

濟州地域 牛乳生産의 效率性 分析

康太淑

An Efficiency Analysis of Milk Production in Cheju-Do Area

T. S. Kang

Summary

From a policy point of view, comparisons of actual individual production and cost estimates with individual dairy farmers' best production and minimum cost provide useful insights into the farm level production technology.

The objective of this study is (i) to investigate farm level economic performance in Cheju area milk production, (ii) to examine what management factors significantly affect technical and allocative efficiencies, and (iii) to make comparisons of economic efficiency among Kyungki, Chungcheong, and Cheju regions.

The cross-sectional milk production and related price records were collected during the 1985 production year. The samples consist of 72 dairy farms from the three regions: 33 from Cheju, 20 from Kyungki, and 19 from Chungcheong area.

A Cobb-Douglas (C-D) frontier production function was specified in terms of the number of cows, concentrate, roughage, and labor hours, and it was estimated by Fletcher - Powell-David non-linear optimization algorithm. The dual cost function was numerically derived, using the production function parameter estimates.

The technical efficiency indices of Cheju dairy farms ranged from 0.6523 to 0.7207 with mean 0.6925, while the allocative efficiency showed a range of 0.4231-0.6113 with mean 0.4796.

The quantifiable management factors which can affect farm-level economic efficiency were age, education, and dairy farming experience. Of this, manager's dairy experience was the most important variable which had significantly positive effect on higher technical efficiency.

In terms of regional comparisons of technical and allocative efficiencies Cheju had no significant differentials among the three areas. Only there exists a little difference in technical as well as allocative efficiencies between Cheju and Chungcheong areas.

The above suggests (i) that, in order to improve the overall dairy economic efficiency in Cheju, more integrated extension program should be created for the dairy farms below average technical and allocative efficiencies, under the local government initiatives, and (ii) that, since manager's dairy experience is the most important factor which can affect technical efficiency, dairy experience should be the first consideration of the dairy development policies.

* 韓國畜産經營學會誌, 5 (4) (1989)에 掲載.

目

次

I. 序 論

II. Stochastic Frontier 生産 및 費用函數의 理論的 考察

III. 濟州地域의 技術效率 및 配分效率에 대한 要因 分析

IV. 濟州地域 酪農과 他地域 酪農의 技術 및 配分效率의 比較分析

V. 要約 및 結論

I. 序 論

韓國酪農은 과거 4반세기에 걸친 비교적 짧은 歷史속에서 급속한 量的, 質的 成長을 이룩하였다. 그러한 成長은 國民所得增大에 따른 乳製品에 대한 有效需要 增加와 政府의 支援, 輸入制限政策등에 기인되었다.

그러나 1980년대 중반 이후 國際交易秩序의 變化는 一次産業部門의 開放化를 강하게 요구하여 왔다. 이러한 與件變化가 기본적으로 比較優位原理에 입각하여 進行되고 있음을 감안할 때, 韓國酪農의 經濟的 效率性을 國際的 水準으로 提高시킬 수 있는 技術 및 政策開發이 장차 韓國酪農成敗의 關鍵이라고 하겠다. 比較優位 확보가 실질적으로 可能하기 위해서는 個別農家의 經濟的 效率性, 즉 技術 및 配分 效率性이 어떤 水準에 있으며, 地域間 어떤 차이가 있는가를 把握하는 것이 主要한 課題이다.

經濟的 效率性 測定을 위한 기법은 Farrell

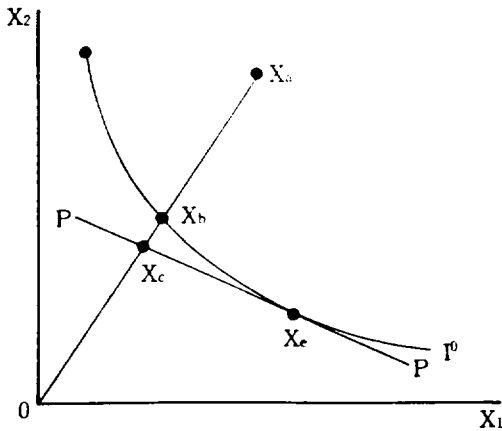
(1957)에 의하여 처음 제안되었고, 一般化된 計量經濟學的 모델인 Stochastic Frontier 生産函數模型이 Aigner, Lovell and Schmidt(1977)에 의하여 개발되었다. Jondrow et al. (1982), Kalirajan and Flin(1983), Chiao(1985), Kalirajan and Shand(1986) Battese and Colli(1977), Yoon and Park (1988)은 이 기법을 변형, 個別農家 單位의 經濟的 效率性 分析에 利用하였다. 또한 Kopp and Diewert (1982)는 雙對理論을 이용하여 Frontier 費用函數 모델을 개발하였고, Timothy et al.(1986)은 이를 브라질 남부지역 農業信用事業과 生産效率性 分析에 導入하였다.

本 研究는 雙對費用函數 모델을 이용하여 濟州地域 個別 農家 單位 牛乳生産의 經濟的 效率性 分析 및 陸地酪農과의 比較를 통하여, 濟州酪農 個別 農家間 技術 및 配分效率性 차이의 縮小와 濟州酪農産業의 全般的 生産效率性을 增大시킬 수 있는 政策方案을 모색하는 데 주된 目的을 두었다.

II. Stochastic Frontier 生産 및 費用 函數의 理論的 考察

1. Stochastic frontier 生産 및 費用 函數 模型

Farrell(1957)은 frontier 生産函數 (efficient isoquant)를 前提로 하여 各 生産 單位의 生産效率를 技術效率, 價格效率(配分效率) 및 이들의 統合指數로서 經濟的 效率의 3種類로 分類 定義하였다.



I^0 : 生産量 Y^0 에 대응하는 frontier isoquant

PP : 等費用線 (Isocost line)

X_a : Y^0 생산에 동일한 非效率的 投入要素의 結合

X_b : 技術效率的인 投入要素 結合

X_c : X_e 와 동일한 비용을 가지는 또 다른 投入要素의 結合 (同一 PP線上에 위치)

X_e : 技術的, 配分的으로 效率的인 投入要素 結合

<그림 1> Farrell 效率測定

技術的 效率이란 주어진 投入要素로 부터 획득 할 수 있는 最大의 生産量을 뜻하는데 반하여

配分效率은 가장 效率的인 要素配分에 따른 費用을 말한다.

<그림 1>에서 I^0 을 生産量 Y^0 에 대응하는 frontier 等量線 (isoquant)으로 가정하고 X_a 를 Y^0 로 生産하는데 投入된 非效率的 生産要素라고 할 때 선분 OX_a 상의 投入要素 X_b 는 frontier 等量線에 위치하는 技術的으로 가장 效率的인 生産要素 結合을 나타낸다.

즉 I^0 곡선은 投入要素 (X_1, X_2) 결합비를 변화에 따른 同一한 生産을 가져오는 等生産量線이며 PP는 두 要素의 相對價格線인 等費用線이다. 원점과 X_a 를 따라, 要素 投入量 X_b 는 frontier 等生産量曲線上에 있기 때문에 技術的으로 效率的인 生産要素 結合이다. 따라서 Farrell 技術效率 (technical efficiency : TE) 測定指數는 식(1)에 의하여 얻어질 수 있다.

$$TE = \frac{X_b}{X_a} \quad (1)$$

Farrell의 配分效率 (allocative efficiency : AE) 역시 같은 직선상의 X_c, X_b 의 비율에 의하여 측정되어질 수 있다. 等生産費用線 PP를 결정하는 生産要素價格이 주어지면 X_e 는 技術 및 配分效率的인 生産要素 結合이다. 要素投入量 X_c 는, 生産物 Y^0 를 生産하는데 技術的으로 可能的한 수준은 아니라 할지라도, 주어진 價格條件下에서 技術的으로 可能的한 要素投入을 X_e 와 같은 生産要素 費用을 수반하는 生産요소 結合이다. 따라서 직선 OX_a 를 이용한 配分效率 (AE)은 식(2)와 같이 정의된다.

$$AE = \frac{X_c}{X_b} \quad (2)$$

技術的으로 非效率的인 要素結合 X_c 를 配分效率測定에 이용할 경우, 費用에 대하여 TE와 AE測定이 可能하다. 특히 最近에 Kopp와 Diewert(1982)는 費用函數로부터 直接 얻을 수 있는 雙對效率測定法 (dual efficiency measure)을 개발하였다.

P를 等費用線 PP를 決定하는 投入物價格의 vector로 가정하고 技術的으로 非效率的인 要素投入 X_a 를 가지고 Y^0 를 生産하는데 있어서 발생하는 費用을 $P \cdot X_a$ 라고 하자. 같은 方法으로 技術的으로 效率的인 投入要素를 가지고 生産物 Y^0 를 生産하는 費用을 $P \cdot X_b$ 라면, 技術效率는 다음과 같이 測定된다.

$$TE = \frac{P \cdot X_b}{P \cdot X_a} \quad (3)$$

X_c 에서의 총비용은 $P \cdot X_c$ 이고 이것은 技術的으로나 配分的으로 效率的인 投入 結合 X_c 를 利用하였을 때 發生하는 費用과 同一하다.

이때 配分效率는

$$TE = \frac{P \cdot X_c}{P \cdot X_b} \quad (4)$$

이다. 效率測定の 變對的 特性은 아래와 같은 사실에 근거하고 있다.

$$\frac{X_b}{X_a} = \frac{P \cdot X_b}{P \cdot X_a} \text{ 와 } \frac{X_c}{X_b} = \frac{P \cdot X_c}{P \cdot X_b} \quad (5)$$

따라서 frontier 生産函數와 所得極大化 제 1 조건 혹은 變對 frontier 費用曲線 (dual frontier cost function)의 어느 쪽을 이용해도 동등한 技術效率 (TE) 과 配分效率(AE)을 측정할 수 있다. 이 방법은 理論的, 計測的 觀點에서 매우 편리한 方法이다.

본 研究에서는 Aigner 와 Lovell 그리고 Schmidt(1977)에 의하여 개발된 stochastic frontier 生産函數를 이용, 분석적으로 費用函數를 도출하여, 技術 및 配分效率性을 推定하고자 한다. Aigner, Lovell 과 Schmidt(1977)에 의해 개발된 stochastic frontier 生産函數模型의 중요한 特性은 誤差項이 서로 다른 경제적 特性을 가진 두개의 교란항으로 구성되어 있다는 점이다. 즉, 個別 經營者의 통계범위를 벗어난 임의충격 (random shocks) 項과 技術的 非效率性을 나타내는 誤

差項 (error term)이 그것이다.

Aigner, Lovell 과 Schmidt(1977) 모형에 따라 農家의 stochastic 生産函數는 다음과 같이 表記될 수 있다.

$$Y_i = f(X_i; \beta) + V_i - U_i \quad (6)$$

여기서

Y_i : i 농가의 산출량 ($i = 1, 2, \dots, n$)

V_i : 대칭오차항 (symmetric error)

U_i : 非負值 오차항 (non-negative error)

X_i : 投入要素 vector ($1 \times k$)

B : 파라미터의 vector ($k \times 1$) 이다.

그리고 V_i 와 U_i 가 다음과 같은 確率分布를 갖는다고 가정한다.

$$V_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2 v)$$

$$U_i \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2 u)$$

(단, 모든 i 에 대하여 $U_i \geq 0$)

$$E(U_i, V_i) = 0$$

여기서 만일 $\sigma^2 v = 0$ 이라면 이 模型은 deterministic frontier 모형이 되고 $\sigma^2 u = 0$ 이면 stochastic 生産函數가 된다 (Zeller 등, 1966). 따라서 $Y_i \leq Y_i^* = f(X_i; \beta) + V_i$ 이다.

非負值를 갖는 교란항 (non-negative disturbance) U_i 는 개별농가의 산출량으로 frontier 선상이나 아래에 놓여 있음을 의미한다. U_i 는 개별기업의 技術的 非效率性 파라미터가 된다. 만약 i 농가가 技術적으로 效率的이라면 U_i 는 零(0)의 값을 취하고 企業은 最大産出物 Y_i^* 를 얻게 된다.

반면 만약 非效率的이라면 企業들이 U_i 는 零(0)보다 더 큰값을 가질 것이고 산출량은 $Y_i < Y_i^*$ 이다.

個別農家의 技術效率 지수는 다음과같이 測定될 수 있다.

$$Y_i / [f(X_i; \beta) + V_i] \quad (7)$$

式(6)의 frontier 生産函數로부터 파라미터 추정치가 얻어지면 다음과 같은 變對費用函數가 쉽게 얻어질 수 있다. Frontier 生産函數에서 3개의 生産要素(X_1, X_2, X_3)와 Cobb-

Douglas 函數形態 ($Y_i = A X_{i1}^{\hat{\beta}_1} X_{i2}^{\hat{\beta}_2} X_{i3}^{\hat{\beta}_3} e^{v_i - u_i}$) 를 가정하면 이에 상응하는 雙對費用 函數는

$$C(Y, P) = K P_1^{\sigma_1} P_2^{\sigma_2} P_3^{\sigma_3} Y^r \quad (8)$$

로 표기되어 있다. 여기서 費用函數의 파라메터 推定值 ($\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$) 는 frontier 生産函數 파라메터 推定值 ($A, \beta_1, \beta_2, \beta_3$) 의 조합에 의하여 얻어질 수 있다.

$$\text{즉 } \alpha_i = r \hat{\beta}_i, r = (\sum \hat{\beta}_i)^{-1}, K = \frac{1}{r} [\prod_{i=1}^3 \hat{\beta}_i]^{-r}$$

Kapp 와 Diewert 접근법에 따라 이 쌍대 비용함수는 技術 및 配分效率性 測定에 사용될 수 있다.

農家の 生産量 관측치 Y^0 , 生産요소 벡터를 X 라 하고 Y^0 를 生産하는데 投入된 실질 生産要素(단, 가격은 벡터 P 도 주어짐)를 X_c <그림 1> 라면, 技術 및 配分效率性 推定을 위하여는 관측되지 않은 生産要素, 벡터 X_b 와 X_c 가 추정되어야 한다. X_c 는 직선 OX_a 와 等生産量曲線 [$X_1 P \cdot X = C(Y^0, P)$]의 교차점에 위치하고 있기 때문에, X_c 는 다음식에 의하여 쉽게 얻어질 수 있다.

$$X_c = \delta_c X_a \quad (9)$$

단, $\delta_c = C(Y^0, P) / P \cdot X_a$ 이고 $C(Y^0, P)$ 는 식(8)에 의하여 주어진다.

반면 X_b 는 OX_a 와 I^0 의 교차점에 위치해 있기 때문에 X_b 추정은 그리쉽지 않다. 그러나 $X_b = \theta X_a$ 로 쓸 수 있다 (θ : 일정비용 계수), 또한 X_b 는 기술적으로 效率的인 등생산곡선에 있기 때문에 미지의 요소가격 (P_b) 에 상응한 X_b 는 配分效率的인 生産要素벡터이다. ($\nabla_p C(Y^0, P_b)$)

따라서 X_b 는 아래의 연립방정식 체계의 解에 의하여 얻어진다.

$$\begin{aligned} X_b &= \theta X_a \\ X_b &= \nabla_p C(Y^0, P_b) \end{aligned} \quad (10)$$

이 연립방정식 解는 요소가격 중 어느하나로 다른 요소가격을 표준화함으로써 얻어질 수

있다. P_3 로 표준화된 要素價格을 각각 $W_1 = P_1/P_3, W_2 = P_2/P_3, W_3 = P_3/P_3 = 1$ 로 정의하면 다음과 같은 방정식 체계를 얻을 수 있다.

$$\frac{X_{2b}}{X_b} = \frac{X_{2a}}{X_{1a}} = K_{21} \quad (10.1)$$

$$\frac{X_{3b}}{X_{1b}} = \frac{X_{3a}}{X_{1a}} = K_{31} \quad (10.2)$$

$$X_{1b} = \frac{\hat{\alpha}_1}{W_1} C(Y^0, W_1, W_2, 1) \quad (10.3)$$

$$X_{2b} = \frac{\hat{\alpha}_2}{W_1} C(Y^0, W_1, W_2, 1) \quad (10.4)$$

$$X_{3b} = \frac{\hat{\alpha}_3}{W_1} C(Y^0, W_1, W_2, 1) \quad (10.5)$$

위 방정식을 표준화된 요소가격에 대하여 풀면

$$W_1 = \frac{\hat{\alpha}_1 K_{21}}{\alpha_3} \quad (10.6)$$

$$W_2 = \frac{\hat{\alpha}_2 K_{31}}{\hat{\alpha}_3 K_{21}} \quad (10.7)$$

W_1 과 W_2 를 식 (10.3) - (10.5)에 대입하면 X_b 의 추정치가 얻어진다.

2. 實證的 模型 및 推定 結果

生産函數 模型의 正형화에 있어서 제일 먼저 직면하는 문제는 어떤 函數形態를 택하느냐하는 문제이다. 經濟學的으로 合理的인 제약조건을 충족하고 不必要한 정도로 複雜한 推定問題를 수반하지 않는 간단하면서도 신축성있는 函數形態를 선택하는 것이 바람직하다 (Fuss, McFadden 과 Mundlak, 1978), 그러나 현실적으로 이러한 조건을 충족하는 函數形態의 選擇은 쉽지 않다.

본 연구에서는 우유생산 구조에 대한 분석이 주된 목적이 아니고 個別農家の 生産 및 配分效率性 측정이 연구의 핵심이기 때문에 Cobb-Douglas (C-D) 函數形態의 正형화를 시도하였다. 따라서 個別農家の frontier 生産函數는 다음과 같이 表記될 수 있다.

$$\ln Q_i = \ln A + \beta_1 \ln(N_i) \quad (11)$$

$$\begin{aligned}
 & + \beta_2 \ln(C_i) \\
 & + \beta_3 \ln(R_i) \\
 & + \beta_4 \ln(L_i) \\
 & + \varepsilon_i
 \end{aligned}$$

단, N_i = 경산우두수 (두)

C_i = 농후사료 급여량 (TDN kg /
경산우두당)

R_i = 조사료 급여량 (TDN kg /
경산우두당)

L_i = 노동투하량 (시간 / 년간)

$\varepsilon_i = U_i + V_i$ = 교란항 ($U_i \geq 0$,
 $V_i \geq 0$)

위 frontier 生産函數를 추정하기 위하여 다음과 같은 最尤 (likelihood) 函數를 表記할 있다.

$$\begin{aligned}
 \ln L(Q/\beta, \lambda, \sigma^2) &= n \ln n \sqrt{\frac{2}{\pi}} + n \ln \frac{1}{\sigma} + \\
 \sum_{i=1}^n \ln [1 - G(\frac{\varepsilon_i}{\sigma})] & \quad (12)
 \end{aligned}$$

파라미터 β, λ 그리고 σ^2 에 대하여 편미분을 취하면, 式(13), (14), (15)와 같은 3개의 방정식이 유도되어 진다.

$$\begin{aligned}
 \partial \ln L / \partial \beta &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^n (Q_i - X_i \hat{\beta}) \\
 & + \frac{\lambda}{\sigma} \sum_{i=1}^n \frac{g_i}{(1-G_i)} X_i = 0 \quad (13)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \partial \ln L / \partial \lambda &= -\frac{1}{\sigma} \sum_{i=1}^n \frac{g_i}{(1-g_i)} \\
 (Q_i - X_i \hat{\beta}) X_i &= 0 \quad (14)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \partial \ln L / \partial \sigma^2 &= -\frac{n}{\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma} \sum_{i=1}^n (Q_i - X_i \hat{\beta})^2 \\
 & + \frac{\lambda}{2\sigma^3} \sum_{i=1}^n \frac{g_i}{(1-G_i)} (Q_i - X_i \hat{\beta}) \quad (15)
 \end{aligned}$$

방정식 (13), (14), (15)을 연립방식 체제로 풀면 파라미터 β, λ, σ^2 은 maximum likelihood 推定値와 같은 통계적 특성을 가진다.

그러나 이들 파라미터 추정은 非線型 문제를

수반하기 때문에 이 문제를 해결하기 위한 적절한 技法이 이용되어야 한다.

本 研究에서는 non-linear optimization 方法중 널리 이용되고 있는 Fletcher-Powell-David(F/P/D) 연산법을 사용하였다.

F/P/D 연산법에 의해 추정된 式(6)의 frontier 生産函數 파라미터는 <表 1>과 같다.

Cobb-Douglas 生産函數에 대한 OLS(ordinary least squares)와 frontier 生産函數의 模型 파라미터 推定値의 計測結果는 <表 1>과 같고 推定結果에 대한 適合度, 파라미터의 統計的 有意性등이 검토되었다.

生産函數의 決定係數인 R^2 은 0.827로 선정된 變數에 의한 說明力이 農家水準에서의 橫斷面 資料를 사용하였음에도 높게 나타나 標本地域에 있어서 酪農家の 牛乳生産 관계는 線型式으로 어느 정도 적합되었다고 볼 수 있다. 常數를 除外한 決定係數의 有意性을 보였다.

標本 農家 72호 牛乳生産函數에 있어서 各投入要素에 대한 個別 決定係數의 有意性을 위한 t값을 보면 濃厚飼料, 勞動에 대해서는 有意水準 1%에서 有意의으로 나타났으며, 經産牛의 경우는 係數에 대하여 5%에 有意性이 存在했으나 粗飼料 給與量에는 有意性이 인정되지 않았다.

本 연구의 대상농가에서 보는 바와 같이 대부분의 농가가 濃厚飼料에 높은 의존도를 보이고 있는 반면 粗飼料 生産部門의 比重이 낮은 농가도 상당수 포함되어 있다.

한편 stochastic frontier 牛乳生産函數의 파라미터 推定은 F/P/D 연산법에 의해서 추정되었으며 Log-likelihood 比較 檢定統計値는 15.5로 1% 수준에서 有意하였다.

粗飼料 係數를 除外한 모든 模型 파라미터 추정치는 OLS 추정치보다 t값이 더 유의적으로 나타났으며, 모든 推定値는 正의 부호를 보임으로서 經濟理論과 일치하고 있다.

frontier 生産函數 파라미터 推定値를 조합하여 자체 雙對費用函數를 分析的으로 도출하면

〈表 1〉 模型 파라메터 推定值

| 獨立變數 | OLS | Frontier |
|------------------------|-----------------------|-----------------------|
| 常 數(A) | 3.1381 (1.3060) | 5.0848 (1.369) |
| 經 産 牛(N) | 0.3822 (0.1689)** | 0.5668 (0.1778)*** |
| 濃厚飼料(C) | 0.4247 (0.1065)*** | 0.2882 (0.1009)*** |
| 粗 飼 料(R) | 0.0592 (0.0642) | 0.0107 (0.0645) |
| 勞 動(L) | 0.2396 (0.0762)** | 0.2034 (0.0589)** |
| Lambda(λ) | | 3.2178 (1.922)** |
| Sigma(σ ²) | | 0.3149 (0.0497) |
| Log-likelihood | | 15.514** |

註) **는 5% 유의수준
 ***는 1% 유의수준
 ()은 표준오차

다음과 같다.

$$C(Y, P) = K W_c^{\hat{\alpha}^1} W_r^{\hat{\alpha}^2} W_e^{\hat{\alpha}^3} Y^{\hat{r}}$$

| K | α_1 | α_2 | α_3 | r |
|--------|------------|------------|------------|--------|
| 0.8241 | 0.3141 | 0.4748 | 0.1908 | 0.9255 |

$$\alpha^1 = \hat{\beta}_1 / (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 + \hat{\beta}_4)$$

$$\alpha^2 = \hat{\beta}_2 / (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 + \hat{\beta}_4)$$

$$\alpha^3 = \hat{\beta}_3 / (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 + \hat{\beta}_4)$$

$$r = 1 / (\hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 + \hat{\beta}_3 + \hat{\beta}_4)$$

$$K = \frac{1}{r} [A \frac{4}{11} \hat{\beta}_1^{\hat{\beta}_1}]^{-\hat{r}}$$

W_c = 농후사료가격(kg) / 노임

W_r = 조사료가격(kg) / 노임

$W_e = 1$

제 II 장의 식(3), (5)에 $\alpha_1 \dots \alpha_3$, r 을 대입하면 C_b , R_b , L_b 의 값을 얻게 된다. 또한 식(1)과 (2)에서 얻은 K_{21} , K_{31} 값과 α_1 , α_2 , α_3 을 식(6)과 (7)에 대입하면, W_1 과 W_2 값이 얻어진다. 이를 식(3)과 (4)에 대입하면 個別農家의 技術(TE)와 配分效率(AE) 지표가 얻어진다<表 3, 表 7>

III. 濟州地域의 技術效率과 配分效率에 대한 要因分析

Frontier 生産函數 計測結果를 이용해서 도출한 個別 酪農經營農家가 갖는 技術效率과 配分效率의 水準을 보면 다음 <表 3>과 같다.

<表 3> 濟州地域 個別酪農家別 技術效率과 配分效率

| 농가순위 | 표본농가 | 기술 효율 계수(TE) | 표본농가 | 배분 효율 계수(AE) |
|------|------|-----------------|------|-----------------|
| 1 | 9 | 0.72067 | 31 | 0.61135 |
| 2 | 14 | 0.71989 | 32 | 0.57838 |
| 3 | 2 | 0.71847 | 17 | 0.57296 |
| 4 | 11 | 0.71821 | 32 | 0.57006 |
| 5 | 7 | 0.71708 | 25 | 0.53402 |
| 6 | 10 | 0.71667 | 30 | 0.52943 |
| 7 | 33 | 0.71651 | 18 | 0.52757 |
| 8 | 23 | 0.71482 | 26 | 0.50772 |
| 9 | 30 | 0.71323 | 21 | 0.49242 |
| 10 | 21 | 0.70837 | 6 | 0.48852 |
| 11 | 17 | 0.70675 | 27 | 0.48439 |
| 12 | 24 | 0.70656 | 13 | 0.48000 |
| 13 | 16 | 0.70495 | 11 | 0.47718 |
| 14 | 5 | 0.70309 | 20 | 0.47500 |
| 15 | 18 | 0.70123 | 8 | 0.47063 |
| 16 | 12 | 0.70086 | 28 | 0.46996 |
| 17 | 19 | 0.69855 | 29 | 0.46270 |
| 18 | 8 | 0.69118 | 4 | 0.46215 |
| 19 | 28 | 0.68735 | 15 | 0.46004 |
| 20 | 1 | 0.68402 | 1 | 0.45452 |
| 21 | 25 | 0.68037 | 23 | 0.45319 |
| 22 | 3 | 0.67639 | 3 | 0.45284 |
| 23 | 6 | 0.67521 | 33 | 0.45256 |
| 24 | 31 | 0.67478 | 5 | 0.44745 |
| 25 | 4 | 0.67325 | 14 | 0.44223 |
| 26 | 15 | 0.67123 | 24 | 0.44194 |
| 27 | 32 | 0.67078 | 12 | 0.44088 |
| 28 | 29 | 0.67047 | 16 | 0.43833 |
| 29 | 20 | 0.66823 | 2 | 0.43367 |
| 30 | 13 | 0.66639 | 10 | 0.43149 |
| 31 | 22 | 0.66562 | 19 | 0.43110 |
| 32 | 27 | 0.65934 | 7 | 0.43110 |
| 33 | 26 | 0.65231 | 9 | 0.42309 |

濟州地域 標本 個別酪農家の 技術效率 범위는 0.6523 ~ 0.7207 로 平均 0.6925 이고 配分效率 범위는 0.4230 ~ 0.6113 으로 平均 0.4796 의 分布를 하고 있다. 技術 및 配分效率 指數를 두개의 級間隔으로 分類하여 보면 0.6523 ~ 0.6985 階層은 17 農家 (51.5%), 0.7008 ~ 0.7206 階層은 16 農家 (48.5%) 로 分布되었으며, 配分效率 역시 0.4331 ~ 0.4294 범위는 26 호 (78.8%), 0.5275 ~ 0.613 은 7 호 (21.2%) 로 個別 標本 酪農家 階層間 에는 差가 크지 않고, 平均 技術效率이 0.6925

配分效率이 0.4796 으로 나타났다. 따라서 전반적인 經濟의 效率性을 증대시키기 위해서는 技術效率이 낮은 個別農家の 效率性 提高方案이 시급히 講究되어야 할 것으로 보인다.

本 分析에서 利用可能한 技術 및 配分效率 要因變數는 經營主의 年齡, 教育水準, 酪農經營 經驗年數로 한정하였다.

濟州地域 33 個 牛乳生産 개별 酪農家에 대한 經營主의 年齡, 教育水準, 經驗年數에 의한 技術 및 配分效率分析 結果는 <表 4>, <表 5>, <表 6>과 같다.

<表 4> 濟州地域 標本酪農家の 年齡別 TE와 AE의 比較

| 區 分 \ 年 齡 | 年 齡 水 準 間 差 | | |
|-----------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | (40 ~ 49세) - 39 세이하 | 50세이상 - 39 세이하 | (40 ~ 49세) - 50 세이상 |
| 技術效率(TE) | -0.0022 (-0.2264) | 0.0067 (0.6561) | -0.0089 (-0.0595) |
| 配分效率(AE) | -0.0180 (-0.7859) | -0.0006 (-0.0274) | -0.0174 (-0.8916) |

註) ()는 t 值

<表 5> 濟州地域 標本酪農家の 教育水準別 TE와 AE의 比較

| 區 分 \ 學 歷 | 중졸이하 (평균) | 學 歷 水 準 間 差 | | |
|-----------|--------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | | 고졸-중졸 | 대졸-중졸 | 대졸-고졸 |
| 技術效率(TE) | 0.6928 | -0.0026 (-0.3096) | 0.0038 (0.3712) | 0.0064 (0.6302) |
| 配分效率(AE) | 0.4857 | -0.0086 (-0.4359) | -0.0124 (-0.5296) | -0.0039 (-0.1649) |

註) ()는 t 值

年齡을 3 階層으로 구분해서 본 技術效率과 配分效率은 큰 差가 없었으며 이들 年齡 階層間의 t 검정 結果는 有意성이 나타나지 않았다 <表 4>. 그러나 39 세이하 階層 酪農家들의 대부분은 的목이 높고 畜産에 관심을 많이

가지고 있는 농가들이다.

經營主의 教育水準에 따른 技術效率과 配分效率을 보면 <表 5> 고졸-중졸, 대졸-고졸 간에 學歷水準差異는 크지 않으며 통계분석 結果 有意성이 나타나지 않았다.

〈表 6〉 濟州地域 標本酪農家の 酪農經營 經驗年數別 TE와 AE의 比較

| 區分 \ 經驗年數 | 4년이하(A) | 5년이상(B) | B - A |
|-----------|---------|---------|----------------------|
| 技術效率(TE) | 0.6823 | 0.7002 | 0.0169 (0.4140)** |
| 配分效率(AE) | 0.5071 | 0.4618 | -0.0453 (-0.8892) |

註) ** 5% 유의수준, ()는 t 值.

經營主의 酪農經營 年數에 따른 技術效率와 配分效率을 보면 <表 6> 技術效率은 5년이상 階層(0.991)이 4년이하 階層(0.6822)보다 높았으며, 配分效率은 반대로 4년이하(0.5071)가 5년이상(0.4618)보다 높았다. t 檢證 결과 技術效率은 5년이상 階層이 5% 유의수준에서 유의성이 인정되었으며 配分效率에서는 통계적으로 유의하지 않았다.

이상과 같은 結果에서 技術 및 配分效率에 영향을 미치는 要因分析에서 經營主의 年齡, 教育水準은 유의성이 나타나지 않았으나 經營主의 酪農經營 年數에는 유의성이 인정되어 酪農經營에서 效率에 미치는 要因중 가장 중요한 것은 酪農經營者의 經驗으로 볼 수 있다.

특히 濟州地域은 他地域보다 酪農歷史가 짧고 經驗이 부족하기 때문에 이를 감안할 때 무리한 飼育頭數 擴大보다는 經驗에 의한 飼育頭數 擴大가 效率增大에 바람직한 것으로 思料된다.

따라서 濟州道の 酪農振興을 위해서는 酪農經營 經驗이 많은 酪農家로 하여금 酪農發展을 先導할 수 있도록 能力이 優秀한 靑소의 공급, 適正規模擴大資金 供給 등 政策的인 支援을 해야 할 것이다.

IV. 濟州地域 酪農과 他地域 酪農의 技術 및 配分效率의 比較 分析

1. 技術效率(TE) 및 配分效率(AE)의 計測 結果

濟州, 京畿, 忠淸 3 個 調查地域 72 戶 個別 酪農家에 대하여 算出한 技術效率(TE) 및 配分效率(AE)을 보면 다음 <表 7>과 같다. 72 個 標本酪農家の 技術效率 指標은 0.6479 ~ 0.8378 사이에 分布되어 있다.

標本酪農家の 技術效率(TE)을 6 個級 間隔으로 區分 度數分布를 作成한 것은 <表 8>과 <表 9>와 같다. 標本農家 72 戶中 가장 지배적인 TE의 階層은 第 4 階層으로 TE = 0.70 ~ 0.71이며 農家戶數는 21 戶로서 全體의 29%를 점유하고 있다.

配分效率의 범위는 0.3886 ~ 0.6114로 平均 0.4839 표준편차 0.0499이다. 順位를 보면 제주지역의 標本農家 번호 70과 忠淸地域 번호 9의 AE는 0.6114, 0.5982로 61%, 59.8%가 效率의으로 配分하고 있는데 반하여 忠淸地域 標本調查 번호 7, 경기 34의 配分效率은 0.3886, 0.3982, 그리고 非效率係數 1-AE=0.611, 0.601로서 이 농가는 38.8%, 39.8%가 非效率의으로 配分되고 있다고 말할 수 있다. 地域間 配分效率은 忠淸 0.5024, 濟州 0.4797, 京畿가 0.4734로 나타났다.

2. 技術效率(TE)과 配分效率(AE)의 地域間 比較

3개 지역(濟州, 京畿, 忠淸)중 濟州地域 平

〈表 7〉 農家別 年間 生産에 대한 技術(TE) 및 配分效率(AE)

| 農家 順位 | 標本 農家 (No) | 技 術 效率係數 (TE) | 標本 農家 (No) | 配 分 效率係數 (AE) | 農家 順位 | 標本 農家 (No) | 技 術 效率係數 (TE) | 標本 農家 (No) | 配 分 效率係數 (AE) |
|----------|------------------|---------------------|------------------|---------------------|----------|------------------|---------------------|------------------|---------------------|
| 1 | 37 | 0.64793 | 7 | 0.38861 | 37 | 21 | 0.69150 | 47 | 0.47063 |
| 2 | 65 | 0.65231 | 34 | 0.39819 | 38 | 19 | 0.69214 | 38 | 0.47478 |
| 3 | 23 | 0.65455 | 8 | 0.41117 | 39 | 10 | 0.69372 | 59 | 0.47500 |
| 4 | 35 | 0.65834 | 48 | 0.42309 | 40 | 13 | 0.69638 | 23 | 0.47669 |
| 5 | 66 | 0.65934 | 32 | 0.42563 | 41 | 6 | 0.69739 | 2 | 0.47698 |
| 6 | 1 | 0.66138 | 46 | 0.43110 | 42 | 26 | 0.69754 | 50 | 0.47718 |
| 7 | 61 | 0.66562 | 58 | 0.43110 | 43 | 58 | 0.69855 | 52 | 0.48000 |
| 8 | 52 | 0.66639 | 49 | 0.43149 | 44 | 14 | 0.69883 | 39 | 0.48138 |
| 9 | 22 | 0.66810 | 41 | 0.43367 | 45 | 51 | 0.70086 | 11 | 0.48280 |
| 10 | 59 | 0.66823 | 55 | 0.43833 | 46 | 57 | 0.70123 | 66 | 0.48439 |
| 11 | 15 | 0.67030 | 51 | 0.44088 | 47 | 44 | 0.70309 | 45 | 0.48852 |
| 12 | 68 | 0.67047 | 63 | 0.44194 | 48 | 3 | 0.70370 | 60 | 0.49242 |
| 13 | 71 | 0.67078 | 53 | 0.44223 | 49 | 55 | 0.70495 | 22 | 0.49466 |
| 14 | 54 | 0.67123 | 26 | 0.44342 | 50 | 63 | 0.70656 | 10 | 0.52473 |
| 15 | 29 | 0.67136 | 25 | 0.44389 | 51 | 56 | 0.70675 | 16 | 0.50599 |
| 16 | 12 | 0.67198 | 27 | 0.44568 | 52 | 60 | 0.70837 | 65 | 0.50772 |
| 17 | 43 | 0.67325 | 35 | 0.44670 | 53 | 4 | 0.70842 | 14 | 0.52205 |
| 18 | 33 | 0.67355 | 44 | 0.44745 | 54 | 27 | 0.70856 | 30 | 0.52448 |
| 19 | 31 | 0.67405 | 36 | 0.44844 | 55 | 11 | 0.70985 | 57 | 0.52757 |
| 20 | 30 | 0.67442 | 3 | 0.44874 | 56 | 32 | 0.71135 | 31 | 0.52797 |
| 21 | 70 | 0.67478 | 20 | 0.45038 | 57 | 5 | 0.71216 | 37 | 0.52872 |
| 22 | 45 | 0.67521 | 18 | 0.45093 | 58 | 69 | 0.71323 | 69 | 0.52943 |
| 23 | 42 | 0.67639 | 72 | 0.45256 | 59 | 20 | 0.71391 | 12 | 0.53329 |
| 24 | 64 | 0.68037 | 42 | 0.45284 | 60 | 62 | 0.71482 | 64 | 0.53402 |
| 25 | 24 | 0.68119 | 62 | 0.45319 | 61 | 72 | 0.71651 | 1 | 0.53902 |
| 26 | 36 | 0.68188 | 40 | 0.45452 | 62 | 18 | 0.71661 | 13 | 0.54459 |
| 27 | 38 | 0.68280 | 33 | 0.45504 | 63 | 49 | 0.71667 | 29 | 0.54536 |
| 28 | 2 | 0.68319 | 24 | 0.45827 | 64 | 46 | 0.71708 | 17 | 0.54984 |
| 29 | 40 | 0.68402 | 54 | 0.46004 | 65 | 50 | 0.71821 | 5 | 0.56417 |
| 30 | 39 | 0.68528 | 4 | 0.46052 | 66 | 41 | 0.71847 | 6 | 0.56637 |
| 31 | 28 | 0.68634 | 21 | 0.46166 | 67 | 53 | 0.71989 | 71 | 0.57006 |
| 32 | 67 | 0.68735 | 43 | 0.46215 | 68 | 48 | 0.72067 | 56 | 0.57296 |
| 33 | 17 | 0.68765 | 68 | 0.46270 | 69 | 34 | 0.72451 | 61 | 0.57838 |
| 34 | 59 | 0.68999 | 28 | 0.46787 | 70 | 9 | 0.72568 | 15 | 0.59292 |
| 35 | 16 | 0.69047 | 67 | 0.46996 | 71 | 8 | 0.81200 | 9 | 0.59820 |
| 36 | 47 | 0.69118 | 19 | 0.47018 | 72 | 7 | 0.83779 | 70 | 0.61135 |

〈表 8〉牛乳生産 農家の階層別 技術效率 分析

| 區分 TE의 間隔 | 級中央値 | 度數(戶) | 절대누적 도수(戶) | 상 대 도수 (4) | 상대누적 도수 (4) |
|--------------|-------|-------|---------------|---------------|----------------|
| 0.65이하 | 0.650 | 3 | 3 | 4.2 | 4.2 |
| 0.66~0.67 | 0.668 | 18 | 21 | 25.0 | 29.2 |
| 0.68~0.69 | 0.686 | 18 | 39 | 25.0 | 54.2 |
| 0.70~0.71 | 0.705 | 21 | 60 | 29.1 | 83.3 |
| 0.72~0.80 | 0.730 | 10 | 70 | 13.9 | 97.2 |
| 0.81이상 | 0.825 | 2 | 72 | 2.8 | 100.0 |
| 計 | | 72 | | 100.0 | |

〈表 9〉地域別 牛乳生産에 대한 技術 및 配分效率

| 區分 地域 | 農家數 | 技術效率 | 配分效率 |
|----------|-----|--------------------|--------------------|
| 京畿 | 20 | 0.6886 (0.0221) | 0.4734 (0.0433) |
| 忠清 | 19 | 0.7039 (0.0441) | 0.5024 (0.0545) |
| 濟州 | 33 | 0.6928 (0.0210) | 0.4797 (0.0480) |

註) () 내는 표준오차.

均 飼料作物 및 草地面積은 호당 43,575평(두당 2,819평)으로 조사되어 他地域보다 월등히 많은 면적을 소유하고 있으며 草地를 利用한 放牧形態가 주종을 이루고 있다.

反面 京畿, 忠清地域은 大都市近郊에 인접해 있는 都市近郊酪農으로 濃厚飼料 위주 搾乳專業形態를 취하고 있다. 이들 지역들은 飼料作物 및 草地面積이 불과 경기지역 호당 1,638평(두당 163평), 총칭 3,034평(두당 372평)을 소유하고 있고 粗飼料는 農家副産物인 苧짚을 주로 이용하고 있으며 농후사료는 購入配合飼料에 依存하고 있다. 忠清地域은 都市近郊에

위치하고 있으나 제주지역과 경기지역의 중간形態를 취하고 있다. 地域別 技術效率과 配分效率의 計測結果는 <表 10>에서 알 수 있다.

地域別 比較結果는 몇가지 興味있는 사실을 보여주고 있다. 地域間 技術效率를 보면 濟州-京畿, 忠清-京畿地域間 技術效率性의 차이는 크지 않았으나 濟州-忠清 地域間에는 忠清地域이 약간 높았다. 이를 t검정한 결과 地域間 技術效率에는 忠清-京畿에서 忠清地域이 濟州-忠清地域間에는 忠清地域의 各各 5%, 10% 유의수준에서 유의성이 인정되었다. 地域間 配分效率에서는 濟州-京畿地域間에는 效

<表 10> 地域別 平均 技術 및 配分效率 比較

| 地 域 區 分 | 忠清 - 京畿 | 濟州 - 京畿 | 濟州 - 忠清 |
|--------------|----------------------|--------------------|-----------------------|
| 技術效率 (TE) | 0.0290 (1.8222)** | 0.0063 (0.4459) | -0.2271 (-1.5883)* |
| 配分效率 (AE) | 0.0153 (1.6134)* | 0.0039 (0.4656) | -0.0114 (-1.3366)* |

註) *는 10% 유의수준
 **는 5% 유의수준
 () 내는 t 値

率차이가 거의 없고 忠清-京畿, 濟州-忠清地
 域이 10%수준에서 유의하였다.

3. 技術效率의 規模間 比較

濟州地域 酪農은 他地域과 比較해서 젓소 飼
 育頭數나 牛乳生産量에 있어서 比較가 될 수
 없을 정도이며, 특히 경기지역의 乳牛 飼育頭
 數는 현재 우리나라 飼育頭數의 50% 이상을
 차지하고 있다. 경기지역과 서울과 인접해 있

기 때문에 地價上昇으로 인한 酪農土地의 所有
 面積이 他地域보다 적다.

濟州地域에 飼育되고 있는 총 젓소두수는 전
 국에 1%도 못미치고 있는 反面 飼育規
 模가 他地域보다 높은 것은 酪農開設부터 酪農
 基盤 여건이 갖추어진 農家부터 分讓 入殖을
 시켜왔기 때문으로 사료된다.

地域에 따라 規模別 차이에 의한 技術效率
 과 配分效率의 差를 計測한 結果는 다음 <表
 11>과 같다.

<表 11> 規模間* 平均 技術 및 配分技術 比較

| 地 域 區 分 | 京 畿 | 忠 清 | 濟 州 |
|--------------|-----------------------|---------------------|------------------------|
| 技術效率 (TE) | -0.0014 (-0.138) | -0.0276 (-0.967) | -0.0003 (0.044) |
| 配分效率 (AE) | -0.0417 (-2.320)** | -0.0091 (-0.251) | -0.0637 (-4.465)*** |

註) *는 中규모(11두이상) - 소규모(10두이하).
 **는 5% 유의수준.
 ***는 1% 유의수준.
 () 내는 T 값.

中規模와 小規模間 TE의 차이를 보면 忠淸地域은 小規模 平均效率이 약간 높고 京畿, 濟州地域은 낮게 나타나고 있다. 配分效率은 濟州地域과 경기지역에서 小規模 경우 가장 높고, 충청지역은 제일 낮다. 이를 有意性 검정 결과 規模間에는 濟州地域과 京畿地域에서 中規模(11 두 이상) 보다는 小規模(10 두 이하)가 配分效率에서 有意성이 인정되었다.

이와같이 濟州地域에서 小規模頭數 階層이 配分效率이 높은 결과는 市場構造의 영향에 의한 差異도 있겠지만 酪農經營基盤 차이가 中規模階層과 큰 차이가 없으며 小規模 階層의 농가도 합리적인 경영을 하고 있다고 보여진다.

이상의 濟州地域 酪農과 他地域酪農의 技術 및 配分效率의 分析結果에서 보면 濟州地域 技術效率이 陸地地域과 差異가 없다는 것은 酪農技術의 全國的 보편화가 이루어져 있음을 의미하는 것이다. 그러나 이들 3개지역(濟州 京畿, 忠淸) 個別酪農家の 技術效率과 配分效率은 대체적으로 낮아 앞으로 技術效率 平均 0.69 이하, 配分效率 0.48 이하 農家を 대상으로 牛乳生産을 늘리기 위한 方案으로 優秀牛群의 確保등을 비롯하여 酪農教育, 經營指導事業을 통하여 技術 및 配分效率이 낮은 수준에 있는 농가를 積極的으로 지원해 經濟效率을 올리도록 施策이 강구되어야 할 것이다.

V. 要約 및 結論

本 研究는 濟州地域 牛乳生産의 技術 및 配分效率性을 測定하고 이에 영향을 미치는 要因을 分析하는데 주된 目的을 두었다. 이상의 목적을 達成하고 他地域과의 經濟的 效率性을 分析하기 위하여 Cobb-Douglas 形態의 stochastic frontier 生産函數를 表記하고 生産函數 파라메터 推定值를 利用하여 frontier 雙對費用函數를 計數的으로 導出, 技術效率(technical efficiency)과 配分效率(allocative efficiency) 指數를 推定할 수 있는

공식을 유도하였다.

統計資料는 濟州, 京畿, 3 個 地域의 72 個 標本 酪農家로부터 얻었다. 濟州地域의 경우 1985.7 ~ 1986.8 동안에 年中 納乳한 農家中 33개 農家を 임의추출, 生産費資料를 수집 活用하였고, 他地域에 대해서는 畜協中央會에서 수집한 1985년도 個別農家單位の 生産資料를 活用하였다.

實證的 frontier 生産 및 費用函數를 表記하고 統計資料를 利用하여 技術 및 配分效率을 推定한 결과, 濟州地域 個別 酪農家の 技術效率은 0.6523 ~ 0.7207 사이에 分布하였고, 配分效率은 0.4231 ~ 0.6113의 分布를 보였다. 平均은 각각 0.7170, 0.5301이었다. 이들 技術 및 配分效率에 영향을 미칠 수 있는 要因中 經營主의 年齡, 教育水準, 經驗年數가 計量的으로 測定 가능한 變數였기 때문에 이 3개의 變數가 原因分析에 이용되었다. 分析結果 經營主의 年齡과 教育水準은 個別農家の 技術 및 配分效率에 有意한 영향을 미치지 못하였고 오직 經驗年數만이 技術效率의 差異를 發生시키는 要因으로 나타났다.

3 個地域(濟州, 京畿, 忠淸) 技術效率의 범위는 0.6479 ~ 0.8378로 平均 0.6946. 표준편차 0.0297이었고, 地域間 技術效率은 忠淸地域 0.7039, 濟州地域 0.6928, 그리고 京畿地域이 0.6886이었다.

地域間 技術效率은 濟州-京畿, 濟州-忠淸 地域間에는 技術效率의 차이가 거의 없으나 忠淸-京畿地域間에는 京畿地域이 약간 높았을 뿐 地域間 技術效率에는 t 檢定 結果 有意성이 인정되지 않았다.

配分效率의 범위는 0.3886 ~ 0.6114로 平均이 0.4839. 표준편차는 0.0499이었으며, 地域間 配分效率 平均은 忠淸地域이 0.5024, 濟州地域이 0.4797, 그리고 京畿地域이 0.4734순으로 나타났다.

3 個 地域(濟州, 京畿, 忠淸) 個別酪農家の 牛乳生産에서 技術效率은 地域間, 規模間 比較에서 有意한 差異가 없었다.

이상의 分析結果 濟州地域 酪農家中 16 개 農家가 平均技術效率 (0.6925)에 미치지 못하고 있고 21개 농가는 平均 配分效率 (0.4796)에 미달하고 있어 濟州地域이 전반적인 經濟的 效率性 增大를 위해서는 平均 技術 및 配分效率 이하의 酪農家를 集中的이고 체계적으로 指導해 나가야 할 것이다.

특히 經驗年數는 技術效率에 영향을 미치고 있는 중요한 經營要因이기 때문에 經驗年數가

많은 專業酪農家に 대하여 積極的인 政策支援이 이루어져야 할 것으로 사료된다.

또한 他地域과의 比較分析 結果, 濟州地域 技術效率이 陸地地域과 差異가 없다는 사실은 酪農技術의 全國的 보편화가 이루어져 있음을 의미하지만, 配分效率이 상대적으로 가장 낮은 狀態에 있다는 것은 生産要素의 마케팅 效率性 提高가 濟州酪農의 經濟的 效率性 增大에 緊요한 課題임을 시사하고 있다.

參 考 文 獻

1. Aigner, D. J., C. A. K. Lovell and P. Schmidt, "Formulation and estimation of stochastic frontier production function models", *Journal of Econometrics*, 6, 1977, pp.249-256.
2. Battese, G. E. and T. T. Coelli, "Production of firm-specific technical efficiencies with a generalized frontier production function and panel data", *Journal of Econometrics*, 38, 1988, pp. 387-399.
3. Chiao, Yen-Shong, "Frontier production function approaches for measuring efficiency of Egyptian farms, Ph.D. dissertation, University of California at Davis, 1985.
4. Farrell, M., "The measurement of production efficiency," *Journal of the Royal Statistical Society, Series A(General)*, 1957, pp.253-281.
5. Jondrow, J., C. A. K. Lovell, I. S. Materov and P. Shmidt, "On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model," *Journal of Econometrics* 19, 1982, pp. 233-238.
6. Kalirajan, K. and J. C. Flinn, "The measurement of farm specific technical efficiency," *Pakistan Journal of Applied Economics* 2, 1983, pp.167-180.
7. Kalirajan, K. and R. T. Shand, "Estimating location-specific and firm-specific technical efficiency : An analysis of Malaysian Agriculture," *Journal of Economic Development* II, 1986, pp.147-160.
8. Kopp, R. J. and W. E. Diewert, "The decomposition of frontier cost function deviations into measures for technical and allocative efficiency," *Journal of Econometrics* 19, 1982, pp.319-331.

9. Taylor, T. G., H. E. Drmmond and A. T. Gomes, "Agricultural credit programs and production efficiency : An analysis of traditional farming in Southeastern Minas Gerais, Brazil," *American Journal of Agriculture Economics* 68(1), 1986, pp.110-119.
10. Yoon, Hyo-Jik, and Park, Seong-Kwae, "The measurement of farm-specific technical efficiency in Kyungki-region milk production: The stochastic frontier function approach," *Journal of Rural Development* 11(2), 1988, pp.143-154.