



# HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	生産関数分析における人的投入財
Author(s)	趙, 錫辰; Cho, Suk Jin
Citation	北海道大学農経論叢, 36, 13-42
Issue Date	1980-03
Doc URL	<a href="https://hdl.handle.net/2115/10941">https://hdl.handle.net/2115/10941</a>
Type	departmental bulletin paper
File Information	36_p13-42.pdf



# 生産関数分析における人的投入財

—— その重要性並びに経済的意味をめぐって ——

趙 錫 辰\*

## 目 次

I 序	13
II クロス・セクション生産関数と経営者能力	14
III コブ・ダグラス生産関数とその計測上の問題	18
IV モデルの識別と計測	19
1. モデルの識別	19
2. データ・ソース及び変数	19
3. 計測	20
V 計測結果の検討	27
1. 規模効果	27
2. 技術効率	29
3. 年次効果と技術進歩	32
4. 価格効率	34
5. 生産コストと技術効率	36
VI 結果の要約	38
参考文献	40

## I 序

本稿の目的は生産における人的投入財ともいうべき企業の経営者能力を慣習的投入財に対する一種の代替財として把握し、ミクロ・レベルでの横断面データによる生産関数計測と関連してその重要性並びに経済的意味を計量的に探求すると共に、個別企業の経営者能力を考慮した意味での企業内 (Intra-

\* 大韓民国 嶺南大学校農畜産大学 助教授

本稿は昭和54年1月北海道大学に提出した学位論文「Managerial Ability and Estimation of Individual Firm Production Function, Hokkaido University, Jan. 1979」の一部を修正、要約したものである。

firm) 生産関数計測を通じて北海道内における牛乳生産の経済分析を行うことである。以上のような本稿の目的意識の下で、企業の経営者能力は生産と緊密に結びついているし、またその意味においてマイクロ・レベルでの横断面データによる生産関数計測の際には経営者能力を顕示的に考慮すべきであるというのが本稿の基本的仮説である。

## Ⅱ クロス・セクション生産関数と経営者能力

生産関数は本来要素投入と産出物生産の技術的關係を定量的に把握する用具である。それはそもそも新古典派的考え方と結びついて、ミクロ的には部分均衡論的な概念と密接に関連してきた。したがって、1産業内の各個別企業は産出物市場並びに要素市場においてそれぞれ無限に弾力的な需要曲線と供給曲線をもって利潤最大を実現しているものと仮定される。この際もう1つ留意すべき点は、各個別企業の生産が同一生産関数上で行われるという仮定である。そのもっとも代表的な例が Bronfenbrenner (1944) の企業間 (Inter-firm) 生産関数の概念である。しかしこの場合横断面データによるマイクロ・レベルでの生産関数計測は必ずしも容易ではない。というのは与えられた価格条件の下で利潤最大を経営目標とする各個別企業が採用すべき生産要素の投入比率並びに限界生産力が異なる個別企業間で一致するからである。すなわち、ランダムな攪乱要素と規模の格差による影響を除けば、すべての企業はある等量線上の1点に位置することになる。しかし、われわれが計測しようとするのは等量線の全領域であるだけに Under-Identification の問題が生ずる。<sup>1)</sup> 経営者能力の慣習的投入財に対する代替財としての機能を重視するなら、実証の問題と絡んで生ずる上記の理論的矛盾に対する主な理由の1つとしてつぎのことを指摘することができよう。すなわち、各個別企業の

1) この点に関しては Desai (1976) を参照されたい。

しかし、実際には経営者能力を無視したまま通常の最小自乗法 (OLS) を用いてマイクロ・レベルの生産関数計測が行われるが計算上の問題は生じない。この事実はつぎの2つの意味をもつものとして考えられる。第1は、生産者が同一生産関数上で利潤最大を実現しながら生産しているという仮定が現実と合致しない場合である。

第2に、もしそうでないとするなら、生産関数は計測できても、その場合計測された生産関数のパラメータにはバイアスが含まれていることを意味する。

生産が同一生産関数上で行われるという仮定からそれを企業間生産関数をもって代表させる点である。しかし、このような仮定の下では仮に企業間生産関数が計測できたとしても、個別企業の生産に関する限り、直接にはなんの情報も与えないことは自明である。

またその場合計測された生産関数が意味するところも Aigner and Chu (1968) が指摘しているように必ずしも明確ではない。生産関数分析の主な目的の一つが稀少資源の適正配分という課題<sup>2)</sup>に対して答えることと、その場合における分配の限界生産力理論が本来ミクロ的なものであることを考えると、個別企業特有の経営者能力を考慮した意味での企業内関数を計測するほうがより望ましいと思われる。完全競争並びに企業間生産関数の仮定の下では、各個別企業がある等量線上の1点で観察されるということは前述の通りである。もしこの場合横断面並びに時系列データをプールすることになると、年次間の価格変動によって事態を若干改善することは可能であろうが、決してそれが問題の解決までには至らない。しかし企業内生産関数の概念を導入することによって、われわれは完全競争の仮定を損うことなく問題解決の糸口をつかむことができる。いま企業間生産関数を (1.1) 式のように書くことができる。

$$Y_i = A_0 f(x_{1i}, x_{2i}), \quad (i=1, \dots, n) \quad (1.1)$$

同じく企業内生産関数を (1.2) 式のように書くことができる。

$$Y_i = A_i f(x_{1i}, x_{2i}) \quad (1.2)$$

上記の両式で  $Y_i$  と  $X_{ki}$  ( $k=1, 2$ ) はそれぞれ  $i$  企業の産出物と要素投入量を表わす。その他  $A_0$  と  $A_i$  は定数項であるが、 $A_0$  は共通であり  $A_i$  は企業間で異なる。したがって、(1.1) 式は企業間生産関数に相当し、(1.2) 式は中立的な能力格差の仮定を含む企業内生産関数として理解することができる。生産関数を (1.2) 式のように識別する根拠としては色々な理由があるが、もっとも重要なのは経営者能力および環境条件等の違いによって生ずる生産効率の格差を考慮するためである。上記の両生産関数は勿論産出物と要素間の技術的關係を表わすものであるが、実際生産者が採用する要素投入量

2) Fisher (1971).

3) これに関しては Griliches (1957), Hoch (1958, 1962) 及び Mundlak (1961) 等を参照されたい。

は生産者の経営目標である利潤最大を意識した意思決定に基づくものと考えられる。したがって、われわれは生産関数のみではなく生産者の行動（意思決定）方程式をも共に考慮する必要がある。そこで利潤最大の1階の条件からつぎのような行動方程式が得られる。まず(1.1)式からは

$$\begin{aligned} f_k &= P_{xk}/P_y = P_k & (f_k = \partial Y/\partial X_k) \quad k=1, 2, \\ Y_i &= A_0 f(x_{1i}, x_{2i}) \end{aligned} \quad (1.1)'$$

同じく(1.2)式に関しては

$$\begin{aligned} f_{ki} &= (P_{xk}/P_y) E_k^i = P_{ki} \\ Y_i &= A_i(x_{1i}, x_{2i}) \end{aligned} \quad (1.2)'$$

が得られる。上記の両式において  $P_x$ ,  $P_y$  はそれぞれ生産要素と産出物の価格で定数である。それから(1.1)'式が(1.2)'式と異なる点は(1.2)'の右側に  $E_{ki}$  が入っているほか添字の  $i$  がついていることである。この場合の  $E_{ki}$  は個別企業ごとの価格効率を示すもので(1.2)式の  $A_i$  に相応する。同一価格条件の下においても各企業が実際意思決定の段階で直面する価格は必ずしも一致するとは限らない。要素投入と産出物の生産までかなりの時間的ギャップが介在している農業のような産業においては特にそうである。このような場合は完全競争が支配している産業においてすら個別企業特有の行動様式、すなわち将来に対する予測、リスクや不確実性に対する反応その他資本制約等によって、各企業が意思決定の段階で受け入れる価格は異なる。この点を考慮すると(1.2)'式において価格条件は  $(P_{xk}/P_y)$  の代わりに  $(P_{xk}/P_y)E_{ki}$  として考えるほうがより現実的であるように思われる。したがって、完全競争の仮定の下においても(1.2)'式の  $E_{ki}=1$  の条件が成り立つ場合のみ完全な利潤最大の実現が可能になる。一方、方程式体系(1.1)'は与えられた3つの価格変数の下で内生変数  $Y$ ,  $X_1$  及び  $X_2$  を決めなければならない。しかしこれら価格変数  $P_{x1}$ ,  $P_{x2}$  及び  $P_y$  は完全市場価格である。すなわち、この方程式体系内では外生変数もしくはラグつき内生変数、いずれかの形でも先決変数が存在しないため計測が困難である<sup>4)</sup>。これに対して方程式体系(1.2)'の場合は  $E_{ki}$  を導入することによって、完全市場の下においても各

4) ここでもし生産関数(1.1)のみをOLSを用いて計測すると、Marschak and Andrews (1944)によって指摘されたマネージメント・バイアスが生ずることがある。

別企業が直面する価格はコンスタントではなくなるが、事前に  $E_{ki}$  の値を把握することが困難であるため同じく計測上の問題は残る。<sup>5)</sup>

したがって、われわれは別な計測方法を講じなければならない。この種の問題に対する一つの解決策として共分散分析法を適用した研究例がある。<sup>6)</sup> 本稿においても同じく共分散分析法による計測を行う。ただし、実証においては(1.2)式のように企業内生産関数の中立的なケースのみではなく非中立的な能力格差をも含むことによってより包括的な検討を試みたい。ここで共分散分析法の適用と関連して若干の説明をしておこう。共分散分析法とは Scheffe (1959) が定義したように一つの回帰モデルの中において、直接量として計測可能な変数と前述した経営者能力のように直接には計測が困難な質的変数をも同時に扱うことができるという点で通常の OLS 及び分散分析法とは異なる。ここで質的変数を同時に扱うことができるというのは、事前にそれをなんらかの方法で指数化するというのではなく、そのような質的変数の影響を予め除去することによってパラメータに生ずるバイアスをなくすることを意味する。また事後的にはその相対的な大きさを指数化することが可能である。経営者能力が複数の諸要因によって形成されているとすれば、予めそれを量として把握しようとすることはほぼ不可能である言っても過言ではない。<sup>7)</sup>

一般的に経営者能力は企業の意思決定を通じて生産の各局面における生産者の合理的な行動に影響するものと考えられる。したがって、経営者能力の生産に対するポジティブなインパクトを取らえるためには生産活動の実績をもって評価すべきであろう。一方生産関数のフレームワークの中では、それは

5) Nerlove (1965) によって (1.2)' の体系に分布ラグの概念を用いてラグ付き内生変数を導入し、識別の条件は満したもののその場合  $X_1$ ,  $X_2$  が経営の外部条件より事前に決まらない限り、計測されたパラメータは一致性をもたないことが判明された。

6) Mundlak (1961), Hoch (1962, 1976-a, b), 松原 (1972) 及び趙 (1977) 等。

7) Griliches (1963) は生産者の教育水準をもって労働変数を Inflate する方法を取っているが、そのような方法は必ずしも十分とは言えない。また場合によっては生産に決定的な影響を与え得る局面を取らえ、その点に関する生産者の行動を何んらかの方法で直接指数化することも可能であろうが、それは経営者能力の部分的な評価に過ぎず、総合的な意味での経営者能力の格差を把握し同時にそれによって生ずるパラメータのバイアスを除去するという点に照してみれば、いざさか問題があるように思われる。

生産者の過去の歴史ともいべき投入産出の観測データによって計測された企業内生産関数の切片または傾斜の格差をもって評価することができよう。

### Ⅲ コブ・ダグラス生産関数とその計測上の問題

前節の議論においては生産関数を (1.1) または (1.2) のようにインプリシットな形で定義してきたが、本節ではより具体的な意味で従来から使われてきたコブ・ダグラス型生産関数を取り上げ、これからの議論を進めて行きたい。マイクロ・レベルでの横断面データによるコブ・ダグラス生産関数（以下 C-D 関数と略する）の計測が特に農業において頻繁に行われてきたことは周知の通りである。これら大部分の研究に共通するものとして一つ注目すべき事実は、通常の OLS によって計測された C-D 生産関数のパラメータの和がたまたま 1 に近づくことである。すなわち、規模に対して収穫一定を示す点である。しかし、このような結果はいくつかの点で現実に対する説明の面で若干の問題を残す。第 1 に、利潤最大の 2 階の条件を満足しなくなり、規模の経済または不経済も示さないため企業の適正規模を決定することが困難になる。第 2 に、生産関数から誘導された長期の供給弾力性が無限に近づくし、理論的な適正規模の分布範囲が広過ぎる。第 3 に、慣習的投入財に対する代替財としての経営者能力に対する報酬ともいべき正の利潤が存在しない<sup>9)</sup>。このような現象に対して、Hoch (1976-a) は相互関連性が強い 3 つの理由を上げている。その第 1 は、余業の技術効率は規模と正の相関関係にあるため企業間生産関数は企業内生産関数を過大評価しがちである。第 2 に、経営者能力は一つの生産要素と見做すことができるため、それを無視したまま計測された企業間生産関数には Omission-of-variable bias が生ずる。第 3 に、OLS によって計測された生産関数のパラメータには同時方程式のバイアス問題が生ずる<sup>10)</sup>。本稿においては経営者能力という人的生産要素を無視することによって生ずるパラメータのバイアスをできるだけ少なくする

8) Tintner (1944), Heady (1946) 等はその代表的な例である。

9) 上記の 3 つの理由に関するより詳しい説明に対しては Cho (1979) を参照されたい。

10) 以上の Hoch (1979-a) が提示した 3 つの理由の具体的な意味に関しては Cho (1979) を添照されたい。

ため前述の共分散分析法による企業内生産関数の計測を試みる。<sup>11)</sup>

#### IV モデルの識別と計測

本節ではまず異なる仮説に基づく実証モデルの識別を行い、モデル・テストを通じて帰無仮説の検定を行うことによってもっとも適当と思われる実証モデルを選んでプール・データによる企業内生産関数の計測に移る。ただし、実証においては C-D 生産関数を採用する。また、それが持つ一つの特性として要素間の偏代替弾力性が 1 であるというインプリシットな帰無仮説の検定のため、CES (Constant Elasticity of Substitution) 生産関数の計測を行ったがここでは紙巾の制約からその結果のみを結論の処で述べる。

##### 1. モデルの識別

本稿の実証分析で使われる計測モデルは基本的につぎの 3 本である。

$$Y_{ij} = A_0 T_i F_j \prod X_{kij} (\alpha_k + \gamma_{ki} + \beta_{kj}) e^{U_{ij}} \quad (4.1)$$

$$Y_{ij} = A_0 T_i \prod X_{kij} (\alpha_k + \beta_j) e^{U_{ij}} \quad (4.2)$$

$$Y_{ij} = A_0 T_i F_j \prod X_{kij} \alpha_k e^{U_{ij}} \quad (4.3)$$

上記のモデルの内 (4.1) と (4.2) では 経営者能力の非中立的な格差を仮定し、(4.3) では中立的な能力格差を仮定している。<sup>12)</sup>  $Y_{ij}$ ,  $X_{kij}$  はそれぞれ  $i$  年度  $j$  経営の産出物と  $k$  要素の投入量を示す。その他  $A_0$ ,  $T_i (i=1, \dots, I)$ ,  $F_j (j=1, \dots, J)$ ,  $\alpha_k (k=1, \dots, K)$ ,  $\gamma_{ki}$ ,  $\beta_{kj}$ ,  $\beta_j$  等はサンプル・データより計測すべきパラメータである。最後に  $U_{ij}$  は  $i$  年度  $j$  経営における確率誤差項である。

##### 2. データ・ソース及び変数

ここで使われているデータは、農林水産省北海道統計情報事務所が 10 年間 (1966~1975) に渡って道内 (札幌, 帯広, 北見) で行った牛乳生産費調査の個表による。ただし、毎年連続調査された酪農家の個表のみを取り上げ実際の計測のためには 2 つの Data Set を用意した。その一つは Data Set 1

11) C-D 生産関数の計測と関連して、共分散分析法の適用がどのようにして上記のバイアス問題を回避できるかという点に対しては Cho and Sakiura (1977) を参照されたい。

12) ここで取り上げられた 3 本の計測モデルに関するより詳しい説明については Cho (1979) を参照されたい。

(1966~1975) で毎年39戸の酪農家を含んでおり39×10のデータ・マトリックスを形成する。もう一つの Data Set 2 (1968~1975) は毎年81戸の酪農家を含んでおり81×8のデータ・マトリックスを形成する。一方計測のため取り上げられた変数は以下の通りである。<sup>13)</sup>

労働 (X<sub>1</sub>) : 時間

購入飼料費 (X<sub>2</sub>) : 千円

自給飼料費 (X<sub>3</sub>) : 千円

農具・建物 (X<sub>4</sub>) : 千円

乳牛資本 (X<sub>5</sub>) : 千円

諸経費 (X<sub>6</sub>) : 千円

乳量 (Y) : ton (3.2%換算)

上記の度数のうち X<sub>2</sub>~X<sub>6</sub> の価値タームのものはすべて1970年を100とする道内の生産資財価格指数でデフレートした。

### 3. 計測

上で定義された変数をもってモデル (4.1) ~ (4.3) の計測を行った。まずモデル (4.1) を Data Set 1 (1966-1975) を用いて計測した。<sup>14)</sup> 計測結果は非常に悲観的であって、計測されたパラメータのかかりの数が符号条件並びに統計的有意性を欠いていて、実証モデルとして不適當であることが判明した。特にこの場合計測すべきパラメータの数が定数項まで入れて250にもなる。モートン行列の行列式を計算した結果その値がほぼゼロと変わりなく、1次従属の関係が存在していることがわかった。このような計測上の問題をできるだけ回避するためつぎの段階としてモデル (4.1) をモーディファイしたモデル (4.4) の計測を行った。

$$Y_{ij} = A_0 T_i / X_{kj}^{(\alpha_k + \beta_{kj})} e^{U_{ij}} \quad (4.4)$$

このモデルは、もし年次効果及び経営者能力が生産に有意な影響を与えるなら、それらの影響は中立的であるかまたは非中立的であるか、どちらかに

13) 上記の変数はすべてフロー・タムで取ったものであるが、その場合の詳しい説明に関しては Cho (1979) を参照されたい。

14) モデル (4.1) の計測において計算機の能力を考慮してまず4つの独立変数を選んで行った。4つの変数とは前述した独立変数の内 X<sub>1</sub>~X<sub>4</sub> で、この場合の従属変数としては粗収入から乳牛資本 (X<sub>5</sub>) と諸経費 (X<sub>6</sub>) を引いたものを使った。またモデル (4.1) の計測に必要な正規方程式の展開に関しては Cho (1979) を参照されたい。

考慮するだけで十分であるという仮定に基づくものである。さて、モデル(4.4)を同じ Data Set 1 を用いて計測し、以下のような帰無仮説を検定した。

$$\begin{aligned} H_1: \beta_{kj} &= 0 \\ H_2: T_i &= 1 \end{aligned} \quad (4.5)$$

その結果得られた F-値はつきのごとくである。

$$\begin{aligned} H_1: F(152, 224) &= 3.51 > F(100, 200, 1\%) = 1.48 \\ H_2: F(9, 224) &= 5.33 > F(9, 200, 1\%) = 2.50 \end{aligned} \quad (4.6)$$

したがって、(4.5)での帰無仮説はいずれも1%水準で棄却された。一方、この場合の計測結果を分布の形で整理したのが表1に示されている。<sup>15)</sup>

表1 パラメータの分布<sup>a</sup>

区 間	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>
	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$
-.100以下	3	3	6	10	5	6
-.099 to -.000	6	1	9	9	1	4
.000 to .050	1	1	3	3	5	2
.051 to .100	6	2	2	5	2	3
.101 to .150	5	3	5	3	7	3
.151 to .200	4	3	4	3	5	4
.201 to .250	5	4	-	1	1	4
.251 to .300	2	4	1	-	2	4
.301 to .350	2	8	2	-	1	1
.351 to .400	1	4	2	2	3	4
.401 to .450	1	1	3	1	2	-
.451 to .500	3	2	1	1	1	1
.501以上	-	3	1	1	4	3
平 均	.1415	.2453	.0993	.0186	.1781	.1619
b	.1857 (2.53)	.4608 (4.32)	-.0303 (.57)	-.0250 (.22)	.0904 (1.07)	.2072 (2.12)

a Data Set 1 (1966-1975) を用いて計測した。対数変換した計測モデルは  $Y_{ij} = \alpha_0 + T_i + \sum_k (\alpha_k + \beta_{kj}) X_{kij}$  である。

b 全体経営に共通なパラメータであり ( ) 内は t-値を示す。そのほか、この計測において  $R^2 = 0.9838$ , d.f. = 146 である。

15) この場合の個別農家ごとの要素パラメータに関しては Cho (1979) を参照されたい。

表1の計測結果をみると、まず全体的なモデルのフィットを示す  $R^2$  の値が0.9838を表わし、ここで取り上げた説明変数によって被説明変数の分散のほとんどが説明し尽くされていることがわかる。しかし共通の要素パラメータである  $b$  の  $\alpha_1 \sim \alpha_6$  のうち  $\hat{\alpha}_3$ ,  $\hat{\alpha}_4$  の値が負値を示し、新古典派の生産関数理論に反することがわかるが、幸いにこれらは共に統計的有意性の面を欠いている。いずれにせよ、上記のモデル(4.4)は実証分析に使うのには若干の問題を残しているように思われる。したがって、つぎの段階としてモデル(4.1)及び(4.4)をより簡略化させたものとしてモデル(4.2)の計測に移った。計測のための前処理としてはモデル(4.4)と(4.2)に対し Data Set 1 を用いて以下のような帰無仮説の検定を行った。

$$H_3: \beta_{kj} = \beta_j \quad (4.7)$$

その結果得られた F-値は以下のごとくである。

$$H_3: F(190, 146) = 1.41 < F(200, 150, 1\%) = 1.43 \quad (4.8)$$

したがって、(4.7)での帰無仮説は棄却することができず同時にモデル(4.4)は(4.2)によって置き換えられる。一方 Data Set 1 を用いてモデル(4.2)を計測し(4.9)のような帰無仮説の検定を行った。

$$H_4: \beta_j = 0$$

$$H_5: T_i = 1 \quad (4.9)$$

その結果つぎのような F-値を得た。

$$H_4: F(38, 336) = 9.19 > F(38, 200, 1\%) = 1.69$$

$$H_5: F(9, 336) = 8.78 > F(9, 200, 1\%) = 2.50 \quad (4.10)$$

以上の結果からわれわれはモデル(4.3)において年次効果( $T_i$ )及び経営要因効果<sup>16)</sup>( $\beta_j$ )は共に統計的有意性をもっていることがわかる。計測されたパラメータの統計的信頼性を高めるため Data Set 2 (1968~1975)を用いてモデル(4.2)を計測した結果が表2に示されている。そのほか表2には参考のためにモデル(4.2)を若干モディファイした他の2つのモデルの計測結果も示されている。表2の結果からわかることはすべてのパラメータが符号条

16) ここで「経営要因効果」とは単純に人的要素である経営者能力のみではなく各個別経営特有の環境条件並びに地理的条件等をも含めたより広義の意味をもつものとして使うが、あくまでもその主な内容は人的要素である経営者能力であるということは、われわれのデータの同質性から十分にえることであらう。

生産関数分析における人的投入財

表2 パラメータの計測結果<sup>a</sup>

モデル	d.f.	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	$\Sigma \hat{\alpha}_k$	R <sup>2</sup>
		$\hat{\alpha}^2$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$		
M-1	554	.2068 (7.33)	.2335 (10.91)	.1508 (6.53)	.0321 (1.91)	.1608 (6.93)	.1410 (7.12)	.9250 (36.37)	.9659
M-2	554	.1867 (6.58)	.2454 (11.63)	.1676 (7.49)	.0339 (2.00)	.1602 (6.87)	.1381 (6.93)	.9319 (34.25)	.9656
M-3	554	.2074 (7.39)	.2268 (10.69)	.1446 (6.34)	.0336 (2.01)	.1474 (6.34)	.1375 (6.96)	.9012 (33.45)	.9669

a Data Set 2 (1968-1975) を用いて計測した。( ) は t-値を示す。

また対数変換した計測モデルは以下の通りである。

$$M-1; Y_{ij} = \alpha_0 + T_i + \sum_k (\alpha_k + \beta_j) X_{kij}$$

$$M-2; Y_{ij} = \alpha_0 + F_j + \sum_k (\alpha_k + Y_i) X_{kij}$$

$$M-3; Y_{ij} = \alpha_0 + \sum_k (\alpha_k + \beta_j + Y_i) X_{kij}$$

件を満足しているだけでなく、それらの統計的有意性も十分高くして前の表1におけるモデル(4.4)の計測結果に比べてより優れた結果が得られたともいえる。それから規模効果においてもパラメータの和が1を下回って規模に対し収穫逓減を示し、前述した収穫一定の下で生ずる現実との乖離はないこともわかる。モデル(4.4)と(4.2)の計測結果を比較することによってわれわれはつぎの点を推測することができる。すなわち、われわれのサンプル・データの範囲内では経営者能力の非中立的仮定はモデル(4.4)のように個別経営また生産要素ごとにその効率の格差を仮定するよりすべての生産要素を統合した意味でその効率格差を仮定したほうがより現実的であろう。

つぎはモデル(4.3)の計測に移るがこれは従来から広く使われてきたモデルで年次効果と経営要因効果の中立的格差のみを仮定している。まずData Set 2 (1968~1975)を用いて計測を行い、以下の帰無仮説を検定した。

$$H_6: T_i = 1$$

$$H_7: F_j = 1 \tag{4.11}$$

帰無仮説の検定結果得られたF-値は

$$H_6: F(7, 554) = 25.24 > F(7, 400, 1\%) = 2.69$$

$$H_7: F(80, 554) = 9.26 > F(75, 400, 1\%) = 1.47 \tag{4.12}$$

17) モデル(4.2)の計測結果得られた各個別農家ごとのパラメータに関しては、Cho (1979)を参照されたい。

であって (4.11) での帰無仮説は共に棄却されることがわかる。一方同じく Data Set 2 を用いて (4.9) の帰無仮説を検定した結果を参考までに示せばつぎの通りである。

$$\begin{aligned}
 H_4: F(7,554) &= 23.39 > F(7,400, 1\%) = 2.69 \\
 H_5: F(80,554) &= 8.97 > F(75,400, 1\%) = 1.47
 \end{aligned}
 \tag{4.13}$$

つぎはモデル (4.3) の計測結果を示したのが表 3 であるが比較のために OLS による計測結果も一緒に併記してある。ここでわかることは前の表 2 の結果と表 3 の結果が非常に類似している点である。特にパラメータの大きさにおいてそうであり、符号条件、統計的有意性並びに規模効果の面においても両計測結果が類似している。<sup>18)</sup> これに対して マネージメント・バイアスを含んでいるものと思われる OLS の計測では若干異なる傾向を示していることがわかる。まずパラメータの統計的有意性に関してみれば、OLS による計測のほうが自由度の面で恵まれているにもかかわらず COVA (Covariance Analysis) のそれに比べて必ずしも優れているとは言い難い。 $\hat{\alpha}_4$  の場合においては特にそうである。一方全体的なモデルのフィットを示す  $R^2$  の値をみると COVA のほうがより高い。もう一つ留意すべき点は COVA の結果ではパラメータの和が 1 より有意に小さいのに反して OLS の場合は 1 と有意差がなく規模に対し収穫一定を示していることである。このような結果は予め予測し得たことではあるが、本稿ではこの場合の経営者能力によるいわゆる マネージメント・バイアスをより具体的に調べるためにパラメータごとのバイアスを分離した。その結果を示したのが第 4 表である。表 4 で (A-D),

表 3 パラメータの計測結果<sup>a</sup>

モデル	d.f.	$X_1$	$X_2$	$X_3$	$X_4$	$X_5$	$X_6$	$\Sigma \hat{\alpha}_k$	$R^2$
		$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$		
COVA	554	.1965 (6.98)	.2257 (10.47)	.1408 (6.08)	.0386 (2.30)	.1505 (6.42)	.1366 (6.93)	.8886 (31.66)	.9672
OLS	641	.1531 (5.96)	.2828 (15.07)	.2280 (10.67)	.0212 (1.20)	.1317 (6.30)	.1722 (7.31)	.9890 (64.48)	.9143

a Data Set 2 (1968-1975) を用いて計測した。( ) 内は  $t$ -値を示す。  
対数変換した COVA モデルは  $Y_{ij} = \alpha_0 + T_i + F_j + \sum_k \alpha_k X_{kij}$  である。

18) これら (4.2) と (4.3) の計測結果が類似する理論的根拠に関しては Cho (1979) を参照されたい。

表4 パラメータのバイアス<sup>a</sup>

モデル	d.f.	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>	Σ $\hat{\alpha}_k$	R <sup>2</sup>
		$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$	$\hat{\alpha}_4$	$\hat{\alpha}_5$	$\hat{\alpha}_6$		
A	641	.1531	.2828	.2280	.0212	.1317	.1722	.9890	.9143
B	634	.1586	.2701	.2103	.0261	.1434	.1808	.9893	.9234
C	561	.1861	.2756	.2048	.0274	.1336	.1292	.9567	.9568
D	554	.1965	.2257	.1408	.0386	.1505	.1366	.8886	.9672
A-D	--	.0434	.0571	.0872	-.0174	-.0188	.0356	.1004	-
B-D	--	.0379	.0444	.0695	-.0125	-.0071	.0442	.1007	-
C-D	--	.0104	.0499	.0640	-.0112	-.0169	-.0044	.0681	-

a Data Sat 2 (1968-1975) を用いて計測した。

計測モデルを対数変換したのは以下の通りである。

$$A; Y_{ij} = \alpha_0 + \sum_k \alpha_k X_{kij} \quad B; Y_{ij} = \alpha_0 + T_i + \sum_k \alpha_k X_{kij}$$

$$C; Y_{ij} = \alpha_0 + F_j + \sum_k \alpha_k X_{kij} \quad D; Y_{ij} = \alpha_0 + T_i + F_j + \sum_k \alpha_k X_{kij}$$

計測されたパラメータのバイアスの区分は下記の通りである。

A-D: 経営要因と年次効果によるバイアス。

B-D: 経営要因によるバイアス。

C-D: 年次効果によるバイアス。

(B-D) 及び (C-D) はそれぞれ年次効果と経営要因効果, 経営要因効果並びに年次効果によるパラメータのバイアスを示すものである。しかし表4でわかるようにその中でも (B-D) の経営要因効果によるパラメータのバイアスの合計が一番大きく現われていて個別経営特有の経営者能力を無視することによって生ずる問題の重大さを語っている<sup>19)</sup>。一方表4の COVA の計測結果から経営者能力を一種の生産要素と見做した場合その生産弾力性を求めることができる。すなわち, 新古典派的部分均衡を仮定し, さらに生産に影響を与えるすべての要素が生産関数の中に入っていると仮定すると, その場合の経営者能力の生産弾力性は表4で  $(1 - \sum \hat{\alpha}_k)$  として与えられる。表4で  $\sum \hat{\alpha}_k$  の値が0.8886であるからこの場合の経営者能力に帰属すべき分配率あるいは生産弾力性は0.1114になる<sup>20)</sup>。ここで分配率というのは C-D 生産関数の場合均衡条件の下で各生産要素の生産弾力性はそれらの生産額に対するコス

19) 表4で経営要因と年次効果によるバイアスを示す (A-D) が経営要因のみによるバイアスより小さいのは, 前者の場合両バイアスが逆方向に作用して互いに相殺してしまうからである。

20) Mundlak (1961) 及び Hoch (1962) の計測結果得られた  $(1 - \hat{\alpha}_k)$  の値はそれぞれ0.205, 0.403という大きい値を示した。

ト・シェアに等しいことからいえる。したがって、ここで得られた 0.1114 という値は生産における 経営者能力の貢献に対する 報酬ともいうべきものである。またこの場合 0.1114 という値は慣習的投入財の生産弾性値のうち、農具・建物のそれより大きいことは注目に値する。つぎは乳生産における 経営者能力と要素投入水準の関係をより具体的に検討するためモデル (4.3) より計測された  $F_j(j=1, \dots, J)$  を従属変数に農家ごとの平均要素投入水準をもって補助回帰式を計測した。計測結果は以下の通りである。

$$F_j = 0.612 \times X_{1,j}^{-.088} X_{2,j}^{.060} X_{3,j}^{.111} X_{4,j}^{-.029} X_{5,j}^{-.043} X_{6,j}^{.054}$$

$$R^2 = 0.263, \text{ d.f.} = 74 \quad (4.14)$$

上記の (4.4) で  $F_j$  は個別農家の 経営者能力水準を表わす相対的指数であり、 $X_{k,j}$  は  $j$  農家の  $k$  要素の平均投入水準を意味する。(4.14) の補助回帰式の意味は、どの要素がどの程度のウエイトをもって 経営者能力の水準を決めるかという問題とは別である。むしろ (4.14) の結果はここで使われている サンプル・データの範囲内で 経営者能力がどのように各要素の投入水準に反映されているかを示すものとして理解すべきであろう。(4.14) の計測においてすべての回帰係数の統計的有意性はなかったものの、 $R^2$  の値が 0.263 を示し自由度74の下で  $R^2=0$  という帰無仮説は棄却された。このことは生産関数計測の際 経営者能力を無視すると少なくともある一つの要素パラメータにバイアスが生ずるといふ点に対する十分条件になる。もう一つ計測結果において留意すべき点は (4.14) の補助回帰式の各要素の回帰係数の符号が表4の (B-D) における 経営者能力のみによるパラメータのバイアスの符号と一致することである。ここで表4の (B-D) におけるバイアスまたは (4.14) の補助回帰係数の符号条件に関して若干ふれることにする。いずれのケースにおいても負の符号を示す要素に対しては、ほかの条件を一定にした場合その要素の投入水準が高いほど 経営者能力の相対的水準がより低いことを意味したその逆もいえる。その他ここで指摘して置かねばならない点は表3の計測結果において OLS の場合の  $\sum k$  の値が COVA の場合のそれより大きいということである。すなわち、経営者能力によるバイアスの合計は正の値を持ち 経営者能力と要素投入水準の間のポジティブな関係が両者間の

21) Mundlak (1961) を参照されたい。

22) ネガティブな関係より強く作用することである。

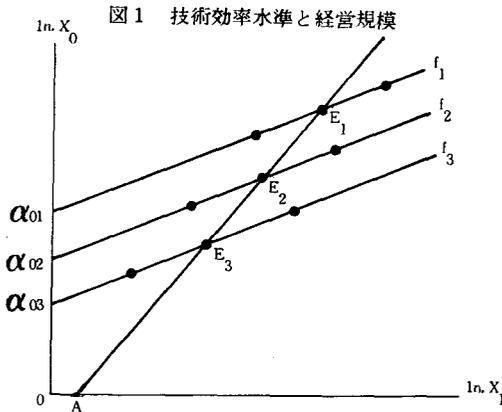
## V 計測結果の検討

4節でわれわれは C-D 生産関数を用いて企業内生産関数の計測を行い、計測結果に対する簡単な説明をしてきた。本節においては4節の計測結果に基づいて興味のあるいくつかのトピックに関してより具体的な検討を行う。

### 1. 規模効果

4節の表1～表3よりわかるように対象地域における企業内生産関数で得られた要素パラメータの和が1を下回っている。すなわち、サンプル農家のほとんどが長期の平均費用曲線の上乗領域で生産していることを意味する。<sup>23)</sup>

これに対して表3の OLS の計測結果においてはパラメータの和が1と有意差がなく、規模に対し収穫一定の傾向を示している。このような結果は前述した通りに経営者能力を無視することによって生ずるバイアスに起因するものと思われる。いまこの関係をより具体的に示したのが図1である。



- 22) その逆のケース、すなわちバイアスの合計が負値を示す場合もありうるが、一般的には数多くの実証分析の結果が示すようにバイアスの合計は正の値を取るのが通常であり、またその場合の真のパラメータの合計は1より小さくなる。この点に関する詳細な説明については Cho (1979, pp. 25) を参照されたい。
- 23) ただし、この場合モデル (4.4) によって計測された農家ごとの企業内生産関数ではパラメータの和が1を越えるケースも若干あったが、大部分の農家においては1を下回っている。なお、個別農家ごとの要素パラメータに関しては Cho (1979) を参照されたい。

図1はC-D型の生産関数  $X_{0i} = A_{0i} X_{1i}^{\alpha_1}$  を対数変換して表わしたものである。<sup>24)</sup>  $f_1 \sim f_3$  はそれぞれ企業内生産関数を示し、 $\alpha_{01} \sim \alpha_{03}$  はそれに対応する切片で中立的な技術格差を表わしている。いま完全競争の下で個別企業が利潤最大を実現しながら生産していると仮定した場合、利潤最大の第1階の条件から次式が得られる。

$$X_0 = (P_{x_1}/P_{x_0})(1/\alpha_1)X_1 = CX_1 \quad (4.15)$$

上記の(4.15)式で  $P_{x_1}$ 、 $P_{x_0}$  はそれぞれ要素並びに産出物の市場価格で定数である。そのほか  $C = (P_{x_1}/P_{x_0})(1/\alpha_1)$  を意味する。(4.15)式で添字の  $i$  がないのはすべての企業が完全な利潤最大を実現しているということから企業間の価格並びに技術効率の格差を無視した企業間生産関数の概念に基づいているからである。(4.15)式を対数変換したのが図1の直線  $AA'$  で傾斜1を持つ。またこの直線  $AA'$  が3つの企業内生産関数  $f_1 \sim f_3$  と交叉する点  $E_1 \sim E_3$  がそれぞれの最適規模を表わす均衡点に相当する。以上のことから図1でわかるのは技術効率 ( $\alpha_{0i}$ ) が高い経営であるほど最適規模が大きくなるという点である。すなわち、経営規模と技術効率の間に平行な関係が成り立つ。もし経営者能力が技術効率の単調増加関数であるとすれば、これはただちに経営者能力と経営規模間の正の相関を意味するものであろう。したがって図1で企業内生産関数  $f_1 \sim f_3$  の代わりに、経営者能力を無視したまま平均的な意味での企業間生産関数  $AA'$  を計測するとパラメータにバイアスが生ずることが予想される。同時に企業間生産関数  $AA'$  は傾斜が1であることから規模に対し収穫一定を示し、さらに企業内生産関数  $f_1 \sim f_3$  を過大評価しがちになる。表3でわれわれは企業間生産関数に相当するOLSの結果と企業内生産関数に相当するCOVAの計測結果を比較することによって図1で説明した理論的仮説と実証分析の結果が斉合的であることを確認し得る。すなわち、表3のOLSの計測結果においてはパラメータの和が1との有意差がなく規模に対し収穫一定を示している反面のCOVA場合はパラメータの和が1より有意に小さく規模に対し収穫逓減を示している。したがって、バイアスを含まないCOVAの計測結果に基づいて解釈する限り、対象地域における牛乳生産は長期の平均生産費曲線の右上がりの領域で行われているこ

24) 図1で  $\alpha_{0i} = \ln A_{0i}$  であり、 $X_{0i}$ 、 $X_{1i}$  はそれぞれ  $i(i=1, \dots, I)$  経営の産出並びに要素投入量を示す。

とがわかる。

## 2. 技術効率

生産における技術効率とは個別経営の企業内生産関数自体を指すもので Nerlove (1962) が指摘したようにそれはより長期的な意味での概念である。その定義としては Farrell (1657) 及び Timmer (1970) 等によるものがあるが、これらはいずれも一意的なものではなく、むしろ相対的な性格のものである。一般的に生産関数の範囲内で技術効率は2通りに定義される。その一つは企業間の中立的な経営者能力の格差によるもので、この場合の技術効率は図1の企業内生産関数  $f_1 \sim f_3$  の切片  $\alpha_{01} \sim \alpha_{03}$  の相対的水準で表わせる。もう一つの概念は経営者能力の非中立的格差によるもので、この場合の技術効率とは企業内生産関数の傾斜の違いをもって表わせるし、われわれの計測モデルのうち (4.1), (4.2) 及び (4.4) 等がそれに相当する。<sup>25)</sup> 本節では計測モデル (4.3) より得られた  $F_j$  の値をもって技術効率の相対的水準を表わす代理変数と見做し、その内容または意味に関してより具体的な検討を試みる。モデル (4.3) の計測において  $F_j$  の値はその平均が1になるように制約付けられている。<sup>26)</sup> したがって、 $F_j$  の値が1より大であるかまた小であるかによって  $j$  経営の技術効率の相対的水準が本稿で使われているサンプルの範囲内で平均より高いかあるいは低いかにということがわかる。モデル (4.3) の計測結果から得られた  $F_j$  の範囲は0.675~1.328で、標準誤差が0.145であった。またこの場合の  $F_j$  の分布を示したのが図2でほぼ正規分布を示していることがわかる。

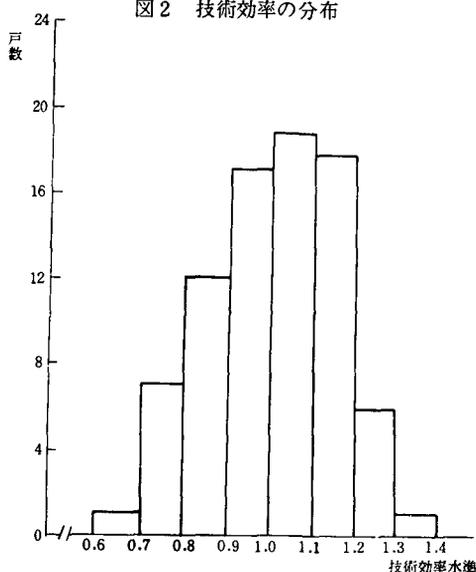
つぎは  $F_j$  の値を用いて図1で言及した技術効率の水準と経営規模の関係に関して吟味する。いま完全競争を仮定した場合、(4.3) 式から  $i$  年度における  $j$  経営の最適生産量は次式のようになる。

$$Y_{ij}^* = A_i^h F_j^h \prod_{k=1}^k (P_v/P_k)^{h_k} \prod_{k=1}^k \alpha_k^{h_k} \quad (k=1, \dots, K) \quad (1.1)$$

25) ここで企業間の能力格差が中立的であるかあるいは非中立的であるかということはまったく実証的問題であることはいうまでもないが、本稿の計測においては (4.12) 及び (4.13) の結果からわかるように中立的な能力格差の仮定が統計的により支持される傾向を示している。

26) モデル (4.3) の計測方法に関しては Scheffe (1959) を参照されたい。また計測の際のコンピュータ・プログラム (FORTRAN) に関しては Cho (1979, Appendix A) を参照されたい。

図2 技術効率率の分布



上記式で  $A_i = A_0 T_i$ ,  $h = 1/(1 - \sum \alpha_k)$ ,  $h_k = h \alpha_k$  であり  $P_v$ ,  $P_k$  はそれぞれ産出物と  $k$  要素の市場価格を示す。(5.1) 式からわれわれはある特定の  $i$  年における  $j$  経営の最適生産水準は技術効率  $F_j$  の関数になることがわかる。したがって (5.1) 式はつぎのように書き直すことができる。

$$Y_j^* = C F_j^h, \quad (C = A_i^h \prod_{k=1}^k (P_v/P_k) h^k \prod_{k=1}^k \alpha_k h^k) \quad (5.2)$$

さらに前述した通りに  $F_j$  の平均が 1 であることから平均的な技術効率水準をもっている経営の最適規模に対する  $j$  経営の最適規模の比はつぎのように表わせる。

$$Y_j^*/Y^* = F_j^h \quad (5.3)$$

上式で  $Y^*$  は平均的な技術水準をもっている経営の最適産出量を示す。仮に  $F_j$  の値が 1.21 であり生産関数のパラメータの和が表 3 の OLS の計測結果と同じく 0.989 であるとすれば、(5.3) 式からその場合の比率は  $(1.21)^{0.989} = 33,569,336$  にものぼる。しかし、この場合のパラメータの和が表 3 で COVA の計測結果と同じく 0.8886 であるとすれば、(5.3) 式の比率は  $(1.21)^{0.8886} = 5.54$  になる。この結果からわれわれは経営者能力を無視したまま

計測された平均的な意味での企業間生産関数の計測結果が如何に現実との乖離を持っているかをうかがうことができる。

一般的に農業は他産業と比べてより完全競争に近い産業であるといえる。また経済理論が指摘するところによるとそのような産業内においては各企業の最適規模は確率的攪乱要素を除けば、ほぼ同じであって独占とか寡占が支配している産業のように経営規模の極端な格差はみられない。このような点を考慮すると、上記の技術効率と経営規模の関係で COVA の計測結果が OLS のそれに比べてより現実的であるように思われる。つぎは技術効率水準と各個別経営の経営類型、環境条件並びに経営規模等どのように結びついているかを検討する意味で補助回帰式の計測を行った。

その結果を示したのが表5である。

表5 技術効率の補助回帰<sup>a</sup>

モデル	d.f	D <sub>1</sub>	D <sub>2</sub>	D <sub>3</sub>	Z <sub>1</sub>	Z <sub>2</sub>	Constant	R <sup>2</sup>
A-1	77	-.0865 (2.98)	.1266 (4.61)	.0934 (3.12)			.9280 (41.45)	.4371
A-2	76	-.1139 (4.59)	.0688 (2.55)		.0853 (5.70)	.0073 (4.00)	.5035 (7.36)	.6112
B-1	77	-.0897 (3.10)	.1052 (3.84)	.0621 (2.08)			.9489 (42.58)	.3512
B-2	76	-.1150 (4.41)	.0678 (2.39)		.0775 (4.93)	.0040 (2.09)	.5859 (8.15)	.5013

a 補助回帰モデルは1次線型であり ( ) 内は t-値を示す。

(A-1), (A-2) は対数変換した生産関数

$Y_{ij} = \alpha_0 + T_i + F_j + \sum_k \alpha_k X_{kij}$  より求められた技術効率 ( $F_j$ ) を従属変数し, (B-

1), (B-2) は  $Y_{ij} = \alpha_0 + F_j + \sum_k (\alpha_k + \tau_i) X_{kij}$  より求められた技術効率 ( $F_j$ ) を従属変数に計測された。

表5でA, Bはそれぞれモデル(4.2), (4.3)によって計測された技術効率  $F_j$  を従属変数にしたものである。独立変数のうち  $D_1 \sim D_3$  は1,0ダミーである。 $D_1$  は地域の環境条件を表わすもので総生産量のうち飲用乳の割合が高い札幌の近辺に立地している農家の割合は1, その他加工原料乳生産地域である帯広や北見に立地している農家の場合は0を取る。 $D_2$  は経営類型を示すもので調査期間内において搾乳牛頭数の規模拡大を図ってきた農家の場合は1, 反対に規模の縮小を行ってきた農家の場合は0を取る。 $D_3$  は経営規模を

表わす変数で調査期間の平均搾乳牛頭数が20頭を越える場合は1, その他は0である。以上のダミーのほかに実変数として  $Z_1$ ,  $Z_2$  が追加されている。まず  $Z_1$  は搾乳牛1頭当りの乳脂率3.2%換算乳量であり,  $Z_2$  は搾乳牛の実頭数を示す。計測結果から明らかなことは, まずすべての回帰係数の  $t$ -値が2.0以上であって高い統計的有意性をもっている点である。各回帰係数の意味に関していえば, まずダミー変数の場合は, ほかの条件を一定にすれば, 加工原料乳生産地域に立地している農家, 搾乳牛の規模拡大を図ってきた農家及び調査期間内の平均搾乳牛頭数が20頭を越える農家群の技術効率水準が, それぞれの対立する農家群の技術効率水準より高いことを示している。つぎは  $Z_1$  と  $Z_2$  の回帰係数に関していえば, 同じく他の条件を一定にした場合, 搾乳牛1頭当りの産乳量が高い経営であるほど, また頭数規模が大きい経営であるほど, より高い技術効率水準を有することがわかる。特に前述した経営規模と技術効率水準の関係に関していえば, 不連続な1,0ダミー- $D_3$ , または連続変数として  $Z_2$  の回帰係数の符号条件からみても両者間のパラレルな関係に対する図1でのわれわれの仮説が支持されることがわかる。

### 3. 年次効果と技術進歩

生産関数計測の際年次効果を考慮するもっとも重要な理由の一つは, 技術進歩の結果生ずる生産関数の上方へのシフトによるバイアスを除去することである。したがって, 計測モデル(4.3)で中立的年次効果を表わす  $T_i$  の値の変化を調べることによって, 牛乳生産における技術進歩の情報を得ることが可能であろう。まずモデル(4.3)の計測で得られた  $T_i$  の値は以下の通りである。

年次	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
$T_i$ 値	.940	.941	.917	.978	1.018	1.138	1.018	1.007

これら年次効果の年平均成長率は1.18%で, もし長期におけるランダムな気候要因の影響を除けば, これは対象地域の牛乳生産における中立的な技術進歩率を示すものと理解することができよう。牛乳生産における技術進歩と密接な関係をもっている要因の中には牛の泌乳能力と人工受精の普及を上げることができる。一般的に泌乳能力の改善は人工受精を通じて行うことを考えると, 両者はほぼパラレルな関係にあることが予想される。これら2つの要因の年次効果との関連を調べるために年次効果を従属変数に補助回帰式を

計測したのが表6に現われている。

表6 年次効果の補助回帰<sup>a</sup>

モデル	d.f	Constant	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	R <sup>2</sup>	D.W
M-1	8	.1161 (.69)	.0950 (5.31)		.7513	1.61
M-2	8	-.4843 (.85)		.0259 (2.60)	.8214	2.33
M-3	7	-.3475 (1.27)	.0322 (.92)	.0183 (1.98)	.8583	2.08

a 補助回帰モデルは1次線型であり ( ) 内は t-値を示す。

まず独立変数の X<sub>1</sub> は泌乳能力を表わす代理変数で北海道内の血統登録されている搾乳牛の割合を示す。<sup>27)</sup> 一方 X<sub>2</sub> は人工受精の普及を表わす代理変数で、毎年北海道内の乳牛頭数のうち、人工受精によって妊娠された牛の割合を示す。<sup>28)</sup> ただし、人工受精によって妊娠された牛が生まれた後育成され初産をへて始めて牛乳を生産するまでは約4年間のタイム・ラグが介在している点を考慮して X<sub>2</sub> には4年のラグをもたせた。以上の諸変数による計測結果である表6をみると、まず自由度が8しかないにもかかわらず、(M-1)、(M-2)の単回帰においてかなり高い R<sup>2</sup> の値を示した回帰係数の統計的有意性も非常に高いことがわかる。(M-3)の場合は(M-1)、(M-2)の単回帰の場合に比べ R<sup>2</sup> の値はより高いものの、回帰係数の統計的有意性に問題がある。しかし、これは前述したように X<sub>1</sub> と X<sub>2</sub> の間の高い相関による線型重合に起因するものである。というのは X<sub>1</sub> と X<sub>2</sub> の単相関が r = 0.9 を示し、両変数は同じ傾向を表わしていることからわかる。いずれにせよ、両者の技術進歩に対する影響を分離することは困難であるものの、これらの牛乳生産における技術進歩率との密接な関連は否めない。つぎはここで計測されている年次効果の中に含まれていると思われる気候要因の影響を調べるために年次効果 T<sub>i</sub> と北海道内における麦及び稲の平均作況指数との相関を計算した結果 r = 0.28 を示し、自由度6の下で統計的有意性は認められなかった。一方 Data Set 1 (1966~1975) を用いて計測された10年間の年次

27) 日本ホルスタイン協会北海道支部のデータによる。

28) 北海道農業協同組合中央会のデータによる。

効果  $T_i$  と平均作況指数との相関では  $r=0.24$  を示し、計測期間がより長くなるに連れてランダムな気候要因の影響は次第に弱くなることがわかった。したがって、ここで計測された年次効果  $T_i$  は主として牛乳生産における中立的な技術進歩を表わすものと理解することができよう。<sup>29)</sup>

#### 4. 価格効率

生産関数計測を通じて得られるもっとも重要な情報の一つとしては稀少資源の配分と関連する生産者の経済的合理性である。この場合の経済的合理性とは生産者がある時点で与えられた価格条件の下で、如何に利潤最大を実現

表7 要素価格効率 (VMP<sub>k</sub>/P<sub>k</sub>) の分布<sup>a</sup>

区 間	X <sub>1</sub>	X <sub>2</sub>	X <sub>3</sub>	X <sub>4</sub>	X <sub>5</sub>	X <sub>6</sub>
.500以下	2	-	7	30	-	-
.501 to .600	1	-	9	15	-	-
.601 to .700	4	-	17	8	-	-
.701 to .800	9	1	19	13	-	-
.801 to .900	10	2	15	5	-	-
.901 to 1.000	15	4	5	6	3	-
1.001 to 1.100	7	3	4	2	2	-
1.101 to 1.200	12	9	2	-	5	-
1.201 to 1.300	7	4	-	-	5	2
1.301 to 1.400	5	8	2	1	6	3
1.401 to 1.500	4	13	-	1	5	-
1.501 to 1.600	4	7	-	-	11	5
1.601 to 1.700	1	5	1	-	8	5
1.701 to 1.800	-	7	-	-	5	15
1.801 to 1.900	-	5	-	-	9	5
1.901 to 2.000	-	2	-	-	2	9
2.001以上	-	11	-	-	20	37
標準誤差	.2744	.4688	.2218	.2403	.4492	.4355
平均	1.0297	1.5549	.7647	.6099	1.7196	2.0097

a 上記の計算において産出物価格としては乳脂率3.2%換算による平均総合乳価を使った。労賃としては北海道内平均農業雇用賃金が使われた。その他価値タームで入っている変数については短期の利子率9%を使って機会費用を計算した。

29) 同じ牛乳生産に対してアメリカで Hoch (1976-b) が 1958-1964 のデータを用いて計測した例でも  $T_i$  の年平均成長率は 1.0% を示し、本稿の計測結果とほぼ同じ傾向を示した。

しうるかという価格効率の問題として扱われるのが通常である。一般的に価格効率を把握するには、まず生産関数を計測し各要素の限界生産力を計算する。さらに要素の限界価値生産物 (VMP) と機会費用との比を計算しその値が1からどの程度離れているかをもって価格効率の指数として使うのである。すなわち、この比が1に近いほど価格効率水準が高くまたその逆もいえる。一方従来の生産関数分析においては企業間生産関数計測を通じて平均的な意味での価格効率に関する情報だけは得られたが、個別経営の価格効率に関する限り直接にはなんの情報も与えられなかった。しかし、本稿のモデル (4.2), (4.4) 等の計測によってわれわれは個別経営ごとの企業内生産関数のパラメータを得ることができるし、その意味において個別経営ごとの価格効率もわかる。モデル (4.2) の計測結果に基づいて計算された各個別経営ごとの価格効率を分布の形で示したのが表7である。一見わかるように個別経営としてはかなりの数が最適要素投入を行っていて限界価値生産物と機会費用の比率 ( $VMP_k/P_k$ ) が1の近傍で散らばりをみせている。特に労働に関してみれば生産者がかなり合理的な投入を行って、( $VMP_k/P_k$ ) の値が1を中心にはほぼ正規分布していることがわかる。このような結果は対象地域の大部分の酪農家が専業農家であるが、中には畑作との複合経営もある程度含まれていることを考慮すると、専業であれ複合農家であれ、長期における自家労働の配分において農民はかなり合理的であることを意味する<sup>30)</sup>。つぎは購入飼料と乳牛資本であるが、( $VMP_k/P_k$ ) の値が1に近いケースもかなりあるが平均的には1をかなり上回っていて、他の条件を一定にする限りこれらに対する追加投入の経済性がうかがわれる。一方自給飼料と農具建物に関しては平均的に ( $VMP_k/P_k$ ) の値が1をかなり下回っていてこれらの要素の過剰投入のきざしがみられる。最後に諸経費であるが ( $VMP_k/P_k$ ) の値が1以上であって他の条件を一定にした場合この要素に対する追加投入の経済性が強く現われている。ここで参考までに諸経費の内容を若干検討してみると、防疫及

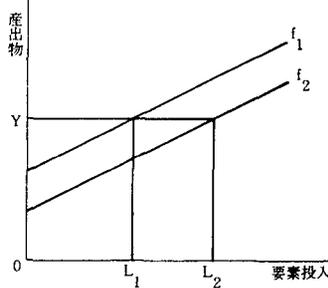
30) サンプル・データを規模拡大農家群と規模縮小農家群に分けて計測した結果においても、労働投入に関しては ( $VMP_k/P_k$ ) の値がほぼ1を中心に分布していることがわかった。このような結果は、われわれのデータが8年間という長期のものであるだけに、合理的な労働投入を行うために必要な調整期間の面で十分であったという点にも理由があると思われる。より詳しい説明に関しては Cho (1979) を参照されたい。

び薬品費，光熱動力費その他敷料費と人工受精費等が含まれていて，ほかの生産要素とは異った性質のものであり，主に牛乳生産における衛生的な面と深いかわりをもっていることがわかる。したがって，前述の価格効率という見地からいえば，乳牛飼養の衛生的な面での改善または向上を図るための逐次の追加投入の経済性が本稿の分析結果より認められる。

### 5. 生産コストと技術効率

ある量の産出物を生産する場合，他の条件を一定にすれば，技術効率水準が高い経営であるほどより生産コストが低くなる。いまこの仮説に対する議論を簡単にするため1要素の場合のC-D生産関数を想定して考えよう。その場合の生産コストと技術効率の関係を画いたのが図3である。この図の横

図3 技術効率水準と生産コストの関係



軸と縦軸はそれぞれ対数変換した要素投入量と産出物水準を示す。また  $f_1$ ,  $f_2$  はそれぞれ2つの企業内生産関数を示し， $f_1$  の技術効率水準が  $f_2$  のそれより高いと仮定されている。このような条件の下で，産出物  $OY$  を生産するため  $f_1$ ,  $f_2$  はそれぞれ  $OL_1$ ,  $OL_2$  の要素投入を必要とする。一定の生産  $OY$  を達成しようとする際，技術効率水準が高い  $f_1$  においては  $f_2$  に比べ， $L_1$   $L_2$  だけ少い要素投入で同じ生産効果を上げることができる。すなわち， $f_1$ ,  $f_2$  の技術効率水準の格差に相当する両企業生産関数の切片の差  $Y_1$   $Y_2$  が慣習的投入財の量  $L_1$   $L_2$  を代替することによって  $f_1$  の生産コストがより低くなるであろう。以上の仮説を計量的に検討するため生産関数を以下のように定義する。

$$Y_j = A_0 M_j^\beta \prod_{k=1}^K X_{kj}^{\alpha_k}, (k=1, \dots, K; j=1, \dots, J) \quad (5.4)$$

上式で添字の  $k$  と  $j$  はそれぞれ生産要素並びに個別経営を指す。  $Y_j$  と  $X_{kj}$  はそれぞれ  $j$  経営の産出量と  $k$  要素の投入量であり、  $M_j$  は  $j$  経営の技術効率水準を示す。その他  $A_0$ ,  $\beta$ ,  $\alpha_k$  等はデータにより計測すべきパラメータである。一方  $j$  経営の総生産コストはつぎのように書ける。

$$C_j = \sum_k P_k X_{kj} \quad (5.5)$$

上式で  $C_j$  と  $P_k$  はそれぞれ  $j$  経営の総生産コスト並びに  $k$  要素の市場価格を示す。(5.4) 式で生産量にある一定水準  $Y^0$  にした場合、(5.5) 式のプロダクトコストを最低にするための1階の条件から次式が得られる。

$$P_k X_{kj} / \alpha_k = P_r X_{rj} / \alpha_r \quad (r=1, \dots, K) \quad (5.6)$$

(5.4) と (5.6) 式から  $k$  要素の誘導需要関数はつぎのように書ける。

$$X_{kj}^* = Y_j^h \alpha_k (A_0 M_j^\beta)^{-h} \left( \frac{\Pi P_r^{hr}}{P_k} \right) (\Pi \alpha_k^{-hk}) \quad (5.7)$$

$$h = 1 / \sum \alpha_k, \quad h_k = h \alpha_k$$

上記の (5.7) 式を (5.4) に代入し整理するとつぎのような  $j$  経営の費用関数が得られる。

$$\begin{aligned} C_j^* &= Y_j^h M_j^{-\beta h} (A_0^{-h} \sum \alpha_k) (\Pi P_k^{hk}) (\Pi \alpha_k^{-hk}) \\ &= A_0' Y_j^h M_j^{-\beta h}, \quad [A_0' = (A_0^{-h} \sum \alpha_k) (\Pi P_k^{hk}) (\Pi \alpha_k^{-hk})] \end{aligned} \quad (5.8)$$

上式  $A_0'$  はすべて定数より構成されているため簡略化される。したがって (5.8) 式の  $C_j^*$  は生産水準  $Y_j$  と技術効率水準  $M_j$  の関数になり、つぎのように対数線型の形で書き直せる。

$$C_j^* = a_0 + a_1 m_j + a_2 y_j + v_j \quad (a_0 = \ln A_0') \quad (5.9)$$

$$a_1 = -\beta h, \quad a_2 = h$$

上式で小文字は自然対数の値を示し、 $v_j$  は確率誤差項を意味する。また (5.9) 式は通常の OLS より計測することができる。その他前述の議論に照してパラメータ  $a_1$  及び  $a_2$  の理論的符号条件はそれぞれ負正が予想される。しかし、(5.9) 式を計測するためにわれわれは  $M_j$  に関する情報を必要とするが、それは事前的に把握することが困難である。本稿では (4.3) 式の計測で得られた  $F_j$  を個別企業間の中立的技術水準を表わす  $M_j$  の代理変数として使うことにした。そのほか (5.9) 式の  $C_j^*$  及び  $y_j$  はそれぞれ千円単位で計った牛乳生産費(フロー)と3.2%換算乳量をもって代替させ (5.9) 式の計測を行った。その結果を示したのが表8である。ただし、(5.9) 式の計測

においては Data Set 2 (1968~1975) を用いた。

表8 費用関数の計測結果<sup>a</sup>

年次	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974	1975
$a_1$	-.2090 (1.15)	-.2931 (1.58)	-.2942 (1.59)	-.4131 (2.15)	-.4716 (2.39)	-.1945 (1.05)	-.4085 (2.03)	-.2192 (1.08)
$a_2$	.9260 (25.89)	.8931 (24.60)	.9478 (24.18)	.9068 (23.38)	.9093 (23.10)	.8734 (26.06)	.8899 (28.07)	.8983 (28.81)
$R^2$	.9059	.8962	.8931	.8867	.8838	.9090	.9194	.9218

a 全部の計測において、自由度は78であり ( ) 内は  $t$ -値を示す。

この計測結果からわかることはすべての計測において回帰係数の符号条件を満足した  $R^2$  も十分高い点にある。特にこの場合総生産費の変動の約10%前後が技術効率水準  $M_j$  によって説明されたことは注目に値する。一方回帰係数  $a_1$  は1971, 1972及び1974年の3か年においては統計的に有意であって前述したわれわれの理論仮説と斉合的であることが計量的に判明された。またこれら3か年における  $a_1$  の値がほぼ0.4であることから他の条件を一定にした場合技術効率水準が1%高くなるに連れて、乳牛産費が0.4%も低くなるという点は重大な意味をもつと共にこれからもより緻密な検討を要するところであろう。というのは(4.3)式の計測で得られた中立的な技術効率指数である  $F_j$  の範囲が0.675~1.328であったことを考慮すると技術効率水準が一番高い経営と一番低い経営間において、他の条件を一定にした場合に生じる生産コストの格差には無視できないものがあるからである。またその意味において経営者能力の慣習的投入財に対する代替財としての役割に関して冒頭で言及したわれわれの基本的理論仮説が、直接生産関数計測を通じて検証されたものとは別の角度から再確認されかつその理論仮説と斉合的な結果が得られたことになる。

## VI 結果の要約

生産における非慣習的投入財または人的投入財ともいうべき企業の経営者能力を慣習的投入財に対する一種の代替財として把握し、北海道内の乳生産農家のマイクロ・データによる企業内生産関数計測を通じてその重要性並びに

経済的意味を計量的に検討してみた。

まず生産関数計測と関連して経営者能力の重要性についてはつぎのことがわかった。

1) 北海道内の牛乳生産農家間の経営者能力の格差は存在しないという帰無仮説は、中立的または非中立的な意味において共に棄却された。

2) 経営者能力を無視した企業間生産関数の計測では要素の生産弾力性の和が1との有意差がなかったが、経営者能力を顕示的に考慮した企業内生産関数の計測においては生産弾力性の和が1より有意に小さく、規模に対し収穫逓減を示しかつ利潤最大の2階の条件を満足した。

3) 生産関数の計測結果から得られた個別農家の経営者能力水準はほぼ正規分布を示し、他の条件を一定にした場合搾乳牛の平均頭数規模並びに1頭当りの平均産乳量とポジティブな関係にあり、さらに搾乳牛頭数の規模拡大を図ってきた農家群でより高い水準を示した。

一方経営者能力の経済的意味に関しては、費用関数の計測結果において経営者能力の一形態として技術効率水準が高い経営であるほど、他の条件を一定にした場合牛乳生産にかかる費用がより少なくなることが計量的に明らかになった。特にこの際、総生産費の変動のうち約10%以上が技術効率水準によって説明された事実から生産費節減の1方法として経営者能力の向上が強く望まれる。

つぎは北海道内の牛乳生産に対する経済分析の結果としては以下のことがわかった。

1) 全体的な意味において規模の経済は存在しないものの、要素の価格効率という見地からいえば、道内における搾乳牛頭数の規模拡大に対する経済性は否めない。ただし、経営者能力と頭数規模間のポジティブな関係から、この場合の規模拡大は経営者能力の向上を伴ったものが望ましいと思われる。

2) 平均的な意味での要素の価格効率に基づいた投入水準の経済性に関していえば、労働はほぼ適正水準で投入されているし、濃厚飼料と諸経費に関しては追加投入の可能性が残っている反面、粗飼料と農具建物に関してはある程度過剰のきざしがみられる。

3) 調査期間(1968~1975)における道内の牛乳生産の中立的な技術進歩率は年平均1.2%であったし、さらにこれは道内における人工受精の普及並

びに血統登録牛の割合と密接に関連していることが計量的に確認された。

最後に本稿では直接触れなかったものの、同じデータによる CES 生産関数の計測を行った結果、要素間の偏代替弾力性の値が1.06を示し、また生産弾力性の和が1より有意に小さい値を示したことから本稿の分析で採用された C-D 型生産関数の妥当性が立証された。

以上で分析結果の要約を終えるが、全体を通じて今後改善すべき問題点に関して若干ふれたい。本文でも指摘したように共分散分析法を用いて計測された企業内生産関数の切片またと傾斜の格差をもってそれぞれ中立的並びに非中立的な意味での経営者能力の差として把握するためにはつぎの点に留意する必要がある。第1に、生産に影響するすべての慣習的投入財が生産関数の説明変数として入ることと、第2に、マイクロ・データの同質性を保つことである。以上の2つの条件が満たされない場合は、生産関数計測を通じて事後的に求められた経営要因の相対的指数は必ずしも人的投入財としての経営者能力水準のみを反映するとは限らない。

なお、本稿の作成に当り始めから直接ご指導を賜った北海道大学の崎浦誠治先生には心から感謝したい。さらに多大のご助言を頂いた北海道大学の森島賢先生並びに北海道農業試験場（現農業技術研究所）の松原茂昌農林技官には厚くお礼を申し上げる次第である。最後にデータの収集にご協力下さった農林省統計情報事務所（札幌，帯広，北見）の牛乳生産費調査担当の方々に感謝したい。

#### — 参考文献 —

- Aigner, D. J., and S. F. Chu (1968), "On estimating the industry production function," *The American Economic Review*, Vol. 58 (September 1968), 629-639.
- Bronfenbrenner, M. (1944), "Production functions: Cobb-Douglas, interfirm and intrafirm," *Econometrica*, Vol. 12 (January 1944), 35-44.
- 趙錫辰(1977), 〆時系列および横断面データによる牛乳生産関数の計測、農業経済研究, 第49巻, 第1号, 1977.
- Cho, S. J., and S. Sakiura (1977), "Covariance analysis: Revisited as a method of combining time-series and cross-section data," *Journal*

- of the Faculty of Agriculture, Hokkaido Univ., Vol. 58 (March 1977), 487-496.
- Cho, S. J. (1979), *Managerial Ability and Estimation of Individual Firm Production Function: An Application to Dairy Industry in Hokkaido, Japan*, A doctoral thesis presented to the Faculty of the Graduate School, University of Hokkaido (January 1979).
- Desai, M. (1976), *Applied Econometrics*, New York: McGraw-Hill Book Company.
- Farrell, M. (1957), "The measurement of productive efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society (Series A)*, Vol. 120, (1957), 253-281.
- Fisher, F. M. (1971), "The existence of aggregate production functions: Reply," *Econometrica*, Vol. 39 (March 1971), 405.
- Griliches, Z. (1957), "Specification bias in estimating production functions," *Journal of Farm Economics*, Vol. 39 (February 1957), 8-20.
- . (1963), "Specification and estimation of agricultural production functions," *Journal of Farm Economics*, Vol. 45 (May 1963), 419-428.
- Heady, E. O. (1946), "Production functions from a random sample of farms," *Journal of Farm Economics*, Vol. 28 (November 1946), 989-1004.
- Hoch, I. (1958), "Simultaneous equation bias in the context of the Cobb-Douglas production function," *Econometrica*, Vol. 26 (October 1958), 566-578.
- . (1962), "Estimation of production function parameters combining time series and cross section data," *Econometrica*, Vol. 30 (January 1962), 34-53.
- . (1976-a), "Returns to scale in farming: Further evidence," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 58 (November 1976), 745-749.
- . (1976-b), *Production Functions and Supply Applications for California Dairy Farms*, Giannini Foundation Monograph No. 36 (July 1976).
- Marschak, J., and W. M. Andrews (1944), "Random simultaneous equations and the theory of production," *Econometrica*, Vol. 12 (July-October 1944), 143-205.
- 松原茂昌 (1972), "牛乳生産の経済分析", 現代農業経営経済新説, 養賢堂, 1972.
- Mundlak, Y. (1961), "Empirical production function free of management bias," *Journal of Farm Economics*, Vol. 43 (August 1961), 44-56.
- Nerlove, M. (1965), *Estimation and Identification of Cobb-Douglas Production Functions*, Amsterdam: North-Holland Publishing Company.

- Scheffe, H. (1959), *The Analysis of Variance*, New York: John Wiley & Sons Inc.
- Timmer, C. P. (1970), "On estimating technical efficiency," *Food Research Institute Studies in Agricultural Economics, Trade and Development*, Vol. 9 (1970), 99-171.
- Tintner, G. (1944), "A note on the derivation of production functions from farm records," *Econometrica*, Vol. 12 (January 1944), 26-34.