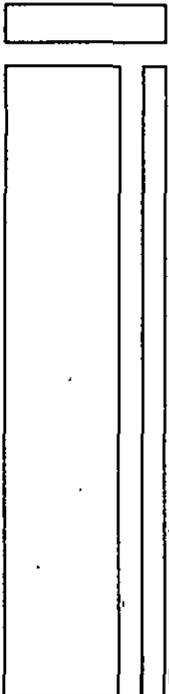


19 MAYO 1995

Universidad de la República
FACULTAD DE AGRONOMIA



**CALCULO DEL TAMAÑO DE
PARCELA A PARTIR DE
RESULTADOS EXPERIMENTALES,
II. COLIFLOR Y BROCOLI**

JORGE FRANCO - HECTOR GENTA - NELSON GUERISOLI

UNIVERSIDAD DE AGRONOMIA
DEPARTAMENTO DE DOCUMENTACION Y BIBLIOTECA

BOLETIN DE INVESTIGACION Nº 37

MONTEVIDEO

1993

URUGUAY

Las solicitudes de adquisición y de intercambio con esta publicación deben dirigirse al Departamento de Documentación, Facultad de Agronomía, Garzón 780, Montevideo - URUGUAY

Comisión de Publicaciones Científicas:

Ing. Agr. Gonzalo González

Ing. Agr. Jorge Hernández

Ing. Agr. Margarita García

Ing. Agr. Alfredo Silva

Ing. Agr. Carlos Faroppa

Ing. Agr. Pablo Carrasco

Ing. Agr. Daniel Fernández Abella

Ing. Agr. Pablo Furest

Lic. Carlos Benincourt

Lic. Nilda García (Biblioteca)

Bach. Gustavo Uriarte (Editor)

Cálculo del tamaño de parcela a partir de resultados experimentales: II: coliflor y brócoli / Jorge E. Franco D., Héctor Genta, Nelson Guerisoli. -- Montevideo: Facultad de Agronomía, 1993. -- 19p -- (Boletín de investigación; 37)

BROCOLI
COLIFLOR
TAMAÑO DE LAS PARCELAS
Franco D., Jorge E.
Genta, Héctor, coaut.
Guerisoli, Nelson, coaut.

CDU 635.3

CALCULO DEL TAMAÑO DE PARCELA A PARTIR DE RESULTADOS EXPERIMENTALES, II. COLIFLOR Y BROCOLI.

Jorge Franco [1], Héctor Genta [2], Nelson Guerisoli [3]

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es estimar, a partir de ensayos realizados con otros fines, el número conveniente de plantas por parcela (tamaño de parcela) y el número de repeticiones apropiado, para la planificación de experimentos con determinados niveles de precisión.

El trabajo enfoca el problema del tamaño de la unidad experimental desde el punto de vista del número de plantas por parcela y no de la superficie de la parcela. Para ello se parte de la cosecha y registro de rendimiento planta por planta, lo cual no implica mayor trabajo de campo dadas las características de los cultivos estudiados. Con los datos por planta se procede a un análisis de varianza que incluye dos errores: experimental (entre parcelas) y de muestreo (entre plantas dentro de parcelas) y, a partir de este análisis, a la estimación de las varianzas atribuibles a las dos fuentes de error σ^2 y σ^2 , respectivamente.

A partir de las anteriores estimaciones se procede a contrastar la precisión del experimento fuente (testigo) con las de experimentos alternativos contruídos con diferente número de plantas por parcela y/o de repeticiones por tratamiento.

Se encontró que, para los dos cultivos, es posible mantener la precisión de los experimentos testigo reduciendo el tamaño total del experimento en alrededor de un 30 %, correspondiente a una disminución del 50% en el número de plantas por parcela y un incremento de igual magnitud en el número de repeticiones por tratamiento. Se estimaron valores convenientes de 10 plantas por parcela y 6 repeticiones para los dos cultivos (actualmente se utilizan 20 plantas y 4 repeticiones). Puesto que los anteriores valores mantienen los niveles de precisión actuales, el incremento de cualquiera de ellos redundará en el aumento de la sensibilidad de los experimentos.

Recibido el 25 de junio, 1990

Aceptado el 11 de mayo, 1992

[1] Ing. Agr. MSc., Profesor Agregado de la Facultad de Agronomía, Consultor en el área de Estadística.

[2] Ing. Agr. Especialista en Horticultura, Director de la Estación Experimental.

[3] Perito Agrónomo, Técnico de la EEEL, de CALAGUA.

SUMMARY

The goal of this work was to estimate, from experiments realized with other purposes, the convenient number of plants per plot (plot size) and number of replications, planning experiments with specified levels of precision in the future.

The work focus the problem about the plot size from the point of view of the number of plants per plot and not from the plot surface. To do this the harvest is made, and yields are recorded, plant by plant, that does not involves more field work because of the characteristics of the studied crops. With the data per plant an analysis of variance is calculated including two errors: experimental (between plots) and sampling (between plants within plots) errors and, from this analysis, are estimated the variances on account of the two error sources σ_e^2 and σ_m^2 .

From the preceding estimations it is proceed to contrast the precision of the source experiment (witness) with the expected precisions of the alternative experiments built with different plants per plot number and/or different replications by treatment.

There were found that, for both crops, it is possible to maintain the precision of the witness experiments reducing the total size of the experiment in about a 30 %, corresponding to a diminution of 50 % in the plants per plot number and an increment of the same proportion in the number of replications per treatment. There were estimated proper values of 10 plants per plot and 6 replications for both crops (at present there are used 20 plants and 4 replications). Because the last values maintains the present levels of precision, the increment in any of these will increase experiments sensibility.

1. INTRODUCCION.

La definición del tamaño apropiado de parcela experimental forma parte integral de la metodología de investigación en cualquier cultivo. Usualmente el investigador desea utilizar parcelas tan pequeñas como sea posible, que le permitan, no obstante, hacer inferencias confiables basado en sus resultados experimentales.

Puesto que la definición del tamaño óptimo de parcela depende fundamentalmente de las características particulares de cada cultivo y la uniformidad de cada suelo, los métodos propuestos en la bibliografía se refieren a estas dos componentes y, generalmente, enfocan el tema del tamaño de parcela como un problema de "área".

En este trabajo se presenta un enfoque un poco diferente al tradicional, puesto que las características de los dos cultivos de interés (Brócoli y Coliflor), permiten enfrentar el problema del tamaño de parcela desde el punto de vista del "número de plantas por parcela", esto es, como un problema de número de submuestras por unidad y no de superficie de la unidad experimental.

El tipo de enfoque adoptado si bien permite un ahorro económico, de tiempo y de personal, no da información respecto a la forma de la parcela ni sobre la distancia entre

plantas. Así que los nuevos tamaños de parcela deberán mantener la forma y la distancia entre plantas que se utilizaron en los experimentos a partir de los cuales se hicieron las estimaciones.

Aunque el trabajo no pretende mostrar nada nuevo desde el punto de vista del Diseño Experimental, se espera que tenga alguna utilidad metodológica para los investigadores del área hortícola.

El objetivo del trabajo es **determinar, a partir de experimentos realizados con otros fines y bajo las restricciones anotadas anteriormente, el número conveniente de repeticiones y plantas por parcela a utilizar en futuros ensayos.**

2. REVISION DE LITERATURA.

2.1. Los métodos tradicionales:

El enfoque usual sobre el problema del tamaño de parcela experimental parte de la "ley empírica de relación entre el tamaño de parcela y la variabilidad" propuesta por Smith (1938). La ley se expresa matemáticamente como:

$$V_x = \frac{V_1}{x^b}$$

en donde V_x es la varianza entre parcelas de tamaño "x unidades", V_1 la varianza entre parcelas de "una unidad" y b el "coeficiente de heterogeneidad del suelo" que cuantifica la relación entre el tamaño de parcela experimental y la variación aleatoria (error experimental) presente en un experimento, para un suelo y cultivo determinados.

Basándose en la ley anterior diferentes autores: Koch y Rigney (1951), Hatheway y Williams (1958), Nonnecke (1959), Hatheway (1961), Torrie et al. (1963), Llanos y Mariotti (1971), Franco (1977), Nagal et al. (1978) y muchos más han presentado propuestas acerca del tamaño y forma óptimos de parcela; algunos de ellos partiendo de ensayos blancos o de uniformidad, otros a partir de experimentos planeados con otros fines.

2.2. El diseño de Bloques al azar con submuestreo de las unidades experimentales:

Steel and Torrie (1960), Ostle (1963), Kempthorne (1975), presentan el caso de submuestreo de las unidades experimentales (se define a la unidad experimental como la unidad física que recibe un tratamiento) en los diseños clásicos: Completamente al azar, Bloques al azar y Cuadro Latino.

La idea fundamental es que una unidad experimental puede ser muestreada, mediante un procedimiento aleatorio, generándose la posibilidad de analizar la variación muestral o variación "entre muestras dentro de unidades experimentales".

El modelo estadístico propuesto, para el diseño de Bloques al azar, es:

$$Y_{ijk} = \mu + \gamma_i + \beta_j + \varepsilon_{ij} + \delta_{(ij)k},$$

en donde:

$i = 1, 2, \dots, t$ (tratamientos)

$j = 1, 2, \dots, r$ (bloques)

$k = 1, 2, \dots, s$ (muestras por u. experimental), en el cual se definen los términos de la siguiente manera:

Y_{ijk} : Variable aleatoria de interés.

μ, γ_i, β_j : Media general poblacional, efectos de tratamiento y bloque, respectivamente; igual que en el modelo usual de bloques al azar.

ε_{ij} : Variable aleatoria, error experimental originado por los factores no controlados y característicos de cada unidad experimental.

$\delta_{(ij)k}$: Variable aleatoria, error de muestreo originado por las características de las muestras dentro de cada unidad experimental.

La notación $(ij)k$, utilizada para el error de muestreo, indica que el factor (k) se define "anidado o jerárquico" dentro de cada unidad (ij) ; de esta forma se tiene una estructura cruzada para bloques y tratamientos y jerárquica para muestras dentro de unidades experimentales.

Las variables ϵ y δ se suponen distribuidas normal e independientemente con media cero y varianzas σ_e^2 y σ_m^2 , respectivamente. Los efectos de bloque y tratamiento pueden ser definidos fijos o aleatorios y se asume que no presentan interacción.

La tabla de análisis de varianza, en una base "por unidad de muestreo" (Kempthorne, 1975), incluyendo las esperanzas de los cuadrados medios y definiendo bloques y tratamientos como efectos aleatorios, es la siguiente:

Fuentes de variación	G. de L.	Esperanza de los C.M
Bloques	(r-1)	$\sigma_m^2 + s \cdot \sigma_e^2 + st\sigma_b^2$
Tratamientos	(t-1)	$\sigma_m^2 + s \cdot \sigma_e^2 + rs\sigma_t^2$
Error experimental, EE	(r-1)(t-1)	$\sigma_m^2 + s \cdot \sigma_e^2$
Error de muestreo, EM	rt(s-1)	σ_m^2
Total	rts-1	

2.3. Estimación de las componentes de varianza y las varianzas de los estimadores:

En el modelo propuesto es posible estimar las varianzas de cada uno de los factores que intervienen; particularmente interesa estimar las componentes de varianza debidas a los errores experimental y de muestreo: σ_e^2 y σ_m^2 .

Los estimadores de las dos componentes de varianza mencionadas, según el método Henderson I, o del análisis de varianza (Searle, 1971), son:

$$\hat{\sigma}_m^2 = \text{CM (EM)}$$

$$\hat{\sigma}_e^2 = \frac{\text{CM (EE) - CM (EM)}}{s}$$

En donde CM (EM) y CM (EE) son los cuadrados medios de los errores de muestreo y experimental respectivamente.

Por otra parte la varianza estimada de la media de un tratamiento, expresada en una base "por unidad de muestreo" -por ejemplo: **varianza estimada del rendimiento promedio por planta**, si la unidad de muestreo dentro de parcela es la planta- se define (Kempthorne, 1975), como:

$$V(\bar{Y}_{..}) = \frac{\text{CM (EE)}}{rs} = \frac{\sigma_m^2 + s \cdot \sigma_e^2}{rs}$$

La varianza estimada de la media de un tratamiento expresada en una base "por unidad experimental" -por ejemplo: **varianza estimada del rendimiento promedio por parcela de a m²**, si la unidad experimental es una parcela con el área señalada- será entonces:

$$V(s \cdot \bar{Y}_{..}) = \frac{s^2 \cdot \text{CM (EE)}}{rs} = \frac{s \cdot \sigma_m^2 + s^2 \cdot \sigma_e^2}{r}$$

De igual forma el coeficiente de variación del experimento puede ser expresado en una base "por unidad muestreo":

$$CV1 = \sqrt{\text{CM}_{ee}} / \bar{y}_{...}, \text{ o en una base "por unidad experimental":}$$

$$CV2 = \sqrt{s \cdot \text{CM}_{ee}} / s \cdot \bar{y}_{...} = CV1 / \sqrt{s}.$$

2.4. La precisión de un experimento:

La precisión o sensibilidad, puede definirse como **la capacidad de un experimento para detectar diferencias verdaderas entre tratamientos a través de la prueba de F**, siendo más preciso un experimento que detecta diferencias más pequeñas.

Los factores fundamentales que intervienen en la conformación de la precisión son (Cox, 1958):

1. El número de observaciones (repeticiones o repeticiones y submuestras) por tratamiento.
2. La variabilidad debida al error experimental, medida a través del cuadrado medio del error o del coeficiente de variación.
3. El diseño experimental utilizado.

En términos matemáticos puede expresarse la precisión como (Cochran y Cox, 1965):

$$\delta = (t_0 + t_1) \cdot \sqrt{2 \cdot \sigma^2 / r} = (t_0 + t_1) \cdot \sigma_d$$

y estimarse para un experimento dado como:

$$\hat{\delta} = (t_0 + t_1) \cdot \sqrt{2 \cdot CMee / r} = (t_0 + t_1) \cdot S_d$$

Los términos involucrados en las anteriores ecuaciones son los siguientes:

- δ : Precisión del experimento expresada en unidades del problema (verdadera diferencia entre dos tratamientos que el experimento es capaz de detectar en la prueba de significancia).
- t_0 : Valor t de Student con los grados de libertad del error y α de probabilidad, siendo α la probabilidad de cometer error tipo I en la prueba de hipótesis.
- t_1 : Valor t de Student con los grados de libertad del error y probabilidad 2β , siendo β la probabilidad de cometer error tipo II en la prueba de hipótesis.
- σ^2 : Varianza del error experimental, parámetro poblacional desconocido.
- CMee : Cuadrado medio del error experimental, estimador de máxima verosimilitud de σ^2

σ_a : Desviación estándar de la diferencia de dos medias de tratamiento, parámetro desconocido.

S_d : Estimador de σ_a a partir de los datos experimentales.

En los diseños experimentales con submuestreo la ecuación es la siguiente:

$$\hat{\delta} = (t_0 + t_1) \cdot \sqrt{2 \cdot CMee/rs} = (t_0 + t_1) \cdot S'_a$$

en donde s es el número de submuestras por unidad experimental y S'_a el estimador de la desviación estándar de la diferencia de dos medias expresado en una base "por unidad de muestreo".

2.5. Eficiencia de un diseño y cálculo del número conveniente de muestras y repeticiones:

Ostle (1963) define la eficiencia de un diseño ya realizado, en relación a uno propuesto, como el cociente entre las varianzas estimadas para la media de un tratamiento en los dos diseños; esto es:

$$E.R. = \frac{V'(\bar{Y}_i)}{V(\bar{Y}_i)}$$

en donde $V'(\bar{Y}_i)$ y $V(\bar{Y}_i)$ son las varianzas estimadas de la media de un tratamiento en el nuevo y el viejo diseño respectivamente y E.R. es la eficiencia del nuevo diseño relativa al anterior.

Steel y Torrie (1960) interpretan el valor de E.R. como "la proporción de observaciones totales por tratamiento (rs) necesarias en el nuevo diseño para lograr la misma precisión o sensibilidad del anterior, esto es, para detectar diferencias del mismo orden de magnitud que las detectadas en el experimento ya realizado".

Así, siguiendo a los mencionados autores, puede analizarse la eficiencia de un nuevo plan experimental que incluya s' submuestras, para obtener el número de repeticiones adecuado (r'), o pueden estimarse diferentes combinaciones de r' y s' para un nuevo plan que mantenga o mejore la precisión anterior.

3. MATERIALES Y METODOS

3.1. Métodos de campo:

3.1.1. Localización:

Los experimentos se realizaron en la Estación Experimental Dr. Evaristo Lazo de la cooperativa de productores CALAGUA, localizada en Bella Unión, Departamento de Artigas, República Oriental del Uruguay. Latitud 30° 16' S, Longitud 57° 35' W.

3.1.2. Descripción de los experimentos:

Se utilizaron 4 experimentos en total, tres para Brócoli y uno para Coliflor, todos del tipo "Variedad por época de siembra". Las características de los experimentos se muestran en el cuadro siguiente:

Expmto	Tamaño de parcela			Número de plantas	Distancia, metros	
	Ancho	Largo	Area m ²		entre: surcos	plantas
Bro - 85	1.40	8.00	11.20	40	.70	.40
Bro-87-E4	1.40	4.00	5.60	20	.70	.40
Bro-87-E6	1.40	4.00	5.60	20	.70	.40
Col - 85	1.40	8.00	11.20	40	.70	.40

3.2. Metodología estadística:

3.2.1. Análisis de Varianza:

El modelo utilizado para el análisis de los experimentos se ajustó en todos sus términos al mencionado en la revisión de literatura, numerales 2.2 y 2.3. El objetivo de esta parte del proceso es calcular las estimaciones de las componentes de varianza atribuibles a los errores experimental y de muestreo, σ_e^2 y σ_m^2 , respectivamente, utilizando el método de Henderson I.

3.2.2. Elaboración de diseños alternativos:

A partir de las estimaciones de las componentes de varianza se inicia la búsqueda de diseños alternativos que, con menores tamaños de parcela, igualen o mejoren la precisión de los experimentos testigos (para claridad en la notación se señalarán con "primas" todos los valores correspondientes a los nuevos diseños).

La eficiencia relativa de un nuevo diseño respecto al anterior se definió como:

$$\text{E.R.} = \frac{V'(\bar{Y}_i)}{V(\bar{Y}_i)}$$

y la precisión de un experimento, expresada en términos por planta, como:

$$\delta = (t_0 + t_1) \cdot \sqrt{2 \cdot \text{CMee}/rs} = (t_0 + t_1) \cdot \sqrt{2 \cdot V(\bar{Y}_i)}$$

Así que, si en el nuevo diseño se mantiene constante el número total de plantas por tratamiento, $r's' = rs$, la eficiencia relativa puede escribirse como:

$$\text{E.R.} = \frac{(\delta'/(t'_0 + t'_1))^2}{(\delta/(t_0 + t_1))^2} = \frac{\delta'}{\delta}$$

puesto que los valores de t dependen de los grados de libertad del error experimental, $(r-1)(t-1)$, que se mantendrán iguales si rs no cambia.

Por otra parte la condición de mantener constante rs permite expresar la eficiencia relativa en términos de los cuadrados medios del error esperado (para el nuevo diseño) y observado (para el diseño testigo):

$$\text{E.R.} = \frac{V'(\bar{Y}_i)}{V(\bar{Y}_i)} = \frac{\text{CM}'\text{ee} / r's'}{\text{CMee} / rs} = \frac{\text{CM}'\text{ee}}{\text{CMee}}$$

Lo anterior significa que la búsqueda de experimentos alternativos con igual precisión se reduce a encontrar diseños con la misma varianza para la media de un

tratamiento (que es otra forma de expresar la precisión) o, lo que es igual, con el mismo valor para el Cuadrado Medio del Error Experimental. Este fue el camino seguido en el trabajo.

El proceso, entonces, consiste en:

1. Estimar los cuadrados medios del error para diseños alternativos utilizando las estimaciones de σ_e^2 y σ_m^2 obtenidas en los experimentos testigos, esto es:

$$CM'_{ee} = \hat{\sigma}_e^2 + s' \cdot \hat{\sigma}_m^2$$

2. Calcular la eficiencia relativa (proporción de observaciones totales por tratamiento necesarias para mantener la precisión del experimento testigo):

$$E.R. = CM'_{ee} / CM_{ee}$$

3. Calcular el número de plantas totales (n') necesarias en el nuevo diseño, para mantener la precisión del diseño testigo.

$$n' = (E.R.) \cdot rs$$

4. Puesto que cada n' corresponde a un número de repeticiones definido (r') calcular el valor s'' de plantas por parcela que son suficientes para mantener la precisión original:

$$s'' = n' / r'$$

RESULTADOS Y DISCUSION

4.1. Brócoli:

Los resultados de los análisis de varianza para los tres experimentos utilizados se presentan en el cuadro 1. Es interesante observar que los cuadrados medios de los dos errores: experimental y de muestreo, muestran valores muy similares, a pesar de provenir de experimentos ejecutados en años y/o épocas de siembra diferentes (1985 y 1987 E4, E6) y en los cuales tanto el número de bloques como el de tratamientos es diferente. La prueba de Bartlett, para la homogeneidad de varianzas, resultó ser no significativa para la comparación de los errores experimentales y significativa (P .05) para los errores de muestreo; la prueba de homogeneidad entre los errores de muestreo de los experimentos 1987 resultó no significativa.

Cuadro 1.

Análisis de varianza base "por planta":

Grados de libertad (GI), Cuadrados medios (CM), promedios de todo el experimento, Desviaciones estándar de la media de un tratamiento (s_y), Coeficientes de variación (CV) y precisiones, para los experimentos "Brócoli, variedad por época de siembra, 1985, 1987-E4 y 1987-E6". El CV y las precisiones se expresan en una base "por unidad experimental".

Fuentes de Var.	1985		1987-E4		1987-E6	
	GI	CM	GI	CM	GI	CM
Bloques	2	178753.401	3	6603.931	3	21202.371
Variedades	12	63924.846	7	85954.796	9	75178.520
Error expmtal.	24	20787.637	21	21028.794	27	21215.820
Error muestreo	741	3657.279	608	4350.641	760	4418.396
Med.por planta		136.468		204.695		166.846
Med.por parcela		2792.360		4093.900		3336.920
s_y : por planta		18.613		16.213		16.285
por parcela		372.260		324.260		325.700
CV (%)		23.62		15.84		19.52
δ_{gr}		1706.809		1560.519		1550.401
δ' (% del prom.)		65		38		46

Los estimadores de las varianzas de los errores experimental y de muestreo se presentan en el cuadro 2. La similaridad de cuadrados medios origina los valores parecidos que se muestran en el cuadro y que están indicando cierta regularización de las estimaciones en el sentido de que tres experimentos, conducidos bajo condiciones climáticas y cronológicas (por lo que tiene que ver con el manejo) diferentes, producen valores similares.

Cuadro 2.
Estimación de las componentes de varianza de los errores experimental y de muestreo.

	1985	1987-E4	1987-E6
σ_e^2	856.518	833.908	839.871
Grados de libertad	24	21	27
σ_m^2	3657.279	4350.641	4418.396
Grados de libertad	741	608	760
No. de repeticiones(r)	3	4	4
No. de submuestras (s)	20	20	20

A partir de los resultados anteriores es posible calcular para cada experimento utilizado (que se denominará testigo) el número de repeticiones y muestras por unidad experimental que, manteniendo su misma precisión, reduzca el número total de plantas.

Los cuadros 3, 4 y 5 presentan los números de repeticiones y plantas por parcela propuestos (r' , s'), manteniendo constante el valor $rs = r's'$. Aparecen los grados de libertad del error experimental para cada diseño, el cuadrado medio del error esperado, la eficiencia del diseño propuesto en relación al testigo, los valores calculados de número de plantas por tratamiento (n') y de plantas por parcela (s'') necesarias para lograr la misma precisión del diseño testigo y la varianza estimada para la media de un tratamiento en una base "por planta". La línea correspondiente al experimento testigo se marca con negritas.

Cuadro 3.
Eficiencias relativas y otras características de experimentos propuestos
como alternativa al utilizado en las estimaciones.
Brócoli, variedades por época de siembra, 1985.

Experimentos propuestos					Valores calculados		
r'	s'	Gl'e	CM'ee	E.R	n'	s''	S _y
2	30	12	29352.819	1.41	85	43	345.33
3	20	24	20787.637	1.00	60	20	346.46
4	15	36	16505.049	.79	47 *	12 +	351.17
5	12	48	13935.495	.67	40	8	348.39
6	10	60	12222.459	.59	35	6	349.21

* : $47 \doteq 0.79 \cdot 60$, + : $12 \doteq 47/4$

Cuadro 4.
Eficiencias relativas y otras características de experimentos propuestos
como alternativa al utilizado en las estimaciones.
Brócoli, variedades por época de siembra, 1987-E4.

Experimentos propuestos					Valores calculados		
r'	s'	Gl'e	CM'ee	E.R	n'	s''	S _y
2	40	7	37706.961	1.79	143	71	263.68
3	27	14	26866.157	1.28	102	34	263.39
4	20	21	21028.794	1.00	80	20	262.86
5	16	28	17678.641	.84	67	13	263.86
6	13	35	15191.445	.72	58	10	261.92

Cuadro 5.
Eficiencias relativas y otras características de experimentos propuestos
como alternativa al utilizado en las estimaciones.
Brócoli, variedades por época de siembra, 1987-E6.

Experimentos propuestos				Valores calculados			
r'	s'	Gl'e	CM'ee	E.R	n'	s''	S _y
2	40	9	38013.236	1.79	143	71	265.82
3	27	18	27094.913	1.28	102	34	265.63
4	20	27	21215.816	1.00	80	20	265.19
5	16	36	17856.332	.84	67	13	266.51
6	13	45	15336.719	.72	58	10	264.43

Se observa que para experimentos conducidos con tecnología similar a los de 1987 (utilizando la misma forma de parcela y la misma distancia entre plantas y surcos) se lograría la misma precisión con una reducción de 20 plantas por tratamiento (10 por parcela, es decir una reducción del 50% en el tamaño) y el incremento de 2 repeticiones (de 4 a 6). En el caso de 1985 el mismo efecto se logra con igual incremento en el número de repeticiones (de 3 a 5) y 8 plantas por parcela.

El número total de plantas propuesto para cada experimento alternativo es 520, 480 y 600, contra 780, 640 y 800 utilizado en los experimentos testigo (1985, 1987-E4 y 1987-E6, respectivamente). Las reducciones de tamaño en términos porcentuales son 33, 25 y 25 %.

4.2. Coliflor:

A diferencia de lo ocurrido en brócoli en este caso el diseño es Completamente al azar y tanto el número de repeticiones por tratamiento como el número de submuestras por unidad experimental es diferente. El cuadro 6 muestra el número de plantas cosechadas en cada parcela.

Cuadro 6.
Número de plantas por repetición para cada variedad.
Coliflor, ensayo de variedades, 1985.

Var	Repetición				Tot.
	1	2	3	4	
1	17	16	14	25	47
2	6	17	19		42
3	23	15	20		83
4	13	11			24
5	12	5	6		23
6	23	20	25		68
7	19	25	29		73
8	30	27	24		81
9	5	14	5		24
					465

El análisis de varianza para los rendimientos por planta se presenta en el cuadro 7. En este cuadro no se dan estimaciones de media, coeficiente de variación ni precisión en una base por parcela puesto que el número diferente de submuestras por parcela y repeticiones por tratamiento genera diferentes varianzas para cada media de tratamiento.

Cuadro 7.

**Análisis de varianza, Diseño completamente al azar con submuestreo,
 para el rendimiento por planta. Coliflor, ensayo de variedades, 1985.**

Fuentes de var.	Gl	CM	Esperanzas de los CM
Variedades	8	246571.20	
Error experimental	18	101905.40	$\sigma_m^2 + 17 \sigma_e^2$ (1)
Error de muestreo	438	12946.42	σ_m^2
Promedio (por planta)		294.181	

(1) El valor 17 se calcula con la ecuación propuesta por Steel y Torrie (1960):

$$c = \frac{\sum_i \sum_j r_{ij} - \sum_i (\sum_j r_{ij}^2 / r_i)}{Gl(\text{error exp})}$$

Los estimadores de las componentes de varianza son:

$$\hat{\sigma}_e^2 = 5232.88$$

$$\hat{\sigma}_m^2 = 12946.42$$

Los resultados del cálculo de repeticiones por tratamiento y plantas por parcela se presentan en el cuadro 8.

Cuadro 8.
Eficiencias relativas y otras características de experimentos
propuestos como alternativa al utilizado en las estimaciones.
Coliflor, ensayo de variedades, 1985.

Experimentos propuestos				Valores calculados			
r'	s'	Gl'e	CM'ee	E.R	n'	s''	S _y
2	26	9	149001.30	1.46	75	37	222.00
3	17	18	101905.40	1.00	51	17	222.00
4	13	27	80973.86	.79	41	10	221.86
5	10	36	65275.22	.64	33	7	222.00

Si se toma como testigo un experimento con 3 repeticiones y 17 plantas por parcela (haciendo una reducción a igual número de repeticiones por tratamiento y de plantas por parcela) se obtienen diseños alternativos de igual precisión.

En este caso una buena solución parece ser utilizar 7 plantas por parcela (plantadas a la misma distancia y con la misma forma de parcela) y 5 repeticiones por tratamiento. El número total de plantas propuesto para el experimento es 315 contra 465 empleadas en el original, lográndose una reducción del 33% en el tamaño del experimento.

5. CONCLUSIONES

Se encontró que, para los dos cultivos, es posible mantener la precisión de los experimentos testigo reduciendo el tamaño total del experimento en alrededor de un 30%, correspondiente a una disminución del 50% en el número de plantas por parcela y un incremento de igual magnitud en el número de repeticiones por tratamiento.

Se estimaron valores convenientes de 10 plantas por parcela y 6 repeticiones para los dos cultivos (actualmente se utilizan 20 plantas y 4 repeticiones).

Puesto que los anteriores valores mantienen los niveles de precisión actuales, el incremento de cualquiera de ellos redundará en el aumento de la sensibilidad de los experimentos.

BIBLIOGRAFIA

1. Cochran, W. y G. Cox (1978) DISEÑOS EXPERIMENTALES. Trillas.
2. Franco, J. (1977) USO DE LAS SUPERFICIES DE RESPUESTA EN EL CALCULO DEL TAMAÑO OPTIMO DE PARCELA EXPERIMENTAL. UN ENSAYO METODOLOGICO. Revista ICA. Vol XII. 3:325-341.
3. Hatheway, W. and E. Williams (1958) EFFICIENT ESTIMATION OF THE RELATIONSHIP BETWEEN PLOT SIZE AND THE VARIABILITY OF CROP YIELDS. Biometrics 14:207-222.
4. Hatheway, W. (1961) CONVENIENT PLOT SIZE. Agronomy Journal 53:279-280.
5. Kempthorne, O. (1975) DESIGN AND ANALYSIS OF EXPERIMENTS. Krieger.
6. Koch & Rigney (1951) A METHOD OF ESTIMATING OPTIMUM PLOT SIZE FROM EXPERIMENTAL DATA. Agronomy Journal 43:17-21.
7. Llanos, R. y J. Mariotti (1971) ESTIMACION DEL TAMAÑO OPTIMO DE PARCELA PARA ENSAYOS DE RENDIMIENTO EN CAÑA DE AZUCAR. Revista Agronómica del Noroeste argentino 9:165-191.
8. Nagal, V. y otros (1978) TAMANHO DA PARCELA E NUMERO DE REPETICOES EM EXPERIMENTOS COM MORANGUEIRO. Bragantia 37:71-81.
9. Nonnecke, I.L. (1959) THE PRECISION OF FIELD EXPERIMENTS WITH VEGETABLE CROPS AS INFLUENCED BY PLOT AND BLOCK SIZE AND SHAPE. Canadian Journal of Plant Science 39(4):443-457.
10. Ostle, B. (1963) ESTADISTICA APLICADA. Limusa. Mexico.
11. Searle, S.R. (1971) LINEAR MODELS. John Wiley and Sons.
12. Smith F. (1938) AN EMPIRICAL LAW DESCRIBING HETEROGENEITY IN YIELDS OF AGRICULTURAL CROPS. Journal of Agronomy Science 28:1-23.
13. Steel and Torrie (1960) PRINCIPLES AND PROCEDURES OF STATISTICS. Mc GRAW-HILL.
14. Torrie, J.H. y otros (1963) ESTIMATES OF OPTIMUM PLOT SIZE AND SHAPE AND REPLICATE NUMBER FOR FORAGE YIELD OF ALFALFA-BROMEGRASS MIXTURES. Agr. Journal 55(3):258-260.