

MACRO DE SAS-IML PARA ANALIZAR LOS DISEÑOS II Y IV DE GRIFFING

SAS-IML Macro to Analyze Griffing II y IV Designs

G Castañón-Nájera, L Latournerie-Moreno, M Mendoza-Elos

(GCN) Laboratorio de Biotecnología Vegetal.
División Académica de Ciencias Biológicas. UJAT.
0.5 km carretera Villahermosa-Cárdenas,
Villahermosa 86000, Tabasco, México.
grasputin953@hotmail.com.mx

(LLM) Instituto Tecnológico Agropecuario
de Conkal, Yucatán, México.

(MME) Instituto Tecnológico Agropecuario
de Roque, Guanajuato, México

Artículo recibido: 17 de enero de 2005

Artículo aceptado: 24 de junio de 2005

RESUMEN. El propósito fue generar un macro en SAS-IML para analizar los métodos II y IV de cruzas dialélicas (Griffing, 1956), en modelo I (efectos fijos) y II (efectos aleatorios). La efectividad del macro descrito en este documento, se comprobó con el uso de la información de siete progenitores y sus cruzas directas de maíz. Al comparar los resultados de la salida de computadora con los obtenidos en forma manual, se comprobó que el macro es confiable en todas las estimaciones. Las ventajas que se atribuyen al macro son: que permite el análisis de cruzas dialélicas repetido en más de dos localidades o ambientes de evaluación. Asimismo, se estiman los efectos y varianzas de aptitud combinatoria general, aptitud combinatoria específica así como parámetros genéticos (coeficiente de variación genética y heredabilidad). De las desventajas del macro, es que procesa una variable en cada corrida. De darse el caso de que se tengan más de una variable por analizar, deben hacerse varias modificaciones al programa. La estimación de los valores de aptitud combinatoria específica (ACE) de las cruzas ensayadas, están ordenados (1x1, 1x2,.....,nxn), pero no se identifican con el número de su cruz respectiva.

Palabras Clave: Macro, SAS-ILM, Diseños II y IV, Griffing.

SUMMARY: The purpose of this work was to generate a Macro SAS – IML. This program is working on the analysis of Method II and IV of Diallel Crosses, model 1 (permanent effects) and model II (random effects). (Griffing, 1956). The effectively of the program was probed using the information of seven progenitors of corn and their direct crosses. The Comparison of data given by computer and data given manually was probing that the program is useful on any estimation. The advantages of this program are the analysis of diallel crosses used twice on more than two locations and environments of evaluation. Also, the program is given effects and variability of general and specific ability program. Besides, the estimation of effects and genetic parameters (general variation coefficient, and heritability). The main disadvantage in this program is the process of a variable in each dash. If there is a case that there are more than one variable to analyze, the program has to be modify. The values' estimation of algorithm (ACE) are ordered (1x1, 1x2....., nxn), there are not identifying with their respective cross.

Key words: Macro, SAS-ILM, Designs II y IV, Griffing.

INTRODUCCIÓN

Los diseños dialélicos son comúnmente usados en fitomejoramiento para obtener información de efectos genéticos cuando los padres no son elegidos al azar (modelo I o de efectos fijos), o para estimar aptitud combinatoria general y específica, heterosis y parámetros genéticos, cuando el modelo II o de efectos aleatorios en la elección de los padres fue empleado y en base a los parámetros estimados se seleccionan los padres y las cruzas superiores (Burow & Coors 1994; Zhang & Kang 1997). Es tan importante la información que se obtiene de los diseños dialélicos, que también se están usando en estudios biotecnológicos como la formación de callos (Quimio & Zapata 1990; Kuroda *et al.* 1998), o inducción de vástagos y plantas completas (Frankerberger *et al.* 1981; Takeuchi *et al.* 1997; Poerba *et al.* 1997).

Los cuatro diseños básicos para analizar la masa de datos obtenidos de experimentos de cruzas dialélicas en los que se ensayaron los padres y sus cruzas, fueron desarrollados por Griffing (1956). Los programas escritos por Martínez (1983), Martínez (1991), Mastache *et al.* (1997), y Mastache & Martínez (2003) para realizar el análisis de estos diseños solamente consideraron efectos fijos, no dieron las pruebas de F, y analizaron información de un ambiente. El MSTAT (Anonymous 1986), Diallel (Burow & Coors 1994), y el DIALLEL-SAS (Zhang & Kang 1997) son macros más completos, pero en los dos primeros se considera solamente un ambiente de evaluación y en el último dos ambientes. Estos programas tienen limitaciones en la captura y el procesamiento de la información. Por otro lado; Singh (1973a, 1973b) aplicó el análisis de los diseños de Griffing (1956) cuando la evaluación de las cruzas se repite en varias localidades o ambientes. Sin embargo, el procesamiento de la información es manual; lo que hace el cálculo tedioso y complicado, ya que las cruzas, padres, ambientes o sitios de evaluación aumentan más de una vez.

En los diseños II y IV que se proponen analizar con el macro propuesto no se consideran los efectos maternos o cruzas recíprocas, por lo que el número de cruzas evaluadas en el experimento es de $C = \frac{p(p+1)}{2}$ (diseño II, en éste se incluyen las p autofecundaciones) y $C = \frac{p(p-1)}{2}$ (diseño IV).

Con base en lo anterior, el propósito de este documento es proponer un macro computacional para el análisis de los diseños II y IV de cruzas dialélicas ensayadas en más de dos ambientes o localidades.

MATERIALES Y MÉTODOS

Marco teórico

El macro usado para el análisis de cruzas dialélicas con los diseños II y IV de Griffing (1956) se desarrolló en base al modelo:

$$Y_{ijk} = \mu + g_i + g_j + S_{ij} + l_k + bl_{m(k)} + gl_{ik} + sl_{ik} + e_{ijk}$$

$i, j = 1, 2, \dots, p$ padres

$k = 1, 2, \dots, l$ localidad

$m = 1, 2, \dots, r$ repeticiones

en donde:

Y_{ijk} = Valor fenotípico observado de la craza con los progenitores i y j , en el bloque m anidado en la localidad k .

μ = efecto común a todas las observaciones.

g_i, g_j = efecto de la aptitud combinatoria general de los progenitores i y j .

S_{ij} = efectos de aptitud combinatoria específica de la craza ij .

$bl_{m(k)}$ = efecto del bloque o repetición anidado en localidad.

gl_{ik} = interacción del efecto de aptitud combinatoria general con la localidad.

sl_{ik} = interacción del efecto de aptitud combinatoria específica con la localidad.

e_{ijk} = efecto ambiental aleatorio correspondiente a una observación i, j, k, m .

Para verificar la eficacia y utilidad del macro se usó la información de siete progenitores y sus cruzas directas de maíz, probadas por Castañón *et al.* (2002), quienes estimaron el efecto de la pudrición de la mazorca en el rendimiento de grano.

Descripción del algoritmo

El macro que realiza el análisis de varianza de cruzas dialélicas con los métodos II y IV modelo I (efectos fijos) y II (aleatorios) de Griffing (1956) (método II incluye las F_1 y los progenitores, mientras que el método IV solamente incluye las cruzas F_1), puede ser procesado con el sistema operativo de Windows en computadoras personales. El algoritmo está escrito en IML (Interactive Matrix Language) del paquete SAS versión 6.12 (Anónimo 1998). Para hacer uso del presente macro, el lector solamente tiene que transcribir las sentencias de programación (Anexo 1) o hacer los cambios necesarios a las matrices diseño de acuerdo a su información y a la variable que se esté procesando. Es indispensable, que el usuario del programa cuente con un equipo de cómputo con al menos 32 megas en memoria RAM, y que el SAS que esté usando tenga incluida la carpeta del IML. Para comprobar la correcta estimación de las operaciones matriciales que se realizan en el programa, se usó la teoría presentada por Mendenhall (1968).

Desarrollo del algoritmo

Para la estructura del macro computacional (Anexo 1), se usan los nombres reservados de SAS; OPTIONS PS=60, el cual solicita al programa el número de líneas por página a ser impresas. DATA se refiere al nombre del archivo (en este caso se llamó GRIS), INFILE 'A:CESAR:SAS'; señala que la información a ser analizada se encuentra en un archivo del disco A con el nombre mencionado, el usuario puede nombrar sus archivos a su preferencia.

En el INPUT se da la entrada de las variables clasificatorias y de respuesta, las cuales para el ejemplo son: L BLOL CRU LOCRU F M LF LM Y, que corresponden a: localidad, bloque anidado en localidad, cruza, localidad x cruza, progenitor femenino, progenitor masculino, localidad x progenitor femenino, localidad x progenitor masculino y Y que es la variable de estudio. En éste trabajo el rendimiento de grano fue en t ha⁻¹, pero puede capturarse información de más variables respuesta.

Para que el análisis de variación se realice mediante el IML, las variables de efectos principales (L, CRU, F y M), se enumeran en forma progresiva, mientras que a las interacciones (BLOL, LOCRU, LF y LM), se les antepone el número de L (efecto principal) respectivo a cada bloque, cruza, progenitor femenino y masculino. Una vez hecho lo anterior, todas las interacciones definidas en el modelo estadístico se pueden estimar. En seguida se incluye la matriz de datos.

Posteriormente el macro de trabajo continua con: PROC IML; sort GRIS out=GRISA by CRU; Use GRISA; read all into matriz. Con estas instrucciones se ordena al macro de cómputo hacer uso del procedimiento IML, para realizar operaciones matriciales y le indican a éste que sortee la información para CRU (cruzas), que de una nueva salida de datos con nombre GRISA y que lea toda la información en una matriz.

Con las instrucciones: L=matriz[,1]; BLOL=matriz[,2], CRU=matriz[,3], hasta LM= matriz[,8] se solicita al macro construir los vectores columna de L, BLOL, CRU, LOCRU, H, M, LH, LM, respectivamente, "n" es un vector columna igual al número de hileras de la matriz, "uno" y "cero", corresponden a dos vectores columna de n elementos iguales a uno y cero respectivamente.

Con las sentencias MDIS, BLODIS, LODIS, LOCCRU, I0, J0, LI0 y LJ0 se generan las matrices diseño que corresponden a CRU (cruzas), bloques dentro localidades, localidades, localidades por cruza, progenitor femenino, progenitor masculino, localidad por progenitor femenino y localidad por progenitor masculino, respectivamente.

Es necesario definir también L y R, las cuales se refieren al número de localidades y repeticiones consideradas en el experimento, y que se usarán para estimar los

grados de libertad del análisis de variación y demás cálculos que hace el programa.

Posteriormente al macro se le instruye hacer diferentes igualdades para que de acuerdo con la información de la matriz de datos analice la información como método II (progenitores y cruzas) o IV (si sólo se evalúan las cruzas).

Luego se define el número de columnas e hileras que tendrá la tabla del análisis de varianza, la forma de estimar cada una de los componentes de ésta, de los efectos de aptitud combinatoria general y específica con sus respectivos errores estándar, de las componentes de la varianza, de los parámetros genéticos tales como coeficiente de variación genética y heredabilidad, del efecto de los padres y la aptitud combinatoria específica de cada una de las cruzas y por último la impresión de todo lo anterior.

RESULTADOS

Un macro en SAS para los diseños II y IV de Griffing fue usado en el análisis de información de cruzas de maíz que previamente se había analizado en forma manual. Los resultados del análisis de varianza obtenidos después de que el macro fue enviado a procesar la información incluyó la media de la variable (MEDIA) y el coeficiente de variación para un dialélico repetido en localidades (Tabla 1). Para el caso del modelo I o de efectos fijos se estimaron (Tabla 2) solamente los efectos de aptitud combinatoria general y específica (Gij y Sij), de interacción localidad x aptitud combinatoria general (GLij) y localidad x aptitud combinatoria específica (SLij) y no varianzas (Singh 1973b). Cuando el modelo usado en el estudio es el II o de efectos aleatorios se estimaron componentes de varianza (Tabla 3) del error experimental (VAREE), de aptitud combinatoria general (VARACG), de aptitud combinatoria específica (VARACE), de localidad x aptitud combinatoria general (VALOACG) y de aptitud combinatoria específica (VALOACE). Los parámetros genéticos (Tabla 4) tales como el coeficiente de variación genética (CVG) y heredabilidad (HER) del carácter estudiado, no se calcularon debido a que el componente de varianza de aptitud combinatoria general (VARACG) resultó negativa. La varianza estimada del error (VAREE) utilizada en el cálculo del error estándar (ES) de los efectos de ACG (ESEFACG) y de ACE (ESEFACE), determinaron si éstos efectos de ACG y ACE fueron significativos (Tabla 5).

Los efectos de aptitud combinatoria general para cada uno de los progenitores involucrados en el estudio fueron identificados en forma progresiva (Tabla 6). El arreglo de los valores obtenidos de aptitud combinatoria específica para cada cruza es consecutivo (Tabla 7), es decir, el primer valor corresponde a la cruza 1x1 (progenitor 1), el segundo a la cruza 1x2, hasta terminar con el padre 7 o cruza 7x7.

Tabla 1. Análisis de varianza de medias por parcela de cruza dialélicas (método II de Griffing) evaluado en varias localidades, F calculadas y probabilidades de F para modelos de efectos fijos y aleatorios (media = 5.98394; cv = 20.13397; ACG = Actitud Combinatoria General; ACE = Actitud Combinatoria Específica; cv= coeficiente de variación; gl = grados de libertad; SC = suma de cuadrados; CM = cuadrados medios; FCf = valor de la F calculada para efectos fijos; Pf > F = probabilidad de F para efectos fijos; FCa = valor de la F calculada para efectos aleatorios; Pa > F = F probabilidad F para efectos azarosos).

Table 1. Analysis of variance from plot means of crosses diallel (Griffing Method II) evaluated in several environments, calculated, probabilities, and F for fixes effects and random effects models. (mean= 5.98394; cv=20.13397).

Fuente de variación	gl	SC	CM	FCf	Pf>F	FCa	Pa>F
localidad (LOC)	1	244.884	244.884	168.705	0.000	94.063	0.010
bloque/LOC	2	5.207	2.603	1.794	0.176	1.794	0.176
cruza	27	419.589	15.542	10.707	0.000	10.707	0.000
ACG	6	102.484	17.079	11.766	0.000	0.868	0.999
ACE	21	317.165	15.103	10.405	0.000	7.135	0.000
LOC x cruza	27	84.548	3.131	2.157	0.008	2.157	0.008
LOC x ACG	6	40.123	6.697	4.607	0.000	3.161	0.023
LOC x ACE	21	44.425	2.115	1.457	0.134	1.457	0.134
ERROR	54	78.384	1.452				
TOTAL	111	832.662					

Tabla 2. Varianza y efectos estimados de aptitud combinatoria general y específica y las interacciones de éstas con localidad (VAREE = Varianza del error; Gij= efecto de aptitud combinatoria general; Sij= efecto de aptitud combinatoria específica; GLij= efecto de la interacción aptitud combinatoria general x localidad; SLij= efecto de la interacción aptitud combinatoria específica x localidad)

Table 2. Variance and general combining and specific abilities and environmental interactions.

VAREE	Gij	Sij	GLij	SLij
1.45155	2.6045	71.6706	1.7452	6.97106

Tabla 3. Varianzas de aptitud combinatoria general y específica, y sus interacciones con localidad (VARACG = varianza de aptitud combinatoria general; VARACE = varianza de aptitud combinatoria específica; VALOACG = interacción de la varianza de aptitud combinatoria general x localidad; VALOACE = interacción de la varianza de aptitud combinatoria específica x localidad)

Table 3. General combining and specific variances, and its interactions with environment.

VARACG	VARACE	VALOACG	VALOACE
-0.07211	3.24691	0.25399	0.33196

Tabla 4. Estimación del coeficiente de variación genética (CVG) y heredabilidad.

Table 4. Variation genetic coefficient and heritability (HER) estimation.

CVG	heredabilidad
—	-0.014

Tabla 5. Estimación del error estándar del efecto de la aptitud combinatoria general (ESEFACG) y de aptitud combinatoria específica (ESEFACE).

Table 5. Standard error estimation effect from general combining ability (ESEFACG) and of specific combining ability (ESEFACE).

ESEFACG	ESEFACE
0.18591	0.54067

Tabla 6. Efectos de aptitud combinatoria general (EFACG) para progenitores.

Table 6. General combining ability effects (EFACG) to parents (PROG).

progenitores	EFACG
1	-0.79256
2	-1.00689
3	0.50461
4	0.43367
5	0.48825
6	0.66286
7	-0.28994

Tabla 7. Efectos de aptitud combinatoria específica para cruzas (EFACE).
Table 7. Specific combining ability effects to crosses (EFACE).

-1.833
-2.616
1.818
0.998
0.771
1.932
0.762
-2.182
1.984
1.670
1.026
1.474
0.828
-1.892
-0.585
-0.706
0.555
0.719
-2.145
1.043
0.168
0.997
-2.375
1.192
1.425
-3.402
1.484
-4.397

DISCUSIÓN

La efectividad del macro presentado para el análisis de cruzas dialélicas se debió a que las matrices para cada componente genética del análisis dialélico se hicieron

en forma correcta y coincidieron con aquellas estimadas en forma manual mediante los métodos propuestos por Mendenhall (1968). La capacidad del macro para analizar información de cruzas dialélicas evaluadas en más de una localidad, puede incrementarse hasta que se complete la matriz de 4 096 elementos, que es el tamaño límite de la matriz que permite trabajar IML.

Al igual que los programas de Martínez (1983), MSTAT (Anonymous 1986), Martínez (1991), Mastache *et al.* (1997), y Mastache & Martínez (2003), en el macro aquí propuesto se usaron datos reales, lo que permitió comprobar si las estimaciones realizadas en forma manual coincidieron con las que dio el macro. Por su parte, Burow & Coors 1994 y Zhang & Kang 1997 usaron información hipotética en sus programas dialélicos y para asegurar que las estimaciones son correctas, primero debe calcularse la media de alguno de los progenitores en forma manual.

En este macro, la información obtenida con el modelo I solamente se puede usar para seleccionar padres que tienen buena aptitud combinatoria general en una serie de cruzas y buena aptitud combinatoria específica para un par de padres en particular (Hallauer & Miranda 1988).

El componente de varianza de aptitud combinatoria general (VARACG) negativo pudo deberse al tamaño de muestra tomado en cada padre. Además, una varianza por definición no puede ser negativa (Martínez 1983), lo que provocó que los parámetros genéticos (CVG y HER) considerados en el macro no pudieran ser estimados.

El algoritmo analiza los métodos II y IV de cruzas dialélicas de Griffing (1956) de manera rápida y sencilla. Las comparaciones de las pruebas de F son correctas y directas, cuando se trata de efectos fijos (modelo I) o aleatorios (modelo II) en el análisis. De resultar alguno de los componentes de varianza con signo negativo, los parámetros genéticos definidos en el programa no se pueden estimar. El algoritmo tiene el inconveniente de no se identificar a cada cruce con su valor de ACE.

LITERATURA CITADA

Anónimo (1998) SAS/IML User's Guide, Versión 6.12 Ed. Cary, NC: SAS Institute. 1:943 p.

Anonymous (1986) A microcomputer program for the design, management and analysis of agronomic research experiments MSTAT. 4ª Ed. Dep. of Crop and Soil Sciences, Michigan State Univ., East Lansing, MI. U. S. A. Diskette.

Burow MD, Coors JG (1994) DIALLEL: A Microcomputer program for the simulation and analysis of diallel crosses. *Agronomy J.* 86:154-158.

Castañón G, Rincón F, Latournerie L (2002) Heterosis y aptitud combinatoria en siete progenitores de maíz. *Botánica Experimental (jyton)*. 1:29-40.

Frankenberger , EA, Hasegawa PM, Tighelaar EC (1981) Diallel analysis of shoot forming capacity among selected tomato genotypes. *Z. Pflanzenphysiol.* 102:233-242.

Griffing, B (1956) Concept of general and specific combining ability in relation to diallel crossing systems. *Aust. J. Biol. Sci.* 9:463-493.

Hallauer AR, Miranda Filho JB (1988) *Quantitative genetics in maize breeding*. 2ª Edition. Ames, Iowa State University. Press/ Ames, Iowa. USA. pp. 57.

Kuroda S, Kato, H, Ikeda R (1998) Heterosis and combining ability for callus growth rate in rice. *Crop Sci.* 38:933-936.

Martínez GA (1983) *Diseños y Análisis de experimentos de cruzas dialélicas*. Centro de Estadística y Cálculo. Colegio de Posgraduados. Chapingo, Edo. de México. 2ª. Ed. 252 p.

Martínez GA (1991) Análisis de los experimentos dialélicos a través del procedimiento IML de SAS. *Comunicaciones en Estadística y Cómputo.* 10(2):36 p.

Mastache LAA, Martínez GA, Castillo MA (1997) Un algoritmo para el análisis de varianza y estimación de parámetros en diseños de Griffing. 5º Meeting of The International Biometric Society Network for Central América, The Caribbean, México, Colombia and Venezuela. Fac. de Estadística e Informática. Universidad Veracruzana. Memorias. pp 25-36.

Mastache LAA, Martínez GA (2003) Un algoritmo para el análisis, estimación y predicción en experimentos dialélicos balanceados. *Rev. Fitotec. Mex.* 26(3):191-200.

Mendenhall W (1968) *Introduction to linear models and the design and Analysis of experiments*. Wadsworth Publishing Co. Belmont, California, USA. 465 p.

Poerba YS, Quesenberry KH, Wofford S, Pfahler PL (1997) Combining ability analysis of in vitro callus formation and plant regeneration in red clover. *Crop Sci.* 37:1302-1305.

Quimio CA, Zapata FJ (1990) Diallel analysis of callus induction and green-plant regeneration in rice anther culture. *Crop Sci.* 30:188-192.

Singh D (1973a) Diallel analysis for combining ability over several environments-I. *Ind. Jorunal of Genetics and Plant Breeding.* 33(2):127-136.

Singh D (1973b) Diallel analysis for combining ability over several environments-II. *Ind. Jorunal of Genetics and Plant Breeding.* 33 (3):469-481.

Takeuchi Y, Abe T, Sasahara T (1997) Genetic analysis of plant regeneration from seed-derived calli in rice (*Oryza sativa* L.). *Crop Sci.* 37:963-965.

Zhang, Y, M. S. Kang (1997) Diallel-SAS†: A SAS Program for Griffing's Diallel Analyses. *Agronomy Journal.* 89:176-182.

Anexo 1. Macro para analizar cruza dialélicas con los métodos II y IV de Griffing.

Annex 1. Macro to analyze crosses diallel with Griffing II and IV methods.

```
OPTIONS PS=60 NODATE;
DATA gris; infile Ôa:cesar.sas;
INPUT L BLOL CRU LOCRU F M LF LM Y;
```

```
PROC IML; SORT gris out=grisa BY cru;
use grisa; read all into matriz;
```

```
L=MATRIZ[,1];
BLOL=matriz[,2];
CRU=matriz[,3];
Locru=matriz[,4];
l=Matriz[,5];
J=matriz[,6];
LI=MATRIZ[,7];
LJ=MATRIZ[,8];
```

```
n=nrow(matriz);
one=j(n,1,1);
zero=j(n,1,0);
```

```
Mdis=design(CRU);
X=one||mdis;
XX=x*x;
XXig=ginv(xx);
M=x*xxig*x;
```

```
Blodis=design(blol);
F=ONE||blodis;
FF=f*f;
FFiG=ginv(FF);
BO=F*FFiG*F;
```

```
Lodis=design(L);
R=ONE||Lodis;
RR=R*R;
RRig=ginv(RR);
Lo=R*RRig*R;
```

```
LOC=DESIGN(L);
V=X||L;
VV=V*V;
VINV=GINV(VV);
VVV=V*VINV*V;
LOCCRU=design(LOCRU);
G=ONE||LOCCRU;
GG=G*G;
GGig=GINV(GG);
LCRU=G*GGig*G;
I0=DESIGN(I);
J0=DESIGN(J);
LI0=DESIGN(LI);
LJ0=DESIGN(LJ);
```

```
C=NCOL(MDIS);
R=2; /* número de repeticiones */
L=2; /* número de localidaes */
```

```
P=MAX(J);
NC=NCOL(MATRIZ);
IF ANY (I=J) THEN Q=1; ELSE Q=0;
IF ALL(J>=I) THEN DO;
IF ANY (I=J) THEN PRINT «DISEÑO 2 DE GRIFFING»;
ELSE PRINT «DISEÑO 4 DE GRIFFING»; END;
IF ANY(I=J) THEN IJ=I0+J0; ELSE IJ=(I0||ZERO)+(ZERO||J0);
X0=ONE||IJ;
X0X0=X0*X0;
X0IG=GINV(X0X0);
M0=X0*X0IG*X0;
```

```
IF ANY (LI=LJ) THEN Q=1; ELSE Q=0;
IF ALL(LJ>=LI) THEN DO; END;
IF ANY(LI=LJ) THEN LIJ=LI0+LJ0; ELSE
LIJ=(LI0||ZERO)+(ZERO||LJ0);
X00=ONE||LIJ;
X00X00=X00*X00;
X00IG=GINV(X00X00);
M00=X00*X00IG*X00;
```

```
FIJO=ONE||BLOL;
WP=IJ;
WPWP=WP*WP;
```

```
TITLE «ANALISIS DE VARIACION»;
FV=J(10, 7, .);
PADRES=J(P,1,.);
PPP=J(P,1,.);
DO LLL=1 TO P BY 1;
PPP[LLL,1]=LLL;
DO F=9 TO NC BY 1;
VARIABRG=F-8;
Y=MATRIZ[,F];
FC=(UNO*Y)**2/N;
```

```
MEDIA=(UNO*Y)/N;
MCRUZA=(Y*MDIS)/(L*R);
SCTOT=(Y*Y)-FC; END;
SCE=(Y*Y)-(Y*L*CRU*Y)-(Y*BO*Y)+(Y*LO*Y);
CME=SCE/((C-1)*(R-1)*L);
CV=((CME**.5)*100)/MEDIA;
```

```
SCB=(Y*bo*Y)-(Y*Lo*Y);
CMB=SCB/((r-1)*L);
FBLOQf=CMB/CME;
```

```
SCLOC=((Y*(VVV-M)*Y));
CMLOC=SCLOC/(L-1);
FLOCf=CMLOC/CME;
```

SCCRU=(Y*M*Y)-FC;
CMCRU=SCCRU/(C-1);
FCRUf=CMCRU/CME;

SCACG=(Y*M0*Y)-FC;
CMACG=SCACG/(P-1);
FACGf=CMACG/CME;

SCACE=SCCRU-SCACG;
CMACE=SCACE/(C-p);
FACEf=CMACE/CME;

SCLOCCRU=(Y*L*CRU*Y)-(Y*LO*Y)-(Y*M*Y)+FC;
CMLOCCRU=SCLOCCRU/((C-1)*(L-1));
FLOCCRUf=CMLOCCRU/CME;

SCLOCACG=(Y*M00*Y)-(Y*LO*Y)-(Y*M0*Y)+FC;
CMLOCACG=SCLOCACG/((P-1)*(L-1));
FLOCACGf=CMLOCACG/CME;

SCLOCACE=(Y*L*CRU*Y)-(Y*M*Y)-(Y*M00*Y)+(Y*M0*Y);
CMLOCACE=SCLOCACE/((C-p)*(L-1));
FLOCACEf=CMLOCACE/CME;

/*ESTIMACIÓN DE LOS VALORES DE F PARA CADA FUENTE DE VARIACIÓN, LOS EFECTOS SON ALEATORIOS (MODELO II)*/

FLOCa=CMLOC/CMB;
FBLOQa=CMB/CME;
FCRUa=CMCRU/CME;
FACGa=CMACG/(CMACE+CMLOCACG-CMLOCACE);
FACEa=CMACE/CMLOCACE;
FLOCCRUa=CMLOCCRU/CME;
FLOCACGa=CMLOCACG/CMLOCACE;
FLOCACEa=CMLOCACE/CME;

GLW=((CMACE+CMLOCACG-CMLOCACE)**2)/((CMACE)**2)/((C-P)+(CMLOCACG)**2)/((L-1)*(P-1))+((CMLOCACE)**2)/((L-1)*(C-P));

FV[1,1]=L-1;
FV[2,1]=(R-1)*L;
FV[3,1]=C-1;
FV[4,1]=P-1;
FV[5,1]=C-P;
FV[6,1]=(L-1)*(C-1);
FV[7,1]=(L-1)*(P-1);
FV[8,1]=(L-1)*(C-P);
FV[9,1]=L*(C-1)*(R-1);
FV[10,1]=(L*C*R)-1; END;

FV[1,2]=SCLOC;
FV[2,2]=SCB;
FV[3,2]=sccru;
FV[4,2]=scacg;

FV[5,2]=scace;
FV[6,2]=SCLOCCRU;
FV[7,2]=SCLOCACG;
FV[8,2]=SCLOCACE;
FV[9,2]=SCE;
FV[10,2]=SCTOT;

FV[1,3]=cmLOC;
FV[2,3]=cmB;
FV[3,3]=cmCRU;
FV[4,3]=cmACG;
FV[5,3]=cmACE;
FV[6,3]=cmLOCcru;
FV[7,3]=cmLOCACG;
FV[8,3]=cmLOCACE;
FV[9,3]=cme;

FV[1,4]=fLOCf;
fv[2,4]=fbLOQf;
fv[3,4]=fCRUf;
FV[4,4]=fACGf;
fv[5,4]=fACEf;
FV[6,4]=fLOCCRUf;
fv[7,4]=fLOCACGf;
FV[8,4]=fLOCACEf;
FV[1,5]=1-PROBF(flocf,(L-1),L*(C-1)*(R-1));
fv[2,5]=1-PROBF(fbloqf,(R-1)*L,L*(C-1)*(R-1));
fv[3,5]=1-PROBF(fcruf,(C-1),L*(C-1)*(R-1));
FV[4,5]=1-PROBF(fACGf,(P-1),L*(C-1)*(R-1));
fv[5,5]=1-PROBF(fACEf,(C-P),L*(C-1)*(R-1));
FV[6,5]=1-PROBF(fLOCCRUf,(L-1)*(C-1),L*(C-1)*(R-1));
fv[7,5]=1-PROBF(fLOCACGf,(L-1)*(P-1),L*(C-1)*(R-1));
FV[8,5]=1-PROBF(fLOCACEf,(L-1)*(C-P),L*(C-1)*(R-1));

FV[1,6]=FLOCa;
fv[2,6]=fBLOQa;
fv[3,6]=fCRUa;
FV[4,6]=fACGa;
fv[5,6]=fACEa;
FV[6,6]=fLOCCRUa;
fv[7,6]=fLOCACGa;
FV[8,6]=fLOCACEa;

FV[1,7]=1-PROBF(FLOCa,(L-1),L*(R-1));
fv[2,7]=1-PROBF(fBLOQa,(R-1)*L,L*(C-1)*(R-1));
fv[3,7]=1-PROBF(fCRUa,(C-1),L*(C-1)*(R-1));
FV[4,7]=1-PROBF(fACGa,(P-1),GLW);
fv[5,7]=1-PROBF(fACEa,(C-P),(L-1)*(C-P));
FV[6,7]=1-PROBF(fLOCCRUa,(L-1)*(C-1),L*(C-1)*(R-1));
fv[7,7]=1-PROBF(fLOCACGa,(L-1)*(P-1),(L-1)*(C-P));
FV[8,7]=1-PROBF(fLOCACEa,(L-1)*(C-P),L*(C-1)*(R-1));

CCC={«GL» «SC» «CM» «FCf» «Pf>F» «FCa» «Pa>F»};
DDD={«LOCALIDAD (LOC)» «BLOQUE/LOC» «CRUZA» «ACG» «ACE» «LOCCRUZA» «LOCACG» «LOCACE» «ERROR» «TOTAL»};

```
/*ESTIMACIÓN DE EFECTOS DE ACG Y ACE (MODELO I)*/
VAREE=CME; Sij=(CMACE-CME)/((2*L*R)/(P*(P-1)));
Gij=(CMACG-CME)/((R*(P+2)/(P-1));
SLij=(CMLOCACE-CME)/((2*r)/(P*(P-1)));
GLij=(CMLOCACG-CME)/(R*(P+2)/(P-1));
```

```
/*ESTIMACIÓN DE LOS COMPONENTES DE VARIANZA
(MODELO II)*/
VAREE=CME; VARACE=(CMACE-CMLOCACE)/(L*R);
VARACG=(CMACG+CMLOCACE-CMACE-CMLOCACG)/
(L*R*(P+2));
VALOCACG=(CMLOCACG-CMLOCACE)/(R*(P+2));
VALOCACE=(CMLOCACE-CME)/R;
/* ESTIMACIÓN DE PARÁMETROS GENÉTICOS*/
CVG=((VARACG**.5)*100)/MEDIA;
HER=(VARACG)/
(VARACG+VARACE+VALOCACG+VALOCACE+VAREE);
```

```
/* Estimación de los errores estándar de los efectos de ACG, ACE
y aptitud combinatoria de padres */
ESEFACG=(((P-1)/((P*(P+2))*L*R))*VAREE)**.5;
ESEFACE=(((P*P+P+2)/(((P+1)*(P+2))*L*R))*VAREE)**.5;
BETA=GINV(FIJO*FIJO)*FIJO*Y; FIXBETA=FIJO*BETA;
WPY=WP*Y; WPFIXBTA=WP*FIXBETA;
ACG=(WPY-WPFIXBTA)/(R*L*(4*Q+P-2));
ACCG=ACG//ACG//ACG//ACG;
PADRES[,1]=ACG;
EEE={'EFACG'}; FFF=CHAR(PPP,3,0);
```

```
/*VALORES DE ACG PARA CADA PADRE*/
ACG1=ACG[1,1]//ACG[1,1]//ACG[1,1]//ACG[1,1]//ACG[1,1]//
ACG[1,1]//ACG[1,1]//
ACG[2,1]//ACG[2,1]//ACG[2,1]//ACG[2,1]//ACG[2,1]//
ACG[3,1]//ACG[3,1]//ACG[3,1]//ACG[3,1]//ACG[3,1]//
ACG[4,1]//ACG[4,1]//ACG[4,1]//ACG[4,1]//
ACG[5,1]//ACG[5,1]//ACG[5,1]//ACG[6,1]//ACG[7,1];
```

```
/*ESTIMACIÓN DE LOS EFECTOS DE ACE*/
ACE=mcruza-acg1-accg-media;
CRU=ACE;
GGG={'ÔEFACE'}; HHH=CHAR(PPP,3,0);
```

```
PRINT VARIABRG;
```

```
PRINT 'TABLA 1. ANALISIS DE VARIACION'; PRINT
FV[ROWNAME=DDD COLNAME=CCC];
PRINT MEDIA[FORMAT=7.5] CV[FORMAT=7.5]; PRINT /;
```

```
PRINT 'TABLA 2. ESTIMACI" N DE EFECTOS';
PRINT VAREE[FORMAT=7.5] Gij[FORMAT=7.5]
Sij[FORMAT=7.5]
GLij[FORMAT=7.5] SLij[FORMAT=7.5]; print /;
```

```
PRINT 'TABLA 3. ESTIMACI" N DE LOS COMPONENTES DE
VARIANZA';
PRINT VARACG[FORMAT=7.5] VARACE[FORMAT=7.5]
VALOCACG[FORMAT=7.5] VALOCACE[FORMAT=7.5]; PRINT /;
PRINT 'TABLA 4. PARÁMETROS GENÉTICOS';
PRINT CVG[FORMAT=7.5] HER[FORMAT=7.5]; PRINT/;
```

```
PRINT 'TABLA 5. ERRORES ESTANDAR';
PRINT ESEFACG[FORMAT=7.5]; PRINT /;
PRINT ESEFACE[FORMAT=7.5]; PRINT /;
```

```
PRINT 'TABLA 6. ESTIMACION DE LOS EFECTOS DE PADRES.';
PRINT PADRES[ROWNAME=FFF COLNAME=EEE
FORMAT=7.5];
```

```
PRINT 'TABLA 7. ESTIMACION DE LOS EFECTOS DE ACE';
PRINT ACE; PRINT/;
QUIT;
```