (176.7)	.001 (3.3)	.008 (26.7)
$F/A$	.018	.067 (372.2)	.002 (11.1)	-.012 (-88.8)
$M/L$	.072	.080 (111.1)	-.008 (-11.1)	.049 (68.1)
$F/L$	.060	.094 (156.7)	-.007 (-11.7)	.029 (48.3)
$F/M$	-.012	.014 (-116.7)	.001 (-8.3)	-.020 (166.7)

注 a) (16)式にもとづき算出した。

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Price effect: } \left\{ \frac{\bar{\eta}}{\sum_{k=L}^{\bar{\eta}} \eta_{ik} G(p_i)} - \frac{\bar{\eta}}{\sum_{k=L}^{\bar{\eta}} \eta_{jk} G(p_j)} \right\} \\ \text{反収増大的技術進歩のバイアス効果: } \left( \frac{r_{iH}}{S_i} - \frac{r_{jH}}{S_j} \right) G(H) \\ \text{省力的技術進歩のバイアス効果: } \left( \frac{r_{iT}}{S_i} - \frac{r_{jT}}{S_j} \right) G(T) \end{array} \right.$$

$S_i$  には計測期間の平均値を用いた。

- b) ( ) 内の数値は  $G(x_i/x_j)$  に対する各要因の寄与率 (%) を表わす。

### 3) 生産要素投入水準の変化 (表-5, 表-6)

生産要素投入量の変化率に対する各要因の効果は表-5の通りである。表-5の価格効果については、先に掲げた需要の価格弾力性は非弾力的であったにもかかわらず機械と肥料についてその効果は大きく、土地に対する価格効果は小さかった。

技術進歩の偏向性は(8)式の定義より、それぞれ次の様に整理できる。

#### ○反収増大的技術進歩

：労働使用的，土地節約的，機械使用的，肥料使用的，その他節約的

#### ○省力的技術進歩

：労働節約的，土地使用的，機械使用的，肥料節約的，その他使用的

反収増大的技術進歩のバイアス効果と比較して，省力的技術進歩のバイアス効果は全ての要素について大きかった。ゆえに，この期間の省力的技術進歩は急速であり，かつ，バイアスを強くもっていたといえる。ここでさらに注目すべき点は，労働・土地・その他に対して，2つの技術進歩は逆方向のバイアス効果を持っていたことである（正 $\leftrightarrow$ 負）

例えば労働について，2つの技術進歩を分離しなければ，技術進歩は労働を年率1.8%減少させるバイアス効果を持っていたと考えられる。しかし，現実の機械化を中心とする省力的技術進歩は年率2.7%減少させるといふ，より大きなバイアス効果を持っていたと言える。

また，労働に対する省力的技術進歩は，中立的効果より労働節約へのバイアスを強くもった技術進歩であった。肥料について技術進歩のバイアス効果は共に小さく，戦前における肥料使用的技術進歩から労働節約的技術進歩への移行をみることができる。

表-6は，生産要素投入比率の変化率に対する価格効果と技術進歩のバイアス効果を表わしている。反当労働投入量( $L/A$ )の減少や労働に対する機械装備率( $M/L$ )の増大に対して，省力的技術進歩のバイアス効果が大きかったことは明らかである。特に反当労働投入量については，価格効果以上にその比率変化に大きく影響したことを示している。

要素投入比率の変化に対しても，反収増大的技術進歩の影響は小さかった。反当労働投入量に対して労働使用的なバイアス効果を示しているが，これはこの期間において，機械化に先行した保護苗代の普及や早植栽培の進行

が、労働を増投させるものであったからと考えられる。

次に、コストシェア式における調整過程の導入について、表-1の推定値より無帰仮説  $H_0: 1-\beta=0$  は有意水準1%で棄却される。ゆえに  $\beta \neq 1$  は、農家の現実の生産要素投入量が最適投入水準でなかったことを意味する。この背景には、生産物ならびに生産要素価格についての情報の不完全さもさることながら、この期間の労賃の高騰に対する機械の導入に関して次のことが考えられる。

分割性の乏しい大型機械においては、その導入に際して短期的に固定的である耕地規模との関連が強く、また一方で、導入時に多額の資金を必要とすること。また、昭和45年頃までは稲作作業の部分的な機械化であり、技術的にはほぼ機械体系としての成立をみたのは近年であることの影響は強いと考えられる。

## V. 結 び

以上見てきたように、本稿では生産要素投入水準の要因分析の視点から、生産要素投入量および投入比率に対する技術進歩のバイアス効果と中立的効果を分離するモデルを提示し、トランスログ費用関数からのパラメータを用いることによって技術進歩のバイアス効果を推定した。これによって、従来残差として求めた技術進歩の効果を中立的効果とバイアス効果に分離し、数量的に把握することができた。

また、技術進歩を反収増大的技術進歩と省力的技術進歩とに分離することにより、2つの技術進歩の異なった偏向性を明らかにすることができた。

農家の生産行動における調整過程については、Time-lagの存在を指摘したにとどまるが、技術進歩の性格に対する農家の行動を考察する一方法を示せたと考える。

以上のことを通して、生産構造の変化に対し大きなウェイトをもつ技術進歩の性格である偏向性について、数量的に把握する重要な分析手法を提示できたと考えられる。

なお、計測上の問題点や技術進歩と大きなかかわりをもつ規模の経済、ならびに農家の生産行動における調整過程のメカニズムに関しては今後の作業の課題としたい。

追 記

本稿は昭和56年度日本農業経済学会での報告をまとめたものである。

草稿の段階で崎浦誠治教授、森島賢助教授（現；東京大学）をはじめ多くの方々には有益な助言をいただいた。ここに謝意を表する。無論、あり得べき誤の責任はすべて筆者にあることは言うまでもない。

計算については、北海道大学大型計算機センター M-200 H, M-180 を利用した。

—参考文献—

- [1] 秋野正勝「農業生産関数の計測」『農業総合研究』Vol. 26. No. 2, 1972。
- [2] 阿部順一「生産要素代替の偏弾力性」田島重雄他『近代農業経営学の理論と応用』明文書房, 1978。
- [3] Binswanger H. P. "A Cost Function Approach to the Measurement of Elasticity of Factor Demand and Elasticity of Substitution" *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 56. No. 2, 1974.
- [4] Binswanger H. P., Ruttan V. W. and Others: *Induced Innovation*, The John Hopkins University Press 1978.
- [5] Christensen L. R., Jorgenson D. W. and Lawrence Lau "Conjugate Duality and The Transcendental Logarithmic Function" *Econometrica* Vol. 36. No. 4, 1971.
- [6] Christensen L. R., Jorgenson D. W. and Lawrence Lau "Transcendental Logarithmic Production Frontiers" *The Review of Economics & Statistics* Vol. 55. 1975.
- [7] Christensen H. P., Jorgenson D. W. and Lawrence Lau "Transcendental Logarithmic Utility Function" *American Economic Review* Vol. 65. No. 3, 1975.
- [8] Denison E. F.: *The Source of Economic Growth in the United States and the Alternatives before U.S.*, New York, 1962.
- [9] Denny M. and May D. J. "Homotheticity and Real Value-Added in Canadian Manufacturing" *Production Economics: A Dual Approach to Theory and Application*, Volume 2, North-Holland, 1978.
- [10] Griliches Z. "Research Costs and Social Return: Hybrid Corn and Related Innovations" *Journal of Political Economy*, 1958.
- [11] Griliches Z. "Measuring Inputs in Agriculture: A Critical Survey" *Journal of Farm Economics*, 1960.
- [12] Griliches Z. "The Sources of Measured Productivity Growth: United States Agriculture 1940-1960" *Journal of Political Economy*, 1963.

- [13] Griliches Z. "Agricultural Production Function" *American Economic Review*, 1964.
- [14] Hayami Y. and Ruttan V. W.: *Agricultural Development An International Perspective*, The John Hopkins Press 1971.
- [15] 速水佑次郎, 山田三郎「工業化の始発期における農業の生産性」川野重任編『日本農業と経済成長』東大出版会, 1970。
- [16] Hunt, T. L. "The Structure and Change of Technology in Prewar Japanese Agriculture: Comment" *American Journal of Agricultural Economics* Vol. 62. No. 4, 1980.
- [17] Johnston J.: *Econometric Method*, 2nd ed. McGraw-Hill, 1972.
- [18] Kako Toshiyuki. "Decomposition Analysis of Derived Demand for Factor Inputs: The Case of Rice Production in Japan" *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 60, 1978.
- [19] 加古敏之「稲作の技術進歩の性格の計測」『農林業問題研究』第54号, 1979。
- [20] 加古敏之「稲作における規模の経済の計測」『季刊理論経済学』Vol. 30. No. 2, 1979.
- [21] Kmenta J. and Gilbert R. F. "Small Sample Properties of Alternative Estimators of Seemingly Unrelated Regressions" *Journal of American Statistical Association* Vol. 63, 1968.
- [22] Le Thanh Nghiep "The Structure and Changes of Technology in Prewar Japanese Agriculture" *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 61. No. 4, 1979.
- [23] レ・タン・ギエップ「戦前日本農業の技術構造とその変化」『農業経済研究』Vol. 49. No. 3, 1977。
- [23] Nadiri M. I. and Rosen S.: *A Disequilibrium Model of Demand for Factors of Production*, National Bureau of Economic Research, 1974.
- [25] Solow R. M. "A Contribution to the Theory of Economic Growth" *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 70. No. 1, 1956.
- [26] 沢田収二郎「農業生産向上における技術と経営」『農業経済研究』Vol. 31. No. 3, 1960。
- [27] 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。
- [28] Shephard R.: *Cost and Production Function*, Princeton University Press 1953.
- [29] 七戸長生「戦後におけるわが国稲作の展開の性質—水稲単作の奇型化の経過—」北大農業経営学教室 農業経営研究』第6号, 1979。
- [30] 土屋圭造「日本農業の技術進歩率 1922—1963—稲作技術をめぐって—」『農業経済研究』Vol. 38. No. 2, 1966。
- [31] Theil H.: *Principles of Econometrics*, North-Holland, 1971.
- [32] 茅野甚治郎「戦後北海道稲作の技術変化—費用関数からの接近—」北大農業開

技術進歩の偏向性の計画

発論研究室『北海道農業のシミュレーション分析』1980。

- [33] Zellner A. "An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regression and Test for Aggrigation Bias" *Journal of American Statistical Association*, Vol. 57, 1962.