

**UNIVERSIDAD NACIONAL AUTONOMA DE NICARAGUA
UNAN - LEON
FACULTAD DE CIENCIAS
DEPARTAMENTO DE ESTADISTICA-MATEMATICA**



Aplicación de la técnica del MANOVA en el estudio del control de la spodoptera Frugiperda (Gusano Cogollero) con el Virus de Poliedrosis Nuclear (VPN) en el cultivo de maíz en la finca Vivian Hernandez.

Previo para optar al título de licenciado en Estadística.

ELABORADO :

Br. Eddy Antonio Jirón Castillo.
Br. Aura Elena Martínez Arteaga.

TUTOR:

Msc. Rafael Espinoza M.



León - Nicaragua. 2000

EST
378.2
J61a
2000

DEDICATORIA Y AGRADECIMIENTO

172.623
e.2

A dios padre por haberme dado vida, por conservar sanos y con vida a mis padres, hija, esposa y hermanos cuyas personas son la motivación de la conclusión de mi fase universitaria de mi vida.

A mi madre Nora Castillo y mi hermano Ricardo Rizo por el apoyo moral y económico para llegar ala meta propuesta.

A mi esposa e hija por la comprensión, cariño y paciencia que me han tenido durante estudios realizados.

A mis maestros por el tiempo, paciencia conocimientos que nos brindaron especialmente al Mcs. Rafael Espinoza por su esfuerzo, tiempo y dedicación que nos brindo, mismo a la Lic. Cony Narvaez por su apoyo decisivo que tuvo con nosotros.

Eddy Antonio Jirón Castillo

DEDICATORIA

A DIOS NUESTRO PADRE CELESTIAL, que me dió la vida y la fuerza para llegar al final de mi carrera.

A MIS PADRES, en especial a mi MADRE que me ha estado apoyado moralmente en los momentos más difíciles de mi vida.

A MIS HERMANOS, a mi hermano el mayor que me ayudo a terminar mis estudios apoyándome económicamente.

AURA ELENA MARTINEZ ARTEAGA

AGRADECIMIENTO

A los PROFESORES que durante los cinco años de la carrera nos dieron su confianza, sus conocimientos y su paciencia.

A mí TUTOR RAFAEL ESPINOZA que me enseñó más con nuestro trabajo, nos brindó tiempo en todo momento y me dio confianza en mi monografía.

A la LIC. CONY NARVAEZ quien nos facilitó la base de datos de nuestro trabajo monográfico y nos dio su tiempo.

Al LIC. JUAN DIEGO quien nos dio de su tiempo para ayudarnos a resolver ciertas dudas en nuestro trabajo.

AGRA ELENA MARTINEZ ARTEAGA

INDICE

I- Introducción.....	1
II- Objetivos.....	3
III- Marco Teórico.....	4
Tamaño Muestra.....	5
Vector de Medias Global.....	6
Hipótesis.....	7
Descomposición de la Matriz de Covarianza.....	8
Estadístico Lambda de Wilks.....	11
Tabla del MANOVA.....	12
Tabla del Diseño de Bloque.....	13
Supuesto del Análisis Multivariado.....	14
Efecto del no cumplimiento de las suposiciones.....	16
Análisis A Posteriori.....	17
IV- Material y Método.....	20
V- Resultados.....	21
VI- Discusión de Resultados.....	29
VII- Conclusiones.....	31
VIII- Bibliografía.....	32

IX- Anexos

Anexos 1.1	33
Anexos 1.2	38
Anexos 1.3	43
Anexos 1.4	48
Anexos 1.5	53

I - INTRODUCCION.

En Nicaragua región II (León-Chinandega), ocurre con especial abundancia la plaga *Spodoptera Frugiperda* (Gusano Cogollero), siendo la plaga clave en cultivo del maíz y otros cultivos importantes en la economía del país.

Debido al desequilibrio ecológico producido por las excesivas aplicaciones de insecticidas en los cultivos de algodón, es recomendable basarse en la magnitud de daños económicos que han producido los insecticidas para dejar trabajar a la fauna benéfica, debido a que existen una serie de larvas, depredadores y patógenos que controlan la plaga del Gusano Cogollero. Entre estos patógenos esta el virus de VPN (Virus de Poliedrosis Nuclear), creado en los Laboratorios de Control Biológico, Dpto. De Control Integrado de Plagas. Facultad de Ciencias. UNAN-LEON.

En 1989 se realizó un experimento en la finca Vivian Hernández, ahora llamada Campo Agropecuario, ubicada en la carretera hacia la Ceiba, León por el departamento de control biológico de la UNAN-LEON, bajo la supervisión de la Lic. Cony Narvaez .

El experimento consistió en comparar tres dosis de tratamiento de VPN con un testigo en el cultivo de maíz infectado con la plaga del gusano cogollero, se midieron cuatro características para el estudio de la plaga. El estudio se realizó en el mes de Julio del 89, realizándose un análisis univariado para cada una de las características.

Es nuestro propósito mostrar una técnica multivariada que permita comparar en conjunto las características medidas, lo cual permitirá una mayor consistencia a los resultados, utilizando la técnica multivariable denominada MANOVA.

El MANOVA se utiliza para comprobar si existen diferencias significativas entre varios factores cada uno de ellos con diversos grupos.

Se distingue por su potencia que no es más la capacidad que tiene el test para rechazar la hipótesis nula y por su robustez que es la estabilidad de no verse afectada por el no-cumplimiento de los supuestos paramétrico de la normalidad y homogeneidad bajo ciertas condiciones. Es decir, la prueba debe detectar diferencias cuando realmente exista.

II OBJETIVOS

OBJETIVO GENERAL:

- Aplicar la técnica del MANOVA en el estudio del control del gusano cogollero (*spodoptera frugiperda*) con el Virus de Poliedrosis Nuclear (VPN).

OBJETIVOS ESPECIFICOS:

- Describir las variables en estudio.
- Contrastar si existe diferencia significativa en la efectividad de las diferentes dosis de VPN en el control del gusano cogollero del cultivo de maíz.
- Realizar comparaciones múltiples para determinar la dosis influyente en la plaga.
- Verificar las suposiciones de independencia, homogeneidad y multinormalidad del modelo.

III MARCO TEORICO

El Análisis de la Varianza es el método más generalizado en la experimentación Agrícola y los demás estudios Biológicos por ser más preciso, flexible y de más fácil aplicación. Por medio de la descomposición de la variabilidad total en sus diferentes componentes, se puede determinar si existen diferencias significativas o no entre los grupos.

Es la principal utilidad del método conocido como: **Análisis de Varianza** ideado por sr. *Sir Ronald Fisher*, Matemático Inglés que contribuyó grandemente a la actual desarrollo científico – técnico debido a que el Análisis de varianza es una herramienta muy útil en muchas disciplinas del saber humano y en investigaciones en que se aplican la observación y la experimentación.

El MANOVA se puede aplicar a una gran multiplicidad de Diseños Experimentales como: Diseños Factoriales, Bloque al Azar, Medidas Repetidas, Anidados (jerárquicos), etc.

En el Análisis Multivariado de la Varianza se consideran simultáneamente varias variables dependientes que supuestamente están relacionadas entre sí, en lugar de una sola variable dependiente que se examina en el análisis Univariado. Si la variables dependientes no estuvieran relacionadas, no tendría interés el aplicar un Análisis Multivariado, en este caso lo más indicado sería aplicar el Análisis Univariado de la Varianza a cada una de las variables investigadas.

Cuando hablamos de Análisis Univariado nos referíamos a la variable dependiente mediante un escalar; en el Análisis Multivariante se designa al conjunto de variables dependientes por medio de un vector, en el cada uno de los elementos es una variable dependiente.

El modelo de referencia teórica en el Análisis Mutivariado de la Varianza, con un factor y "k" variables dependientes viene dado por la siguiente expresión:

$$\begin{bmatrix} Y_{1g} \\ Y_{2g} \\ \dots \\ Y_{kg} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{1g} \\ \mu_{2g} \\ \dots \\ \mu_{kg} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1g} \\ \varepsilon_{2g} \\ \dots \\ \varepsilon_{kg} \end{bmatrix}$$

o en notación matricial condensada,

$$Y_g = \mu_g + \varepsilon_g$$

$$g = 1, 2, \dots, G$$

μ_g = Es media general

ε_g = Variable aleatoria

TAMAÑO DE MUESTRA: n

El total general de muestra se obtiene sumando el tamaño de la muestra de cada grupo y se designa por "n":

$$N = n_1 + n_2 + \dots + n_G$$

En nuestro trabajo los grupos ($G = 4$) o tratamientos de VPN cada uno de los grupos contiene 96 observaciones:

$$N = 96 + 96 + 96 + 96 = 384 \text{ observaciones.}$$

VECTOR DE MEDIAS GLOBALES

Se obtiene sumando para cada variable todos los valores de la muestra y dividiendo por el total de la muestra y se designa por:

$$\bar{Y} = \begin{bmatrix} \bar{Y}_1 \\ \bar{Y}_2 \\ \vdots \\ \bar{Y}_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{n_g} Y_{1gi} / n \\ \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{n_g} Y_{2gi} / n \\ \dots \\ \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{n_g} Y_{kgi} / n \end{bmatrix}$$

En nuestro trabajo el vector de medias globales contendrá medias de 384 datos de cuatro variables:

VECTOR DE MEDIAS MUESTRAL

En cada grupo este vector se obtiene sumando para cada variable los valores de la muestra de cada grupo y dividiendo por el tamaño de la muestra de cada grupo. Este vector está formado por las medias de las variables, pero obtenidas a partir de cada grupo, o sea que al dividirse se hace por el tamaño del grupo y no por el total de la muestra.

$$\bar{Y}_g = \begin{bmatrix} \bar{Y}_{1g} \\ \bar{Y}_{2g} \\ \dots \\ \bar{Y}_{kg} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\sum_{i=1}^{ng} Y_{1gi}}{n_g} \\ \frac{\sum_{i=1}^{ng} Y_{2gi}}{n_g} \\ \dots \\ \frac{\sum_{i=1}^{ng} Y_{kgi}}{n_g} \end{bmatrix}$$

En nuestro estudio trabajamos con un vector de media para cada grupo, formado por las medias de las variables anteriormente mencionadas, que fueron obtenidas al ser divididas por 96 observaciones que es el tamaño de cada uno de los grupos, donde obtendremos cuatro vectores de medias grupales, más el vector de media general.

Hipótesis nula e hipótesis alternativa sobre el factor

$$H_0 : \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_g$$

H_1 : No todas las μ_g son iguales.

En este trabajo tratamos de probar que los vectores de medias de los tres tratamientos y el testigo no son iguales y tienen distintas capacidades de efectividad.

DESCOMPOSICION DE LA MATRIZ DE SCPCT

El objetivo del análisis univariable de la varianza (ANOVA) es descomponer la variabilidad total en dos componentes:

- Variabilidad explicada debido al factor (Tratamiento).
- Variabilidad no explicada del error (error experimental).

Lo que es lo mismo: la suma de cuadrado total es igual a la suma de cuadrado del factor y suma de cuadrado del error. A nivel multivariado ocurre igual sólo que en los momentos de segundo orden se pasa de escalares a matrices de tal forma que la descomposición es:

$$T = F + W$$

Donde

T = Matriz de suma de cuadrados y productos cruzados del total (SCPCT)

F = Matriz de suma de cuadrado y productos cruzados del factor (SCPCF)

W = Matriz de suma de cuadrado y productos cruzados residual (SCPCR)

$T = SCPCT$

Es la matriz de suma de cuadrados y productos cruzados de las desviaciones de los datos con respecto a la media global su expresión es la siguiente:

$$T = \begin{bmatrix} \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{ng} (Y_{1gi} - \bar{Y}_1)^2 & \dots & \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{ng} (Y_{1gi} - \bar{Y}_1)(Y_{kgi} - \bar{Y}_k) \\ \dots & \dots & \dots \\ \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{ng} (Y_{kgi} - \bar{Y}_k)(Y_{1gi} - \bar{Y}_1) & \dots & \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{ng} (Y_{kgi} - \bar{Y}_k)^2 \end{bmatrix}$$

Cada una de los elementos de la matriz anterior admite la descomposición, como ocurre en el análisis univariado de la varianza, en un componente dentro y entre grupo.

$F = SCPCF$

Es la matriz de suma de cuadrados y productos cruzados de las desviaciones entre las medias de cada grupo y la media global. Esta matriz se obtiene:

$$F = \begin{bmatrix} \sum_{g=1}^G n_g (\bar{Y}_{1g} - \bar{Y}_1)^2 & \dots & \sum_{g=1}^G n_g (\bar{Y}_{1g} - \bar{Y}_1) (\bar{Y}_{kg} - \bar{Y}_k) \\ \dots & \dots & \dots \\ \sum_{g=1}^G n_g (\bar{Y}_{kg} - \bar{Y}_k) (\bar{Y}_{1g} - \bar{Y}_1) & \dots & \sum_{g=1}^G n_g (\bar{Y}_{kg} - \bar{Y}_k)^2 \end{bmatrix}$$

 $W = SCPCR$

Es la matriz de suma de cuadrados y productos cruzados de las desviaciones entre cada dato y la media de su grupo. Se define de la siguiente manera:

$$W = \begin{bmatrix} \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{n_g} (Y_{1gi} - \bar{Y}_{1g})^2 & \dots & \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{n_g} (Y_{1gi} - \bar{Y}_{1g}) (Y_{Kgi} - \bar{Y}_{Kg}) \\ \dots & \dots & \dots \\ \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{n_g} (Y_{Kgi} - \bar{Y}_{Kg}) (Y_{1gi} - \bar{Y}_{1g}) & \dots & \sum_{g=1}^G \sum_{i=1}^{n_g} (Y_{Kgi} - \bar{Y}_{Kg})^2 \end{bmatrix}$$

La matriz W puede obtenerse por agregación de las matrices de suma de cuadrado y productos cruzados calculado para cada grupo, es decir,

$$W = W_1 + W_2 + \dots + W_G$$

Donde por W_G se designa genéricamente a la matriz de suma de cuadrado y producto cruzado del grupo G .

ESTADÍSTICO LAMBDA DE WILKS.

En 1932 Wilks propuso un estadístico, para realizar contrastes en el análisis multivariado de la varianza, a este estadístico se le denominó "Lambda de Wilks", denotado por Λ y se define como el cociente que se obtiene al dividir el determinante de la matriz W y el determinante de la matriz T . Se obtiene de la siguiente manera:

$$\Lambda = |W| / |T|$$

y sirve para contrastar simultáneamente una serie de grupos en base a un conjunto de variables, en cierta forma Lambda de Wilks, es una generalización de la T^2 -Hotelling para el caso de más de dos grupos.

El cuadro siguiente refleja el diseño usual de la tabla que se construye para el análisis multivariante de varianza con un solo factor. El estadístico lambda de Wilks aparece en la primera línea relativa al factor, ya que se trata de determinar si el factor investigado tiene o no tiene una influencia significativa sobre el vector de las variables dependientes

Tabla de Análisis de análisis multivariante de la varianza con un factor.

Fuente de Variación	Valor del Determinante	Λ	Distribución F	Grados de libertad	Signific. F
Factor	F	$\Lambda = \frac{ W }{ T }$	Estadístico Ra	(k(G-1))	
Residual	W				
Total	T				

DISEÑO DE BLOQUE

Si Y_{ij} es la correspondiente observación para el i -ésimo tratamiento en el j -ésimo bloque de un Diseño en Bloque Aleatorizado entonces el modelo lineal es

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + U_{ij} \quad (i=1,2,\dots,I; j=1,2,\dots,J)$$

Donde la $\sum_i \alpha_i = \sum_j \beta_j = 0$, y U_{ij} son i.i.d $N_i(0, \sigma^2)$. Para este modelo tenemos el análisis de la tabla de variable, # 1 para la prueba $H_{01}: \alpha_i = 0$ (todo i) y $H_{02}: \beta_j = 0$ (Todo j). Reemplazando cada Y_{ij} por un vector de observación Y_{ij}

El correspondiente modelo multivariado es :

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + \beta_j + U_{ij}$$

Tabla # 1 Diseño de Bloque Aleatorizado Univariante.

Fuente variación	de	Suma de cuadrado (sc)	Grados de libertad (gl)	SC / gl
Tratamientos		$J \sum (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})^2$	$I - 1$	S_1^2
Bloque		$I \sum (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})^2$	$J - 1$	S_2^2
Error		$\sum \sum (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..})^2$	$(I - 1)(J - 1)$	S^2
Total		$\sum \sum (y_{ij} - \bar{Y}_{..})^2$	$IJ - 1$	

Tabla2 Diseño de Bloque Aleatorizado Multivariado.

Fuente Variación	Matriz	Grado de Libertad
Tratamientos	$H_1 = J \sum (\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})(\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{..})'$	$M_1 = I - 1$
Bloques	$H_2 = I \sum (\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})(\bar{Y}_{.j} - \bar{Y}_{..})'$	$M_2 = J - 1$
Error	$E = \sum \sum (Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..})(Y_{ij} - \bar{Y}_{i.} - \bar{Y}_{.j} + \bar{Y}_{..})'$	$M_E = (I - 1)(J - 1)$

Donde $\sum_i \alpha_i = \sum_j \beta_j = 0$ y el U_{ij} son i.i.d $N_d(0, \Sigma)$. Fácilmente podemos escribir las matrices correspondiente a la formas cuadrática en la tabla 1; ésta son dadas en la tabla 2. Correspondiendo a las F- razones S_i^2 / S^2 ($i = 1, 2$) univariadas, utilizamos una de las varias pruebas estadísticas de probabilidad para H_0 es

$$\Lambda_1 = |E| / |E + H_1|,$$

donde :

$$\Lambda_1 \sim U_{d, m_1, mE} \text{ cuando } H_{0i} \text{ es real.}$$

SUPUESTOS DEL ANALISIS MULTIVARIADO

- 1-) Multinormalidad: Cada una de las poblaciones tiene una distribución normal multivariada
- 2-) Independencia Multivariada: Las variables en estudios están correlacionadas entre sí.
- 3-) Homocedasticidad: La matriz de varianzas covarianza sea la misma para todas las poblaciones y grupos.

A continuación hablaremos de cada uno de los supuestos:

A-) Multinormalidad:

Existen varias pruebas para verificar el supuesto de Multinormalidad, pero aún no están incorporados en los paquetes estadísticos.

Entonces se recurre a la condición necesaria pero no suficiente de que exista normalidad multivariada, donde se probará cada una de las variables a nivel univariado deberán cumplir con el supuesto de normalidad, pero no es suficiente porque aunque cada una de las variables cumpla con este supuesto no podemos afirmar categóricamente que hay normalidad multivariada, pero si comprobamos que hay normalidad multivariada inmediatamente podemos afirmar que hay normalidad univariada.

B-) Homocedasticidad Multivariada:

Para determinar si la matriz de covarianza es la misma para los distintos grupos se puede utilizar el contraste de Bartlett – Box, que utiliza el estadístico M , el cual está incorporado en el paquete estadístico SPSS y que se basa en los determinantes de las matrices de varianzas y covarianzas.

Para su interpretación se transforma la M-Box en una Fisher y en una Ji-cuadrado. Utilizaremos la significancia de F para aceptar o rechazar la

hipótesis nula de matrices de varianzas y covarianzas son iguales, cuya notación es:

$$H_0 : \Sigma_1 = \Sigma_2 = \dots = \Sigma_G$$

H_1 : No todas Σ_g son iguales.

Normalmente buscamos aceptar esta hipótesis H_0 para verificar la homogeneidad multivariante cuya significancia tiene que ser mayor que 0.05.

C-) Independencia Multivariada:

Test de Esfericidad de Bartlett.

Este Test sirve para probar la independencia multivariada, las hipótesis a cumplir en la matriz de correlación es la siguiente:

$$H_0 : |R_p| = 1$$

$$H_1 : |R_p| \neq 1$$

Se busca determinar si existe o no relación significativa entre las variables analizadas, en este estadístico para contrastar la hipótesis anterior esta basado en la matriz de correlación muestral de los residuos, a la que denominaremos

R_p cuya matriz de correlación poblacional recoge la relación existente entre cada par de variable.

Si todos los coeficientes de la diagonal principal P_{ij} de la matriz de correlación son nulos indica que no existe ninguna relación entre las K variables.

En caso de que se acepte la hipótesis nula se debe abandonar el enfoque multivariado y aplicar el análisis de la varianza por separado a cada una de las variables dependientes.

Es nuestro propósito en nuestro trabajo rechazar la hipótesis nula afirmando que no existe correlación entre las variables, donde el grado de significancia de la prueba deberá ser menor que 0.05 para ejecutar satisfactoriamente el MANOVA y probar la independencia multivariada.

EFFECTO DEL NO-CUMPLIMIENTO DE LAS SUPOSICIONES

Al trabajar con datos reales, en muchas ocasiones resulta que los supuestos de Multinormalidad y homocedasticidad no se cumple estrictamente.

En primer lugar hay que tener presente que la violación de los supuestos paramétrico no invalida el análisis, ya que esta prueba suelen ser lo suficientemente robusta como para no verse seriamente afectada por ligeras violaciones de los supuesto paramétrico .

Se considera que en muestras grandes ($n > 30$) los análisis multivariado son lo suficientemente robustos como para ser insensible a ligeras desviaciones de los supuestos paramétrico. Por lo tanto afirmamos que una de las cualidades del MANOVA son los criterios de potencia y robustez el cual hace que esta técnica sea más eficiente y confiable, ya que permite reducir al mínimo la probabilidad de cometer un error al rechazar la hipótesis nula.

ANALISIS A POSTERIORI

En el caso que se acepte la hipótesis de que los distintos grupos tiene la misma media puede darse por concluido el estudio del caso multivariado. Por lo contrario, si se rechaza la hipótesis nula de igualdad es conveniente investigar que grupo han sido determinante en ese rechazo. A este tipo de investigación complementaria posterior a los contrastes básico del análisis de varianza se le denomina *Análisis Ex - post*.

Este análisis examina dos tipo de procedimientos que son:

- Intervalos de confianza individuales o conjunto.
- Comparaciones múltiples.

Con ambos procedimientos se trata de determinar en que medida difiere las medias de las distintas poblaciones.

INTERVALOS DE CONFIANZA INDIVIDUAL O CONJUNTO

En el caso multivariante se pueden construir intervalos de confianza individuales o conjuntos, que a su vez pueden ser univariante o multivariante, combinando ambos criterios y teniendo en cuenta la posibilidad de uno o más factores, se obtienen cuatro tipo de intervalos:

A-) *Intervalo univariado individual*: Se calculan para cada variable dependiente y para cada coeficiente por separado .

B-) *Intervalos univariado conjunto*: Se calcula para cada variable dependiente por separado y conjuntamente para todos los coeficientes de un factor .

C-) *Intervalo multivariado individual*: Se calcula por separado para cada factor, pero teniendo en cuenta todas las variables dependientes .

D-) *Intervalo multivariado en conjunto*: Se calcula conjuntamente para todos los coeficientes y teniendo en cuenta todas las variables dependientes .

COMPARACIONES MULTIPLES.

Cuando se tiene varios tratamientos se presenta la necesidad de realizar comparaciones de medias de los tratamientos, a fin de discriminar variables y clasificar los tratamientos para elegir el mejor si es necesario.

A las comparaciones no planteadas se le denomina "Efecto sugerido por los datos o Razonamiento posterior a los hecho".

Existen diferentes procedimientos para realizar comparaciones múltiples de medias, donde los métodos más conocidos para la construcción de intervalos de confianza conjuntos son los siguientes:

Tukey , Scheffé y Bonferroni.

En nuestro trabajo vamos a examinar el procedimiento de aproximación Bonferroni, que esta basado en una idea muy sencilla que consiste que al realizar los contraste de hipótesis nula y alternativa de las medias

$$H_0 : \mu_p = \mu_q$$

$$H_1 : \mu_p \neq \mu_q$$

Con un intervalo de confianza α , si en límite inferior y límite superior se encontrará el número cero dentro de ellos podemos afirmar que no existe diferencia significativa entre los tratamientos, pero si ocurre lo contrario entonces existe diferencia significativa entre los tratamientos donde lo verificaremos con las medias estimadas que se calculan en el análisis descriptivo de nuestro trabajo.

IV – MATERIAL Y METODO.

Los datos de este trabajo provienen de la finca Vivian Hernández de un Diseño de Bloque Completamente Aleatorio aplicado a un cultivo de maíz, el cual fue infectado por la plaga *Spodoptera Frugiperda* (Gusano Cogollero), donde se le aplico tres tipo de dosis o tratamientos de VPN contra un testigo o sin aplicación, las cuales se estudiaron en cuatro fechas diferentes que fueron 13,20,25 y 27 de Julio del 89, cuyas dosis de VPN son:

- T1 = Testigo o sin aplicación (S/A).
- T2 = 708 Le/Ha.
- T3 = 3897 Le/Ha.
- T4 = 7086 Le/Ha.

El tamaño de la muestra es de 384 observaciones, con 96 pruebas para cada dosis de tratamientos. La técnica de análisis es el MANOVA (Análisis multivariado de la varianza) con un factor.

Tipos de variables.

◆ Variables dependientes:

- 1.- V1= Porcentaje de mortalidad.
- 2.- V2= Porcentaje de cogollos dañados.
- 3.- V3 – Promedio de Larvas grandes.
- 4.- V4 = Promedio de larvas Pequeñas.

Paquetes computarizados utilizado en el análisis

El cálculo de los estadísticos y análisis de los modelos se obtuvieron por medio del paquete estadístico SPSS para Windows 7.5 , Microsoft Word como documento de texto.

V - RESULTADOS.**ESTADÍSTICAS DESCRIPTIVA.**

El rendimiento medio de las tres dosis de VPN con el testigo se resumen en las siguientes tablas por cada fecha de estudio.

En el cuadro 1 de la fecha 13 de Julio del 89, al comparar las distintas dosis de VPN con el testigo con cada una de las variables, podemos observar que el rendimiento medio en la dosis de 3897 Le/Ha de VPN su promedio de cogollos dañados, larvas grandes y pequeñas es baja en comparación con las dosis restantes y su promedio de mortalidad es alto.

Cuadro # 1

Variedades
↓

Variables	Dosis de VPN				Medias Globales
	S / A	708 Le/Ha.	3897 Le/Ha.	7086 Le/Ha.	
C. Dañados	8.6667	7.4167	4.9167	6.0833	6.7708
L. Grandes	4.1667	4.0000	2.2500	3.6000	3.5042
L. Pequeñas	5.3333	3.2500	1.7500	1.5833	2.9792
% Mortalidad	1.6667	31.2833	54.6667	42.0333	32.4125

En el cuadro # 2 de la fecha 20 de Julio del 89, ocurre lo mismo que en el cuadro # 1, resultando la dosis 3897 Le/Ha de VPN con un promedio bajo en las tres primera variables dependiente y un promedio de mortalidad alto.

Cuadro # 2

Variables	Dosis de Vpn				Medias Globales
	S/A	708 Le/Ha.	3897 Le/Ha.	7086 Le/Ha.	
C. Dañados	8.5000	5.2500	3.1667	4.1667	5.3333
L. Grandes	2.5000	1.3333	0.5000	1.0833	1.3542
L. Pequeñas	1.8333	1.2500	0.7500	0.6667	1.1250
% Mortalidad	15.7333	48.1333	46.2667	36.6667	36.7000

En el cuadro # 3, fecha del 25 de Julio del 89, la dosis de VPN no tiene casi ninguna diferencia ya que su promedio en las tres dosis y el testigo tienen similar rendimiento de efectividad en cada una de las variables dependientes a excepción de la variable mortalidad que es la que provoca la diferencia en las tres dosis con respecto al testigo.

Cuadro # 3.

Variables	Dosis de VPN				Medias Globales
	S/A	708 Le/Ha.	3897 Le/Ha.	7086 Le/Ha.	
C. Dañados	4.5833	3.7500	3.2500	3.5000	3.7708
L. Grandes	1.5833	0.6667	0.5000	0.7500	0.8750
L. Pequeñas	1.2500	1.0000	0.8333	1.0833	1.0417
% Mortalidad	25.4333	47.4500	48.1333	53.8833	43.7250

En el cuadro # 4, del 27 de Julio del 89, ocurre lo mismo que en el anterior, su promedio se comportan casi similares con ligeras diferencias a excepción también de la variable mortalidad, en otras palabras el testigo tiene casi la misma efectividad que las dosis de VPN en el cultivo de maíz infectado con la plaga del gusano cogollero.

Cuadro # 4.

Variables	Dosis de VPN				Medias Globales
	S/A	708 l.e/Ha.	3897 l.e/Ha.	7086 l.e/Ha.	
C. Dañados	2.7500	1.7500	1.0000	2.2500	1.9375
L. Grandes	1.0000	0.8333	0.2500	0.8333	0.7292
L. Pequeñas	0.5000	0.6667	0.1667	0.0833	0.3542
% Mortalidad	20.1833	31.8500	41.6667	48.6167	35.5792

Comparaciones del vector de media:

Para contrastar la hipótesis nula :

H_0 : Las medias sean iguales en los tres tratamientos o dosis de VPN y el testigo ($\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4$)

y la alternativa:

H_1 : No todas las medias (μ_g) son iguales.

Se realizó por medio de contrastes multivariado con un nivel del 5 % de confianza para cada una de las fechas de análisis cuyos resultados detallamos :

En el cuadro # 5 para la fecha 13 de Julio del 89, se detallan cuatro nombres de contraste : Pillai, Wilks, Hotelling y Roy, pero en nuestro estudio es Lambda de Wilks estadístico básico en el MANOVA. Al realizar el contraste con un $\alpha = 0.05$, resulta que Wilks brinda una significancia de 0.011 la que hace rechazar la hipótesis nula .

Cuadro # 5.

Estadísticos	Valor	F	Sig.
Pillai	1.056	1.901	0.062
Wilks	0.153	2.754	0.011
Hotelling	4.216	3.748	0.001
Roy	3.901	13.653	0.000

Al haberse rechazado H_0 , se efectuó un análisis **Ex-post o posteriori**.

En el cuadro # 6, podemos observar que la dosis más influyente la 3897 Le/Ha de VPN, ya que al comparar con el testigo resulta significativa en las cuatros variables dependientes.

Cuadro # 6.

Comparación de tratamientos	Resultados
2 frente 1	La diferencia de media encontrada es significativa a un nivel de 0.05 en las variables V3,V4 y no significativa en las V1,V2.
3 frente 1	Es significativa en las cuatro variables
4 frente 1	Resulta lo mismo que el 2 frente al 1

En el cuadro # 7, de la fecha 20 de Julio del 89, el estadístico Wilks resulta con una significancia de 0.038, lo indica que también rechazamos H_0 . Por lo que realizamos otro análisis posteriori o de comparaciones de las dosis con el testigo que lo vemos descrito en el cuadro 8, resultando también que la dosis más significativa la 3897 Le/Ha de VPN en las variables dependientes V1,V2 y V4 del problema y no significativa en la V3.

Cuadro # 7

<i>Estadísticos</i>	Valor	F	Sig.
<i>Pillai</i>	0.892	1.480	0.170
<i>Wilks</i>	0.205	2.191	0.038
<i>Hotelling</i>	3.417	3.037	0.060
<i>Roy</i>	3.277	11.471	0.000

Cuadro # 8

Comparaciones de tratamientos	Resultados
2 frente 1	Es significativa para las variables V1, V4 y no para V2, V3.
3 frente 1	Es significativa para las variables V1, V2, V4 y no para V3.
4 frente 1	Es significativa para la variables V1 y no para el resto de variables.

En este cuadro # 9 de la fecha del 25 de Julio del 89, el estadístico Wilks resulta con una significancia de 0.096 lo que refleja que aceptamos la hipótesis nula, es decir, de que no existe diferencia significativa entre las medias de las dosis de VPN y el testigo.

Cuadro # 9.

<i>Estadísticos</i>	Valor	F	Sig.
<i>Pillai</i>	0.811	1.298	0.256
<i>Wilks</i>	0.260	1.774	0.096
<i>Hotelling</i>	2.578	2.292	0.030
<i>Roy</i>	2.470	8.645	0.001



En esta fecha del 27 de Julio del 89, ocurre lo mismo que la anterior, que aceptamos H_0 , ya que su significancia es de 0.102 para un $\alpha = 0.05$ donde se refleja en el cuadro # 10.

Cuadro # 10.

Estadísticos	Valor	F	Sig.
Pillai	0.964	1.657	0.113
Wilks	0.264	1.750	0.102
Hotelling	1.986	1.765	0.098
Roy	1.509	5.283	0.008

Para las fechas del 25,27/07/89 los tratamientos resultaron ser no significativa en todas las variables dependientes a excepción de la variable mortalidad, es decir que las dosis de VPN resultan tener casi el mismo efecto que el testigo en la plaga del gusano cogollero, por lo que no se realiza un análisis posteriori.

Suposiciones del modelo en las cuatro fecha de estudio.

Multinormalidad:

Se probó para cada una de las variables por separado mediante los gráficos de residuos en las fechas 13, 20, 25 y 27 de Julio del 89 y se llegó a la conclusión que los datos se distribuyen normal, en otras palabras hay normalidad univariada, pero no podemos afirmar que exista Multinormalidad.

El hecho de que los gráficos de residuos no se aproximen a una distribución normal multivariable, en general no afecta de forma importante al estadístico, que esta basado el en supuesto de normalidad, la razón se debe a que el estadístico es lo suficientemente robusto.

Homogeneidad.

Podemos concluir que exista homocedasticidad univariada en las fechas del estudio, pero no podemos afirmar que exista homogeneidad multivariada en nuestro caso el estadístico F no se ve afectado, debido a que existen dos motivos.

- Las matrices de covarianza de las variables no son iguales debido a que existe una observación para cada nivel.
- Las muestras de los diferentes grupos son del mismo o similar tamaño.

Independencia:

Para determinar si las variables de nuestro estudio están correlacionadas entre sí, se contrastaron las hipótesis:

$H_0 : |R_p| = 1$ (Las cuatro variables dependientes no están correlacionadas entre sí)

$H_1 : |R_p| \neq 1$ (Si existe correlación entre las cuatro variables dependientes)

Donde utilizaremos el Test de Esfericidad de Bartlett obteniendo los resultados del cuadro 11 para cada una de las fechas en estudio.

Considerando las cuatro variables en estudio que si están o no correlacionada entre si, podemos afirmar por medio del estadístico de Bartlett que si existe una correlación entre las variables como lo indica el nivel de significancia 0.000 en el cuadro # 11 para las cuatros fechas de análisis, lo que demuestra que rechazamos la hipótesis nula H_0 .

Prueba de esfericidad de Bartlett.

Cuadro # 11.

	Fechas de Análisis.			
	13 / 07 / 89	20 / 07 / 89	25 / 07 / 89	27 / 07 / 89
Chi-Cuadrado Aprox.	107.659	141.849	137.296	178.887
Sig.	0.000	0.000	0.000	0.000

VI- Discusión de los resultados.

Al discutir la aplicación de las 3 dosis de VPN con el testigo en las fechas 13,20,25,27 de julio de 1989 en la finca Vivian Hernández (Campo Agropecuario) donde se recopilaron 4 variables dependientes por la Lic. Cony Narvaez, realizando un análisis multivariado (MANOVA) resultando lo siguiente:

- ❖ En las fechas 13 y 20 de julio del 89 resulta una diferencia significativa para los tratamientos o dosis de VPN con el testigo, en otras palabras las dosis de VPN están influyendo en el control del gusano cogollero en el cultivo de maíz resultando según las comparaciones realizadas de las tres dosis con el testigo que la que más influye es la dosis de 3897 Le/Ha. El cual produce mayor mortalidad del gusano y menos cogollos dañados, larvas grandes y pequeñas.
- ❖ En las fechas siguientes del 25,27 de julio del 89 resulta lo contrario que en las anteriores, ya reflejan que no existe diferencia significativa entre las dosis de VPN y el testigo (sin aplicación), debido a la dispersión y traslape de la plaga y el virus de una parcela a otra, provocada por el viento, animales y la misma persona que recolecta la información. en otras palabras es debido la emigración del gusano cogollero de un lugar a otro, según la Lic. Cony Narvaez, lo que recomienda realizar el análisis en las dos primeras fechas de aplicación .

En relación a la suposiciones del modelo de: Multinormalidad, Homogeneidad e Independencia multivariada comentamos lo siguiente:

- ✓ **Multinormalidad** : Como los paquetes estadísticos no se encuentran incorporadas la normalidad multivariable, se realizó por medio de la normalidad univariada a través de los gráficos de residuos el cual viene siendo una condición necesaria pero no suficiente para probar el supuesto de multinormalidad .

Por lo tanto según los gráficos reflejan que existe normalidad univariada para cada una de las variables por cada fecha de análisis que es una condición necesaria pero no suficiente para concluir que exista normalidad multivariada .

- ✓ **Homogeneidad** : No podemos probar este supuesto paramétrico de igualdad de las matrices de covarianza debido a que existe solo una observación para cada nivel, afortunadamente el MANOVA se distingue por su robustez para no verse afectado por el no cumplimiento de los supuestos de normalidad y homogeneidad siempre y cuando las muestras sean mayor de 30 ($n \geq 30$) y que sean del mismo o similar tamaño.

En nuestro trabajo el tamaño de la muestra es de 96 para las cuatro fechas en estudio lo que hace confiables y próximo a la realidad nuestro análisis.

- ✓ **Independencia multivariada:** Al considerar este supuesto en las variables dependientes si están correlacionadas entre si o no en el MANOVA, aplicando el **Test de esfericidad de Bartlett** en las cuatros fechas de estudio, se encontró que **si existe correlación entre las variables** según nos indica el nivel de significancia del estadístico antes mencionado de un sig. 0.000 para cada una de las fechas lo que implica el rechazo de la hipótesis teóricamente planteada. Dicho de otra manera en las cuatros variables estudiadas se encuentran relacionadas entre sí, lo que resulta que al incrementar el valor de una de las variables automáticamente se incremente el valor de la otra variable.

En lo que concierne a la validación del modelo ante los tres supuestos paramétricos queda plenamente justificado el enfoque multivariado para nuestro estudio y nuestros resultados son confiables y próximo a la realidad.

VII – Conclusiones.

Los resultados obtenidos en el presente trabajo nos permite llegar a concluir lo siguiente:

- ⊗ En las fechas del 13 y 20 de Julio del 89, podemos concluir que existe diferencia significativa entre las dosis de VPN y el testigo, mientras, que 25 y 27 del mes resultaron ser no significativa

- ⊗ Al comparar cada dosis de VPN con el testigo, resulta ser que en las dos primeras fechas la más influyente es la dosis de 3897 Le/Ha de VPN y en las fechas restantes las dosis y el testigo tienen casi la misma efectividad.

- ⊗ Se comprobó la validez del modelo en los supuestos paramétricos de normalidad, homogeneidad e independencia multivariada.

VIII – BIBLIOGRAFIA

- Ezequiel Uriel, Análisis Multivariante y Series Temporales, 3ra. Edición, Editorial Iberoamérica, 1993.
- Pedroza Henry, Fundamentos de Experimentación Agrícola, Editora de Arte 1993.
- Bernard Ostle, Estadística Aplicada. Técnicas de la Estadística Moderna, Editorial Limusa. S.A. 1983.
- Douglas C. Montgomery, Diseño y Análisis de Experimento, Grupo Editorial Iberoamérica, S.A. de C.V. 1991.
- Peña Daniel, Sánchez de Rivera, Estadística, Modelos y Métodos, Modelos Lineales y Series Temporales, 2da. Edición, 1987.
- Alvarez Rafael C., Estadística Multivariante y No Paramétrica con SPSS, 1995.
- John E. Freund y Rafael E. Walpole, Estadística Matemática con Aplicaciones, 4ta. Edición, S.A., 1990.

A N E X O S

ANEXO 1.1

Fecha 13 de julio de 1989

Modelo lineal general

Contraste de hipótesis personalizado

Resultados del contraste (matriz K)

Contraste simple		Variable dependiente			
		C.DAÑAD	L.GRANDE	L.PEQUEÑ	MORTAL
2nd frente a 1st	Estimación del contraste	-1.250	-.167	-2.083	29.617
	Valor hipotetizado	0	0	0	0
	Diferencia (Estimado - Hipotetizado)	-1.250	-.167	-2.083	29.617
	Error tip.	1.497	.850	.743	8.034
	Intervalo de confianza al 95 % para diferencia	Límite inferior -4.440	-1.979	-3.668	12.493
	Límite superior 1.940	1.646	-.499	46.741	
3rd frente a 1st	Estimación del contraste	-3.750	-1.917	-3.583	53.000
	Valor hipotetizado	0	0	0	0
	Diferencia (Estimado - Hipotetizado)	-3.750	-1.917	-3.583	53.000
	Error tip.	1.497	.850	.743	8.034
	Intervalo de confianza al 95 % para diferencia	Límite inferior -6.940	-3.729	-5.168	35.876
	Límite superior -.560	-.104	-1.999	70.124	
4th frente a 1st	Estimación del contraste	-2.583	-.567	-3.750	40.367
	Valor hipotetizado	0	0	0	0
	Diferencia (Estimado - Hipotetizado)	-2.583	-.567	-3.750	40.367
	Error tip.	1.497	.850	.743	8.034
	Intervalo de confianza al 95 % para diferencia	Límite inferior -5.773	-2.379	-5.334	23.243
	Límite superior .606	1.246	-2.166	57.491	

a. Categoría de referencia = 1

Resultados del contraste multivariado

	Valor	F	Gl de la hipótesis	Gl del error gl	Sig.	Parámetro de no centralidad	Potencia observada ^a
Traza de Pillai	1.056	1.901	12.000	42.000	.062	22.812	.821
Lambda de Wilks	.153	2.754	12.000	32.041	.011	27.821	.878
Traza de Hotelling	4.216	3.748	12.000	32.000	.001	44.973	.988
Raíz mayor de Roy	3.901	13.653 ^b	4.000	14.000	.000	54.611	1.000

a. Calculado con alfa = .05

b. El estadístico es un límite superior para la F el cual ofrece un límite inferior para el nivel de significación.

Resultados de la pruebas univariadas

Fuente	Variable dependiente	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Parámetro de no centralidad	Potencia observada ^a
Contraste	C.DANAD	47.531	3	15.844	2.358	.113	7.074	.478
	L.GRANDE	13.601	3	4.534	2.090	.144	6.271	.429
	L.PEQUEÑ	54.448	3	18.149	10.949	.000	32.847	.993
	MORTAL	206.338	3	68.779	15.848	.000	47.544	1.000
Error	C.DANAD	100.781	15	6.719				
	L.GRANDE	32.531	15	2.169				
	L.PEQUEÑ	24.865	15	1.658				
	MORTAL	2904.545	15	193.636				

a. Calculado con alfa = .05

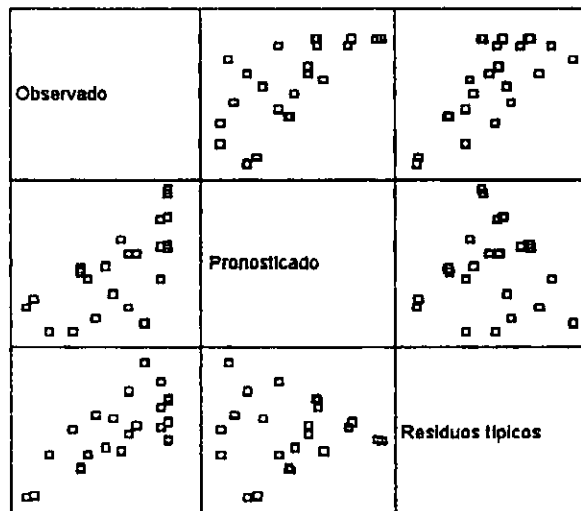
Medias Marginales Estimadas

TRATAM

Variable	TRATAM	Media	Error tıp.
C.DANAD	1.00	8.6667	1.058
	2.00	7.4167	1.058
	3.00	4.9167	1.058
	4.00	6.0833	1.058
L.GRANDE	1.00	4.1667	.601
	2.00	4.0000	.601
	3.00	2.2500	.601
	4.00	3.6000	.601
L.PEQUEÑ	1.00	5.3333	.526
	2.00	3.2500	.526
	3.00	1.7500	.526
	4.00	1.5833	.526
MORTAL	1.00	1.6667	5.681
	2.00	31.2833	5.681
	3.00	54.6667	5.681
	4.00	42.0333	5.681

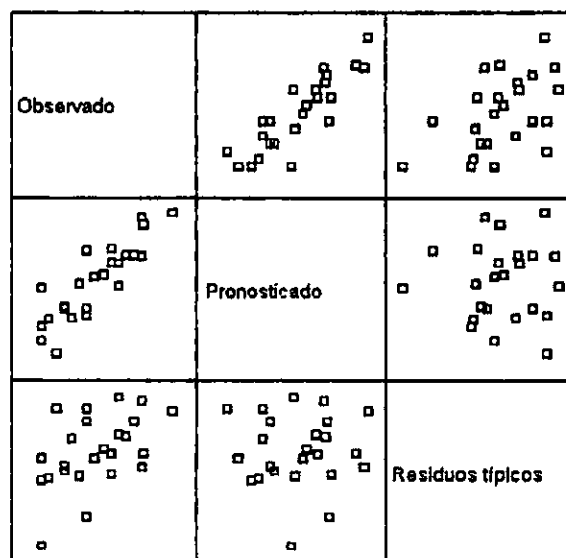
Diagramas Observadas * Pronosticadas * Residuos típic.

Variable dependiente: C.DAÑAD



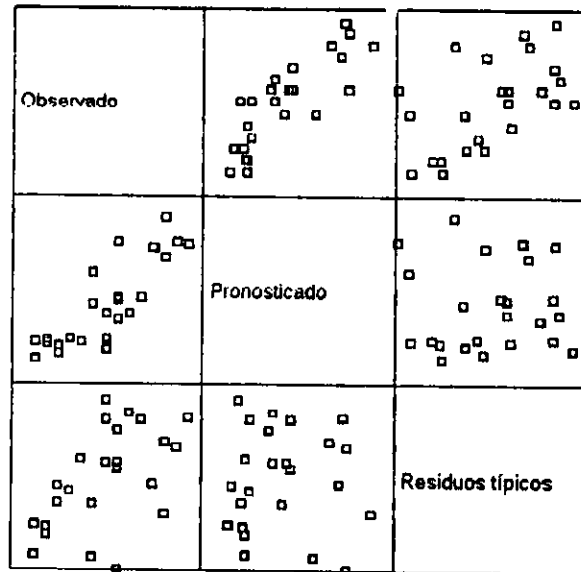
Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

Variable dependiente: L.GRANDE



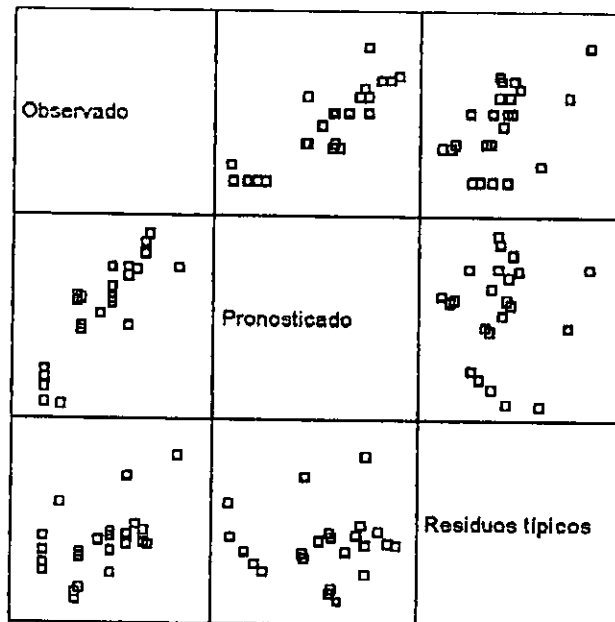
Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

Variable dependiente: L.PEQUEÑ



Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

Variable dependiente: MORTAL



Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

ANEXO 1.2

Fecha 20 de julio de 1989

Contraste de hipótesis personalizado

Resultados del contraste (matriz K)

Contraste simple		Variable dependiente				
		C.DAÑAD	L.GRANDE	L.PEQUEÑ	MORTAL	
2nd frente a 1st	Estimación del contraste	-3.250	-1.167	-.583	32.400	
	Valor hipotetizado	0	0	0	0	
	Diferencia (Estimado - Hipotetizado)	-3.250	-1.167	-.583	32.400	
	Error tip.	1.071	.701	.791	11.605	
	Intervalo de confianza al 95 % para diferencia	Límite inferior	-5.532	-2.661	-2.270	7.666
		Límite superior	-.968	.328	1.103	57.134
	3rd frente a 1st	Estimación del contraste	-5.333	-2.000	-1.083	30.533
Valor hipotetizado		0	0	0	0	
Diferencia (Estimado - Hipotetizado)		-5.333	-2.000	-1.083	30.533	
Error tip.		1.071	.701	.791	11.605	
Intervalo de confianza al 95 % para diferencia		Límite inferior	-7.615	-3.494	-2.770	5.799
		Límite superior	-3.051	-.506	.603	55.268
4th frente a 1st		Estimación del contraste	-4.083	-1.417	-1.167	20.933
	Valor hipotetizado	0	0	0	0	
	Diferencia (Estimado - Hipotetizado)	-4.083	-1.417	-1.167	20.933	
	Error tip.	1.071	.701	.791	11.605	
	Intervalo de confianza al 95 % para diferencia	Límite inferior	-6.365	-2.911	-2.853	-3.801
		Límite superior	-1.801	7.753E-02	.520	45.668

a. Categoría de referencia = 1

Resultados del contraste multivariado

	Valor	F	Gl de la hipótesis	Gl del error gl	Sig.	Parámetro de no centralidad	Potencia observada ^a
Traza de Pillai	.892	1.480	12.000	42.000	.170	17.762	.691
Lambda de Wilks	.205	2.191	12.000	32.041	.038	22.312	.777
Traza de Hotelling	3.417	3.037	12.000	32.000	.006	36.446	.959
Raíz mayor de Roy	3.277	11.471 ^b	4.000	14.000	.000	45.884	.998

a. Calculado con alfa = .05

b. El estadístico es un límite superior para la F el cual ofrece un límite inferior para el nivel de significación.

Resultados de la pruebas univariadas

Fuente	Variable dependiente	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Parámetro de no centralidad	Potencia observada ^a
Contraste	C.DAÑAD	93.417	3	31.139	9.055	.001	27.165	.979
	L.GRANDE	12.698	3	4.233	2.871	.071	8.613	.566
	L.PEQUEÑ	5.208	3	1.736	.925	.453	2.774	.205
	MORTAL	3971.067	3	1323.689	3.276	.050	9.829	.628
Error	C.DAÑAD	51.583	15	3.439				
	L.GRANDE	22.115	15	1.474				
	L.PEQUEÑ	28.167	15	1.878				
	MORTAL	6059.928	15	403.995				

a. Calculado con alfa = .05

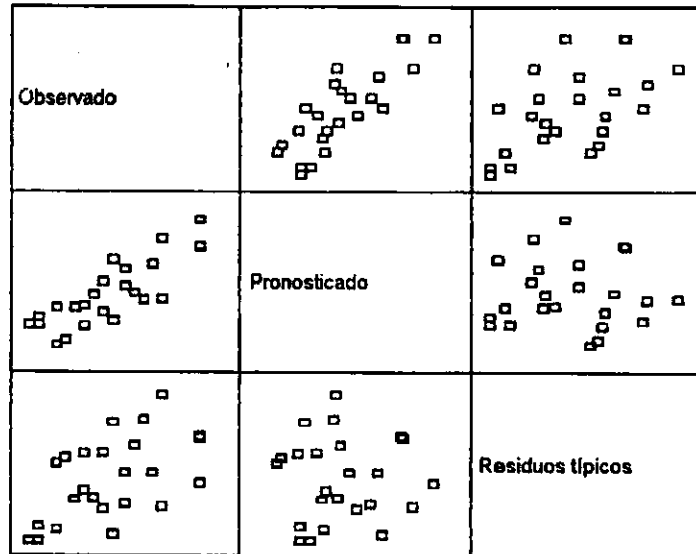
Medias Marginales Estimadas

TRATAM

Variable	TRATAM	Media	Error típ.
C.DANAD	1.00	8.5000	.757
	2.00	5.2500	.757
	3.00	3.1667	.757
	4.00	4.4167	.757
L.GRANDE	1.00	2.5000	.496
	2.00	1.3333	.496
	3.00	.5000	.496
	4.00	1.0833	.496
L.PEQUEÑ	1.00	1.8333	.559
	2.00	1.2500	.559
	3.00	.7500	.559
	4.00	.6667	.559
MORTAL	1.00	15.7333	8.206
	2.00	48.1333	8.206
	3.00	46.2667	8.206
	4.00	36.6667	8.206

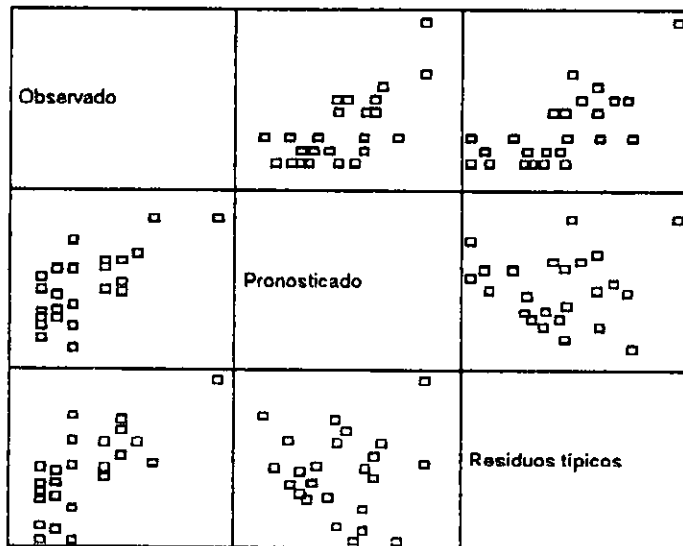
Diagramas Observadas * Pronosticadas * Residuos típ.

Variable dependiente: C.DAÑAD



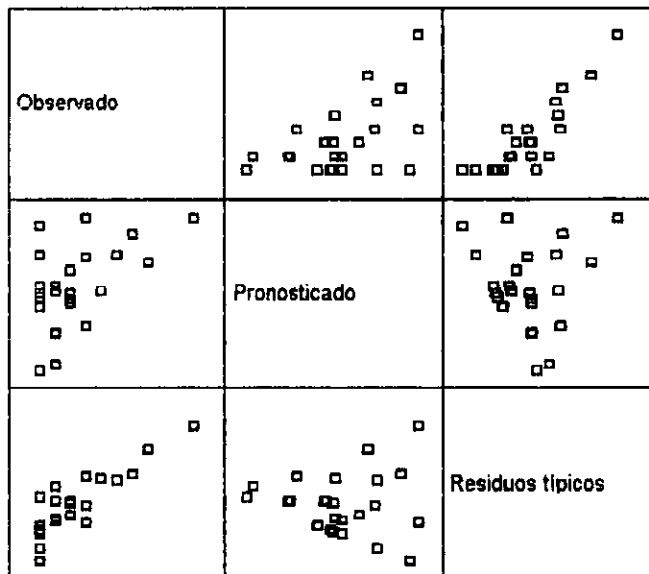
Modelo: Intersección + TRATAM + BLOQUE

Variable dependiente: L.GRANDE



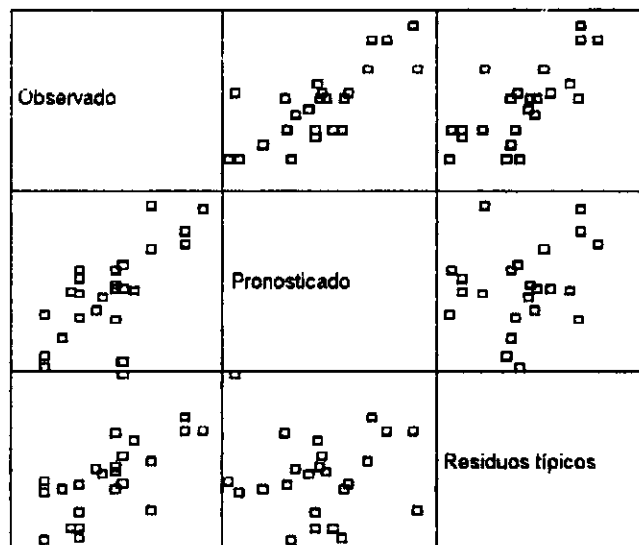
Modelo: Intersección + TRATAM + BLOQUE

Variable dependiente: L.PEQUEÑ



Modelo: Intersección + TRATAM + BLOQUE

Variable dependiente: MORTAL



Modelo: Intersección + TRATAM + BLOQUE

ANEXO 1.3

Fecha 25 de julio de 1989

Contraste de hipótesis personalizado

Resultados del contraste (matriz K)

Contraste simple		Variable dependiente			
		C.DAÑAD	L.GRANDE	L.PEQUEÑ	MORTAL
2nd frente a 1st	Estimación del contraste	-0.833	-0.917	-0.250	22.017
	Valor hipotetizado	0	0	0	0
	Diferencia (Estimado - Hipotetizado)	-0.833	-0.917	-0.250	22.017
	Error t.p.	.863	.448	.516	7.191
	Intervalo de confianza al 95 % para diferencia	Límite inferior -2.673	-1.872	-1.349	6.690
	Límite superior 1.007	3.875E-02	.849	37.343	
3rd frente a 1st	Estimación del contraste	-1.333	-1.083	-0.417	22.700
	Valor hipotetizado	0	0	0	0
	Diferencia (Estimado - Hipotetizado)	-1.333	-1.083	-0.417	22.700
	Error t.p.	.863	.448	.516	7.191
	Intervalo de confianza al 95 % para diferencia	Límite inferior -3.173	-2.039	-1.515	7.373
	Límite superior .507	-0.128	.682	38.027	
4th frente a 1st	Estimación del contraste	-1.083	-0.833	-0.167	28.450
	Valor hipotetizado	0	0	0	0
	Diferencia (Estimado - Hipotetizado)	-1.083	-0.833	-0.167	28.450
	Error t.p.	.863	.448	.516	7.191
	Intervalo de confianza al 95 % para diferencia	Límite inferior -2.923	-1.789	-1.265	13.123
	Límite superior .757	.122	.932	43.777	

a. Categoría de referencia = 1

Resultados del contraste multivariado

	Valor	F	Gl de la hipótesis	Gl del error gl	Sig.	Parámetro de no centralidad	Potencia observada ^a
Traza de Pillai	.811	1.298	12.000	42.000	.256	15.570	.618
Lambda de Wilks	.260	1.774	12.000	32.041	.096	18.176	.668
Traza de Hotelling	2.578	2.292	12.000	32.000	.030	27.504	.874
Raíz mayor de Roy	2.470	8.645 ^b	4.000	14.000	.001	34.579	.988

a. Calculado con alfa = .05

b. El estadístico es un límite superior para la F el cual ofrece un límite inferior para el nivel de significación.

Resultados de la pruebas univariadas

Fuente	Variable dependiente	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Parámetro de no centralidad	Potencia observada ^a
Contraste	C.DANAD	6.031	3	2.010	.899	.464	2.698	.200
	L.GRANDE	4.208	3	1.403	2.327	.116	6.982	.472
	L.PEQUEÑ	.542	3	.181	.226	.876	.679	.083
	MORTAL	2826.515	3	942.172	6.074	.006	18.221	.895
Error	C.DANAD	33.531	15	2.235				
	L.GRANDE	9.042	15	.603				
	L.PEQUEÑ	11.958	15	.797				
	MORTAL	2326.830	15	155.122				

a. Calculado con alfa = .05

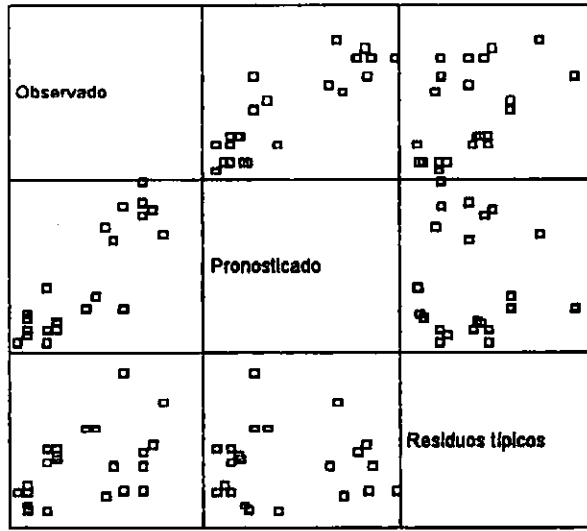
Medias Marginales Estimadas

TRATAM

Variable	TRATAM	Media	Error típ.
C.DANAD	1.00	4.5833	.610
	2.00	3.7500	.610
	3.00	3.2500	.610
	4.00	3.5000	.610
L.GRANDE	1.00	1.5833	.317
	2.00	.6667	.317
	3.00	.5000	.317
	4.00	.7500	.317
L.PEQUEÑ	1.00	1.2500	.365
	2.00	1.0000	.365
	3.00	.8333	.365
	4.00	1.0833	.365
MORTAL	1.00	25.4333	5.085
	2.00	47.4500	5.085
	3.00	48.1333	5.085
	4.00	53.8833	5.085

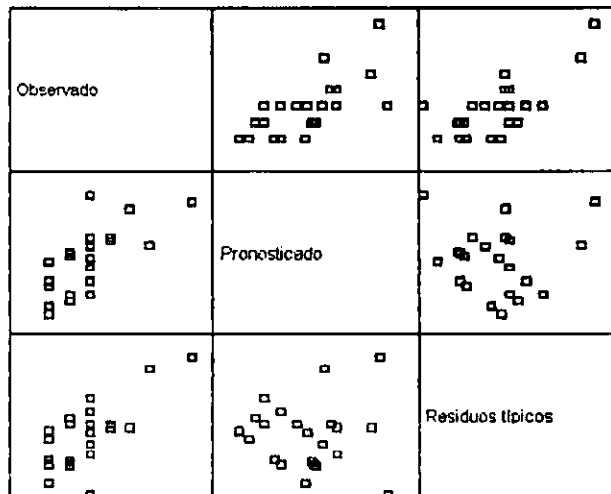
Diagramas Observadas * Pronosticadas * Residuos típ.

Variable dependiente: C.DAÑAD



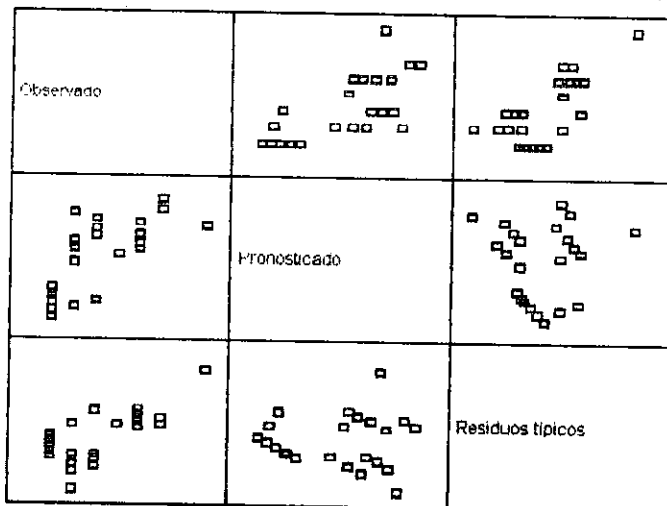
Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

Variable dependiente: L.GRANDE



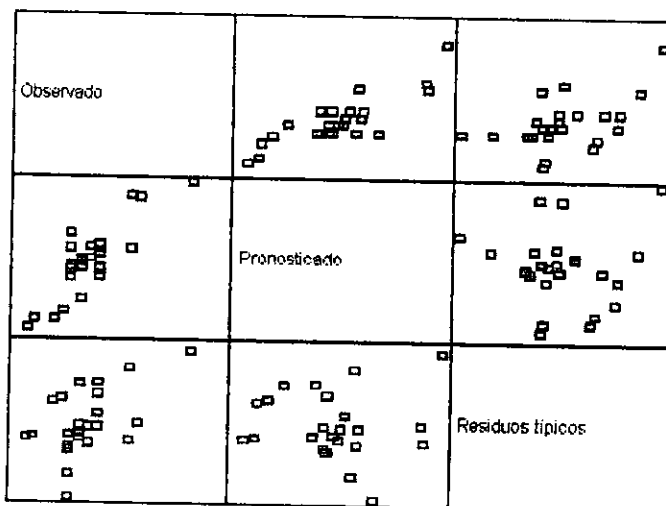
Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

Variable dependiente: L.PEQUEÑ



Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

Variable dependiente: MORTAL



Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

ANEXO 1.4

Fecha 27 de julio de 1989

Contraste de hipótesis personalizado

Resultados del contraste (matriz K)

Contraste simple		Variable dependiente				
		C.DAÑAD	L.GRANDE	L.PEQUEÑ	MORTAL	
2nd frente a 1st	Estimación del contraste	-1.000	-.167	.167	11.667	
	Valor hipotetizado	0	0	0	0	
	Diferencia (Estimado - Hipotetizado)	-1.000	-.167	.167	11.667	
	Error típ.	.787	.465	.296	10.164	
	Intervalo de confianza al 95 % para diferencia	Límite inferior	-2.678	-1.158	-.465	-9.997
		Límite superior	.678	.825	.798	33.331
3rd frente a 1st	Estimación del contraste	-1.750	-.750	-.333	21.483	
	Valor hipotetizado	0	0	0	0	
	Diferencia (Estimado - Hipotetizado)	-1.750	-.750	-.333	21.483	
	Error típ.	.787	.465	.296	10.164	
	Intervalo de confianza al 95 % para diferencia	Límite inferior	-3.428	-1.742	-.965	-.181
		Límite superior	-7.15E-02	.242	.298	43.147
4th frente a 1st	Estimación del contraste	-.500	-.167	-.417	28.433	
	Valor hipotetizado	0	0	0	0	
	Diferencia (Estimado - Hipotetizado)	-.500	-.167	-.417	28.433	
	Error típ.	.787	.465	.296	10.164	
	Intervalo de confianza al 95 % para diferencia	Límite inferior	-2.178	-1.158	-1.048	6.769
		Límite superior	1.178	.825	.215	50.097

a. Categoría de referencia = 1

Resultados del contraste multivariado

	Valor	F	Gl de la hipótesis	Gl del error gl	Sig.	Parámetro de no centralidad	Potencia observada ^a
Traza de Pillai	.964	1.657	12.000	42.000	.113	19.879	.751
Lambda de Wilks	.264	1.750	12.000	32.041	.102	17.933	.660
Traza de Hotelling	1.986	1.765	12.000	32.000	.098	21.180	.750
Raíz mayor de Roy	1.509	5.283 ^b	4.000	14.000	.008	21.131	.892

a. Calculado con alfa = .05

b. El estadístico es un límite superior para la F el cual ofrece un límite inferior para el nivel de significación.

Resultados de la pruebas univariadas

Fuente	Variable dependiente	Suma de cuadrados	gl	Media cuadrática	F	Sig.	Parámetro de no centralidad	Potencia observada ^a
Contraste	C.DANAD	10.031	3	3.344	1.797	.191	5.392	.374
	L.GRANDE	1.948	3	.649	1.000	.420	3.000	.219
	L.PEQUEÑO	1.365	3	.455	1.728	.204	5.185	.360
	MORTAL	2747.835	3	915.945	2.955	.066	8.866	.579
Error	C.DANAD	27.906	15	1.860				
	L.GRANDE	9.740	15	.649				
	L.PEQUEÑO	3.948	15	.263				
	MORTAL	1648.738	15	309.916				

a. Calculado con alfa = .05

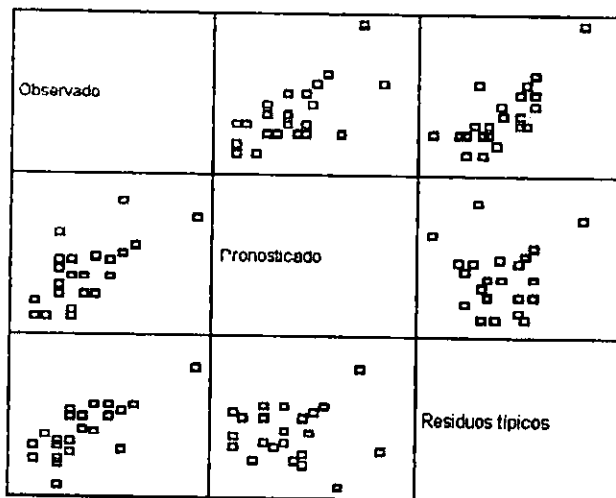
Medias Marginales Estimadas

TRATAM

Variable	TRATAM	Media	Error tip.
C.DANAD	1.00	2.7500	.557
	2.00	1.7500	.557
	3.00	1.0000	.557
	4.00	2.2500	.557
L.GRANDE	1.00	1.0000	.329
	2.00	.8333	.329
	3.00	.2500	.329
	4.00	.8333	.329
L.PEQUEÑ	1.00	.5000	.209
	2.00	.6667	.209
	3.00	.1667	.209
	4.00	8.333E-02	.209
MORTAL	1.00	20.1833	7.187
	2.00	31.8500	7.187
	3.00	41.6667	7.187
	4.00	48.6167	7.187

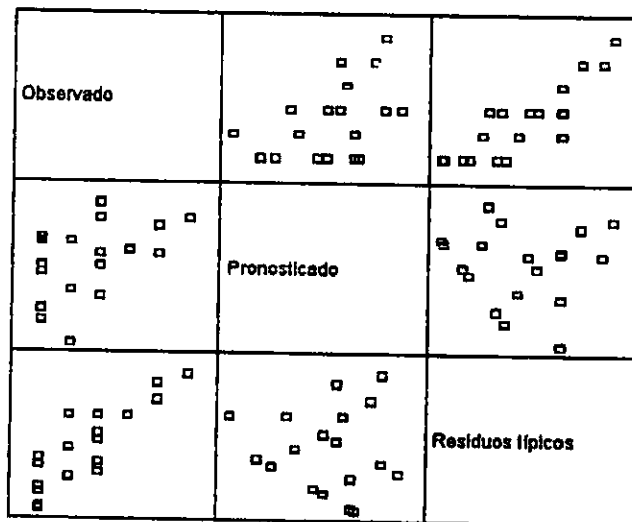
Diagramas Observadas * Pronosticadas * Residuos típ.

Variable dependiente: C.DAÑAD



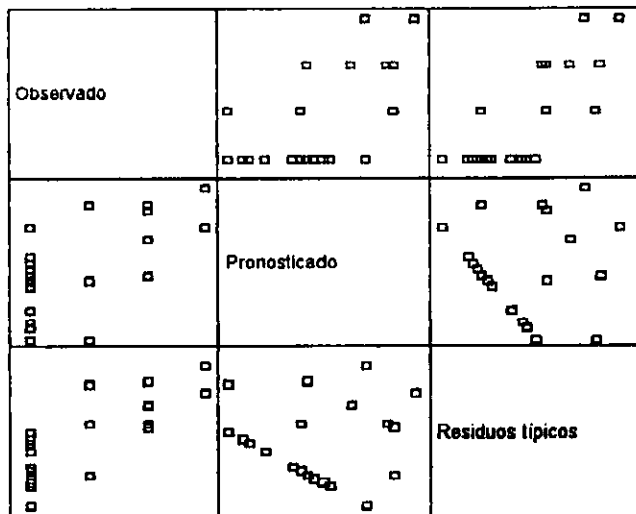
Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

Variable dependiente: L.GRANDE



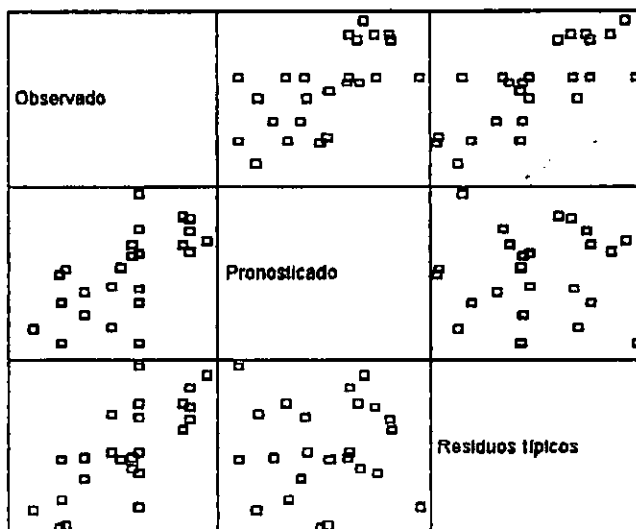
Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

Variable dependiente: L.PEQUEÑ



Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

Variable dependiente: MORTAL



Modelo: Intersección + BLOQUE + TRATAM

ANEXO 1.5

Prueba de Esfericidad de Barlett

13 de Julio del 89.

**Prueba de esfericidad de
Barlett**

Razón de verosimilitud	.000
Chi-cuadrado aprox.	107.659
gl	9
Sig.	.000

Contrasta la hipótesis nula de que la matriz de covarianza residual es proporcional a una matriz identidad.

- a. Diseño:
Intercept+BLOQUE
+TRATAM

20 de Julio del 89.

**Prueba de esfericidad de
Barlett**

Razón de verosimilitud	.000
Chi-cuadrado aprox.	141.849
gl	9
Sig.	.000

Contrasta la hipótesis nula de que la matriz de covarianza residual es proporcional a una matriz identidad.

- a. Diseño:
Intercept+BLOQUE
+TRATAM

25 de Julio del 89.

Prueba de esfericidad de
Barlett

Razón de verosimilitud	.000
Chi-cuadrado aprox.	137.296
gl	9
Sig.	.000

Contrasta la hipótesis nula de que la matriz de covarianza residual es proporcional a una matriz identidad.

- a. Diseño:
Intercept+BLOQUE
+TRATAM

27 de Julio del 89.

Prueba de esfericidad de
Barlett

Razón de verosimilitud	.000
Chi-cuadrado aprox.	178.887
gl	9
Sig.	.000

Contrasta la hipótesis nula de que la matriz de covarianza residual es proporcional a una matriz identidad.

- a. Diseño:
Intercept+BLOQUE
+TRATAM

