

中心合成計劃法에 의한 南部 早生벼 栽培要因의 最適條件 究明

孫吉滿* · 金正教** · 崔震龍** · 李稚植* · 朴重陽***

Optimization of Cultivational Conditions of Rice(*Oryza sativa* L.) by a Central Composite Design Applied to an Early Cultivar in Southern Region

Gil Man Shon*, Jeung Kyo Kim**, Zhin Ryong Choe**,
Yu Sik Lee* and Joong Yang Park***

ABSTRACT

Two field experiments were carried out to assess the applicability of a central composite design (CCD) in determining optimum culture condition of an early rice cultivar, Unbongbyeon in southern Korea.

A central composite design with two replicates was applied to five levels of five factors such as the number of hills per 3.3m², the number of seedlings per hill, the levels of nitrogen, the transplanting date and the seedling age (Experiment 1). The levels of planting density were ranged from 30 hills to 150 hills per 3.3m²; the number of seedlings per hill from 1 seedling to 9 seedlings per hill; the levels of nitrogen application from 1 kg/10a to 21 kg/10a; the transplanting date from June 15 to July 5; the seedling age from 25 days to 45 days.

A fractional factorial design was applied to three levels of five factors tested in CCD (Experiment 2). Yield per hill and per unit area were examined and the results obtained from both experiments were compared. The benefits from the central composite design were discussed.

Maximum yield of brown rice per unit area was obtained at the combination of the central levels of one of five factors when the other four factors were fixed at central point. Furthermore, brown rice yield per unit area affected by interaction of two factors was maximized at the central point when the remain three factors being fixed at the central level. The responses of five factors to brown rice yield per hill and unit area were found to be a saddle point in both designs.

Actual values of the stationary points were 107 hills per 3.3 m², 4 seedlings per hill, 10 kg nitrogen per 10a, transplanting date of rice on June 26 and 33 days of seedling age in the central composite design. Brown rice yield per unit area at the stationary points were estimated 439 kg/10a in the central composite design and 442 kg/10a in the fractional factorial design.

Considering the number of experimental treatment combinations, the central composite design was rather convenient in reducing the number of treatment combinations for similar information. It was more convenient for an experimenter to present the results from the central composite design than those from

* 慶南農村振興院 (Gyeongnam Provincial Rural Development Administration, Chinju 660-370, Korea)

** 慶尙大學校 農科學 (College of Agriculture, Gyeongsang Nat'l Univ., Chinju 660-300, Korea)

*** 慶尙大學校 自然科學大學 (College of Natural Science, Gyeongsang Nat'l Univ., Chinju 660-300, Korea)

<'89. 1. 23. 接受>

the fractional factorial design.

Considering the optimum yields of brown rice per unit area at the stationary points being verified as saddle points in both designs, inter-heterogeneity of each of the factors should be avoided in setting up factors in pursuit of inducing unidirectional response of the factors to yield. Even though both the lower and higher levels in the central composite design being beyond the region of an experimenter's interest, they were considered highly valued in interpretation of the results.

Conclusively, the central composite design was found to be more beneficial to optimize culture condition of paddy rice even with several levels of various factors were involved.

緒 言

作物栽培時增收는 環境에 알맞는 品種의 選擇과 品種의 能力을 最大로 發揮할 수 있는 栽培條件을 賦與하였을 때 可能하여 진다.

주어진 環境과 優良品種에 대한 情報는 사전에 알 수 있지만, 여기에 關係하는 栽培要因은 多樣하기 때문에 最適條件을 糾明하여 줄 필요가 있으며, 특히 要因들간의 相互關係를 동시에 比較 評價할 必要성이 크다. 그러나 從來의 接近方法은 주로 다른 變量은 모두 一定하게 두고 한 要因만을 대상으로 分析하여 왔다. 따라서 여기서 얻어진 結果는 다른 諸要因은 一定한 狀態에 둔 어떤 特定한 狀況에서만 나타나는 情報들인 것이다. 그러므로 여러가지 要因을 同時에 檢討하여 諸要因의 여러 가지 水準에서 特定한 各要因의 效果를 推定하여 더 넓은 一般의 情報를 얻을 必要가 있다.

水稻의 收量은 栽培要因으로서 品種, 栽培時期, 栽植株數, 栽植本數, 施肥量, 施肥方法, 育苗方法, 水管理 등이 複合적으로 作用하여 나타난 反應의 產物로서, 水稻의 適正 栽培條件을 究明하기 위하여 지금까지는 주로 完全任意配置法, 亂塊法, Latin 方角法, 分割區配置法, 分割集區配置法 등으로 制限된 要因 및 水準에서 試驗研究가 遂行되어 왔다. 이 경우 處理 要因數 및 各 要因當 處理水準이 커지면 處理數가 急増되어 試驗 遂行과 結果 評價에 크게 制限을 받게 된다. 따라서, 이를 克服할 수 있는 다른 實驗計劃法의 必要性이 擡頭되었다.

最近 物理學과 工學分野에서는 效果의 反應面을 決定할 수 있는 有用한 實驗統計 方法으로서 合成計劃法을 導入하여 널리 應用하고 있는데, 이 計劃法은 他 分野에도 活用할 수 있다고 알려져 있다¹²⁾.

本 研究는 南部地方에서 農業經營 및 作付體系上 重要한 早生種 벼品種의 最適 栽培條件을 究明하기

위한 手段으로서 反應表面計劃法의 概念을 革新시킨 中心合成計劃法⁴⁾을 利用하여 水稻栽培上 重要한 栽植株數, 栽植本數, 窒素施肥量, 移秧時期, 育苗日數等 5 가지 計量的 栽培要因의 最適條件究明을 위한 試驗을 遂行하여 農事試驗研究에의 活用可能性을 提示하고자 하였다.

材料 및 方法

本 研究는 Box 와 Wilson⁴⁾에 의해 開發된 中心合成計劃法(試驗 1)과 Finney¹⁰⁾에 의해 開發된 部分實施法(試驗 2)等 2 가지 實驗計劃法을 利用하여 1987年 慶尙南道農村振興院 試驗圃場(晉州, 海拔 25 m)에서 實施하였다.

試驗前의 畚土壤特性은 表 1 과 같았으며, 試驗期間中의 氣象條件은 그림 1 과 같았다.

Table 1. Characters of paddy soil in the experiment site.

Soil texture	pH	OM (%)	P ₂ O ₅ (ppm)	Ex. (me · 100g ⁻¹) K	Ca	Mg	SiO ₂ (ppm)
Loam	5.9	3.2	144	0.24	3.77	1.38	127

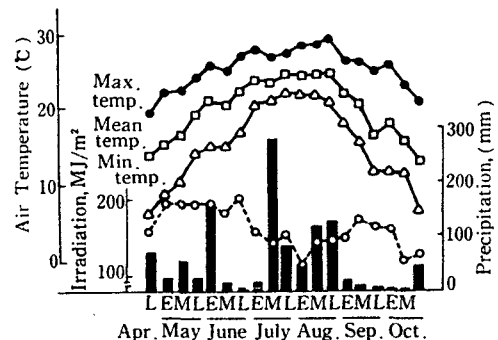


Fig. 1. Meteorological conditions during rice growing season on 1987 in Chinju, Korea.

Table 2. Actual and coded value for plant density, seedlings per hill, levels of nitrogen, transplanting times, and age of seedling used in a central composite design.

Coded value	Actual value				
	X1 Hills per 3.3m ²	X2 No. of seedlings per hill	X3 Levels of nitrogen (kg/10a)	X4 Transplanting date (Month, date)	X5 Age of seedling (days)
-2	30	1	1	6.15	25
-1	60	3	6	6.20	30
0	90	5	11	6.25	35
1	120	7	16	6.30	40
2	150	9	21	7.5	45

試驗 1. 中心合成計画法(CCD)에 의한 栽培條件別 水稻의 收量反應

供試品種은 一般系 早生種 “雲峰벼”로서 栽植株數(X₁), 株當本數(X₂), 窒素施肥量(X₃), 移秧期(X₄), 育苗日數(X₅)等 計量의 要因을 5水準으로 表 2와 같이 처리하였으며, 각 變量의 實際水準은 다음과 같은 式으로 略號化 하였다.

$$X_1 = \frac{\text{栽植株數} - 90}{30}$$

$$X_2 = \frac{\text{株當本數} - 5}{2}$$

$$X_3 = \frac{\text{窒素施肥量} - 11}{5}$$

$$X_4 = \frac{\text{移秧日} - 25}{5}$$

$$X_5 = \frac{\text{育苗日數} - 35}{5}$$

本 試驗에서는 區의 數는 적지만 많은 情報를 獲

Table 3. Layout of treatment combinations in a central composite design (After W. G. Cochran and G. M. Cox).

No.	Block I					No.	Block II				
	X1	X2	X3	X4	X5		X1	X2	X3	X4	X5
1	-1	-1	-1	-1	1	23	-2	0	0	0	0
2	1	-1	-1	-1	-1	24	2	0	0	0	0
3	-1	1	-1	-1	-1	25	0	-2	0	0	0
4	1	1	-1	-1	1	26	0	2	0	0	0
5	-1	-1	1	-1	-1	27	-	0	-2	0	0
6	1	-1	1	-1	1	28	0	0	2	0	0
7	-1	1	1	-1	1	29	0	0	0	-2	0
8	1	1	1	-1	-1	30	0	0	0	2	0
9	-1	-1	-1	1	-1	31	0	0	0	0	-2
10	1	-1	-1	1	1	32	0	0	0	0	2
11	-1	1	-1	1	1	33	0	0	0	0	0
12	1	1	-1	1	-1						
13	-1	-1	1	1	1						
14	1	-1	1	1	-1						
15	-1	1	1	1	-1						
16	1	1	1	1	1						
17	0	0	0	0	0						
18	0	0	0	0	0						
19	0	0	0	0	0						
20	0	0	0	0	0						
21	0	0	0	0	0						
22	0	0	0	0	0						

- * No. 1~16 : Part of 2⁵ × 1/2 factorial combinations.
- * No. 17~22, 33 : Centre points.
- * No. 23~32 : Part of the central composite only.
- * X1, Hills per 3.3m² ; X2, No. of seedlings per hill ; X3, Levels of nitrogen (kg/10a) ; X4 : Transplanting date (Month, date) ; X5, Age of seedling(days).

Table 4. Actual and coded values used for plant density, seedlings per hill, levels of nitrogen, transplanting times, and age of seedling used in a fractional factorial design.

Coded value	X1	X2	X3	X4	X5
	Hills per 3.3m ²	No. of seedlings per hill	Levels of nitrogen (kg/10a)	Transplanting date (month. date)	Age of seedling (days)
-1	60	3	6	6.20	30
0	90	5	11	6.25	35
1	120	7	16	6.30	40

할 수 있는 Cochran과 Cox⁶⁾의 多要因計劃法 (Plan 8A·6)을 利用하였는데(表 3), 5要因으로 構成된 本 試驗은 集區 1에 21處理, 集區 2에 11處理로서 總 33處理가 1反復으로 不完全 集區 2反復으로 配置하였다. 區當 面積은 14m²로서 畦間은 25cm로 固定하였고, 窒素肥料 分施比率은 基肥와 穗肥를 各各 80%와 20%를 施用하였고, P₂O₅와 K₂O는 各各 10a當 7 및 8 kg 施用하였으며 育苗은 물뭍자리로 하였다. 移秧後 5日과 15日에 各各 제조제 “푸마시”와 “아비로산” 粒劑를 施用하였으며, 其他 耕種法은 慶尙南道農村振興院 基準 耕種要綱¹¹⁾에 準하였다.

試驗 2. 部分實法(FFD)에 의한 栽培條件別 水稻의 收量反應

試驗 1과 같은 5個 計量的 要因을 3水準으로 表 4와 같이 略號化한 Cochran과 Cox⁶⁾의 部分實法(Plan 6A. 19)을 利用하였는데, 各處理組合은 表 5에서와 같으며 81個 處理를 單純格子型 配置 4反復으로 포장배치하여 收量을 조사하였고, 其他 條件 및 管理는 試驗 1에 準하였다.

調査, 獲得된 資料는 SPSS와 IMSL을 利用하여 統計分析하였다. 收量에 대한 2次反應表面方程式은 最小제곱법으로 구하였으며, 圖解로 나타낸 資料는 推定된 反應表面方程式으로부터 計算된 것이다.

收量에 대한 各 栽培要因의 定常點은 收量에 관한 反應表面方程式을 栽植株數(X₁), 株當本數(X₂), 窒素施肥量(X₃), 移秧期(X₄), 育苗日數(X₅)로 各各 微分하여 그 값을 0으로 한 5元 1次聯立方程式을 만들어 구하였다. 推定收量은 反應表面方程式에 各 栽培要因의 定常點 값을 대입하여 算出하였으며, 推定收量이 최대값인지 最小값인지 또는 鞍部點인지를 알아보기 위해 正準分析을 하였다.

試驗 結果

1. 中心合成計劃法(Central composite design, CCD)에 의한 栽培條件別 水稻의 收量反應

가. 收量形質의 反應表面方程式 推定
조사된 資料에서 最小제곱법(method of least squares)으로 表 6과 같은 反應表面方程式의 係數를 얻었다. 表 6에서 單位面積當 收量에 관한 反應表面方程式은 :

$$\begin{aligned}
 Y = & 434.49855 + 6.77864 X_1 - 6.61197 X_2 - \\
 & 3.00618 X_3 + 9.24382 X_4 - 7.75618 X_5 \\
 & - 13.56086 X_1^2 - 8.31086 X_2^2 - 14.68586 X_3^2 \\
 & - 16.24836 X_4^2 - 12.56086 X_5^2 - 3.75927 X_1 X_2 \\
 & - 2.91796 X_1 X_3 + 8.64454 X_1 X_4 - 9.66796 X_1 X_5 \\
 & - 1.20704 X_2 X_3 + 0.85546 X_2 X_4 - 3.33204 X_2 X_5 \\
 & + 0.32177 X_3 X_4 - 0.24073 X_3 X_5 + 7.69677 X_4 X_5
 \end{aligned}$$

여기서, Y는 推定된 單位面積當收量(kg/10a)이며, X₁, X₂, X₃, X₄, X₅는 各各 栽植株數, 株當本數, 窒素施肥量, 移秧時期, 育苗日數에 대해서 略號化한 수준값이다. 위 식에서 p-value가 有意水準보다 큰 項을 제외시킬 수 있는데, 이것은 計算式의 簡素化 및 適合缺如度 檢定을 위한 自由度를 增加시키므로 反應表面方程式의 效率性을 提高시켜 준다.

收量에 대한 各 栽培要因의 定常點은, 收量(Y)에 대해서 X₁(栽植株數), X₂(株當本數), X₃(窒素施肥量), X₄(移秧期), X₅(育苗日數)으로 各各 微分하여 그 값을 0으로 한 5元 1次聯立方程式을 만들어 구하였다.

그 方程式은 :

$$\begin{aligned}
 dY/dX_1 = & 6.77864 - 27.12172X_1 - 3.75927 X_2 \\
 & - 2.91796 X_3 + 8.64454 X_4 - 9.66796 X_5 \\
 & = 0
 \end{aligned}$$

$$dY/dX_2 = -6.61197 - 16.62172 X_2 - 3.75927 X_1$$

Table 5. Treatment combinations of 3^5 fractional factorial in 81 units (1/3 replicate) used in this experiment.

Coded value of X ₁ , X ₂	Coded value of X ₃ , X ₄ , X ₅														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
-1-1	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
-1 0	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30
-1 1	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45
0-1	46	47	48	49	50	51	52	53	54	55	56	57	58	59	60
0 0	61	62	63	64	65	66	67	68	69	70	71	72	73	74	75
0 1	76	77	78	79	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90
1-1	91	92	93	94	95	96	97	98	99	100	101	102	103	104	105
1 0	106	107	108	109	110	111	112	113	114	115	116	117	118	119	120
1 1	121	122	123	124	125	126	127	128	129	130	131	132	133	134	135

* Numbers are the treatment combinations. X₁, Hills per 3.3m²; X₂, No. of seedlings per hill; X₃, Levels of nitrogen (kg/10a); X₄, Transplanting date; X₅, Age of seedling.

Table 6. Constants and coefficients of response surfaces of yield in a central composite design.

Term	Yield of brown rice per hill (g)	Yield of brown rice per unit area (kg. 10a ⁻¹)
Linear		
Constant	16.30404 (0.0000)	434.49855 (0.0000)
X ₁	-5.18899 (0.0000)	6.77864 (0.1101)
X ₂	0.00982 (0.9827)	-6.61197 (0.1189)
X ₃	-0.33282 (0.4636)	-3.00618 (0.4740)
X ₄	0.87968 (0.0570)	9.24382 (0.0315)
X ₅	0.35468 (0.4350)	-7.75618 (0.0690)
X ₁ ²	1.54545 (0.0003)	-13.56086 (0.0006)
X ₂ ²	-0.54830 (0.1740)	-8.31086 (0.0284)
X ₃ ²	-0.79830 (0.0503)	-14.68586 (0.0002)
X ₄ ²	-0.84205 (0.0394)	-16.24836 (0.0001)
X ₅ ²	-0.70455 (0.0827)	-12.56086 (0.0013)
X ₁ X ₂	-0.48674 (0.3848)	-3.75927 (0.4673)
X ₁ X ₃	0.21474 (0.7000)	-2.91796 (0.5716)
X ₁ X ₄	-0.78526 (0.1631)	8.64454 (0.0983)
X ₁ X ₅	-1.26026 (0.0277)	-9.66796 (0.0655)
X ₂ X ₃	0.68526 (0.2224)	-1.20704 (0.8147)
X ₂ X ₄	-0.30224 (0.5879)	0.85546 (0.8681)
X ₂ X ₅	-0.47724 (0.3934)	-3.33204 (0.5186)
X ₃ X ₄	0.42423 (0.4483)	0.32177 (0.9502)
X ₃ X ₅	0.33674 (0.5468)	-0.24073 (0.9628)
X ₄ X ₅	-0.48826 (0.3833)	7.69677 (0.1404)
S.E		
Linear	0.45023	4.16304
Quadratic	0.39697	3.67053
Interaction	0.55459	5.12803
R ²	0.80266	0.63984

* The parenthesized values are the p-values for testing significance of each of the coefficients.

* R²-Coefficient of determination.

$$\begin{aligned}
& -1.20704 X_3 + 0.85546 X_4 - 3.33204 X_5 \\
& = 0 \\
dY/dX_3 &= -3.00618 - 29.37172 X_3 - 2.91796 X_1 \\
& - 1.20704 X_2 + 0.32177 X_4 - 0.24073 X_5 \\
& = 0 \\
dY/dX_4 &= 9.24382 - 32.49672 X_4 + 8.64454 X_1 \\
& + 0.85546 X_2 + 0.32177 X_3 + 7.69677 X_5 \\
& = 0 \\
dY/dX_5 &= -7.75618 - 25.12172 X_5 - 9.66796 X_1 \\
& - 3.33204 X_2 - 0.24073 X_3 + 7.69677 X_4 \\
& = 0
\end{aligned}$$

이들 方程式의 값은 :

$$\begin{aligned}
X_1 &= 0.55956 ; X_2 = -0.42444 ; X_3 = -0.13385 ; \\
X_4 &= 0.33459 ; X_5 = -0.36400
\end{aligned}$$

이들 값은 略號化된 값인데, 實際값으로 換算하면, 栽植株數 = 107 株 / 3.3 m², 株當本數 = 4 本, 窒素施肥量 = 10 kg / 10 a, 移秧日 = 6 月 26 日, 育苗日數 = 33 日이었다. 이들 略號化된 값을 反應表面方程式에 대입, 推定된 收量은 439 kg / 10 a 이었다.

이 값이 最大값인지, 最小값인지 또는 鞍部點인지를 알아보기 위해 正準分析을 한 結果(表 7), 固有值(eigenvalue)의 符號가 + 와 - 가 並存하고 있어 定常點에서의 收量은 鞍部點이었다. 그리고 收量에 대한 反應表面方程式은 正準分析結果(表 7)를 이용하여 더 簡略化할 수 있다.

Y₀ 를 定常點에서의 收量이라고 한다면, 定常點에서 각 要因의 水準에 따라 변하는 收量에 대한 反應表面(Y)은 다음과 같은 回歸式으로 단순化된다.

$$\begin{aligned}
Y &= Y_0 - 19.45512 Y_1^2 - 15.79547 Y_2^2 \\
& - 0.81479 Y_3^2 + 2.38683 Y_4^2 + 14.99264 Y_5^2
\end{aligned}$$

여기서 Y₁ - Y₅ 와 표 7의 X₁ - X₅ 와는 다음과

같은 관계가 있다.

$$\begin{aligned}
Y_1 &= 0.76429 X_1 - 0.03671 X_2 - 0.44447 X_3 \\
& + 0.36908 X_4 - 0.28414 X_5 \\
Y_2 &= -0.44130 X_1 - 0.28461 X_2 - 0.56884 X_3 \\
& - 0.24788 X_4 - 0.58243 X_5 \\
Y_3 &= -0.06946 X_1 + 0.93810 X_2 - 0.04795 X_3 \\
& - 0.07302 X_4 - 0.32788 X_5 \\
Y_4 &= -0.43258 X_1 - 0.00169 X_2 + 0.07366 X_3 \\
& - 0.89023 X_4 - 0.12223 X_5 \\
Y_5 &= -0.17076 X_1 + 0.19392 X_2 - 0.68640 X_3 \\
& + 0.06707 X_4 + 0.67646 X_5
\end{aligned}$$

나. 栽培條件에 따른 벼 收量形質의 反應

表 6의 收量에 관한 反應表面方程式에 5 個 栽培要因中에서 4 個 要因의 水準을 中心(略號化된 값 : 0)에 統制할 때 獲得할 수 있는 각 栽培要因의 處理效果는 그림 2 및 그림 3과 같았다.

收量은 栽培要因의 處理水準에 따라 多様な 反應을 보였는데, 株當玄米重은 栽植密度(X₁)의 影響을 가장 크게 받아 疎植일수록 무거웠지만(그림 2) 單位面積當 收量은 각 栽培要因의 中心水準 附近에서 增加하였으며, 極限水準(± 2)으로 갈수록 減收하였다(그림 3).

以上과 같이 5 가지 栽培要因中 4 要因의 水準을 中心水準(略號化된 값 : 0)에 統制하여도 反應表面方程式(表 6)에서 얻을 수 있는 情報가 多様하고 有益하였는데, 이들 反應表面方程式에 5 가지 水準(略號化된 값 : -2, -1, 0, 1, 2)을 각 要因間 相異하게 적용하면 그만큼 더 많은 有用한 情報를 얻을 수 있다.

다. 벼 收量에 미치는 栽培要因의 相互作用 效果 두 要因間의 相互作用效果는, 收量에 대한 反應表面方程式(表 6)에 5 個 栽培要因中에서 3 個 要因

Table 7 Eigenvalues, eigenvectors and stationary points of response surface for yield of brown rice per unit area in a central composite design.

Factors	Hills per 3.3m ² (X1)	No. of seedlings per hill (X2)	Levels of nitrogen (X3)	Transplanting date (X4)	Age of seedling (X5)
Eigenvalue	-19.45512	-15.79547	-0.81479	2.38683	14.99264
Eigenvector	0.76429	-0.44130	-0.06946	-0.43258	-0.17076
	-0.03671	-0.28461	0.93810	-0.00169	0.19392
	-0.44447	-0.56884	-0.04795	0.07366	-0.68640
	0.36908	-0.24788	-0.07302	0.89023	0.06707
	-0.28414	-0.58243	-0.32788	-0.12223	0.67646
Stationary point	0.55956	-0.42444	-0.13385	0.33459	-0.36400

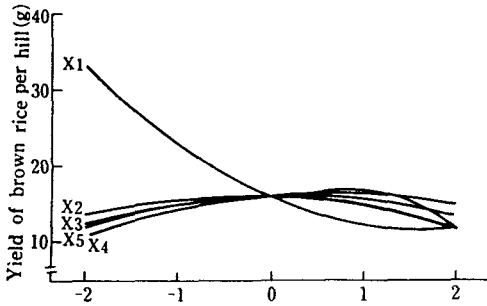


Fig. 2. Effects of hill numbers per 3.3m² (X1), seedling numbers per hill(X2), levels of nitrogen(X3), transplanting date(X4), and seedling ages(X5) on yield of brown rice per hill in a central composite design. In this case, the curves were estimated based on the levels of four variables except corresponding variable are zero.

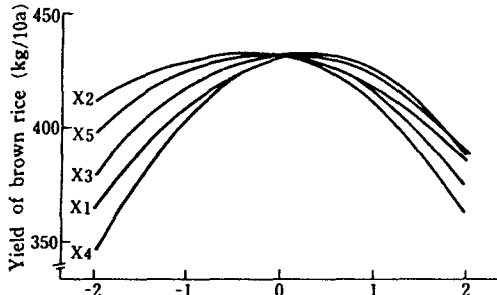


Fig. 3. Effects of hill number per 3.3m² (X1), seedling numbers per hill(X2), levels of nitrogen(X3), transplanting date(X4), and seedling ages(X5) on yield of brown rice per unit area in a central composite design. In this case, the curves were estimated based on the levels of four variables except corresponding variable are zero.

의水準을 中心水準(略號化된 값: 0)에 統制하여 反應表面方程式으로부터 誘導한 結果는 그림 4, 그림 5와 같았다.

株當玄米收量(그림 4)은, 栽植株數(X₁)가 關與하는 처리에서 가장 큰 反應을 보여 주었는데, 疎植일수록 무거웠으며, 單位面積當收量(그림 5)은 각 栽培要因의 中心水準(栽植株數, 90株/3.3m²; 株當本數, 5本; 窒素施肥量, 11kg/10a; 移秧日, 6月25日; 育苗日數, 35日)周圍에서 가장 增加됨을 보여주고 있다.

以上은 2要因間 各各의 相互作用效果를 알기 위

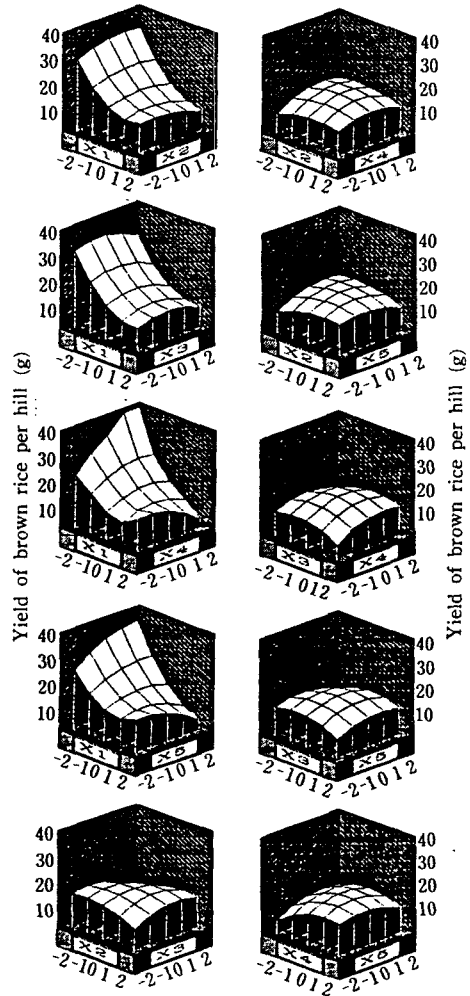


Fig. 4. Interaction effects of two factors on yield of brown rice per hill when levels of the other three factors are zero. X₁: Hills per 3.3m², X₂: No. of seedlings per hill, X₃: Levels of nitrogen, X₄: Transplanting date, X₅: Age of seedling.

해 反應表面方程式에 5個 要因中 3要因의 水準을 中心水準에만 統制하였으나, 5個 水準을 適切하게 利用할 境遇 더 많은 다른 有用한 情報을 얻을 수 있다.

라. 收量形質의 分散分析

收量の 分散分析 結果(表 8)를 보면, 調査形質 大部分이 處理間 差異가 1% 有意水準에서 認定되었지만, 適合缺如度에도 1% 水準에서 有意性이 存在했다. 따라서, 5個 要因을 同時에 處理하였을 때

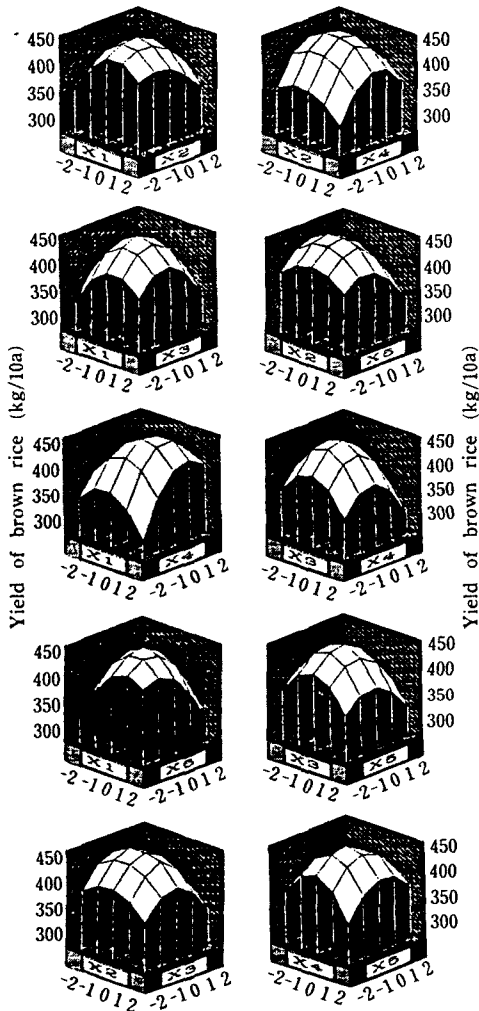


Fig. 5. Interaction effects of two factors on yield of brown rice per unit area when levels of the other three factors are zero. X1: Hills per 3.3m², X2: No. of seedlings per hill, X3: Levels of nitrogen, X4: Transplanting date, X5: Age of seedling.

이들 5個 要因이 複合的으로 作用하여 나타내는 效果는 2次 反應表面方程式으로 설명하기엔 未洽하였다.

2. 部分實施法(Fractional factorial design, FFD)에 의한 栽培條件別 水稻의 收量反應

가. 收量形質의 反應表面方程式 推定

株當玄米重 및 單位面積當玄米重의 反應表面方程式의 係數는 最小제곱법으로 表 9와 같이 구할 수

Table 8. Mean squares for yield in a central composite design

Source of variation	df	Yield of brown rice per hill (g)	Yield of brown rice per unit area (kg. 10a ⁻¹)
Replication	1	5.761	3.879
Treatment	26	75.989**	3864.943**
Regression	20	86.988**	3248.333**
Lack of fit	6	39.326**	5920.309**
Remainder			
Replication x treatment	26	7.147	34.450
Within cell	12	0.016	12.357

** Indicates the level of significance at 1%.

있었다.

1次係數 - X_1, X_2, X_3, X_4, X_5 - 는 각 栽培要因에 대한 中心點에서의 反應의 기울기를 나타내고 있으며, 2次係數 - $X_1^2, X_2^2, X_3^2, X_4^2, X_5^2$ - 는 各各의 方向에 있어서 反應의 曲線程度를 표시하고, 交互係數 - $X_1X_2, X_1X_3, X_1X_4, X_1X_5, X_2X_3, X_2X_4, X_2X_5, X_3X_4, X_3X_5, X_4X_5$ - 는 栽培要因間의 相互作用을 나타낸다.

單位面積當收量의 反應表面方程式은

$$\begin{aligned}
 Y = & 438.60944 + 5.18981 X_1 - 3.70350 X_2 \\
 & - 1.49324 X_3 - 1.14149 X_4 - 9.25100 X_5 \\
 & - 15.80674 X_1^2 - 8.68113 X_2^2 - 6.00635 X_3^2 \\
 & - 18.35499 X_4^2 - 9.44629 X_5^2 - 9.01389 X_1 X_2 \\
 & - 2.53472 X_1 X_3 + 4.99306 X_1 X_4 - 0.68750 X_1 X_5 \\
 & - 2.15942 X_2 X_3 - 0.15308 X_2 X_4 - 2.28911 X_2 X_5 \\
 & - 3.17032 X_3 X_4 - 0.79895 X_3 X_5 + 1.26327 X_4 X_5
 \end{aligned}$$

收量(Y)에 대해 각 栽培要因($X_1 \sim X_5$)으로 各各 微分하여 그 값을 0으로 한 5元 1次聯立方程式으로 구해진 定常點은, $X_1 = 0.28084, X_2 = -0.27828, X_3 = -0.16404, X_4 = 0.00664, X_5 = -0.45878$ 이었다(表 10). 이들 값은 略號化된 값으로서, 實際값으로 換算하면, 栽植株數 = 98株/3.3m², 株當本數 = 4本, 窒素施肥量 = 10 kg/10 a, 移植日 = 6月 25日, 育苗日數 = 33日이었고, 이들 定常點에서의 收量은 442 kg/10 a 이었다. 收量의 性格을 알아보기 위해서 正準分析을 한 結果 固有值(eigenvalue)의 符號가 +와 - 모두가 존재하고 있기 때문에 定常點에서의 收量은 CCD에서의 收量과 마찬가지로 鞍部點인 것으로 나타났다.

나. 栽培條件에 따른 收量

表 9의 反應表面方程式에 試驗遂行時 적용된 5

Table 9. Constants and coefficients of response surfaces of yield in a fractional factorial design.

Term	Yield of brown rice per hill(g)	Yield of brown rice per unit area (kg.10a ⁻¹)
Linear		
Constants	16.23174 (0.0000)	438.60944 (0.0000)
X1	-5.26481 (0.0000)	5.18981 (0.0000)
X2	-0.07626 (0.0322)	-3.70350 (0.0004)
X3	-0.03336 (0.3473)	-1.49324 (0.1514)
X4	-0.09311 (0.0089)	-1.14149 (0.2714)
X5	-0.36930 (0.0000)	-9.25100 (0.0000)
X1 ²	1.16980 (0.0000)	-15.80674 (0.0000)
X2 ²	-0.29510 (0.0000)	-8.68113 (0.0000)
X3 ²	-0.22934 (0.0002)	-6.00635 (0.0000)
X4 ²	-0.68099 (0.0000)	-18.35499 (0.0000)
X5 ²	-0.34270 (0.0000)	-9.44629 (0.0000)
X1 X2	-0.28056 (0.0000)	9.01389 (0.0000)
X1 X3	-0.09028 (0.0384)	-2.53472 (0.0471)
X1 X4	0.23264 (0.0000)	4.99306 (0.0001)
X1 X5	0.10347 (0.0178)	-0.68750 (0.5891)
X2 X3	-0.09286 (0.0332)	-2.15942 (0.0905)
X2 X4	0.01092 (0.8016)	-0.15308 (0.9043)
X2 X5	-0.05579 (0.1982)	-2.28911 (0.0719)
X3 X4	-0.15586 (0.0004)	-3.17032 (0.0129)
X3 X5	-0.04375 (0.3129)	-0.79895 (0.5290)
X4 X5	0.11610 (0.0075)	1.26327 (0.0749)
S. E.		
Linear	0.35450	0.38260
Quadratic	0.06156	1.80301
Interaction	0.04341	1.27144
R ²	0.98692	0.59645

* The parenthesized values are the p-values for testing significance of each of the coefficients.
 * R² -Coefficients of determination.

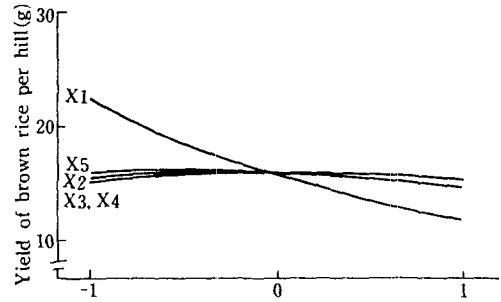


Fig. 6. Effects of hill numbers per 3.3m² (X₁), seedling numbers per hill (X₂), levels of nitrogen (X₃), transplanting date (X₄), and seedling ages (X₅) on yield of brown rice per hill in a fractional factorial design.

In this case, the curves were estimated based on the levels of four variables except corresponding variable are zero.

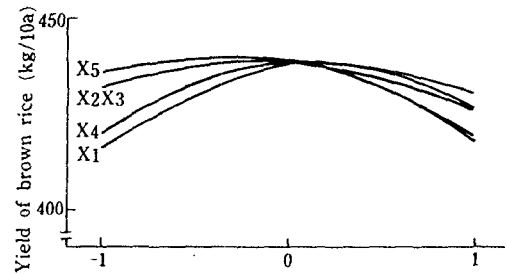


Fig. 7. Effects of hill numbers per 3.3m² (X₁), seedling numbers per hill (X₂), levels of nitrogen (X₃), transplanting date (X₄), and seedling ages (X₅) on yield of brown rice per unit area in a fractional factorial design.

In this case, the curves were estimated based on the levels of four variables except corresponding variable are zero.

個栽培要因中 4 個要因의水準을 中心點(略號化된 값: 0)에 統制할 때, 各栽培要因의 처리에 따른 株當玄米重(그림 6) 및 單位面積當收量(그림 7)의 反應에 관한 情報를 얻을 수 있었다.

株當玄米重에 크게 關與하는 要因은 栽植株數였으며, 다른 要因은 處理水準間 差異가 적었다. 單位面積當收量은, 栽植株數, 移秧期, 育苗日數의 차이에 따라 큰 차이가 있었는데, 兩極端水準(±1)에서 減收하는 傾向이었다.

다. 收量에 미치는 栽培要因의 相互作用效果

表 9의 反應表面方程式에 5 個 栽培要因 中에서

Table 10. Eigenvalues, eigenvectors and stationary point of response surface for yield of brown rice per unit area in a fractional factorial design.

Factors	Hills per 3.3m ² (X1)	No. of seedlings per hill (X2)	Levels of nitrogen (X3)	Transplanting date (X4)	Age of seedling (X5)
Eigenvalue	-21.52026	-8.99653	-1.53823	3.11391	4.54869
Eigenvector	-0.87561	-0.06601	0.11727	0.39654	0.24072
	-0.23600	0.10314	-0.94452	-0.19967	-0.04110
	0.07794	0.80935	0.05645	-0.05970	0.57630
	-0.39497	0.06433	0.29307	-0.85453	-0.15415
	-0.12462	0.57081	0.07117	0.26289	-0.76451
Stationary point	0.28084	-0.27828	-0.16404	0.00664	-0.45878

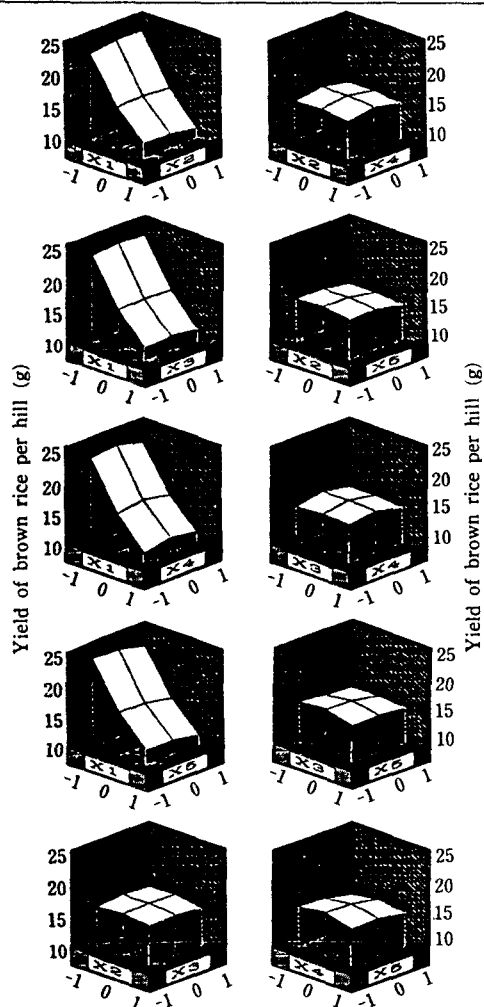


Fig. 8. Interaction effects of two factors on yield of brown rice per hill when levels of the other three factors are zero. X1 : Hills per 3.3m², X2 : No. of seedlings per hill, X3 : Levels of nitrogen, X4 : Transplanting date, X5 : Age of seedling.

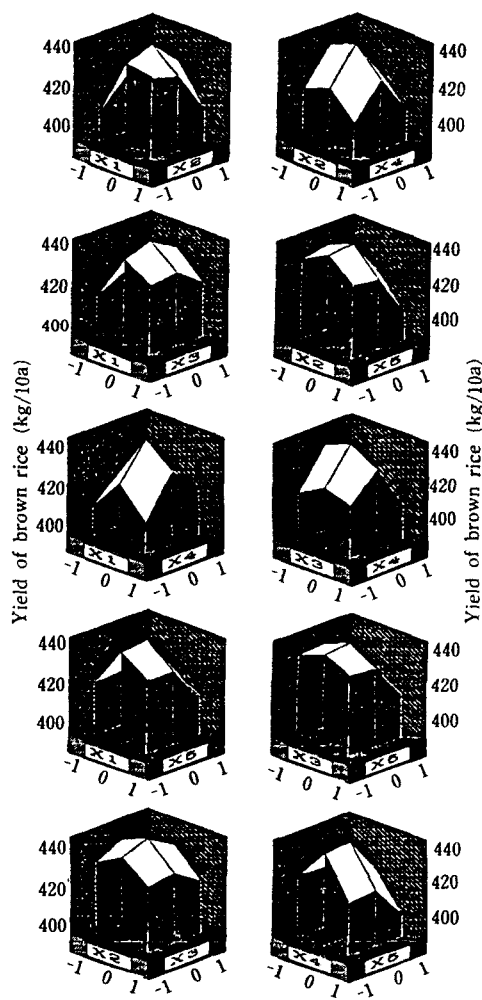


Fig. 9. Interaction effects of two factors on yield of brown rice per unit area when levels of the other three factors are zero. X1 : Hills per 3.3m², X2 : No. of seedlings per hill, X3 : Levels of nitrogen, X4 : Transplanting date, X5 : Age of seedling.

Table 11. Mean squares for yield in a fractional factorial design.

Source of variation	df	Yield of brown rice per hill (g)	Yield of brown rice per unit area (kg.10a ⁻¹)
Replication	3	0.020	19.896
Treatment	80	78.449**	2112.894**
Regression	20	310.135**	5212.361**
Lack of fit	60	1.220**	1079.738**
Remainder	240	0.037	23.707
Replication x treatment			

** Indicates the level of significance at 1%.

Table 12. Comparisons of yield of brown rice per unit area at five stationary points in CCD and FFD.

Design	Stationary points					Yield (kg/10a)
	X1	X2	X3	X4	X5	
CCD	0.55956	-0.42444	-0.13385	0.33459	-0.36400	439.1
FFD	0.28084	-0.27828	-0.16404	0.00664	-0.45878	442.4

CCD : Central composite design.

FFD : Fractional factorial design.

X1 : Hills per 3.3m², X2 : No. of seedlings per hill,

X3 : Levels of nitrogen, X4 : Transplanting date,

X5 : Age of seedling.

3 要因의水準을 中心點(略號化된 값 : 0)에 統制했
을 예 株當玄米重과 單位面積當收量에 대한 栽培要
因間의 相互作用에 의한 反應을 나타낸 것이 그림
8 과 그림 9 이다. 株當玄米重은, CCD에서와 같이
栽植株數(X₁)의 影響을 크게 받아서 疎植일수록 무
거웠으며, 다른 要因間에는 뚜렷한 傾向이 없었다.
單位面積當收量은 모든 栽培要因의 影響을 받고 있
으며 中心水準에서 收量이 높았다.

라. 收量形質의 分散分析

株當玄米重 및 單位面積當收量에 대한 分散分析結
果(表 11), 處理間에는 1% 有意水準에서 차이가
있었으나, 適合缺如度檢定 結果 1% 有意水準에서
차이가 存在하므로 相互 異質의인 5 個 栽培要因을
同時에 處理한 結果의 反應을 2次反應表面方程式으
로 표현하기에는 未洽하였다.

3. CCD와 FFD에서의 定常點 및 收量比較

CCD와 FFD에 의한 試驗結果, 收量形質에 대
한 定常點 및 이들 定常點에서의 收量을 比較한 결
과(表 12), 兩計劃法 모두 定常點이 비슷하였고,
또 이들 定常點에서의 收量도 거의 같은 結果를 보
였다.

考 察

1. 栽培條件에 따른 收量形質의 變異

作物은 一般적으로 賦與되는 環境條件에 따라서 個
體의 모양과 크기를 달리하여 이에 적응해 가는 性
質이 있는데⁸⁾, 本 試驗에서도 兩實驗計劃法 모두 水
稻의 收量形質이 栽培條件에 따라 같은 反應을 나타
냈다.

收量을 構成하는 要素間에는 相互間에 相補性이
있어서 어떤 要素의 減少에 따라 다른 要素가 증대
하는 것이다²⁰⁾. 이러한 相補性이 있는 要素들이 構
성한 收量에 있어서, 株當玄米收量은 5 個 栽培要因
中 栽植株數의 影響을 가장 크게 받아서 密植할수록
減少하나 單位面積當玄米收量은 Holliday¹⁴⁾가 밝힌
收量-栽植密度 關係와 같이 나타났다(그림 3, 그
림 5, 그림 7, 그림 9).

栽植株數 등 5 要因을 동시에 여러 水準으로 처리
하기 위해서 CCD(5 水準) 및 FFD(3 水準)로 試
驗한 結果, 收量에 대한 定常點 및 定常點에서의 推
定 收量은 두 計劃法間 비슷하였다. 따라서 CCD에
의한 적은 處理組合으로도 FFD에 의한 處理效果를
獲得했을 뿐 아니라, CCD는 處理水準이 5 個이므
로 處理水準이 3 인 FFD에 比해서 栽培要因 處理

에 따른 生育形質의 反應效果를 圖解하기에 편리하였다. 그런데, 兩 計劃法 모두 收量에 대한 定常點은 鞍部點인 것으로 나타났는데, 이것은 相互 異質의인 여러 要因이 동시에 相互作用하였을 뿐 아니라, 栽植株數, 株當本數, 窒素施肥量, 移秧期, 育苗日數等 5 가지 處理要因 외에 다른 環境要因에 의한 複合的 作用으로 인한 反應인 것으로 생각된다.

2. 試驗遂行上의 難易性 및 經濟性

量的 變異의 最適水準을 實驗의으로 구하기 위해서 要因實驗法으로 遂行할 境遇, 要因數와 水準數가 늘어나고 處理數가 增加하여 수많은 試驗이 필요해진다. 中心合成計劃法은 이를 單純化시킬 수 있는 實驗計劃法으로서, 要因實驗計劃法 및 部分實施法과의 所要實驗處理數를 比較해 보면(表 13), 中心合成計劃法은 要因數가 2 個이면 要因實驗計劃法에 비해 處理數 減少效果가 없고 要因이 3 個 以上에서는 다른 計劃法보다 處理數가 적어지는데 要因이 6 개이면, 3⁶ 要因實驗으로 729 個 處理組合이 필요한데, 中心合成計劃法은 불과 45 個 處理組合이 필요하게 된다. 따라서 45 個 處理組合으로서 729 個 處理組合의 效果를 獲得할 수 있다면, 대단히 資源節約的이고 有用한 計劃法이 될 것이다.

中心合成計劃法의 長·短點은 다음과 같이 指摘되고 있다 1, 2, 3, 4, 6, 7, 12, 20.

長點은, 遂次實驗이 可能하고, 要因이 3 개 以上이면 3^k 要因實驗보다 集區當 處理數가 적으며, 完全 3^k 要因實驗보다 處理水準이 많아서 回歸分析時 더 精密하게 回歸係數의 推定이 可能할 뿐 아니라 비슷한 규모의 要因實驗보다 더 많은 量的 情報를 提供한다.

短點은, 要因實驗과는 달리 全 反應表面分析이 困難하고, 각 要因의 極限水準의 實驗領域에 대해서는 적은 情報를 提供하는 점이다.

Table 13. Number of treatments per replicate required for factorial and central composite designs.

Design	No. of factors				
	2	3	4	5	6
Factorial with three levels	9	27	81	243	729
One-third of three-level factorial		9	27	81	243
Central composite	9	15	25	27*	45*

*: Based on augmentation of a fractional (one-half) two-level factorial.

그 외에도 가장 단순한 數學的 形態로 量的 情報를 提供하는데 9, 20, 2次回歸分析計算의 복잡함은 電算機의 사용으로 쉽게 해결된다 12, 15, 16, 21, 22, 24, 25, 28).

같은 處理를 繼續했을때 발생하는 2次分散이 적은 物理學이나 工業分野의 實驗設計는 全 處理에 反復없이 中心點에만 反復하여도 되지만, 農業에서는 제어할 수 없는 環境變異 등이 크므로 2次分散이 異質의이 아닌 同種의으로 되기 위해서는 모든 처리에서 일률적으로 反復 配置함이 좋다고 하는데 3, 12, 本 試驗의 中心合成計劃法은 33 處理組合을 不完全 集區配置 2 反復으로 하였다.

圃場 作業問題에 있어서는, 栽植株數 등 5 가지 要因이 關與하고 있었기 때문에 播種 및 移秧作業, 本 畝施肥, 區作成, 물管理 및 中間生育調査 등에 많은 努力이 들었다. 즉, 中心合成計劃法은 33 處理組合에 불과하였으나, 部分實施法은 81 處理組合을 4 反復으로 遂行하였기 때문에 이같은 제한작업을 정해진 시각에 일시에 遂行하기 위해서는 많은 人員, 努力 그리고 資源이 所要되었다.

따라서 中心合成計劃法은 劃期的으로 處理數를 줄였지만 有益한 情報를 提供하는 것으로 보아, 水稻의 農事試驗研究에 有利하며, 더우기 小面積이 所要되므로 土壤肥度差異에 의한 변이가 줄어들 수 있을 것이다.

3. 其他 考虜될 事項

作物은 地域環境과 氣象, 土壤, 病蟲害, 栽培方法 등의 여러 要因에 一定하게 反應하여 生態的 變異를 誘發하고, 作物의 生育 및 收量에 큰 影響을 끼치게 되는데 5, 13, 18, 19, 23, 27), 本 中心合成計劃法에는 計量的 要因만을 알아보기 위해서 表 3과 같은 處理組合을 채택하였다. 그러나, 作物의 生育은 여러 가지 要因이 相互作用하여 反應하는 것으로 計量的 要因外에 質的 要因을 考慮해야 할 境遇는 다른 實驗計劃法의 開發이 요구된다. 그리고, 分散分析結果 適合缺如度에도 有意性이 존재했기 때문에, 異質的인 5 要因을 동시에 처리하여 算出된 反應表面方程式으로는 이들 5 要因이 複合的으로 작용하여 나타내는 效果를 충분히 說明하지 못하였다. 따라서 3次元 以上の 效果를 표현할 수 있는 다른 計劃法의 研究가 필요하다고 본다.

中心合成計劃法은 各 要因의 極限水準의 實驗領域에 대해서는 적은 情報를 提供하지만, 이것은 處理組合 構成時에 實驗者의 興味領域이면서 最適點이라

고 看做되는 中心點에 여러번 反復을 하여 興味領域에 대한 精密度를 높여 주는 長點을 채택하는데 더 큰 意義가 있기 때문에 이같은 短點은 相殺된다고 본다. 또한, 中心合成計劃法은 逐次實驗이 可能한데 3,4,6), 農事試驗中 圃場에서의 逐次實驗은 時間變動에 의한 環境變異가 발생하기 때문에 制限을 받게 된다. 그러나, 人爲的으로 環境變異를 제어할 수 있는 實驗室에서의 農事試驗研究에는 有利한 方法이라고 할 수 있다.

中心合成計劃法에 의한 벼 栽培條件의 最適水準에 있어서는, 栽植株數 107 株/3.3 m², 株當本數 4 本, 窒素施肥量 10 kg/10 a, 移秧日 6 月 26 日, 育苗日數 33 日이 各各 定常點이었고, 이들 定常點에서의 收量은 439 kg/10 a로 나타났지만, 이는 早生種 一般型 品種에 限한 것이며, 또 栽植距離도 畦間距離를 25 cm로 固定하고 南北으로 移秧配置한 境遇로 限定된다.

土壤의 肥沃度가 均一한 境遇에 作物個體의 변이는 土壤의 差異보다 植物體의 변이에 더 影響이 있다지만²³⁾, 一般的으로 土壤肥沃度에 의한 作物의 形質變異가 있는 것이므로, 面積이 적게 所要되는 中心合成計劃法은 他 計劃法보다 有利하다고 본다.

摘 要

水稻栽培에 있어서 收量은 여러가지 要因이 複合的으로 作用하여 나타난 反應의 產物이다. 水稻의 適正栽培條件을 究明하기 위하여 지금까지는 制限된 要因 및 水準에서 試驗研究가 遂行되어 왔는데, 處理 要因數 및 各 要因當 處理水準이 增加될 경우 전체 處理數의 急增으로 試驗遂行이 어렵게 된다.

本 研究은 이를 극복하고자 早生種 벼品種 “雲峰 벼”의 栽植株數, 株當本數, 窒素施肥量, 移秧日, 育苗日數 等 5 가지 計量的 栽培要因의 最適條件을 究明하기 위한 試驗을 遂行하고 收量을 Box와 Wilson의 中心合成計劃法에 따라 分析하였으며(試驗 1), 같은 品種을 供試하여 試驗 1과 같은 要因을 Finney의 部分實施法(FFD)과 比較함으로써(試驗 2) CCD의 農事試驗研究에의 活用可能性을 提示하고자 하였다.

1. 栽培條件에 따른 收量反應

收量은 5 要因中 4 要因의 水準을 中心水準에서 統制하였을 때 各 要因別 最大收量은 中心水準(栽植

株數, 90 株/3.3 m²; 株當本數, 5 本; N施肥量, 11 kg/10 a; 移秧日, 6 月 25 日; 育苗日數, 35 日) 부근이었고 各 要因이 兩極端水準으로 갈수록 減收 하였으며 5 要因中 3 要因을 中心水準에서 統制하고 난 뒤에 2 要因들 간의 相互作用에 의한 收量은 各 水準의 中心部에서 最高値를 보였다. 全體 5 個 要因의 相互作用에 의해 나타난 收量의 定常點은 鞍部點이었다.

2. 두 計劃法의 比較

가. CCD에서 收量에 대한 各各의 定常點에서의 栽培條件은, 栽植株數 107 株/3.3 m², 株當本數 4 本, 窒素施肥量 10 kg/10 a, 移秧日 6 月 26 日, 育苗日數 33 日이었고, 定常點에서의 收量은 439 kg/10 a으로서 FFD에서의 그것들과 비슷하였다.

나. CCD에 의하면 要因數와 水準數가 많아도 處理組合數를 劃期的으로 줄일 수 있었고, 實驗材料의 節約, 作業時間의 短縮 및 作業의 簡便化를 가져왔다.

다. CCD(各 要因別 5 水準)는 FFD(各 3 水準)에 비하여 水準數가 많았지만 結果를 圖解化하기에 편리하였다.

라. 兩 計劃法에 있어서 收量의 定常點이 鞍部點인 것으로 보아 要因의 設定時 各 要因 相互間의 異質性을 考慮해야 하며, 處理要因의 지나친 增加도 抑制되어야 할 것이다.

마. CCD는 極限水準(±2, ±2, ±2, ±2, ±2)의 處理가 없기 때문에 各 要因의 極限水準의 實驗領域에 대해서는 적은 情報를 얻었으나, FFD보다는 많은 有益한 情報를 獲得할 수 있었다.

따라서, CCD는 劃期的으로 處理數를 줄였어도 有益한 情報를 提供하는 것으로 보아, 農事試驗研究에 效率的으로 活用할 수 있는 計劃法으로 確認되었다.

引 用 文 獻

1. Anderson, J.R. and John L. Dillon. 1968. Economic considerations in response research. Amer. Jour. Agric. Econ. 50: 130-142.
2. _____ and _____. 1970. Economic considerations in response research: Further comment. Amer. Jour. Agric. Econ. 52: 609-610.

3. Bofinger, V.J. and J.L. Wheeler. 1975. Developments in field experiment design and analysis. Common wealth Agricultural Bureaux : 11-32.
4. Box, G.E.P. and K.B. Wilson. 1951. On the experimental attainment of optimum conditions. JI. R. statis. Soc., Ser. B : 1-45.
5. 崔鉉玉, 李鍾薰. 1976. 水稻 品種의 地域環境 適應性과 收量 安定性의 評價에 關한 研究. 農試報告 18 (作物篇) : 17-33.
6. Cochran, William G. and Gertrude M. Cox. 1967. Experimental Designs (second edition). John Wiley and Sons, Inc., New York.
7. Cragle, R.G., R.M. Myers, R.K. Waugh, J.S. Hunter and R.L. Anderson. 1955. The effects of various levels of sodium citrate, glycerol, and equilibration time on survival of bovine spermatozoa after storage at -79°C . J. Dairy Sci. 38(5) : 508-514.
8. Donald, C.M. 1963. Competition among crop and pasture plants. Advances in agronomy 15 : 1-118.
9. Dougherty, C.T., B.G. Love, and N.S. Mountier. 1978. Response surfaces of semidwarf wheat for seeding rate, and levels and times of application of nitrogen fertiliser. N.Z. Journal of Agricultural research 21 : 655-663.
10. Finney, D.J. 1945. The fractional replication of factorial arrangements. Ann. Eugen. Lond., 12 : 291-301.
11. 慶尙南道農村振興院. 1987. 1986年度 慶南農試研報 : 24-34.
12. Hader R. J., M.E. Harward, D.D. Mason and D.P. Moore. 1957. An investigation of some of the relationship between copper, iron, and molybdenum in the growth and nutrition of lettuce : I. Experimental design and statistical methods for characterizing the response surface. Soil science society proceedings 21 : 59-64.
13. Harold H. Mann and T.W. Barnes. 1960. The competition between barley and certain weeds under controlled conditions. II. Competition with *Stellaria media*. The annaly of applied biology 37 : 139-148.
14. Holliday, R. 1960. Plant population and crop yield. Nature 186 : 22-24.
15. James Morgan Lucas. 1972. The optimum design of industrial experiments. A dissertation of Ph. D. degree submitted to the Graduate college of Texas A and M University.
16. _____. 1978. Discussion of : D-optimal fractions of three-level factorial designs. Technometrics 20(4) : 381-382.
17. John L. Dillon. 1977. The analysis of response in crop and livestock production. Pergamon press, Oxford.
18. 김정곤, 이선용, 김종호, 오용비. 1985. 기상 조건과 재배법 차이가 건물생산 및 수량에 미치는 영향. '84 호남작시시험연보 : 317-339.
19. 金泳燮. 1965. 水稻栽培의 主要 環境要因에 關한 解析의 調査 研究. 韓作誌 3 : 49-82.
20. 李殷雄. 1972. 水稻作. 鄉文社.
21. Littel, R.C. and G. D. Mott. 1974. Computer assisted design and analysis of response surface experiments in agronomy. Proceedings of soil and crop science society of Florida 34 : 94-97.
22. Nalimov, V.V., T.I. Golikova, and N.G. Mikeshima. 1970. On practical use of the concept of D-optimality. Technometrics 12(4) : 799-812.
23. Nelder, J.A. 1962. New kinds of systematic designs for spacing experiments. Biometrics 18 : 283-307.
24. Norman R. Draper. 1963. Ridge analysis of response surface. Technometrics 5(4) : 469-479.
25. 奥野忠一. 1984. 應用統計ハンドブック. 養賢堂, 東京.
26. Robinson, P. and K.F. Nielsen. 1960. Composite designs in agriculture research. Can. J. Soil Sci. 40 : 168-176.
27. 高稿治助, 林山登. 1955. 作物の 養分吸收に 關する 研究. 農業技術研究 報告 13-14 : 1-79.
28. Toby J. Mitchell. 1974. An algorithm for the construction of D-optimal experimental design. Technometrics 16(2) : 203-210.