

R
631.8
J612

UNIVERSIDAD DE SAN CARLOS
DE GUATEMALA

FACULTAD DE AGRONOMIA

BIBLIOTECA CENTRAL-USAC

DEPOSITO LEGAL

PROHIBIDO EL PRESTAMO EXTERNO

CONSIDERACIONES SOBRE
EXPERIMENTOS FACTORIALES
PARA ESTUDIOS DE
FERTILIZACION EN GUATEMALA

T E S I S

PRESENTADA A LA HONORABLE JUNTA DIRECTIVA DE LA
FACULTAD DE AGRONOMIA DE LA UNIVERSIDAD DE
SAN CARLOS DE GUATEMALA

POR

EDGAR LIONEL IBARRA ARRIOLA

EN EL ACTO DE SU INVESTIDURA DE

INGENIERO AGRONOMO



UNIVERSIDAD DE SAN CARLOS DE GUATEMALA
Biblioteca Central
Sección de Tesis

GUATEMALA, OCTUBRE DE 1961

TESIS DE REFERENCIA
NO

DE LA BIBLIOTECA

**JUNTA DIRECTIVA DE LA FACULTAD DE AGRONOMIA DE LA
UNIVERSIDAD DE SAN CARLOS DE GUATEMALA**

DECANO:	Ing. Marco Tulio Urizar M.
VOCAL 1o :	Ing. Eduardo D. Goyzueta V.
VOCAL 2o :	Ing. Mario Molina Llardén.
VOCAL 3o :	Lic. Alfredo Chacón Pazos
VOCAL 4o :	Prof. Julio Cesar Melgar O.
VOCAL 5o :	Prof. Héctor A. Rojas M.
SECRETARIO:	Ing. Ovidio Amaya G.

TRIBUNAL QUE PRACTICO EL EXAMEN GENERAL PRIVADO

DECANO:	Ing. Marco Tulio Urizar M.
SECRETARIO:	Ing. Mario Molina Llarden
EXAMINADOR	Ing. G. Armando Fletes.
EXAMINADOR:	Lic. José de J. Castro
EXAMINADOR:	Ing. Ovidio Amaya G.

Unicamente el autor es responsable de las doctrinas sustentadas en la Tesis. (Arto. 25 del Reglamento para Exámenes Tecnico-Profesionales y de Tesis).

Guatemala, 2 de octubre de 1961.

Señor Decano de la Facultad de Agronomía
Ingeniero Marco Tulio Urizar
Presente.

Señor Decano:

Tengo el agrado de dirigirme a Usted para manifestarle que en cumplimiento de lo resuelto por la Honorable Junta Directiva de esa Facultad, he proporcionado al Ing. Agrónomo infieri Edgar Leonel Ibarra Arriola, la asesoría requerida para su trabajo de tesis titulado: «CONSIDERACIONES SOBRE EXPERIMENTOS FACTORIALES PARA ESTUDIOS DE FERTILIZACION EN GUATEMALA».

He revisado el mencionado trabajo y habiéndolo encontrado satisfactorio y ajustado a los principios técnicos en que se basa dicha tesis, le he dado mi aprobación.

Deseo indicar al Señor Decano que la tesis del Ing. Agr. infieri Edgar Leonel Ibarra, es de mucha importancia para la metodología estadística a seguir en los estudios de fertilización y sería de gran beneficio para las futuras investigaciones, utilizarla como obra de consulta.

Sin otro particular, aprovecho la oportunidad para reiterar a usted las muestras de mi alta consideración, suscribiéndome como su muy atento servidor.

Ing. Mario A. Martínez G.
ASESOR

DEDICATORIA:

DEDICO ESTE ACTO:

A LA MEMORIA DE MI MADRE:

FRANCISCA AMALIA ARRIOLA

A MI PADRE

JOSE RAMIRO IBARRA

A MI ESPOSA

MARIA LAURA

A MIS HIJOS

EDGAR ROBERTO Y LAURA PATRICIA

A MIS HERMANOS Y
FAMILIARES EN GENERAL

A MIS CATEDRATICOS

A MIS AMIGOS Y COMPAÑEROS DE TRABAJO

A MIS COMPAÑEROS DE PROMOCION:

LEOPOLDO SANDOVAL V.
MARIO A. MARTINES G.
CARLOS J. KRAFKA G.
PETER OESTMAN M.
AUGUSTO MERIDA M.

DEDICO ESTA TESIS:

AL INSTITUTO AGROPECUARIO NACIONAL
A LA FACULTAD DE AGRONOMIA DE LA UNIVERSIDAD
DE SAN CARLOS. DE GUATEMALA.

C O N T E N I D O

- I INTRODUCCION
- II REVISION DE DISEÑOS UTILIZADOS
 - Factoriales de la Serie 2n
 - Factoriales de la Serie 3n y Serie Mixta
- III MODELO DE UN ANALISIS DE VARIANCIA DE UN EXPERIMENTO INDIVIDUAL.
- IV COMBINACION DE RESULTADOS Y ANALISIS DE GRUPOS DE EXPERIMENTOS
 - Variaciones estacionales
 - Variaciones entre localidades
- V CONCLUSIONES
- VI LITERATURA CONSULTADA.

I

INTRODUCCION

El uso de diseños experimentales con arreglos factoriales parece haberse iniciado en Guatemala por parte del Instituto Agropecuario Nacional, a raíz de los primeros trabajos de clasificación y mapificación de los suelos de la República, a principios de 1950. Los experimentos conducidos desde esa época, en su mayoría han tenido por finalidad conocer la respuesta a la aplicación de elementos nutritivos a diversas plantas cultivadas y en diferentes suelos de la República.

El objetivo de la presente tesis es el de evaluar la precisión o ventajas de los distintos arreglos factoriales usados y también el de sugerir un modelo que se adapte para estudios locales o generales en todo el territorio nacional. No se pretende enfocar desde luego el propósito de estos ensayos o los aspectos de fertilidad de los suelos y de nutrición vegetal conectados con la ejecución de los mismos.

Por lo tanto, este trabajo concierne únicamente con la metodología estadística que se ha seguido y se está aplicando en el proyecto de investigación del IAN, que comprende estudios de fertilización.

Es importante señalar desde un principio que este trabajo enfoca el arreglo factorial, por ser este uno de los más adaptables cuando se estudian varios factores tal como el caso de elementos nutritivos, que de otra manera sería necesario conducir experimentos separados para cada uno de ellos aunque es natural que habrán casos especiales en un estudio de fertilización, donde el arreglo factorial no sea el más indicado. Finalmente debo aclarar que el arreglo factorial no constituye un diseño experimental en sí por lo que en la revisión de ensayos conducidos se hará mención del diseño bajo el cual el arreglo factorial es colocado.

II: REVISION DE DISEÑOS UTILIZADOS

A continuación se presentan algunas consideraciones sobre los principales arreglos utilizados en Guatemala, según sus características y funcionalidad, clasificados conforme a la serie factorial a la cual pertenecen.

Factoriales de la serie 2ⁿ

Arreglo 2³: Es el que más se ha usado dentro de la serie 2ⁿ. Este arreglo comprende las combinaciones de tres factores: a, b y c, (que en su mayoría han correspondido a nitrógeno, fósforo y potasio) a dos niveles. Estas combinaciones se pueden simbolizar en los siguientes tratamientos:

000, 100, 010, 110, 001, 011, 101, 111

donde 0 y 1 denotan ausencia o presencia respectivamente del factor según el orde a b c.

Los ensayos han abarcado los siguientes cultivos: 1) Maíz, en la serie de suelos Cauqué, Tiquisate y Olintepeque. 2) Café, en la serie de suelos Suchitepéquez, Chipó, Barberena y Tamahú. 3) Trigo, en la serie de suelos Patzité. 4) Arroz, en la serie de suelos Tiquisate y 5) Frijol, en la serie de suelos Chimaltenango.

En la mayoría de los casos se ha colocado el arreglo factorial en un diseño en bloques al azar con 4 repeticiones, dando la siguiente distribución de grados de libertad para el análisis de variancia:

Componente	Grados de libertad
Réplicas	3
Tratamientos	7
Error	21
Total:	31

Para un grado de libertad de cada efecto o interacción y 21 grados de libertad correspondientes a la estimación del error, el valor mínimo de relación de variancia (F) para detectar una diferencia significativa es, 4.32 (0.05 probabilidad).

Aunque el hecho de que este valor relativamente alto no sea lo más relevante para juzgar sobre la precisión experimental, debe pensarse en la posibilidad de incurrir en un error tipo II, e.g.: no rechazar una hipótesis nula (H_0) planteada por el experimentador, cuando esta es verdaderamente nula; o más propiamente: no detectar una diferencia significativa real. Naturalmente que esto puede dilucidarse al considerar el poder del análisis de variancia mediante el método estudiado y desarrollado por P.C. Tang ó el de Harris-Horvitz-Mood.

Pero antes de enfatizar con un ejemplo el uso de estos métodos, conviene citar el hecho de que muchos de los ensayos ²³ han fallado en detectar diferencias significativas, con lo cual se ha inferido que no hay respuesta a la aplicación de elementos nutritivos; aunque puede caber la posibilidad de que este resultado se deba a imprecisiones no solamente por lo que se menciona en las consideraciones anteriores sino también por otras deficiencias en la aplicación de técnicas experimentales.

Además del caso anterior, se condujeron dos ensayos usando solamente tres repeticiones lo que desde luego aumenta la inconveniencia ya citada. En uno de estos ensayos, con el cual se trataba de determinar el efecto de nitrógeno, fósforo y potasio a dos niveles, sobre arroz en suelos de la serie Tiquisate; se obtuvo una estimación de la variancia del error (s^2) de 3.35, con 15 (df) grados de libertad (se usaron parcelas de 25 m² y los rendimientos se expresaron en décimos de Kg.). Esta estimación y la especificación preliminar de que es deseable detectar una diferencia (d) significativa de por lo menos 2.5 décimos de Kg., permite argumentar sobre el

número (r) de repeticiones que sería recomendable para obtener significancia en una proporción (1) del 80% de experimentos de este tipo.

Recurriendo al método de Harris-Horvitz-Mood, sería:

$$r = 2(K'S/d)^2 (df2 + 1)$$

donde k' es valor tabulado por Harris et al. y está asociado con $df1$ y con $df2$ que corresponde a una estimación de los grados de libertad para el error, concordante con r. Entonces:

$$r = \frac{2(3.35) (0.176) (40+1)}{(2.5)^2} = 8$$

Esto indica que con el propósito de cierta seguridad, el número de repeticiones que se ha venido usando es insuficiente.

En cuanto a otros diseños usados para arreglos 2^3 cabe mencionar el caso de dos ensayos (N, P, K,) en café sobre suelos de la serie Suchitepéquez. El diseño básico fué al completo azar con 15 repeticiones, el cual es ventajoso solamente cuando el material y el área experimentales son homogéneos. Tal situación representaría el empleo de plantas monoclonales ya que se tuvo el inconveniente de usar una sola planta por parcela; y un campo experimental uniforme, lo que naturalmente fué difícil conseguir, de manera que estos experimentos son poco precisos aumentando la fuente de comparación: el error experimental.

Arreglo 2^5 : Solamente se inició un reducido número de experimentos con este arreglo para determinar efec-

tos de elementos menores (Mg, Ca, Bo, Zn. y Fe.), en café sobre las series de suelos: Suchitepéquez, Cuilapa y Cobán. En este caso se usaron dos repeticiones subdivididas en dos bloques cada una para confundir una de las interacciones de más alto orden, de manera que el cuadro de análisis de variancia es el siguiente:

Componente:	Grados de libertad
Bloques	3
Efectos principales	5
Interac. de dos factores	10
Interac. de tres factores	10
Otras interacciones	6
Error	29
Total:	63

Considerando el caso de experimentos exploratorios este arreglo es uno de los más adecuados en virtud de que se pueden probar varios factores y además se puede utilizar la ventaja de replicación escondida para colocar un mínimo de repeticiones. Con el propósito de controlar la heterogeneidad del suelo, cada una de estas repeticiones puede subdividirse en 4 bloques incompletos de 8 tratamientos ó 2 bloques incompletos de 16 tratamientos, confundiendo desde luego algunas componentes de interacciones cuyo sacrificio es compensatorio en cuanto a la precisión experimental. Los resultados en estos ensayos aún no se han producido y por lo tanto no se puede efectuar un análisis más concreto de la funcionalidad de los mismos.

Factoriales de la serie 3ª y serie mixta

Este es el grupo más ampliamente usado en estudios de fertilización en Guatemala por cuanto produce una

respuesta mejor definida de los tratamientos ya que los factores (A, B, etc.) son ensayados a tres niveles lo cual permite la caracterización de la tendencia lineal y curvilínea de cada efecto o interacción. En este sentido el arreglo constituye un avance de los ensayos exploratorios, pero por razones de índole práctica, debe limitarse el número de factores para no tener un elevado número de combinaciones factoriales que hagan difícil su ejecución.

Arreglo 3³: Posee 27 combinaciones posibles de 3 factores a 3 niveles; en la mayoría de experimentos estos factores han sido: nitrógeno, fósforo y potasio, aplicados en varios cultivos y series de suelos que sería largo enumerar.

Uno de los primeros ensayos (NPK en maíz, Alta Verapaz) conducido en 1949, constaba de 4 bloques completos dando un total de 108 parcelas. Como es fácil observar, el experimento fué laborioso y posiblemente abarcó un campo experimental grande, incluyendo así más diferencias de fertilidad del suelo (Intrabloques). Inmediatamente después de conducido este ensayo fué sugerido un cambio en el diseño básico, que permitiera a la vez la colocación de un mayor número de experimentos en Guatemala. Con este propósito, Hopp (OFAR), recomendó el uso de un diseño consistente en una sola repetición subdividida en 3 bloques incompletos con 9 tratamientos cada uno, según la siguiente distribución.

Bloque I:	000 101 202 012 110 211 021 122 220
Bloque II:	002 100 201 011 112 210 020 121 222
Bloque III:	001 102 200 010 111 212 022 120 221

Con esta subdivisión quedan confundidos con las diferencias entre bloques, 2 grados de libertad correspon-

dientes a la componente AB^2C^2 de la interacción de 2º orden y para la estimación del error experimental se utiliza la fracción no confundida (6 grados de libertad correspondientes a ABC , AB^2C y ABC^2), más los efectos cuadráticos (9 grados de libertad) de interacciones de primer orden; de manera que el cuadro de análisis de variancia es el siguiente:

Componente		Grados de libertad
Efectos lineares:	A	1
	B	1
	C	1
	AB	1
	AC	1
	BC	1
Efectos cuadráticos:	A	1
	B	1
	C	1
Bloques...		2
Residuo (error)...		15
Total:		26

No hay duda del valor práctico de esta recomendación por cuanto con solamente 27 parcelas era factible la colocación de más experimentos. Esta distribución fué adoptada desde 1952 a 1958 en ensayos que en su mayoría fueron localizados en fincas particulares y mediante su uso se definieron algunas respuestas, especialmente en localidades del altiplano guatemalteco y en relación con el cultivo de maíz y trigo. Pero también se tuvieron fracasos motivados por diversas causas, de las cuales sólo me compete enumerar las de orden técnico principales (*):

(*) Estas consideraciones suponen desde luego que los objetivos, factores y niveles bajo estudio; fueron correctamente establecidos a priori.

- 1) **Material experimental inadecuado:** Especialmente en cultivos perennes, hubo casos en que se trabajó con plantaciones viejas o de edad heterogénea.
- 2) **Falta de información concomitante:** Que permitiera el ajuste de rendimientos o correcciones en la interpretación del análisis.
- 3) **Deficiencias de Diseño:** Se usó en forma sistemática el mismo sorteo de tratamientos originalmente propuesto. Esto, desde el punto de vista de una estricta observancia del método de investigación científico, inválida el análisis de variancia.
- 4) **Deficiencias de análisis:** Hubo casos en que se usó únicamente la fracción no confundida (6 grados de libertad) de la interacción de 2° orden como estimación del error experimental, cuando también existía la posibilidad de usar una estimación con 15 grados de libertad. Esto produjo una reducción del poder discriminatorio del análisis de variancia.

Quizá de los diseños más precisos que se han utilizado, haya sido el denominado ensayo Cooperativo Centroamericano de Fertilización en Maíz, conducido en 1959 en la serie de suelos Tiquisate. El diseño, un cuadrado latino cuasi-perfecto, equivale a tres repeticiones del factorial 3^3 , colocado en un cuadrado de 9×9 de manera que quedan dos componentes (2 grados de libertad cada una) de la interacción de 2° orden, confundidas con columnas e hileras y la variancia del error es estimada con 42 grados de libertad.

A partir de 1958, se empezó a utilizar un nuevo diseño consistente en 2 repeticiones con un total de 6 bloques incompletos de 9 tratamientos, confundiendo parcialmente las componentes AB^2C y AB^3C^2 las cuales son recuperadas en un 75% en el análisis de variancia. Por su valor práctico en la conducción de estudios en mayor escala; y su relativa precisión, se presenta más adelante un modelo de análisis de este diseño.

Factoriales de la serie mixta:

Solamente fueron conducidos 3 ensayos con arreglo factorial $3^2 \times 2$ con el propósito de determinar respuestas a nitrógeno, fósforo y potasio a tres niveles y una mezcla de elementos menores a dos niveles en pasto pangola (*Digitaria decumbens* Stent.) y en Kenaf. Para una balance que permita confusión parcial de cierto número de grados de libertad así como la recuperación de componentes confundidas, debe utilizarse 4 repeticiones pero por escasez de material experimental se utilizó solamente una, subdividida en 9 bloques incompletos de 6 tratamientos cada uno, quedando así, confundidas las siguientes componentes:

AB, AC, AB^2C^2 , BC, ABD, ACD y BC^2D

Para el análisis se asumió que el efecto de bloques es igual a la suma de efectos confundidos y al error experimental fué asignada la suma de componentes no confundidas de interacciones de 2o. y 3er. orden ya que la esperanza matemática de la variancia de interacciones de más alto orden es igual a la variancia propia de la interacción, que es mínima, más la variancia del error. A esta estimación del error se le asignaron 26 grados de libertad residuales

Habiendo ya citado la necesidad de usar un balance completo para confusión parcial en este arreglo, conviene agregar que la idea de situar uno de los factores como consistente en la mezcla de varios elementos, no da una respuesta definida del efecto individual de cada uno de estos elementos. Por otra parte hay que mencionar que estos ensayos son laboriosos en su conducción y que el volumen de cómputo para el análisis estadístico es grande por lo que su uso es recomendable solamente en problemas específicos.

III: MODELO DE ANALISIS DE VARIANCIA PARA UN EXPERIMENTO INDIVIDUAL

Como ya se citó, uno de los diseños más adecuados (y prácticos si se trata de un limitado número de factores) para conducir ensayos tendientes a caracterizar series de suelos o estudiar problemas nutricionales de las plantas en distintas zonas ecológicas del país, ha sido el arreglo 3^a. Si se trata de tres factores, se pueden emplear 6 bloques contenidos en dos repeticiones, mediante el siguiente plan de confusión parcial tomado de Kempthorne:

Nivel de a	b	Componente AB ² C	Niveles de C confundida AB ² C ²
0	0	0 1 2	0 2 1
1	0	2 0 1	1 0 2
2	0	1 2 0	2 1 0
0	1	1 2 0	2 1 0
1	1	0 1 2	0 2 1
2	1	2 0 1	1 0 2
0	2	2 0 1	1 0 2
1	2	1 2 0	2 1 0
2	2	0 1 2	0 2 1

Cada columna de los niveles en
c combinados con a y b, da los
tratamientos para cada bloque.

La información relativa para cada efecto o interacción, así como la variancia correspondiente, en este diseño es la siguiente:

	Información relativa	Variancia
Efectos principales	1	$s^2/18r$
Interacciones de 1er. orden	1	"
ABC, ABC ²	1	"
AB ² C, AB ² C ²	$1/2$	$s^2/9r$

y el modelo lineal para una observación cualquiera y_{ijk} es:

$$y_{hij} = u + r_n + b_{nm} + t_{ijk} + e_{ijk}$$

donde u es la media de la población; r_n la contribución de la repetición n ; b la contribución del bloque m en n ; e_{ijk} el término correspondiente a variación no controlada y t_{ijk} la aportación del tratamiento ijk en cuestión.

Para no continuar con demasiada notación simbólica, presento el ejemplo de análisis de un experimento conducido en 1960 por la División de Investigaciones del IAN. El propósito fué determinar respuestas a la aplicación de tres niveles de nitrógeno, fósforo y potasio en arroz (variedad Blue Bonnet-50) y en suelos de la serie Bucul. El rendimiento observado en parcelas de 25 m² se muestra en la tabla N° 1:

TABLA N° 1: RENDIMIENTO EN Kg/PARCELA, DE GRANO SECO EN GRANZA

REPETICION I					
Bloque 1		Bloque 2		Bloque 3	
Tratamiento	Rend.	Tratamiento	Rend.	Tratamiento	Rend.
012	6.33	212	8.36	211	9.93
100	6.03	022	6.63	021	6.01
210	8.15	000	5.97	120	7.15
111	7.83	102	7.41	222	8.35
202	8.08	110	7.43 (*)	010	6.94
221	7.24	011	5.86	200	7.29
020	7.42	201	9.55	002	7.21
122	7.68	220	9.66	101	9.15
001	6.64	121	7.57	112	9.98
Total:		68.44		72.01	

REPETICION II

Bloque 4		Bloque 5		Bloque 6	
Tratamiento	Rend.	Tratamiento	Rend.	Tratamiento	Rend.
002	7.02(*)	021	5.30	102	6.31
210	8.41	211	9.42	120	7.13
011	4.92	101	8.92	221	9.47
121	9.51	012	5.63	111	7.36
100	8.56	202	9.54	212	9.45
112	6.70	220	8.52	001	10.29
222	6.63	000	5.44	022	8.50
020	8.92	122	7.46	010	9.79
201	6.40	110	7.78	200	11.18
Total:					
	67.07		68.01		79.43

Los datos de la tabla anterior pueden resumirse en la siguiente (tabla N° 2) doble clasificación que permite visualizar los totales para efectos principales y combinaciones de 2 factores y además, iniciar los cálculos de sumas de cuadrados a considerarse en el análisis de variancia.

TABLA N° 2: CLASIFICACION DE TOTALES PARA EFECTOS PRINCIPALES E INTERACCIONES DE DOS FACTORES

Niveles de Nitrógeno				
Niveles de fósforo:	0 Kg/Ha. (N0)	100 Kg/Ha. (N1)	200 Kg/Ha. (N2)	Total:
0 Kg/Ha:P0	42.98	46.38	52.04	141.40
75 Kg/Ha:P1	39.47	46.67	53.72	139.86
150 Kg/Ha:P2	42.78	46.50	49.87	139.15

(*) Valores calculados.

Niveles de Potasio:	Niveles de Nitrógeno:			
	(N ₀)	(N ₁)	(N ₂)	Total
0 Kg/Ha: ^K ₀	44.48	43.67	53.21	141.36
75 Kg/Ha: ^K ₁	39.02	50.34	52.01	141.37
150 Kg/Ha: ^K ₂	41.73	45.54	50.41	137.68
Total:	125.23	139.55	155.63	420.41

Niveles de Fósforo				
Niveles	0 Kg/Ha. 75 Kg/Ha. 150 Kg/Ha. Total:			
de Potasio:	(P ₀)	(P ₁)	(P ₂)	
0 Kg/Ha: ^K ₀	44.47	48.09	48.80	141.36
75 Kg/Ha: ^K ₁	50.95	45.32	45.10	141.37
150 Kg/Ha: ^K ₂	45.98	46.45	45.25	137.68

ANALISIS DE VARIANCIA

La metodología para el cálculo de sumas de cuadrados correspondientes a diversas causas de variación está ampliamente divulgada por lo que se omitirán muchos detalles de cómputo y solamente se dará el delineamiento general a seguir en el presente ejemplo:

Efectos Principales:

Para una mejor definición de la respuesta dada por los factores, los efectos principales deben estimarse parcialmente en sus efectos lineal y cuadrático, de manera que tomando el caso del nitrógeno, las sumas de cuadrados de estos efectos están simbolizadas en las siguientes expresiones:

$$\text{Efecto lineal} = \frac{(N_2 - N_0)^2}{18(1+1)}$$

$$\text{Efecto Cuadrático} = \frac{(N_2 - 2N_1 + N_0)^2}{18(1+4+1)}$$

donde N_2 , N_1 , N_0 , son los contrastes o totales para los niveles de N en la tabla anterior, ejemplo:

$$N_2 = \sum_{r=1}^2 \sum_{h=2} X_{h..} = 155.63$$

donde r, es el símbolo de repetición y h, i, j, son los subscripts que indican el nivel de N, P, K, respectivamente. Los coeficientes en la 2a. expresión son asumidos para definir una parábola y se aplican cuando los niveles de los factores son igualmente espaciados.

Interacciones de 1er. orden:

En estas interacciones también puede hacerse una subdivisión en: un efecto lineal x lineal, dos efectos lineal x cuadrático y un efecto cuadrático x cuadrático; cada uno de ellos con un grado de libertad. Esta subdivisión conviene ya que en un dado caso se pueden agregar efectos cuadráticos de la interacción al error experimental para no tener una estimación inflada del mismo, y por otra parte para conocer alguna característica especial de la interacción.

El conocimiento de las sumas de cuadrados de estos efectos puede obtenerse mediante una extensión del método anterior; es decir, que si consideramos la interacción $N \times P$, las sumas de cuadrados son:

$$\text{linear x linear} = \frac{1}{6(4)(2)} (N_2 - N_0) (P_2 - P_0) (K_2 + K_1 + K_0)$$

$$\begin{array}{r} \text{linear} \times 1 \\ \text{cuadrático} = \frac{1}{6(12)(2)} (N^2 - N_0) (P^2 - 2P_1 + P_0) (K^2 + K_1 + K_0) \end{array} \quad 2$$

$$\begin{array}{r} \text{Cuadr.} \times 1 \\ \text{linear} = \frac{1}{6(12)(2)} (N^2 - 2N_1 + N_0) (P^2 - P_0) (K^2 + K_1 + K_0) \end{array} \quad 2$$

$$\begin{array}{r} \text{Cuadr.} \times 1 \\ \text{cuadr.} = \frac{1}{6(36)(2)} (N^2 - 2N_1 + N_0) (P^2 - 2P_1 + P_0) (K^2 + K_1 \end{array} \quad 2$$

En la expansión de las expresiones anteriores intervienen los totales para las combinaciones posibles de 2 factores, tales como:

$$N^2P^2 = \sum_{r=1}^2 \sum_{h,i=2} X_{hi} = 49.87; \quad N^2P_0 = \sum_{r=1}^2 \sum_{h=2,i=0} X_{hi} = 52.04; \text{ etc.}$$

Interacción de 2º orden:

De las componentes NPK, NPK², NP²K y NP²K², de la interacción NxPxK, las dos últimas se encuentran parcialmente confundidas (1ª y 2ª repetición respectivamente) y como es necesario delindar la fracción no confundida (NPK + NPK²) así como la recuperación de 1/2 de información sobre NP²K y NP²K², entonces se hace conveniente utilizar un método formal para determinar individualmente antes componentes, a pesar de que ellas en sí no tienen ningún significado para el experimentador. El método basado en teoría de agrupaciones (caemos en un campo de Galois si con P^m, clases de elementos, p es un número primo y m un entero positivo), establece los tratamientos que forman grupo para un determinado nivel de la

componente. Los totales de cada grupo o nivel son los contrastes de donde se calcula la suma de cuadrados de la componente y en nuestro caso, los niveles son 0, 1, 2; un sistema de números primos, de manera que las componentes de $N \times P \times K$ pueden calcularse de los grupos que satisfacen las siguientes ecuaciones.

$$\begin{aligned}h + ui + vj &= 0, \text{ módulo } 3 \\h + ui + vj &= 1, \text{ módulo } 3 \\h + ui + vj &= 2, \text{ módulo } 3\end{aligned}$$

donde u y v son los exponentes de P y K respectivamente.

Entonces, las sumas de cuadrados para componentes no confundidas serán:

$$NPK = 1/18 \sum_{r=1}^2 \sum_{h+i+=0}^2 x^2_{hij} - 1/54 \sum_{r=1}^2 X \dots$$

$$NPK^2 = 1/18 \sum_{r=1}^2 \sum_{h+i+2j=0}^2 x^2_{hij} - 1/54 \sum_{r=1}^2 X \dots$$

Las sumas de cuadrados de componentes confundidas se estiman parcialmente en una repetición:

$$NP^2K = 1/9 \sum_{r=1}^2 \sum_{h+2i+j=0}^2 x_{hij} - \sum_{r=1}^2 \sum_{h+2i+j=0}^2 x_{hij} - 1/27 \sum_{r=2}^2 X \dots$$

$$NP^2K^2 = 1/9 \sum_{r=1}^2 \sum_{h+2i+2j=0}^2 x_{hij} - \sum_{r=2}^2 \sum_{h+2i+2j=0}^2 x_{hij} - 1/27 \sum_{r=1}^2 X \dots$$

y concluye así la descomposición de sumas dentro de cuadrados de tratamientos.

Otras fuentes de variación:

Según el modelo lineal para una observación cualquiera (Y_{ijh}), también debe considerarse la contribución a variación por parte de repeticiones y bloques. Una sola suma de cuadrados para ambas variables puede calcularse mediante el método usual a través de los totales para los 6 bloques sin considerar los totales para repeticiones y así quedan valoradas todas las fuentes de variación, faltando únicamente la estimación correspondiente al error experimental, la cual desde luego puede hacerse por diferencia con la variación total.

El resumen de los cálculos efectuados mediante las operaciones descritas, así como las pruebas de significancia se aprecian en la tabla N° 3.

TABLA N° 3: ANALISIS DE VARIANCIA

Fuente de Variación	Grados de Libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrados medio	Prueba de Significancia
Bloques	5	14.4468	2.8893	F = 2.00
Efectos lineares:				
N	1	25.6711	25.6711	F = 17.73 (***)
P	1	0.1406	0.1406	
K	1	0.3762	0.3762	
NP	1	0.1616	0.1616	
NK	1	0.0001	0.0001	
PK	1	1.0668	1.0668	
Efectos cuadráticos:				
N	1	0.0287	0.0287	F = 3.02
P	1	0.0064	0.0064	
K	1	0.1267	0.1267	
NP	1	0.0226	0.0226	
NK	1	4.3662	4.3662	
PK	1	1.0980	1.0980	

Residual:	6	7.7044	1.2840	
NPK no confundida:	4	21.8825	5.4706	F = 3.79(*)
NPK parcialmente confundido	4	6.4631	1.6157	
Error	20	28.8758	1.4437	
Total:	51	112.4376	—	

Interpretación del análisis de variancia:

El análisis de nuestro ejemplo, revela que únicamente hubo respuesta al nitrógeno, cuyo efecto lineal fué muy altamente significativo. Esto indica que el rendimiento aumenta proporcionalmente con la aplicación de los niveles: 0, 1 y 2 de nitrógeno y que es posible observar este incremento a niveles más altos puesto que el efecto cuadrático no significativo, establece que no hay una tendencia disminutiva para niveles mayores.

Del hecho de que no haya habido diferencia significativa para bloques se infiere que el área experimental es homogénea pero si otras evidencias indicaran lo contrario, se podría especular que no se tuvo éxito en el control de diferencias iniciales de fertilidad, en lo cual la posición de los bloques puede tener importancia.

PRESENTACION DE RESULTADOS

En Guatemala (IAN), ya han sido elaboradas normas para la presentación de resultados experimentales, sin embargo, conviene recalcar que no basta con citar el resultado de la prueba de significancia. Debe darse a conocer cuantitativamente la magnitud de los efectos observados (tal como en la tabla N° 4) con la especificación del error a que están sujetos y preferiblemente en términos de las

*** Significativo a los niveles de 0.05 y 0.001 de probabilidad respectivamente.

medidas agrarias ordinariamente utilizadas en el país. En la misma forma es importante mostrar los rendimientos promedios (Tabla N° 5) observados para los distintos niveles de los factores.

Esto es conveniente no solamente para derivar las conclusiones de carácter agronómico y recomendaciones seguras a los agricultores según la magnitud del error y el costo de la fertilización, sino también para comparaciones o análisis de conjuntos de experimentos similares, tal como se mostrará más adelante.

TABLA N° 4: RESULTADO: Efectos principales observados en el Experimento

Efecto Principal	TOTAL		Media: Kg/parcela		Kg/Ha.	
	C. linear	C. cuadr.	C. linear	C. cuadr.	C. linear	C. cuadr.
N	30.40***	0.88	1.6889***	0.0489	675.6***	19.6
P	— 2.25	0.42	—0.1250	0.0230	—50.0	9.2
K	— 3.68	— 1.85	—0.2044	—0.1028	—81.8	—41.4
Error standard	+ 7.21	+12.49	+0.2002	+0.1156	+80.1	+46.2

*** Significativo (: 0.001)

El incremento de rendimiento provocado por la doble dosis de nitrógeno, fué de 675.6 + 80.1 Kg/Ha.

TABLA N° 5: RENDIMIENTOS MEDIOS EN Kg/Ha. OBSERVADOS PARA LOS NIVELES DE NITROGENO, FOSFORO Y POTASIO.

Niveles de Nitrógeno:	Niveles de fósforo			Niveles de Potasio		
	0 Kg/Ha.	75Kg/Ha.	150Kg/Ha.	0 Kg/Ha.	75Kg/Ha.	150Kg/Ha.
0 Kg/Ha.	2864	2632	2852	2964	2600	2780
100 Kg/Ha.	3092	3112	3100	2912	3356	3036
200 Kg/Ha.	3468	3580	3324	3548	3468	3360
MEDIA:	3144	3108	3092	3140	3140	3060

Error Standard para las medias internas de la tabla : + 196 Kg.

Error Standard para las medias marginales de la tabla : + 112 Kg.

IV: COMBINACION DE RESULTADOS Y ANALISIS DE GRUPOS DE EXPERIMENTOS FACTORIALES

Hemos hecho una revisión de los principales arreglos factoriales que se han utilizado en Guatemala y considerado el análisis de un experimento individual; es decir, hemos descrito las diferentes formas en que el experimentador plantea preguntas a la naturaleza en una dada localidad para obtener una respuesta de lo que sucede al aplicar una serie de tratamientos; así como la manera en que él analiza esta respuesta.

En vista de las variantes condiciones naturales en el espacio y tiempo, nos corresponde ahora discernir sobre la forma en que se puedan obtener respuestas que se generalicen para esas variantes condiciones y en consecuencia que los resultados tengan un campo más amplio de aplicación. Aunque en los últimos años, los experimentos en Guatemala (IAN) han sido diseñados de manera que permitan una agrupación o análisis conjunto en lo que respecta a duración; aún no se cuenta con un plan definido para abarcar variaciones entre localidades, lo cual permite resultados de aplicación general. Por lo tanto, pretendo sugerir en este capítulo, los métodos posibles para hacer realidad este objetivo.

VARIACIONES ESTACIONALES

En primer lugar tenemos que considerar las variaciones que se suceden estacionalmente en una misma localidad, esto es especialmente importante si estamos encarando un problema de fertilidad o de nutrición que concierne a suelos sujetos a cambios de manejo o a plantas perennes, respectivamente.

En consecuencia, es necesario establecer en estos casos que no basta abarcar solamente un período estacional con un ensayo; siendo la duración del mismo, una cuestión que el investigador debe establecer a priori. Con respecto a la técnica experimental hay que exponer que debe seguirse la misma precisión en todo el transcurso del experimento con el propósito de obviar técnicas laboriosas de ponderación de resultados finales.

Combinación de resultados:

Los rendimientos medios por tratamiento y sus niveles pueden agruparse en la siguiente forma para su presentación:

- 1) Rendimientos medios por períodos estacionales (o año).
- 2) Rendimientos medios para el total de períodos estacionales comprendidos.
- 3) Diferencias de rendimientos medios entre el 2° y 1er. ó 3° y 2° períodos. Cuando se tiene evidencias de que no han influido en las comparaciones causas extrañas de variación, estas diferencias indicarían aproximadamente los efectos residuales de tratamientos.

La misma combinación podría hacerse con los efectos principales e interacciones de primer orden observados individualmente, ya sea expresados en total o en porcentaje de la media.

Análisis Estadístico:

Al enfocar el análisis estadístico del conjunto de observaciones para varios períodos estacionales hay que observar que estos períodos constituyen una nueva fuente

de variación y que se produce una interacción entre períodos y tratamientos. Es posible entonces contar con el siguiente modelo lineal para una observación y_{hij} cualquiera:

$$y_{hij} = \mu + \tau_{hij} + \rho_s + \beta_{ms} + u_{hij} + \epsilon_{hij}$$

donde μ es la media general de la población; ρ_s la contribución del período s en particular; β_{ms} la contribución del bloque m durante s ; u_{hij} la aportación de la interacción período tratamiento y ϵ_{hij} la variación residual o error experimental; de aquí se desprende la siguiente distribución de grados de libertad para el análisis de variancia:

Fuente de Variación	Grados de Libertad	Esperanza matemática de la variancia
Bloques, dentro de períodos	$p(b-1)$	—
Períodos	$p-1$	—
Tratamientos	q^n-1	$\frac{2}{e} + \frac{2}{u} + \frac{r}{(q^n-1)} \sum (\tau_{hij} - \bar{\tau}_{hij})^2$
Períodos x tratamientos	$(p-1)(q^n-1)$	$\frac{2}{s} + \frac{2}{e} + \frac{2}{u}$
Error combinado	$p(r-1)(q^n-b+1)$	$\frac{2}{s}$
Total:	$rpq^n - 1$	—

donde se sigue la misma notación empleada en el modelo lineal, pero además q^n representa el arreglo de n factores a q niveles de que se trate; s_e^2 y s_u^2 las variancias del error combinado y de la interacción períodos x tratamientos respectivamente.

Al iniciar este análisis resulta ventajoso contar con la seguridad de que la precisión ha sido homogénea durante toda la duración del experimento. Sin embargo, una prueba de homogeneidad de variancia de errores parciales podría ser efectuada si no se cuenta con ninguna información al respecto. Pero si se trata de una aproximación preliminar, por supuesto, no son necesarias estas precauciones.

La suma de cuadrados para bloques dentro de períodos será igual a la suma de las estimaciones previamente calculadas en cada análisis individual. Las correspondientes estimaciones para períodos, tratamientos y la interacción se pueden obtener por el método usual de análisis según un modelo de doble clasificación. A este respecto es oportuno agregar que la suma de cuadrados para tratamientos se obtiene ya sea a través de los totales para todos los períodos o de la media aritmética simple por períodos y que esta estimación tiene que descom-

ponerse en $\sum_{g=1}^n \binom{n}{g}$ efectos principales e interacciones.

En caso de requerirse un refinamiento del análisis, los totales o medias de tratamientos pueden ajustarse por diferencias debidas a bloques.

La variancia del error combinado puede establecerse por diferencia o mediante la media simple de variancias individuales del error, siempre que los grados de libertad asociados sean los mismos para cada período.

La hipótesis nula de que las diferencias entre tratamientos son las mismas en cualquier período puede ser puesta a prueba mediante la relación (F) de variancias interacción/error combinado.

Para la prueba de hipótesis nulas o alternativas correspondientes a tratamientos entran en competencia las variancias de la interacción y del error combinado como estimaciones del error experimental, dependiendo la se-

lección de cualquiera de estos errores de que exista una interacción períodos x tratamientos en cuyo caso debe tomarse a la interacción como denominador y también del hecho que los tratamientos, especialmente los que incluyen los niveles más altos son acumulativos (efecto residual). De aquí que tiene que hacerse un análisis a fondo de los efectos linear y curvilinear de la interacción, así como utilizar otras evidencias, tal como de los factores climáticos para poder derivar conclusiones correctas del análisis conjunto.

VARIACIONES ENTRE LOCALIDADES

El análisis de conjuntos de experimentos llevados a cabo en diferentes localidades, así como la combinación de resultados, se pueden efectuar mediante los delineamientos descritos para variaciones estacionales; asumiendo un modelo linear donde los errores (E_{hijl}) para observaciones individuales son independientes y están normalmente distribuidos. Las mismas consideraciones sobre los denominadores a emplear en pruebas de significancia son factibles, asumiendo que las contribuciones de la interacción lugar x tratamientos (U_{hijl}) están independiente y normalmente distribuidas con media cero y la misma variancia s^2 . Esto implica que al adoptarse estas suposiciones se tiene que someter a una prueba de homogeneidad (prueba de Bartlett) las variancias del error (s_e^2) observadas en cada lugar para poder contar con una medida de la validez del análisis global que se practique. Pero la principal condición que debe satisfacerse para que todas las variables sean aleatorias es que las localidades donde se conducen los ensayos, haya sido seleccionadas al azar dentro del área para la cual se quiere derivar conclusiones generales.

En este respecto conviene plantear algunos delineamientos generales que se adapten a nuestro país ya que

los estudios de fertilización que se han conducido hasta el presente, han sido eventos aislados y no se han contemplado las posibilidades que ofrecen los métodos estadísticos para estudios de mayor alcance. En primer lugar deben definirse exactamente los objetivos del proyecto de estudios de fertilización, así como establecer correctamente las variables cuantitativas o cualitativas que van a medirse como un reflejo real del efecto de los tratamientos, según la fisiología de las plantas bajo estudio o las propiedades inherentes al suelo y aunque no es mi propósito el discutir sobre este aspecto, conviene agregar que para conducir los ensayos no se puede establecer un plan único aplicable a todo el territorio nacional. Por el contrario, tienen que delimitarse las zonas para las cuales es adaptable el estudio de determinados factores según el conocimiento previo de deficiencias de elementos, a través de los análisis que se han practicado en el Laboratorio de Suelos y también de un reconocimiento de síntomas visuales de deficiencias en las plantas cultivadas. Por otra parte, la clasificación ecológica de Guatemala elaborada por L.R.Holdridge et-al y el mapa de Clasificación de los Suelos de Guatemala, Simmons et-al (IAN), pueden ser utilizados como criterios de zonificación.

Establecidas las regiones geográficas, así como los factores y niveles a estudiar, entonces se puede generalizar un diseño para cada una de ellas. Si el número de factores es elevado conviene utilizar técnicas de confusión parcial y de repetición fraccional en casos extremos.

A la selección de las localidades dentro de la zona debe dársele el carácter de muestreo aleatorio, estableciendo el número de experimentos de acuerdo al área de la misma y al volumen de trabajo que sea factible realizar, pero más técnicamente, este número se puede establecer de acuerdo a un conocimiento previo de la variabilidad y en función del costo de cada experimento, mediante una

de las fórmulas dadas por Quenouille y con respecto al tamaño de las parcelas experimentales se puede recurrir a la ley de variancia de Fairfield-Smith para determinar una magnitud óptima.

A pesar de las consideraciones apuntadas, no se pretende dar a entender que debe principiarse de nuevo con un estudio general de fertilización, sino de darle las innovaciones necesarias al plan ya iniciado, no desestimando por ningún motivo los resultados obtenidos de experimentos conducidos anteriormente, pues estos además de constituir información experimental valiosa, fueron obtenidos a un alto costo.

Como ejemplo de la utilización de resultados ya obtenidos, presento el análisis conjunto de dos experimentos conducidos en 1960 por la División de Investigaciones del IAN, sobre arroz (variedad Blue Bonnet 50). El ensayo N° 1, está localizado en la zona denominada "Bosque tropical seco" de la clasificación de Holdridge y en la serie de suelos Bucul. Al ensayo N° 2 corresponden respectivamente: la zona de "bosque sub-tropical seco" y serie de suelos de "Los Valles". Ambas localidades están situadas en la región sur de Guatemala, próximas a la costa del Pacífico.

Los análisis de variancia individuales se muestran a continuación:

TABLA N° 6

Fuente de variación	Grados de Libertad	Experimento No. 1		Experimento No. 2	
		Suma de Cuadrados	Cuadrado medio	Suma de Cuadrados	Cuadrado medio
Bloques	5	10.33	2.07	14.45	2.89
Tratamientos: N	2	216.92	108.46	25.70	12.85
P	2	3.46	1.73	0.15	0.07
K	2	7.06	3.53	0.50	0.25
NP	4	6.49	1.62	2.40	0.60
NK	4	6.28	1.57	6.59	1.65

PK	4	5.68	1.42	5.44	1.36
NPK+NPK ²	4	5.87	1.47	21.88	5.47
NP ² K+NP ² K ²	4	2.35	0.59	6.46	1.62
Error	22 (*)	78.54	3.57 s ₁ ²	28.88	1.44 s ₂ ²
Total:	53	342.98	—	112.44	—

(*) Para el experimento No. 2, corresponden 20 grados de libertad al error por el cálculo de dos parcelas perdidas.

Ambos experimentos fueron realizados con aproximadamente la misma precisión, de donde es factible realizar el siguiente análisis combinado.

TABLA N° 7

Fuente de variación	Grado de libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrado medio
Bloques dentro de localidades	10	24.78	2.48
Entre localidades	1	123.15	123.15
Tratamientos:	(26)	(227.61)	—
N linear	1	169.19	169.19
N cuadrático	1	18.59	18.59
P	2	1.17	0.58
K	2	4.73	2.36
NxP	4	3.56	0.89
NxK	4	4.20	1.05
PxK	4	6.51	1.63
NPK+NPK ²	4	15.14	3.78
NP ² K+NP ² K ²	4	4.52	1.13
Localidades x tratamientos	26	95.62	3.68 s _u ²
Error	42	107.42	2.56 s _e ²
Error combinado	68	203.04	2.98 s _u ² + s _e ²
T o t a l :	105	578.57	—

El término correspondiente a bloques dentro de localidades es simplemente la suma de los valores previamente calculados en cada análisis individual. Las restantes fuentes de variación se calcularon de acuerdo a un modelo ortogonal, agrupando los datos para las dos localidades y desde luego poniendo en práctica el método formal ya descrito para la recuperación de componentes confundidas de la interacción $N \times P \times K$; dentro de tratamientos.

La suma de cuadrados del error fué obtenida por diferencia, pero se puede comprobar que la variancia de este (s_e^2) es igual a la media ponderada de los errores parciales.

La selección de la estimación del error más apropiado para las pruebas de significancia depende de la existencia de una interacción lugar $\times$ tratamientos y de la homogeneidad de la variancia del error (s_e^2). Esto es lo que consideramos primeramente en nuestro ejemplo, de manera que principiando con la prueba de la relación de variancias de la interacción y el error ($s_u^2 / s_e^2 = 1.34$), tanto con 26 y 42, como con 26 y 26 grados de libertad respectivamente, no es significativa. La segunda alternativa que se menciona se debe a que existe una distorsión en la distribución de F . tabular, es decir que el verdadero valor significativo no es el que corresponde con los grados de libertad asociados al error pero si está dentro de los límites que estamos contemplando.

Volviendo a este primer resultado, tenemos que aparentemente la interacción no existe. La conclusión no puede ser definitiva porque desconocemos hasta qué punto ésta es homogénea; sin embargo, un instrumento de decisión puede ser la descomposición de la misma para conocer su naturaleza y en efecto esta operación es relativamente sencilla, como se muestra seguidamente:

TABLA N° 8 DESCOMPOSICION DE LA INTERACCION
LUGAR X TRATAMIENTOS

Lugar x trata- mientos:	Grados de libertad	Suma de Cuadrados	Cuadrado medio
N linear	1	34.12	34.12 **
N cuadrático	1	20.72	20.72 **
P	2	2.44	1.22
K	2	2.83	1.42
N x P	4	5.33	1.33
N x K	4	8.67	2.17
P x K	4	4.61	1.15
NPK + NPK ²	4	12.61	3.15
NP ² K + NP ² K ²	4	4.29	1.07
Total:	26	95.62	—
Error	42;22	—	2.56

Las sumas de cuadrados de estas componentes son diferencias entre la suma de los valores en cada análisis individual y el correspondiente valor en el análisis combinado.

Como se aprecia en el cuadro anterior, la interacción es heterogénea pues sus componentes lugar x nitrógeno, tanto linear como cuadrática son altamente significativas (**); en cambio las restantes componentes no son significativas.

Además de la conclusión de que existe una variación del efecto de nitrógeno con respecto a la localidad, de esta descomposición surge una estimación del error para probar el efecto del nitrógeno; sin embargo probaremos también la homogeneidad de la variancia del error (s_e^2) en busca de otro denominador que se adapte a todos los efectos de tratamientos.

Utilizando la prueba de Bartlett, planteamos la hipótesis nula (H_0) que las variancias s_1^2 y s_2^2 son iguales.

El valor de X^2 para la diferencia de éstas es igual a Q/L donde:

$$Q = \log_e s_c^2 \sum_{i=1}^2 f_i - f_1 \log_e s_1^2 - f_2 \log_e s_2^2; \text{ los valores } f_i$$

son los grados de libertad asociados a s_1^2 y s_2^2 respectivamente; y:

$$L = 1 + \frac{1}{3(K-1)} \sum_{i=1}^2 \frac{1}{f_i} - \left(\frac{1}{f_i} \right)^{-1}; \text{ siendo } K = 2$$

Calculando mediante estas expresiones nos resulta $X^2 = 4.09$; este valor con un grado de libertad es significativo para el nivel de 5% de probabilidad. En consecuencia la hipótesis nula es rechazada, de donde se infiere que las variancias no son homogéneas.

Se podía hacer las pruebas de significancia de tratamientos contra el error combinado ($s_u^2 + s_e^2$), pero de cierta manera éstas estarían invalidadas y si se quieren establecer conclusiones no sujetas a esta crítica quedan otros recursos, uno de ellos sería la transformación de nuestra escala de mediciones para alcanzar homogeneidad de s_e^2 ; y en este sentido la transformación logarítmica sería una de las más indicadas.

Dado que en nuestras instituciones de investigación agrícola las facilidades (equipo de cómputo) para llevar a cabo procedimientos tan laboriosos son limitadas, no son prácticos tantos refinamientos, de manera que sin faltar a la validez experimental, concluiremos el ejemplo con una prueba de consistencia de los efectos principales, la cual se describe a continuación:

De los análisis individuales para cada experimento, se muestran los efectos principales (Kg/parcela), así como el promedio simple de los mismos:

TABLA N° 9

Efecto	Experimento N°. 1		Experimento N°. 2		Medía Simple	
	lineal	cuadr.	lineal	cuadr.	lineal	cuadr.
N	1.689	0.049	4.443	1.809	3.066	0.929
P	-0.125	0.023	0.478	-0.343	0.176	-0.160
K	-0.204	-0.103	0.002	-0.768	-0.103	-0.436
Error						
Standard	+0.200	+0.116	+0.315	+0.182	+0.186	+0.109

La prueba de consistencia estriba en determinar en qué medida los efectos son homogéneos para ambas localidades. Para ello, cada uno de estos efectos (X_i) se transforma a un valor (Y_i) de manera que la suma de cuadrados de estas transformaciones ($\sum Y_i^2$) se aproxime a la distribución de X^2 .

En este sentido la transformación:

$$Y_i = (f_i - 1)^{1/2} \frac{X_i - U_0}{s_i(f_i)^{1/2}} \operatorname{Sen} h^{-1}$$

donde además de los símbolos ya conocidos U_0 se refiere a la media simple o ponderada del efecto y s_i al error standard del efecto en la localidad i ; es la más indicada, pues tenemos que: $\sum Y_i^2 = X^2$. De manera que haciendo uso de ella, los efectos transformados se muestran en el siguiente cuadro:

TABLA N° 10: RESPUESTA DE N, P, K Transformadas

Experimento N°	Nitrógeno		Fósforo		Potasio	
	lineal	cuadr.	lineal	cuadr.	lineal	cuadr.
1	-5.394	-5.765	-1.449	1.512	-0.490	2.658
2	3.771	4.054	0.937	-0.981	0.327	-1.639
Valor de X ²	43.316	49.675	2.978	3.248	0.347	9.751
Límite de probabilidad			0.10	0.10	0.80	
	0.01	0.01	0.05	0.05	0.05	0.01

Los valores de X², así como los límites de probabilidad en que las diferencias de respuestas se deban puramente al azar, se muestran al final del cuadro. De aquí se infiere el siguiente resultado:

- 1) Las respuestas lineal y cuadrática del nitrógeno, son diferentes en ambas localidades. Esto comprueba el resultado del análisis de variancia combinado; y según los análisis individuales, estos efectos son altamente significativos.
- 2) La respuesta al fósforo, tanto lineal como cuadrática, es similar en ambas localidades; no significativa conforme a los análisis individuales.
- 3) La respuesta lineal del potasio es similar en las dos localidades pero la respuesta cuadrática si es diferente. Las dos respuestas no son significativas según los análisis individuales.

La presentación de estos resultados se efectuarían en un cuadro similar al N° 9, pero utilizando la media ponderada en sustitución de la media simple en aquellos efectos que conforme a la prueba resultaron homogéneos. La diferencia puede apreciarse en la siguiente fracción que modifica al cuadro mencionado:

TABLA N° 11

Efecto	Media en ambas localidades		Variancia del efecto (s ²)	
	linear	cuadrático	linear	cuadrático
Nitrógeno	3.066+0.186	0.929+0.109	2.962	1.120
Fósforo	0.134+0.204	-0.155+0.119	0.138	0.517
Potasio	-0.103+0.186	-0.420+0.116	0.045	0.204

Las medias ponderadas fueron obtenidas utilizando pesos de ponderación (^w1 y ^w2) de acuerdo a la precisión en cada experimento, calculados mediante la expresión.

$$w_i = \frac{1}{s_o^2 + s_i^2}$$

donde s² es la variancia del efecto, obtenida a través de:

$$s_o^2 = \frac{(X^2 - 1)}{n-1} - \frac{(s_1^2 + s_2^2 + \dots + s_n^2)}{n}$$

donde n es el número de localidades y X² el valor de esta estadística, obtenida en la prueba de consistencia.

Finalmente, debo advertir que aunque el caso del ejemplo presentado es real existen inconveniencias al usar análisis combinados de solamente 2 localidades, pues las pruebas de homogeneidad con un solo grado de libertad para X² producen un efecto exagerado de significancia por razones de la continuidad de la función de X² en tanto que las probabilidades se presentan tabularmente en forma de puntos seleccionados.

V: CONCLUSIONES

- I Los estudios de fertilización en Guatemala, empleando diseños con arreglos factoriales, son relativamente recientes. En lo que corresponde a estudios de factores a dos niveles (Serie 2^a), el arreglo factorial 2³ ha sido el más frecuente como ensayo exploratorio para determinar respuestas a nitrógeno, fósforo y potasio; con respecto a estos se considera que excepto en donde se usaron técnicas de confusión parcial de interacciones para contar con una mejor estimación del error experimental, existe la posibilidad de haber fallado en detectar diferencias significativas, según el argumento proporcionado por el método de Harris-Horvitz-Mood relacionado con el número de repeticiones. También hubo poca precisión en experimentos del mismo tipo con diseño al completo azar por el hecho de haberse usado una sola planta por unidad experimental.
- II Los ensayos de factores a tres niveles han sido los más numerosos por cuanto permiten una mejor definición de las respuestas. Estos en un principio fueron conducidos sin subdivisión en bloques incompletos para control de heterogeneidad del suelo, pero inmediatamente después fué sugerido y adoptado un diseño con una sola repetición dividida en tres bloques, confundiendo 2 grados de libertad de la interacción de 2^o orden (factorial 3³); con ello fué posible un mejor control y la colocación de un mayor número de experimentos que produjeron algunos resultados valiosos. Pero se tuvieron dificultades, que aparte de mal manejo, fueron pro-

ducidas principalmente por: 1) material experimental inadecuado, 2) falta de información concomitante y 3) deficiencias de diseño y análisis.

- III El diseño más preciso que se ha empleado ha sido el cuadrado latino cuasi-perfecto, pero por razones prácticas se ha recomendado últimamente un diseño con 2 repeticiones subdivididas en 3 bloques incompletos cada una, con ello hay confusión parcial de componentes de la interacción de 2º orden cuya información se recupera en un 75% en el análisis de variancia.

Para realizar dicho análisis se sigue un modelo lineal para una observación cualquiera y la descomposición de efectos es ortogonal, efectuándose mediante los métodos corrientes de análisis, sin embargo, para el cálculo de sumas de cuadrados de la interacción parcialmente confundida se utiliza un método formal basado en teoría de agrupaciones.

- IV Para dar a conocer los resultados experimentales no basta mencionar el resultado de la prueba de significación sino también la magnitud de rendimientos y efectos en términos de las medidas oficiales, con los errores correspondientes lo, cual permite dar recomendaciones seguras a los agricultores, considerando también el costo de la fertilización.
- V El proyecto de estudios de fertilización debe estar encaminado a obtener resultados de mayor alcance, tanto en lo que respecta a duración como en amplitud territorial. Esto no ha sido posible en Guatemala pues el proyecto no se ha planificado estricta-

mente en ese sentido, para ello es necesario utilizar previamente algunos criterios de zonificación, tal como el mapa de reconocimiento de Suelos de Guatemala, la clasificación ecológica, análisis de suelos, observación de síntomas de deficiencias, etc. para determinar las áreas geográficas donde corresponde el estudio de determinados factores bajo un diseño experimental. El número de ensayos debe definirse en función de la precisión y el costo de la experimentación; y la selección de las localidades donde estos se conducirían debe ser aleatoria, como condición de validez para el análisis global de experimentos.

- VI El modelo lineal para una observación cualquiera que define el análisis de variancia, es similar en ambos casos. En la prueba de hipótesis nulas o alternativas con relación a efectos, entran en competencia los errores calculados y las variancias de interacciones o una combinación de ambas estimaciones, como medida del error experimental.

La condición que debe satisfacerse para emplear los errores calculados como denominadores en una prueba de significancia, es que las variancias de errores parciales sean homogéneas, lo cual puede determinarse mediante la prueba de Bartlett. En caso contrario, y si la interacción es homogénea, puede utilizarse la combinación de estimaciones a que se hace referencia. Cuando no se logra alguna de estas condiciones, es factible recurrir a una transformación de la escala de mediciones con el objeto de alcanzar homogeneidad de variancia del error y poder efectuar el análisis combinado, o bien realizar una prueba de consistencia de los efectos

observados, lo que finalmente permite derivar conclusiones generales.

Guatemala, octubre de 1961.

EDGAR LEONEL IBARRA ARRIOLA

Vº Bº

Ing. Mario A. Martínez G.
Asesor.

Imprimase:

Ing. Marco Tulio Urizar M.
Decano.

VI: LITERATURA CONSULTADA

Cochran, William G. & Cox, Gertrude M.: "Experimental Designs". John Wiley & Sons, Inc., New York, Second edition 1957. pp: 545-567.

Djokoto, R. K. & Stephens, D.: "Thirty Long-term Fertilizer Experiments under Continuous Cropping in Ghana", The Empire Journal of Experimental Agriculture. Vol. XXIX, N° 114, April 1961. I pp: 181.

Federer, Walter T.: "Experimental Design", The Mac-Millan Company, New York. First printing, 1955. pp: 71-78; 196-201.

Guatemala: Archivos de la Oficina de Biometría, Instituto Agropecuario Nacional, Guatemala.

Guatemala: "Record de experimentos", Departamento de Suelos Sección de Campo, Servicio Cooperativo Interamericano de Agricultura, Guatemala (Impreso a mimeógrafo), 1959.

Holdridge, L.R.; Bruce Lamb, F; Mason Jr., Bertell: "Zonificación Ecológica de Guatemala según sus Formaciones vegetales". Mapa elaborado por el Depto. de Suelos del Servicio Cooperativo interamericano de Agricultura; Ministerio de Agricultura. Guatemala, julio 1958.

Ibarra, Edgar Lionel: "Análisis de un Experimento Factorial 3×2 ", Revista "Investigaciones Agropecuarias", del Instituto Agropecuario Nacional, Guatemala. Vol. 1, N° 2, 1960.

Kemphorne, Oscar: "The Design and Analysis of Experiments", John Wiley & Sons, Inc., New York, 1952. pp: 300-327.

Quenouille, M.H.: "The Design and Analysis of Experiments". Hafner Publishing Company, New York, 1953. pp: 209-216, 228-238.

Simmons, Charles S.; Tárano T., J. M.; Pinto Z., J. H.: "Clasificación de Reconocimiento de los Suelos de la República de Guatemala". Edición en Español por Pedro Tirado Sulsona. Instituto Agropecuario Nacional; Servicio Cooperativo Interamericano de Agricultura. Ministerio de Agricultura. Editorial del Ministerio de Educación Pública "José de Pineda Ibarra". Guatemala, 1959. Mapa.

Yates, F.: "The Design and Analysis of Factorial Experiments", Imperial Bureau of Soil Sciences, Technical Communication N° 35 Harpenden, England. 1937 pp: 42-57.