

2 ejemplares.
" N. 23

Universidad Nacional Autónoma de México
Facultad de Ciencias

Un Programa para Análisis
de Varianza Multivariado

T E S I S

Que para obtener el título de :

ACTUARIO

presenta :

PATRICIA ISABEL ROMERO MARES

10329



Universidad Nacional
Autónoma de México



UNAM – Dirección General de Bibliotecas
Tesis Digitales
Restricciones de uso

DERECHOS RESERVADOS ©
PROHIBIDA SU REPRODUCCIÓN TOTAL O PARCIAL

Todo el material contenido en esta tesis esta protegido por la Ley Federal del Derecho de Autor (LFDA) de los Estados Unidos Mexicanos (México).

El uso de imágenes, fragmentos de videos, y demás material que sea objeto de protección de los derechos de autor, será exclusivamente para fines educativos e informativos y deberá citar la fuente donde la obtuvo mencionando el autor o autores. Cualquier uso distinto como el lucro, reproducción, edición o modificación, será perseguido y sancionado por el respectivo titular de los Derechos de Autor.

I N D I C E

0. Introducción.	1
1. Experimentos de Respuesta Múltiple.	3
1.1 Caso Univariado	3
1.2 Experimentos de Respuesta Múltiple	6
2. Porque del uso de MANOVA.	9
3. Introducción a la hipótesis lineal general y MANOVA	11
3.1 Notación	11
3.2 Hipótesis Lineal General	14
4. Criterios de prueba y comparación.	18
4.1 El criterio Λ de Wilks	19
4.2 El criterio de Lawley Hotelling	21
4.3 El criterio de Roy	21
4.4 El criterio F	24
4.5 Comparaciones de potencia de los criterios de prueba	26
5. Uso del Programa y ejemplos.	28

5.1 Funcionamiento	28
5.2 Comentarios	31
5.3 Matriz de Diseño	35
5.4 Ejemplos	43

APENDICE 1. PROGRAMA

APENDICE 2. TABLAS DE HECK

0.- INTRODUCCION.

En muchas áreas de investigación como en Astronomía, Psicología, Medicina, etc., se plantean problemas en los cuales se realizan más de una medición por cada unidad de observación (caso). Estos problemas llamados de respuesta múltiple son los que se tratan en el presente trabajo.

Debido a que en el Departamento de Probabilidad y Estadística del IIMAS, donde se tienen ya algunos paquetes que realizan análisis estadístico, no se contaba con un programa que calculara Análisis de Varianza Multivariado se pensó entonces en hacer el programa MANOVA que es el tema principal de esta tesis. Este programa realiza pruebas de hipótesis para el modelo I de MANOVA o modelo fijo.

En los capítulos 1-4 se trata en forma simple los conceptos elementales de la Estadística Multivariada con énfasis en Análisis de Varianza enfocado a Diseño de Experimentos. En el capítulo 5 se explica el uso del programa MANOVA implementado en la Burroughs B-6700 de la UNAM, y

ejemplos.

En el apéndice 1 se presenta el listado del programa MANOVA. Y en el apéndice 2 se anexan las tablas de Heck de los puntos porcentuales de la distribución de la mayor raíz característica.

1.- EXPERIMENTOS DE RESPUESTA MULTIPLE.

1.1.- Caso Univeriado.

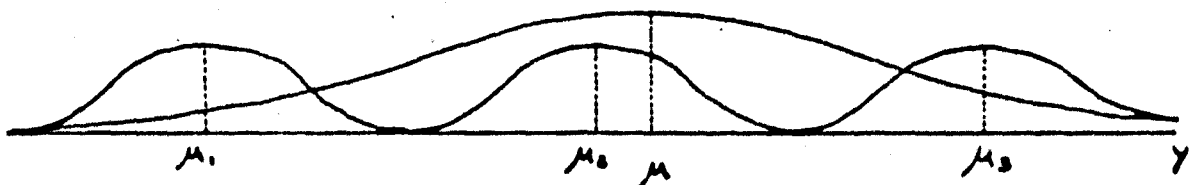
En el caso univariado más sencillo, se tienen un cierto número de observaciones Y_{ij} extraídas de k poblaciones normales con medias $\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_k$ y varianza común desconocida σ^2 .

El modelo lineal para estos casos es

$$Y_{ij} = \mu + \zeta_j + e_{ij} \dots \dots \dots (1)$$

donde Y_{ij} es la i -ésima observación de la j -ésima población, μ es la media general común a todas las observaciones, ζ_j es el efecto debido a un tratamiento asociado a la j -ésima población y e_{ij} es un error distribuido normal con media cero y varianza σ^2 para $i=1, \dots, n$ $j=1, \dots, k$.

Para $k=3$, el caso más simple de análisis de varianza es el siguiente:



donde la hipótesis que se trata de probar es la igualdad de medias de las tres poblaciones.

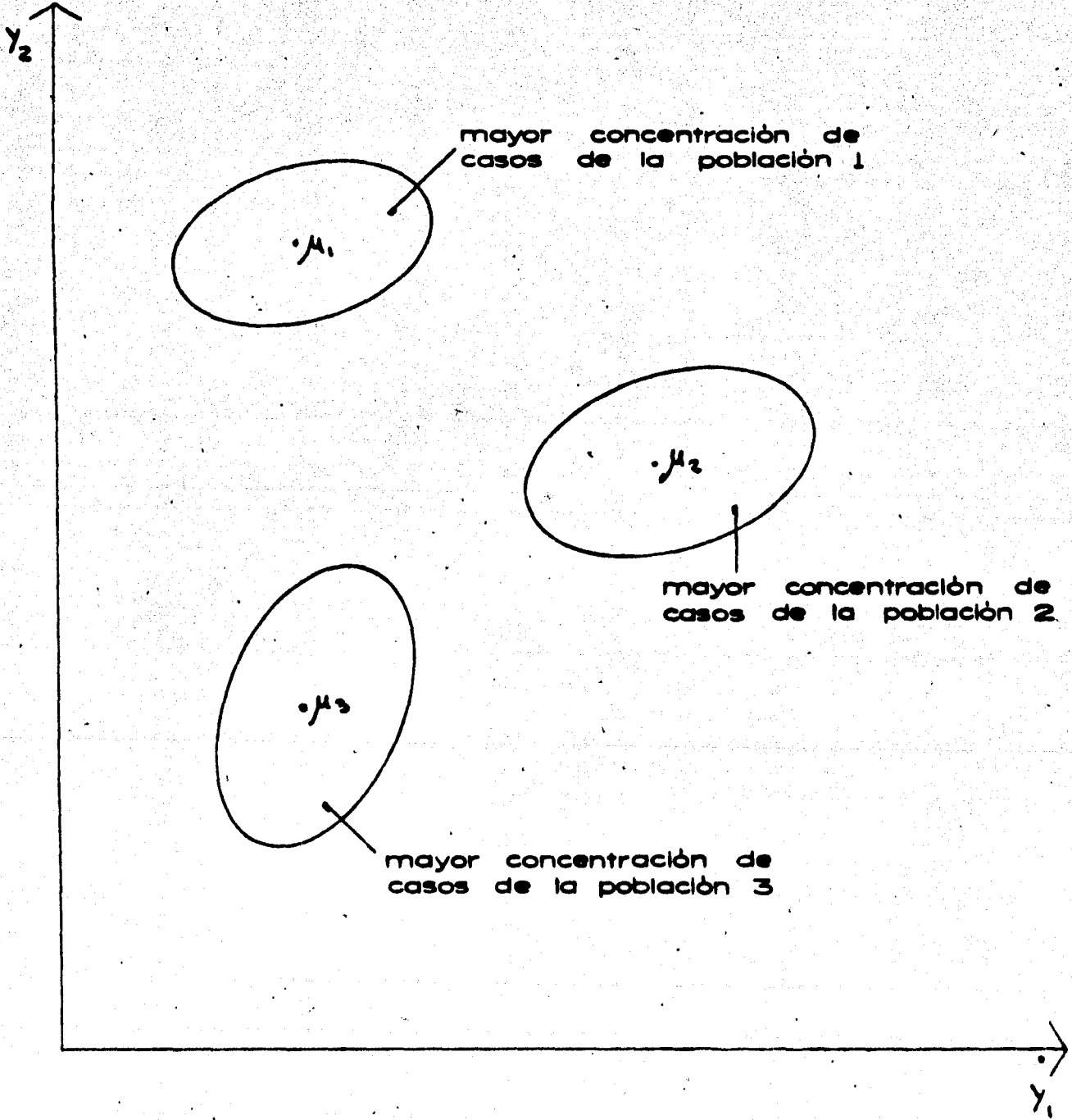
De acuerdo al modelo (1) esta hipótesis se plantea como

$$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3$$

A diferencia del modelo univariado, en el modelo multivariado se tiene un vector de variables dependientes. Este vector de variables dependientes se supone distribuido normal multivariado con matriz de varianzas covarianzas común a todas las poblaciones.

Isual que en ANOVA, el investigador desea probar la igualdad de los vectores de medias de cada una de las poblaciones en estudio.

Como ejemplo, cuando $k=3$ y la variable dependiente es bivariada, se tiene:



1.2.- Experimentos de Respuesta Múltiple.

Un experimento consta de las siguientes partes:

1) Factores. Son aquellos que pueden ser controlados y se supone que son constantes. Por ejemplo métodos de enseñanza.

2) Nivel. Es una modalidad de un factor. Por ejemplo método de enseñanza audiovisual, método de enseñanza con profesor, etc.

3) Tratamiento. Es una combinación específica de varios factores estudiados a ciertos niveles.

4) Unidad experimental. Es la subdivisión menor a la que se le puede asignar un tratamiento, por ejemplo un estudiante.

5) Respuesta. Es la característica que se mide en la unidad experimental.

En los experimentos de respuesta múltiple cada unidad experimental es estudiada con respecto a más de una respuesta o característica.

En forma general, se supone que las respuestas tienen una distribución que depende de los factores (o combina-

ción de tratamientos) y uno de los propósitos principales del diseño de experimentos es estudiar la naturaleza de esta dependencia.

En cualquier problema, el diseño del experimento determina la regla por la cual los diversos factores son asignados a las unidades experimentales en el problema.

Los diferentes factores son comunmente llamados fuentes de variación en cada una de las respuestas consideradas, considerando también como fuentes de variación algunas interacciones entre factores; las otras posibles fuentes de variación que son desconocidas y presumiblemente menos importantes en su contribución a la variación total constituyen el error.

Cualquier respuesta o factor puede ser clasificado en uno de cuatro tipos:

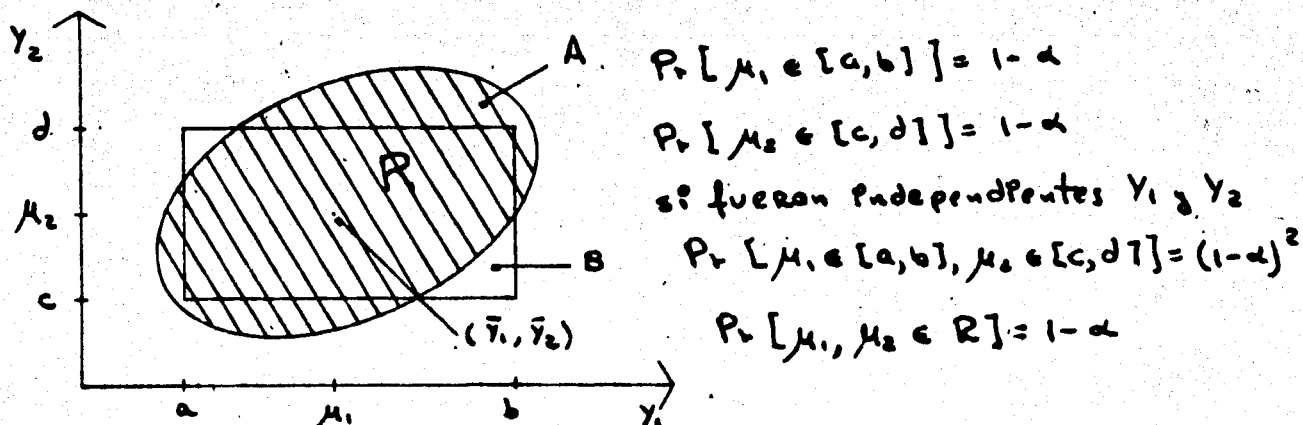
- a) Puramente nominal (colores como negro, rojo)
- b) Ordinal (bueno, malo, etc.)
- c) Escala Absoluta (número de fallas de algún instrumento en un intervalo de tiempo especificado)
- d) Escala de Relación y de Intervalo (viscosidad).

2.- POR QUE DEL USO DE MANOVA.

Se debe hacer notar la necesidad de herramientas propias cuando se trabaja en problemas de respuesta múltiple. A continuación se tratan dos situaciones en las que se observa esta necesidad.

a) Para problemas de una respuesta se cuenta con las técnicas de ANOVA para canalizar e interpretar los datos. Para problemas de respuesta múltiple la práctica usual parece ser analizar los datos con técnicas de ANOVA para cada una de las respuestas separadamente, pero de esta manera se ignoran y se dejan de explotar las correlaciones reales que pueden existir entre las respuestas. Los resultados obtenidos de esta manera no son válidos.

b) Con respecto a la relación que existe entre pruebas de hipótesis e intervalos de confianza, se tiene para el caso bivariado la situación siguiente:



Por la correlación existente entre las respuestas Y_1 y Y_2 , la región confidencial conjunta de μ_1 y μ_2 tiene la forma de una elipse.

Si se plantea como hipótesis el lugar en que esté el punto (μ_1, μ_2) se pueden tener las siguientes dos situaciones contradictorias:

Si la hipótesis es que (μ_1, μ_2) está en el punto A, con el método multivariado, la hipótesis no se rechaza y con el método univariado se rechaza.

Si la hipótesis es que (μ_1, μ_2) está en el punto B, con el método multivariado, la hipótesis se rechaza y con el método univariado no se rechaza.

Esto señala la necesidad de considerar la distribución conjunta de las mediciones.

3.- INTRODUCCION A LA HIPOTESIS LINEAL GENERAL Y MANOVA.

3.1.- Notación.

n = número total de unidades experimentales.

p = número de respuestas medidas en cada una de las n unidades experimentales.

Se tiene la matriz de observaciones:

$$Y = \begin{bmatrix} y_{11} & y_{12} & \dots & y_{1n} \\ y_{21} & y_{22} & \dots & y_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_{p1} & y_{p2} & \dots & y_{pn} \end{bmatrix} = [Y_1, Y_2, \dots, Y_n]$$

Y_i representa el vector columna de p respuestas medidas a la i -ésima unidad experimental.

El modelo I de MANOVA de efectos fijos corresponde a:

$$y' = A\xi + \varepsilon$$

donde

i) A es la matriz de diseño de $n \times m$, cuyos elementos definen el diseño bajo el cual se obtienen los datos, es

decir, describen la forma en que cada tratamiento es asignado a cada unidad experimental. A es de rango $r \leq m \leq n$.

ii) β es una matriz de $m \times r$ de parámetros desconocidos, que corresponden a los efectos fijos de los factores considerados.

iii) ξ es la matriz de errores de dimensión $n \times r$.

Suposiciones.

1) $r \leq (n-r)$, lo que asegura que la matriz de error muestral es casi siempre definida positiva.

2) Y_1, \dots, Y_n son muestras independientes de $N[E(Y_i), \Sigma]$, donde la matriz de dispersión Σ es común a los n vectores pero desconocida.

3) La matriz de errores ξ se supone que es una muestra aleatoria de tamaño n de una población $N[0, \Sigma]$, esto implica que se cumple:

i) Normalidad.

ii) Independencia entre renglones de la matriz \mathbf{E} .

iii) Homoscedasticidad. (isualdad de matrices de varianza covarianza para cada renglón de \mathbf{E}).

Debido a que la suposición de normalidad no se cumple algunas veces es importante probar esta suposición. Existen criterios para probar normalidad marginal como son:

a) Pruebas de cocientes de verosimilitud asociadas con transformaciones para mejorar la normalidad univariada (Andrews et al. (1973)).

b) Pruebas de asimetría y kurtosis (Pearson & Hartley (1966), Mardia (1970)).

c) Representación gráfica de probabilidades normales (Press (1972)).

Existen también criterios para probar Independencia y Homoscedasticidad.

Como la matriz de diseño \mathbf{A} es de rango $r \leq m \leq n$ podemos hacer una partición de \mathbf{A} en $[\mathbf{A}_I, \mathbf{A}_D]$ donde \mathbf{A}_I es cualquier

base de A con dimensiones $n \times r$ y AD tiene n renglones y las restantes $(m-r)$ columnas de A . De acuerdo con esta partición se puede hacer otra a la matriz ξ , de parámetros desconocidos, como $\begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_0 \end{bmatrix}$ y reescribir el modelo I de MANOVA como

$$Y' = [A_1 \ A_0] \begin{bmatrix} \xi_1 \\ \xi_0 \end{bmatrix} + \epsilon$$

Generalmente el problema se reparametriza usando, por ejemplo, la restricción de que la suma de todos los efectos de los tratamientos es cero, para así obtener una matriz A de rango completo.

El programa MANOVA supone que la matriz A es de rango completo, por lo que en un capítulo posterior se darán las reglas a seguir para construir esta matriz con esa restricción.

3.2.- Hipótesis Lineal General.

La hipótesis lineal general que realiza el programa MANOVA es:

$$H_0: C\xi M = 0 \quad \text{v.s.} \quad H_1: C\xi M = \eta \quad \eta \neq 0$$

donde

C es la matriz de hipótesis entre tratamientos, de dimensiones $s \times m$, con rango $s \leq r \leq m < n$.

M es la matriz de hipótesis entre respuestas de dimensiones $p \times u$, con rango $u \leq p$. M puede expresar hipótesis tales como que el efecto de un factor es el mismo en todas (o en un subconjunto dado) las p respuestas. O bien, que el efecto de un factor cambia de algún modo lineal al considerar las respuestas.

η es una matriz no nula.

Por ejemplo: se tiene un experimento con tres tratamientos y en cada unidad experimental se han medido dos respuestas

tratamiento	respuesta	
	Y_1	Y_2
τ_1	ξ_{11}	ξ_{12}
τ_2	ξ_{21}	ξ_{22}
τ_3	ξ_{31}	ξ_{32}

donde ξ_{ij} es el efecto del tratamiento τ_i en la respuesta Y_j , $i=1,2,3$ $j=1,2$.

La hipótesis de no diferencia entre tratamientos para las dos respuestas es:

$$H_0: \begin{bmatrix} \xi_{11} \\ \xi_{12} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \xi_{21} \\ \xi_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \xi_{31} \\ \xi_{32} \end{bmatrix}$$

la cual es verdadera si y solo si

$$\xi_{11} = \xi_{21} = \xi_{31} \quad \text{y} \quad \xi_{12} = \xi_{22} = \xi_{32}$$

En notación matricial, esta hipótesis es:

$$H_0: C F = 0$$

donde

$$C = \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 \\ 1 & 0 & -1 \end{bmatrix}, \quad F = \begin{bmatrix} \xi_{11} & \xi_{12} \\ \xi_{21} & \xi_{22} \\ \xi_{31} & \xi_{32} \end{bmatrix}$$

$\mathbf{0}$ es la matriz nula de 2×2 y la matriz M que no aparece es la idéntica de 2×2 .

De acuerdo a la partición de A en $[A|AD]$ que determina una partición de F en $\begin{bmatrix} F_1 \\ F_0 \end{bmatrix}$ podemos hacer una partición de C en la forma $[C|CD]$.

Se definen las matrices SE y SH que son respectivamente la matriz debida al error y la matriz debida a la hipótesis las cuales son calculadas a partir de las observaciones, de la matriz de diseño conocida y de las matrices C y M especificadas, como:

$$S_{E(n \times n)} = M' Y [I_{(n)} - A_1 (A_1' A_1)^{-1} A_1'] Y' M$$

$$S_{H(n \times n)} = M' Y A_1 (A_1' A_1)^{-1} C_1' [C_1 (A_1' A_1)^{-1} C_1']^{-1} C_1 (A_1' A_1)^{-1} A_1' Y' M$$

$I_{(n)}$ denota la matriz idéntica de orden n.

Estas matrices son esencialmente matrices de sumas de cuadrados (elementos diagonales) y sumas de productos (elementos no diagonales).

SH es simétrica, por lo menos semidefinida positiva, de rango $k = \min(\text{rango}(M), \text{rango}(C))$.

SE es simétrica y puesto que $u \leq p \leq (n-r)$ es definida positiva.

4.- CRITERIOS DE PRUEBA Y COMPARACION.

A diferencia de ANOVA, nos enfrentamos con por lo menos tres criterios alternativos para probar

$$H_0: C \xi M = 0 \quad \text{o.s.} \quad H_1: C \xi M = \eta \quad \eta \neq 0$$

Los criterios son:

$$a) \quad ch_{\max}(S_H S_E^{-1}) / [1 + ch_{\max}(S_H S_E^{-1})]$$

$$b) \quad A = |S_E| / |S_H + S_E| = 1 / |S_H S_E^{-1} + I|$$

$$c) \quad tr(S_H S_E^{-1})$$

donde ch_{\max} denota la raíz característica más grande, " $|$ " significa determinante y " tr " traza (suma de los elementos diagonales).

Los tres criterios son exactamente equivalentes para $k=1$, ya que en este caso $S_H S_E^{-1}$ tiene solamente una raíz característica diferente de cero, así que la raíz máxima, la suma de las raíces y el producto de las raíces (diferentes de cero) son todos iguales, pero para valores más grandes de k son diferentes y pueden llevar a diferentes conclusiones. ($k = \min(\text{rango}(M), \text{rango}(C))$)

4.1.- El Criterio Λ de Wilks.

En un gran número de pruebas de significancia usadas en análisis generales de observaciones de un modelo estadístico lineal se construye a partir de la muestra una estadística u la cual tiene una distribución χ^2 con f_2 grados de libertad y una estadística independiente v , la cual se distribuye, en general, como una χ^2 no central con f_1 grados de libertad. De estas dos, se construye el cociente $F = f_2 v / f_1 u$ que es utilizado para probar la hipótesis de que el parámetro de no centralidad en la distribución de v es cero. La hipótesis nula es rechazada, a un nivel de significancia α , si el valor observado de F excede el punto $100 \alpha \%$ de la distribución F con f_2, f_1 grados de libertad.

El criterio Λ de Wilks juega el mismo papel en análisis multivariado del que la F juega en análisis univariado. El criterio de Wilks es una generalización del principio de máxima verosimilitud.

Este desarrollo lleva a Wilks a proponer la estadística de prueba:

$$\Lambda = \frac{|S_e|}{|S_u + S_e|} = \frac{1}{|S_u S_e^{-1} + I|}$$

Λ es el recíproco del producto de todas las raíces características de $S_H S_E^{-1} + I$. Por este motivo a este criterio se le llama criterio del producto de las raíces.

La distribución de Λ se conoce como la distribución $\Lambda(p, q, n)$ de Wilks, donde n, p, q los parámetros de la Λ de Wilks son respectivamente los grados de libertad de $S_H + S_E$, el orden de S_E y S_H y los grados de libertad de S_H . En una tabla de análisis de varianza multivariado se tiene:

Fuente	g. l.	Matriz S.S. y S.P.
Hipótesis H_0	q	S_H
Error	$n - q$	S_E
Total	n	$S_H + S_E$

Λ de Wilks es el cociente de los determinantes de la matriz de error y la matriz total (error + hipótesis).

Cuando la hipótesis lineal general $C\beta = 0$ es cierta, Bartlett (1938) derivó el siguiente resultado:

$$\chi^2 = - \left[n - \frac{1}{2} (p + q + 1) \right] \ln \Lambda$$

se distribuye como una χ^2 con pq grados de libertad cuando n tiende a infinito.

Rao (1951) dió la siguiente aproximación:

$$\frac{ms+2\lambda}{2r} \frac{1-\Lambda^{1/2}}{\Lambda^{1/2}}$$

tiene una distribución F con $2r$ y $(ms+2)$ grados de libertad, donde $m=n-(p+q+1)/2$ y $r=pa/2$, $\lambda=(pq-2)/4$, $s=(p^2q^2-4)^{1/2}/(p^2+q^2-s)^{1/2}$.

4.2.- El Criterio de Lawley Hotellins.

El criterio de prueba de Lawley Hotellins es una generalización de la t de Student y consiste en la suma de las raíces de $S_H S_e^{-1}$ por eso a este criterio se le llama criterio de la suma de las raíces.

$$T_0^2 = t_0 (S_H S_e^{-1})$$

La distribución exacta de T_0^2 es complicada pero Anderson (1958), Morrison (1967), Press (1972) demostraron que bajo la hipótesis nula T_0^2 tiende a una χ^2 con us grados de libertad cuando n es grande.

4.3.- El Criterio de Roy.

El criterio de Roy se conoce como el criterio de la raíz máxima. Se deriva a partir del principio de unión in-

tersección de la siguiente manera, Morrison (1967):

La hipótesis multivariada

$$H_0: C \xi M = 0 \dots \dots (1)$$

es cierta si y solo si la hipótesis univariada

$$H_0: C \xi M a = 0 \dots \dots (2)$$

es cierta para todo vector a no nulo de u componentes.

La estadística de prueba para cualquiera de estas hipótesis univariadas está dada por:

$$F(a) = \frac{(n-r) a' M' y' A_2 (A_2' A_2)^{-1} C_2' [C_2 (A_2' A_2)^{-1} C_2']^{-1} C_2' (A_2' A_2)^{-1} A_2' y M a}{s a' M' y' [I - A_2 (A_2' A_2)^{-1} A_2'] y M a}$$

Para una prueba univariada a nivel β , aceptamos (2)

si

$$F(a) \leq F_{\beta; s, n-r}$$

y aceptamos la hipótesis multivariada (1) a nivel α

si

$$\bigcap_a [F(a) \leq F_{\beta; s, n-r}]$$

para toda α no nula. Esta región de aceptación es equivalente a

$$\max_a F(a) \leq F_{\beta; s, n-r}$$

Se demuestra que el valor máximo de $F(a)$ es proporcional a la menor raíz de

$$|S_H - \lambda S_E| = 0$$

donde S_H y S_E son las matrices definidas en la sección 3.2.

Sea

$$k = \min(\text{rango}(M), \text{rango}(C))$$

$$ch_{\max} = \text{raíz máxima de } |S_H - \lambda S_E| = 0$$

Aceptamos la hipótesis multivariada (1) si

$$A = \frac{ch_{\max}}{1 + ch_{\max}} \leq c(\alpha)$$

donde $c(\alpha)$ es el punto $100 \alpha \%$ de la distribución de la máxima raíz cuando la hipótesis es cierta.

En el apéndice 2 se anexan las tablas de Heck de los puntos porcentuales de la distribución de la máxima raíz característica, donde los parámetros de esta distribución están dados por

$s = k$ definida arriba

$m = (|s - u| - 1) / 2$

$n' = (n - r - u - 1) / 2$

4.4.- Criterio F.

El criterio F debe utilizarse solamente cuando $k = \min(\text{rango}(M), \text{rango}(C)) = 1$, esto equivale a decir que se trata de un análisis de varianzas univariado.

Se calcula la estadística de prueba F a través de la transformación:

$$F = \frac{n' + 1}{m + 1} \cdot \frac{\theta}{1 - \theta}$$

cuya distribución es una F con $2m + 2$ y $2n' + 2$ grados de libertad, donde

$$n' = \frac{n - r - u - 1}{2}, \quad m = \frac{|s - u| - 1}{2}$$

y Θ es la única raíz positiva de $S_H(S_H + S_E)^{-1}$.

La estadística puede ser calculada también a través de la única raíz no nula

$$C = \text{tr}(S_H S_E^{-1})$$

COMO

$$F = \frac{n'+1}{m+1} C$$

con m y n' definidas arriba.

4.5.- Comparaciones de potencia de los criterios de prueba.

Sotres, Mexas y Mendez (1970) realizaron un estudio de la potencia ($Pr(\text{rechazar } H_0 \mid H_1)$) de cada una de las estadísticas de Wilks, Lawley Hotellins y Roy, por medio de métodos de simulación de Montecarlo.

Se utilizó el modelo de Análisis de Varianza

$$Y_{ij} = \mu + \alpha_i + e_{ij} \quad \begin{array}{l} i = 1, 2, 3 \\ j = 1, \dots, n_i \end{array}$$

donde Y_{ij} es un vector bivariado.

Se probó la hipótesis $H_0: B_a = 0$, de que el factor a no es significativo, llegando a las conclusiones siguientes:

i) Cuando $n_i \leq 5$ se recomienda utilizar como estadística de prueba para la hipótesis $H_0: B_a = 0$, la estadística de Wilks o la estadística de Roy.

ii) No se debe utilizar la estadística de Lawley Hotellins para probar la hipótesis $H_0: B_a = 0$ con $n_i \leq 5$ debido a que el estimador $\hat{\alpha}_L$ de $\alpha_L = Pr(\text{Rechazar } H_0 \mid$

H_0 difiere grandemente del valor real de α_L .

Se encontró que para tener aproximadamente una confianza de $\alpha_L = 95\%$ se debe utilizar una $\alpha_L^{(1)} = 99.5\%$ y para tener $\alpha_L = 97.5\%$ debemos utilizar una $\alpha_L^{(1)} = 99.9\%$.

iii) Con un número de repeticiones igual a 25, la prueba de Lawley Hotellins es la que resulta más potente, sigue la de Roy y la de Wilks, aunque la prueba de Lawley Hotellins es la que tiene mayor error tipo I ($\Pr(\text{Rechazar } H_0 : H_0)$).

5.- USO DEL PROGRAMA Y EJEMPLOS.

El programa MANOVA realiza pruebas de hipótesis en la forma lineal general, es decir, de la forma

$$H_0: CEM = 0 \text{ v.s. } H_1: CEM = \eta \quad \eta \neq 0$$

MANOVA es un programa interactivo, por lo que solamente puede ser usado a través de una terminal. Su funcionamiento es por medio de comandos los cuales se explicarán en detalle en el siguiente inciso. Se anexan además las gráficas que explican la forma de escribir los comandos.

5.1.- Funcionamiento.

El usuario debe tener los datos del problema de la siguiente manera:

Los datos deben estar en un archivo en disco en formato libre, la primera parte de este archivo debe contener la matriz de datos Y transpuesta, es decir, debe ser una matriz de $n \times p$ (número de observaciones \times número de respuestas) seguida de la matriz de diseño que debe ser de rango completo (El usuario debe hacer una reparametriza-

ción del problema según su conveniencia y lo que quiera probar). El programa pide el nombre de este archivo de datos.

Los comandos de ejecución son los siguientes, donde las letras subrayadas son el mínimo de caracteres que se deben escribir para identificar cada comando:

a) HIPOTESIS. Significa que se va a empezar un problema completo.

b) DE. Opcional.

c) TRATAMIENTOS. Significa que se va a realizar hipótesis sobre los tratamientos del problema considerando todas las respuestas. En este caso la matriz M es la idéntica de $P \times P$.

d) MIXTA. Significa que se va a realizar hipótesis sobre tratamientos considerando algunas respuestas dependiendo de la matriz M que dé el usuario.

e) CON. Opcional.

f) CRITERIO. Opcional. Sirve también para cambiar el

criterio en el problema ó para cambiar la matriz C.

s) ROY. Se utiliza el criterio Row explicado en el punto 4.3

h) LH. Se utiliza el criterio de Lawley-Hotellings explicado en el punto 4.2

i) WILKS. Se utiliza el criterio de Wilks explicado en el punto 4.1

j) F. Utiliza el criterio F explicado en el punto 4.4.

k) Σ. Ignora toda la línea que contenga en la primera columna este caracter. Es muy útil para comentar cada una de las hipótesis que se prueben.

l) HIPOTESIS ?. Resresa el tipo de hipótesis que se usó en el último problema.

m) CRITERIO ?. Resresa el último tipo de criterio usado.

n) TERMINA. Para salirse del programa.

o) FIN. Igual que TERMINA.

5.2.- Comentarios.

Deben construirse frases como por ejemplo:

>HIPOTESIS DE TRATAMIENTOS CON CRITERIO ROY

que es equivalente a escribir

>HI TR ROY

Para cambiar la matriz C únicamente se escribe

>CR LH

Esto permite cambiar la matriz C utilizando ahora el criterio de Lawley-Hotellins.

El programa se corre de la siguiente manera:

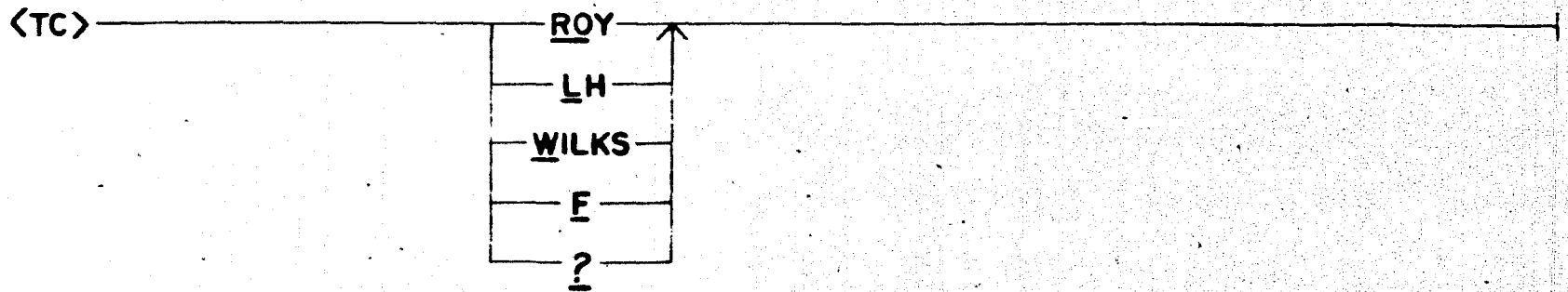
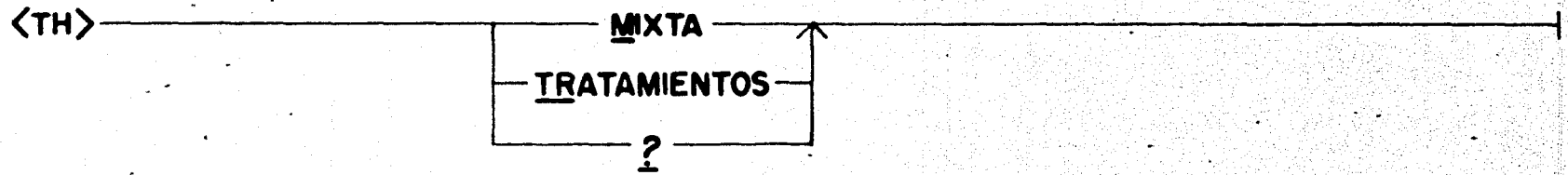
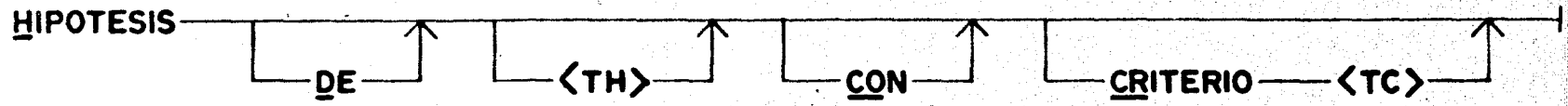
```
R(IM80)MANOVA
```

Los resultados salen, por default, por impresora, pero si se quieren por terminal se da la siguiente instrucción

R(IMBO)MANOVA; FILE BYP(REMOTE,MAXRECSIZE=22)

Al empezar y cada vez que el usuario tenga que contestar algo, MANOVA escribe el caracter ">". Cada vez que MANOVA da un mensaje éste viene precedido por el caracter "*". No es necesario escribir los comandos inmediatamente después del caracter ">" .

Al final del listado de resultados viene una hoja donde aparecen todas las hipótesis y comentarios que el usuario ha hecho. Esto es para verificación del usuario sobre las pruebas de hipótesis realizadas y observar si le faltó alguna.



CRITERIO

<TC>

FIN

TERMINA



%

<COMENTARIO>

5.3.- Matriz de Diseño.

Overall y Spiesel (1969) dan una regla para construir la matriz de diseño. Supóngase un diseño con dos criterios de clasificación. Cada individuo pertenece a un nivel de A, un nivel de B y una combinación AB. La matriz de diseño se forma incluyendo $a-1$ columnas que representan los primeros $a-1$ niveles de A, $b-1$ columnas que representan los primeros $b-1$ niveles de B y $(a-1)(b-1)$ columnas representando las combinaciones de los primeros $a-1$ niveles de A con los primeros $b-1$ niveles de B.

La primera columna de la matriz de diseño se llena de 1 que corresponden al efecto de la media general. Se llenan las columnas asociadas con los efectos principales de A y B. Si un individuo pertenece a una de las primeras $a-1$ categorías de A se le asigna un 1 en esa columna y un cero en cualquier otra columna asociada con A. Si el individuo pertenece a la última categoría de A, se le asigna -1 en todas las $a-1$ columnas asociadas con el efecto principal A. De modo similar se hace para los individuos pertenecientes a las categorías de B. Las entradas en las columnas de la matriz de diseño asociadas con la interacción AB se obtienen como productos de las entradas en las columnas correspondientes de efectos principales. Por ejemplo, las

entradas en la columna encabezada por A_1B_1 se obtienen multiplicando las entradas correspondientes a las columnas A_1 y B_1 .

Ejemplo:

Se tiene un experimento factorial 2^{7-2} . (Row, Gnanadesikan & Srivastava 1971). Los 7 factores son denotados por A, B, C, \dots, G y las 7 respuestas $Y_1, Y_2, Y_3, \dots, Y_7$. La tabla 1 presenta los datos de este ejemplo.

El interés principal está centrado en las 12 interacciones de primer orden:

$AC, AG, BC, BG, CE, CF, CG, DE, DG, EF, EG, FG$

Las otras interacciones de primer orden y las interacciones de segundo y de tercer orden se usaron en el cálculo de la matriz de error.

La matriz de diseño constará de 32 renglones que es el número de casos y 20 columnas que son: el efecto de la media general, los 7 factores principales y las 12 interacciones de primer orden consideradas. La primera columna de la matriz de diseño corresponde a unos.

Fijémonos en la columna de tratamientos de la tabla 1.

El primer elemento, (1) corresponde al tratamiento con los 7 factores en su nivel bajo, por lo que se asigna, en la matriz de diseño, -1 a cada columna de efectos principales.

El segundo tratamiento corresponde a la combinación de niveles altos para factores AFG, se asigna en la matriz de diseño 1 en las columnas correspondientes a los efectos principales A, F, G y -1 en todos los demás. Así sucesivamente se asigna 1 en la correspondiente columna de los efectos principales que aparecen en cada tratamiento, y -1 en los demás.

Para las interacciones consideradas, se multiplican las columnas correspondientes de los efectos principales en cada interacción. Por ejemplo: para la interacción AC, se multiplican las columnas correspondientes a A y a C.

De esta manera se construye la matriz de diseño presentada en la tabla 2. Esta matriz es de rango completo, es decir 20.

La matriz C correspondiente a la hipótesis de no efecto

del factor A sería:

$$C_{1 \times 20} = [0, 1, 0, \dots, 0]$$

La hipótesis de no interacción entre los factores A y C sería:

$$C_{1 \times 20} = [0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 0, 1, 0, \dots, 0]$$

T A B L A N O . 1

TRAT.	Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7
(1)	16.7	6.40	11.50	38.0	53.00	5.40	3.13
AFG	16.2	3.70	11.20	38.0	20.85	5.90	3.46
BFG	16.4	4.20	9.58	35.0	14.50	2.95	1.97
AB	16.9	5.33	11.72	36.0	17.70	5.38	3.03
CG	17.0	4.26	11.79	38.0	10.40	5.22	3.28
ACF	17.0	7.97	10.84	37.0	48.20	5.33	3.20
BCF	17.2	4.20	10.00	37.0	17.00	4.90	3.01
ABCG	16.6	6.70	9.50	36.0	44.80	4.50	2.84
DF	16.2	5.72	9.00	34.5	14.20	3.15	2.03
ADG	16.1	6.71	9.24	38.0	15.21	3.06	2.10
BDG	16.3	6.80	11.50	36.0	21.60	5.70	3.35
ABDF	16.5	4.70	9.50	37.0	21.00	4.20	4.30
CDFG	16.8	6.00	10.60	38.5	39.48	4.70	3.11
ACD	16.3	5.70	9.70	38.0	14.80	4.20	2.18
BCD	17.0	7.20	10.64	38.0	60.70	5.17	3.28
ABCDG	17.2	8.09	10.71	39.0	37.95	5.66	2.94
EG	16.5	6.40	10.10	37.0	37.50	4.60	2.35
AEF	16.8	6.70	10.70	38.0	45.20	5.20	3.08
BEF	16.5	4.59	7.92	32.0	7.90	2.49	2.08
AREG	16.6	6.70	11.70	39.0	42.50	6.10	3.28
CE	16.8	4.74	10.55	39.0	18.75	3.84	2.56
ACEFG	17.0	6.78	9.83	37.0	26.30	4.90	2.19

BCEFG	17.6	5.60	10.30	35.0	43.20	4.30	2.76
ABCE	16.5	5.60	8.60	34.0	16.90	3.50	1.89
DEFG	16.5	5.80	9.22	37.0	27.10	3.24	1.96
ADE	16.6	6.17	9.67	37.0	32.00	3.79	2.98
BDE	17.2	7.90	11.60	39.0	51.60	5.80	3.00
ABDEFG	16.5	4.60	10.00	39.0	19.70	5.30	2.40
CDEF	16.8	6.50	10.70	39.0	42.45	5.60	3.40
ACDEG	16.8	8.10	10.60	40.0	66.30	6.20	3.25
BCDEG	16.9	4.58	11.02	40.0	18.75	5.47	3.52
ABCDEF	17.2	7.87	11.24	40.0	36.99	4.77	2.97

T A B L A N O . 2

1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1
1	1	-1	-1	-1	-1	1	1	-1	1	1	-1	1	-1	-1	1	-1	-1	-1	1
1	-1	1	-1	-1	-1	1	1	1	-1	-1	1	1	-1	-1	1	-1	-1	-1	1
1	1	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	1	1	1	1	1	1	1	1
1	-1	-1	1	-1	-1	-1	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	1	1	-1	1	-1	-1
1	1	-1	1	-1	-1	1	-1	1	-1	-1	1	-1	1	-1	1	1	-1	1	-1
1	-1	1	1	-1	-1	1	-1	-1	1	1	-1	-1	1	-1	1	1	-1	1	-1
1	1	1	1	-1	-1	-1	1	1	1	1	1	-1	-1	1	1	-1	1	-1	-1
1	-1	-1	-1	1	-1	1	-1	1	1	1	1	1	-1	1	-1	-1	-1	1	-1
1	1	-1	-1	1	-1	-1	1	-1	1	1	-1	1	1	-1	-1	1	1	-1	-1
1	-1	1	-1	1	-1	-1	1	1	-1	-1	1	1	1	-1	-1	1	1	-1	-1
1	1	1	-1	1	-1	1	-1	-1	-1	-1	-1	1	-1	1	-1	-1	-1	1	-1
1	-1	-1	1	1	-1	1	1	-1	-1	-1	-1	-1	1	1	-1	1	-1	-1	1
1	1	-1	1	1	-1	-1	-1	1	-1	-1	1	-1	-1	-1	-1	-1	1	1	1
1	-1	1	1	1	-1	-1	-1	-1	1	1	-1	-1	-1	-1	-1	-1	1	1	1
1	1	1	1	1	-1	1	1	1	1	1	1	-1	1	1	-1	1	-1	-1	1
1	-1	-1	-1	-1	1	-1	1	1	-1	1	-1	-1	1	-1	-1	-1	-1	1	-1
1	1	-1	-1	-1	1	1	-1	-1	-1	1	1	-1	-1	1	-1	1	1	-1	-1
1	-1	1	-1	-1	1	1	-1	1	1	-1	-1	-1	-1	1	-1	1	1	-1	-1
1	1	1	-1	-1	1	-1	1	-1	1	-1	1	-1	1	-1	-1	-1	-1	1	-1
1	-1	-1	1	-1	1	-1	-1	-1	1	-1	1	1	-1	-1	-1	1	-1	-1	1
1	1	-1	1	-1	1	1	1	1	1	-1	-1	1	1	1	-1	-1	1	1	1
1	-1	1	1	-1	1	1	1	-1	-1	1	1	1	1	1	-1	-1	1	1	1

1	1	1	1	-1	1	-1	-1	1	-1	1	-1	1	-1	-1	-1	1	-1	-1	1
1	-1	-1	-1	1	1	1	1	1	-1	1	-1	-1	-1	-1	1	1	1	1	1
1	1	-1	-1	1	1	-1	-1	-1	-1	1	1	-1	1	1	1	-1	-1	-1	1
1	-1	1	-1	1	1	-1	-1	1	1	-1	-1	-1	1	1	1	-1	-1	-1	1
1	1	1	-1	1	1	1	1	-1	1	-1	1	-1	-1	-1	1	1	1	1	1
1	-1	-1	1	1	1	1	-1	-1	1	-1	1	1	1	-1	1	-1	1	-1	-1
1	1	-1	1	1	1	-1	1	1	1	-1	-1	1	-1	1	1	1	-1	1	-1
1	-1	1	1	1	1	-1	1	-1	-1	1	1	1	-1	1	1	1	-1	1	-1
1	1	1	1	1	1	1	-1	1	-1	1	-1	1	1	-1	1	-1	1	-1	-1

5.4.- Ejemplos.

El siguiente ejemplo fué tomado de Brown y Beerstecher (1951) y modificado por Smith, Gnanadesikan y Hughes (1962). Se clasifican los individuos por el peso del cuerpo en 4 grupos denotados por w_1, w_2, w_3 y w_4 . Se incluyeron 17 hombres en el estudio; la tabla 3 contiene la transpuesta de la matriz Y de observaciones. Se hicieron 13 medidas de muestras estutinas de orina tomadas de cada uno de los 17 sujetos en el estudio. Para la mayoría de los individuos, las determinaciones fueron hechas en 3 muestras de orina. Sin embargo, hay desequilibrio en los datos ya que hubo individuos para quienes todas las determinaciones estuvieron disponibles en 2 muestras de orina y un individuo para quien todas las determinaciones fueron hechas en una muestra de orina solamente. No existe ninguna dificultad por el hecho de que los datos sean desbalanceados ya que los resultados presentados en el capítulo 3 son completamente generales. Se decidió que 2 de las 13 medidas hechas eran covariables mientras que las 11 restantes eran respuestas.

Covariables:

X_1 = volumen en ml.

X_2 = (gravedad específica - 1) $\times 10^3$

Respuestas:

Y1= pH

Y2= coeficiente de creatinina

Y3= pigmento de creatinina

Y4= fosfato mg/ml

Y5= calcio mg/ml

Y6= fósforo mg/ml

Y7= creatinina mg/ml

Y8= cloruro mg/ml

Y9= boro mg/ml

Y10= colina mg/ml

Y11= cobre mg/ml

El modelo es:

$$Y' = A\beta + \varepsilon = Y^{(t)} = \mu^{(t)} + \omega^{(t)} + \beta_1 x_1^{(t)} + \beta_2 x_2^{(t)} + e^{(t)}$$

La matriz A se reparametrizó de manera que su rango=6=número de columnas de A. Así que la AI del capítulo 3 es la matriz A. En este caso ya no se hace ninguna

partición en la matriz de parámetros ξ ni en la matriz de hipótesis entre tratamientos C .

En la tabla 4 se presenta la matriz de diseño A y la matriz de parámetros ξ .

Por el momento se considera que la matriz M es la idéntica de orden 11 y en consecuencia $u=p=11$, ya que interesan las hipótesis del tipo "entre tratamientos", es decir, hipótesis de igualdad de tratamientos considerando todas las respuestas.

Sea

$$C_{\mu} = [1 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0]$$

la hipótesis $H_{0\mu}: C_{\mu}\xi = 0$ es la hipótesis nula de que el efecto de la media general es cero.

Si

$$C_w = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

la hipótesis $H_{0w}: C_w\xi = 0$ es la hipótesis nula de no diferencia entre grupos de peso.

Si

$$C_{\beta_1} = [0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 1 \ 0]$$

la hipótesis $H_{0\beta_1}: C_{\beta_1} \xi = 0$ es la hipótesis nula de que β_1 es cero para toda respuesta y similarmente para

$$C_{\beta_2} = [0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 0 \ 1]$$

Se anexa el listado de resultados al utilizar el programa MANOVA probando cada una de estas hipótesis con diferentes criterios.

En este mismo ejemplo, si se considera la matriz M como

$$M_{(11 \times 1)} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

la hipótesis $H_0: C_w \xi = 0$ es la hipótesis nula de que para la primera respuesta no hay diferencia significativa en grupos de peso. En este caso ya se trata de un análisis de varianza univariado y las matrices del error y de la hipótesis son números reales.

T A B L A N O . 3

Y1	Y2	Y3	Y4	Y5	Y6	Y7	Y8	Y9	Y10	Y11
5.70	4.67	17.60	1.50	0.104	1.50	1.88	5.15	8.40	7.50	0.14
5.50	4.67	13.40	1.65	0.245	1.32	2.24	5.75	4.50	7.10	0.11
6.60	2.70	20.30	0.90	0.097	0.89	1.28	4.35	1.20	2.30	0.10
5.70	3.49	22.30	1.75	0.174	1.50	2.24	7.55	2.75	4.00	0.12
5.60	3.49	20.50	1.40	0.210	1.19	2.00	8.50	3.30	2.00	0.12
6.00	3.49	18.50	1.20	0.275	1.03	1.84	10.25	2.00	2.00	0.12
5.30	4.84	12.10	1.90	0.170	1.87	2.40	5.95	2.60	16.80	0.14
5.40	4.84	12.00	1.65	0.164	1.68	3.00	6.30	2.72	14.50	0.14
5.40	4.84	10.10	2.30	0.275	2.08	2.68	5.45	2.40	0.90	0.20
5.60	4.48	14.70	2.35	0.210	2.55	3.00	3.75	7.00	2.00	0.21
5.60	4.48	14.80	2.35	0.050	1.32	2.84	5.10	4.00	0.40	0.12
5.60	4.48	14.40	2.50	0.143	2.38	2.84	4.05	8.00	3.80	0.18
5.20	3.48	18.10	1.50	0.153	1.20	2.60	9.00	2.35	14.50	0.13
5.20	3.48	19.70	1.65	0.203	1.73	1.88	5.30	2.52	12.50	0.20
5.60	3.48	16.90	1.40	0.074	1.15	1.72	9.85	2.45	8.00	0.07
5.80	2.63	23.70	1.65	0.155	1.58	1.60	3.60	3.75	4.90	0.10
6.00	2.63	19.20	0.90	0.155	0.96	1.20	4.05	3.30	0.20	0.10
5.30	2.63	18.00	1.60	0.129	1.68	2.00	4.40	3.00	3.60	0.18
5.40	4.46	14.80	2.45	0.245	2.15	3.12	7.15	1.81	12.00	0.13
5.60	4.46	15.60	1.65	0.422	1.42	2.56	7.25	1.92	5.20	0.15
5.30	2.80	16.20	1.65	0.063	1.62	2.04	5.30	3.90	10.20	0.12
5.40	2.80	14.10	1.25	0.042	1.62	1.84	3.10	4.10	8.50	0.30

5.50	2.80	17.50	1.05	0.030	1.56	1.48	2.40	2.10	9.60	0.20
5.40	2.57	14.10	2.70	0.194	2.77	2.56	4.25	2.60	6.90	0.17
5.40	2.57	19.10	1.60	0.139	1.59	1.88	5.80	2.30	4.70	0.16
5.20	2.57	22.50	0.85	0.046	1.65	1.20	1.55	1.50	3.50	0.21
5.50	1.26	17.00	0.70	0.094	0.97	1.24	4.55	2.90	1.90	0.12
5.90	1.26	12.50	0.80	0.039	0.80	0.64	2.65	0.72	0.70	0.13
5.60	2.52	21.50	1.80	0.142	1.77	2.60	6.50	2.48	8.30	0.17
5.60	2.52	22.20	1.05	0.080	1.17	1.48	4.85	2.20	9.30	0.14
5.30	2.52	13.00	2.20	0.215	1.85	3.84	8.75	2.40	13.00	0.11
5.60	3.24	13.00	3.55	0.166	3.18	3.48	5.20	3.50	18.30	0.22
5.50	3.24	10.90	3.30	0.111	2.79	3.04	4.75	2.52	10.50	0.21
5.60	3.24	12.00	3.65	0.180	2.40	3.00	5.85	3.00	14.50	0.21
5.40	1.56	22.80	0.55	0.069	1.00	1.14	2.85	2.90	3.30	0.15
5.30	1.56	16.50	2.05	0.222	1.49	2.40	6.55	3.90	6.30	0.11
5.20	1.56	18.40	1.05	0.267	1.17	1.36	6.60	2.00	4.90	0.11
5.80	4.12	12.50	5.90	0.093	3.80	3.84	2.90	3.00	22.50	0.24
5.70	4.12	8.70	4.25	0.147	3.62	5.32	3.00	3.55	19.50	0.20
5.50	4.12	9.40	3.85	0.217	3.36	5.52	3.40	5.20	1.30	0.31
5.40	2.14	15.00	2.45	0.418	2.38	2.40	5.40	1.81	20.00	0.17
5.40	2.14	12.90	1.70	0.323	1.74	2.48	4.45	1.88	1.00	0.15
4.90	2.03	12.10	1.80	0.205	2.00	2.24	4.30	3.70	5.00	0.19
5.00	2.03	13.20	3.65	0.348	1.95	2.12	5.00	1.80	3.00	0.15
4.90	2.03	11.50	2.25	0.320	2.25	3.12	3.40	2.50	5.10	0.18

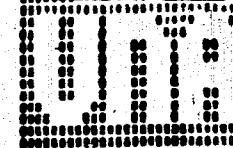
T A B L A N O . 4

1	1	0	0	205	24
1	1	0	0	160	32
1	1	0	0	480	17
1	1	0	0	230	30
1	1	0	0	235	30
1	1	0	0	215	27
1	1	0	0	215	25
1	1	0	0	190	30
1	1	0	0	190	28
1	1	0	0	175	24
1	1	0	0	145	26
1	1	0	0	155	27
1	0	1	0	220	31
1	0	1	0	300	23
1	0	1	0	305	32
1	0	1	0	275	20
1	0	1	0	405	18
1	0	1	0	210	23
1	0	1	0	170	31
1	0	1	0	235	28
1	0	1	0	185	21
1	0	1	0	255	20
1	0	1	0	265	15

ξ (6x11)

α ¹	α ²	α ³	α ⁴	α ⁵	α ⁶	α ⁷	α ⁸	α ⁹	α ¹⁰	α ¹¹
α ¹	α ²	α ³	α ⁴	α ⁵	α ⁶	α ⁷	α ⁸	α ⁹	α ¹⁰	α ¹¹
α ¹	α ²	α ³	α ⁴	α ⁵	α ⁶	α ⁷	α ⁸	α ⁹	α ¹⁰	α ¹¹
α ¹	α ²	α ³	α ⁴	α ⁵	α ⁶	α ⁷	α ⁸	α ⁹	α ¹⁰	α ¹¹
β ¹	β ²	β ³	β ⁴	β ⁵	β ⁶	β ⁷	β ⁸	β ⁹	β ¹⁰	β ¹¹
β ¹	β ²	β ³	β ⁴	β ⁵	β ⁶	β ⁷	β ⁸	β ⁹	β ¹⁰	β ¹¹

1	0	1	0	305	26
1	0	1	0	440	24
1	0	1	0	430	16
1	0	0	1	350	18
1	0	0	1	475	10
1	0	0	1	195	33
1	0	0	1	375	25
1	0	0	1	160	35
1	0	0	1	240	33
1	0	0	1	205	31
1	0	0	1	270	34
1	0	0	1	475	16
1	0	0	1	430	31
1	0	0	1	490	28
1	-1	-1	-1	105	32
1	-1	-1	-1	115	25
1	-1	-1	-1	97	28
1	-1	-1	-1	325	27
1	-1	-1	-1	310	23
1	-1	-1	-1	245	25
1	-1	-1	-1	170	26
1	-1	-1	-1	220	34



***** PROBLEMA NUMERO: 1 *****

TITULO DEL PROBLEMA: EJEMPLO TOMADO DE SMITH, GHANAFSIKAN AND HUGHES (1962)

NUMERO DE OBSERVACIONES: 45

NUMERO DE RESPUESTAS: 11

NUMERO DE PARAMETROS: 6

NOMBRE DEL ARCHIVO DE DATOS: DATOS/HAANOVA



ESTADISTICA DE PUNTO PARA CRITERIO ROY: 0.91704

GRADOS DE LIBERTAD: S= 1 M= 4.500 N= 13.500



LAMBDA= 0.07541

ESTADISTICA DE PRUEBA PARA CRITERIO WILKS: 90.10301

GRADOS DE LIBERTAD DE LA JI CUADRADA: 33

JI CUADRADA CON 33 GRADOS DE LIBERTAD= 47.39996 NIVEL DE SIGNIFICANCIA= 0.950

*****SE RECHAZA LA HIPOTESIS*****

ESTADISTICA DE PRIERA F: 2.9505°

F CON 11.00 29.00 GRADOS DE LIBERTAD= 2.1379 NIVFL DE SIGNIFICANCIA= 0.950

*****SI RECHAZA LA HIPOTESIS*****





ESTADISTICA DE PUEBRO PARA CRITERIO LH: 124.69533

GRADOS DE LIBERTAD DE LA JI CUADRADA: 11

J1 CUADRADA CON 11 GRADOS DE LIBERTAD: 19.0752 NIVEL DE SIGNIFICANCIA: 0.950

*****SE RECHAZA LA HIPOTESIS*****

*** AHORA USANDO HIPOTESIS MIXTA PARA PROBAR QUE PARA LA PRIMERA
VA. RESPUESTA NO HAY DIFERENCIA ENTRE GRUPOS DE PESO
>HIPOTESIS MIXTA CON CRITERIO POY



***** PROBLEMA NUMERO: 2 *****

TITULO DEL PROBLEMA: MISMO EJEMPLO CON HIPOTESIS MIXTA

NUMERO DE OBSERVACIONES: 45

NUMERO DE RESPUESTAS: 11

NUMERO DE PARAMETROS: 6

RANGO DE LA MATRIZ DE HIPOTESIS ENTRE RESPUESTAS: 1

NOMBRE DEL ARCHIVO DE DATOS: DATOS/IIANOVA



HATPIZ DEL ERPOP

2.98486

HIPOTESIS NUMERO: 1

MATRIZ DE HIPOTESIS ENTRE TRATAMIENTOS

0.00	1.00	0.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	1.00	0.00	0.00	0.00
0.00	0.00	0.00	1.00	0.00	0.00

MATRIZ DE BIDA A LA HIPOTESIS NUMERO: 1

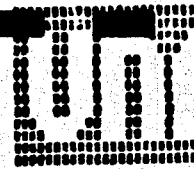
0.56570

ESTADISTICA DE PRIERA PARA CRITERIO ROY: 0.18236

GRADOS DE LIBERTAD: $S = \bar{i}$ $M = 0.500$ $N = 13.500$



>HIPOTESIS DE TRATAMIENTOS CON CRITERIO ROY
>LA HIPOTESIS ANTERIOR ES QUE EL EFECTO DE LA MEDIA GENERAL
>ES CERO PARA TODAS LAS RESPUESTAS.
>LA SIGUIENTE HIPOTESIS ES DE NO DIFERENCIA ENTRE GRUPOS DE PESO
>CRITERIO WILKS
>HIPOTESIS DE QUE EL EFECTO DE LA COVARIABLE X1 ES CERO
>CRITERIO F
>HIPOTESIS DE QUE EL EFECTO DE LA COVARIABLE X2 ES CERO
>CRITERIO LI
>ANOVA USANDO HIPOTESIS MIXTA PARA PROBAR QUE PARA LA PRIMERA
>RESPUESTA NO HAY DIFERENCIA ENTRE GRUPOS DE PESO
>HIPOTESIS MIXTA CON CRITERIO ROY
>FIN



A P E N D I C E 1

REGIN

OFFINE

MAX
LII:
SALT
HAZ(I,J,K,L)
CERD(C,H,N)

```

= 508,
= 998,
WRITE(BYP (SKIP 1))
FOR I = J STEP N UNTIL L$,
HAZ(I,0,1,1) DO
REPLACE POINTER(CLI,*) BY 0 FOR
(N) WORDS$

```

LSCRIE(N)

```

= BEGIN
REPLACE MENSAJE BY " " FOR 80)
REPLACE MENSAJE BY " ",N)
WRITE(BYE,80,MENSAJE))
END ESCRIBER$

```

TITUL

```

= BEGIN
EBCDIC ACRAY X(0:131))
REPLACE X BY " " FOR 132)
ESCRIBE("TITULO DEL PROBLEMA?"))
REPLACE MENSAJE BY " " FOR 84)
PROMPT)
READ(HELLO,84,MENSAJE)(EXIT))
REPLACE X BY " " FOR 14) TITULO DEL"
MENSAJE FOR 84)
WRITE(BYP, <4(/)>))
WRITE(BYP, 132, X))
WRITE(BYP (SPACE 2))
END TITUL$

```

FILE

LOG (KIND=PRINTER,MAXRECSIZE=132,UNITS=1)
HELLO (KIND=REMOTE,UNITS=1,MAXRECSIZE=256,FILETYPE=3),
BYP (KIND=PRINTER),
DISC (KIND=DISK,MAXRECSIZE=14,BLOCKSIZE=420),
BYE (KIND=REMOTE,UNITS=1,MAXRECSIZE=80)

INTEGER

I,
J,
K,
L,
S,
O,
N,
NUM,
PROBLEMA,
NUMERO)

INDICE
IND: DE RESPUESTAS
RENGLONES DE LA MATRIZ A
GRADOS DE LIBERTAD
IND: DE MUESTRA
IND: DE PRUEBAS
IND: DE PROBLEMA
IND: DE HIPOTESIS

REAL

TRAZA,
CHUAX,
ESTAD1,
ESTAD2,
LAMBDA,
NU1,
ALFA,

TRAZA
DISTRIBUYE COMO F
GENVALOR MAXIMO
ESTADISTICA DE PRUEBA
ESTADISTICA DE PRUEBA LH
ESTADISTICA DE PRUEBA WILKS
PARA PRUEBA WILKS
GRADOS DE LIBERTAD
NIVEL DE SIGNIFICANCIA

00100100
00100200
00100300
00100400
00100500
00100600
00100700
00100800
00100900
00101000
00101100
00101200
00101300
00101400
00101500
00101600
00101700
00101800
00101900
00102000
00102100
00102200
00102300
00102400
00102500
00102600
00102700
00102800
00103000
00103100
00103200
00103300
00103400
00103500
00103600
00103700
00103800
00103900
00104000
00104100
00104200
00104300
00104400
00104500
00104600
00104800
00104900
00105000
00105100
00105200
00105300
00105400
00105500
00105600
00105700
00105800

NUM2)
PRINTER
PT)
EBCDIC ARRAY
MENSAJE(0179),
BUFF(01255),
NUM,
NOMBRE(0183))

ARRAY
INDICE,
INDICE1(011))

BOOLEAN
BOC,
BOC1)

DEFINE
INTERROGACIONV # 0
CONV # 1
CRITERIOSV # 2
DEV # 3
EXPLICAV # 4
TV # 5
HIPOTESISV # 6
LIV # 7
MIXTAV # 8
RESPUESTASV # 9
RLV # 10
TERMINAV # 11
TRATAHIENTOSV # 12
MIXSV # 13
RANG(X,Y) # 14
COR(X,Y) # 15
XOR(X,Y) # 16
RIF # 17
MASK(X) # 18
LESS(A,B) # 19
BRIG(C(X) # 20
FRONT # 21
LASTOF # 22

LABEL
AGAIN,
EXIT)

INTEGER
SIZEKEYS,
NCHAR,
COMMAND)

VALU ARRAY
KLYS(,
"CC1",
"CITER",
"UL",

XGRADOS DE LIBERTAD

XANALIZA COMANDOS DE ENTRADA

X
X

X PARA EL NOMBRE DEL ARCHIVO DE DATOS
X PARA EL NOMBRE DEL ARCHIVO DE DATOS

X PARA IDENTIFICACION DE
X HIPOTESIS Y CRITERIOS

X PARA IDENTIFICACION DE
X NUEVO PROGRAMA

X ESTOS DEFINES REPRESENTAN LOS COMANDOS

IF X THEN Y ELSE FALSE,
IF X THEN TRUE ELSE Y,
REAL(S (BOOLEAN(X) EQV BOOLEAN(Y))) #,
REAL(S FALSE) #,
REAL(BOOLEAN(X) AND BOOLEAN(MSK)) #,
(IF V1 IS (A) IS V2 IS (B) THEN FALSE ELSE
BOOLEAN(V2 * (FIRSTONE(XOR(V1,V2))-1))) #,
IF SEARCH # X THEN SEARCH #,
WRITE(BYE|STOP), <">" #)

X SIZE(KEYS) = 1
X NUMERO DE CARACTERES QUE FALTAN POR ANALIZAR
X SE REFIERE AL # QUE IDENTIFICA EL COMANDO

00105900
00106000
00106100
00106200
00106300
00106400
00106500
00106600
00106700
00106800
00106900
00107000
00107100
00107200
00107300
00107400
00107500
00107600
00107700
00107800
00107900
00108000
00108100
00108200
00108300
00108400
00108500
00108600
00108700
00108800
00108900
00109000
00109100
00109200
00109300
00109400
00109500
00109600
00109700
00109800
00109900
00110000
00110100
00110200
00110300
00110400
00110500
00110600
00110700
00110800
00110900
00111000
00111100
00111200
00111300
00111400
00111500
00111600
00111700
00111800
00111900


```

READ(HELLLO,255,BUFF)(EXIT))
REPLACE X BY ">" ,BUFF FOR 131)
WRITE(LOC,132,X)) X LOG DE LA SESION
END READ(CARD) 132,X)) X SE ESCRIBEN LOS COMANDOS PARA IDENTIFICACION

```

```

REAL PROCEDURE BINSEARCH(OBJ,MSK,AA,MAX))
VALUE OBJ,MSK,MAX) REAL OBJ,MSK,MAX) ARRAY AA(0))
BEGIN
REAL MIN,T1,T2,V1,V2,K,M)
OBJ := MASK(OBJ))
M := MAX)
WHILE MAX - MIN > 1 DO
BEGIN
T1 := MASK(AA(T2 := (MAX+MIN) DIV 2))
IF LESS(OBJ,T1) THEN MAX := T2 ELSE MIN := T2)
END WHILE)
K := IF OBJ IS MASK(AA(MIN)) THEN MIN ELSE -1)
WHILE AND((K < M), (MASK(AA(K+1)) IS OBJ)) DO K := * + 1)
END BINSEARCH)

```

```

INTEGLI. PROCEDURE SEARCH)
BEGIN
TRUTHSET PERMISSIBLES("0123456789" OR "2" OR
"ABCDEFGHIJKLMNPOQRSTUVWXYZ"),
REAL I,K,MASK,ZIZE)
ARRAY AA(0))
POINTER PA)
COMMENT

```

EL PROCEDURE SEARCH BUSCA EN LA LISTA DE KEYS LA QUE MAS SE PAREZCA A LA DADA EL USUARIO, REGRESE LA QUE
-2 : EL COMANDO ES AMBIGUO.
-1 : EL COMANDO NO EXISTE.
N >= 0 : EL INDICE DEL COMANDO.

EL ALGORITMO DE BUSQUEDA ES COMO SIGUE, BUSQUESE EN LA TABLA EL PRIMER ELEMENTO QUE COINCIDA CON LA CLAVE DADA POR EL USUARIO EN EL NUMERO DE CARACTERES DADOS.

LUEGO CHEQUE EL CASO DE QUE HAYA VARIOS QUE COINCIDAN Y REGRESE EL INDICE DEL QUE TENGA MAYOR PRIORIDAD, SI HAY MAS DE UNO CON LA MISMA PRIORIDAD, REGRESE -2. SI NO HAY NINGUNO QUE COINCIDA REGRESE -1.

COMO LA TABLA ESTA EN ORDEN ALFABETICO (EBCDIC) SE PUEDE USAR BINSEARCH)

```

IF PT = "X" THEN GO AGAIN)
K := -1)
REPLACE PA := POINTER(A) BY " " FOR 6)
SCAN PT FOR I IN CHAR WHILE IN PERMISSIBLES)
ZIZE := MIN(6, NCHAR-1))
IF ZIZE > 0 THEN X ELSE NO COMMAND
BEGIN
REPLACE PA BY FT FOR ZIZE)
SCAN PT:PT + (NCHAR-1) FOR NCHAR:1 WHILE = " "
MASK := 0 & RNF(147) ZIZE=8))
K := BINSEARCH(A(0),MASK,KEYS(0),SIZEKEYS))
IF K > 0 THEN X NOW K IS THE INDEX OF THE FIRSTONE

```

00118100
00118200
00118300
00118400
00118500
00118600
00118700
00118800
00118900
00119000
00119100
00119200
00119300
00119400
00119500
00119600
00119700
00119800
00119900
00120000
00120100
00120200
00120300
00120400
00120500
00120600
00120700
00120800
00120900
00121000
00121100
00121200
00121300
00121400
00121500
00121600
00121700
00121800
00121900
00122000
00122100
00122200
00122300
00122400
00122500
00122600
00122700
00122800
00122900
00123000
00123100
00123200
00123300
00123400
00123500
00123600
00123700
00123800
00123900
00124000
00124100


```

BEGIN
  I := K - 1;
  WHILE REAL(BOOLEAN(KEYS(I)) AND BOOLEAN(MASK)) IS
    REAL(BOOLEAN(ALG)) AND BOOLEAN(MASK) DO
    * ESTO SIEMPRE VA A FALLAR PARA KEYS(I)
    IF PRIORITY(I) = PRIORITY(K) THEN
    BEGIN
      K := -2;
      I := 0;
    END
    ELSE
    IF PRIORITY(I) > PRIORITY(K) THEN
    BEGIN
      K := I;
      I := I - 1;
    END ELSE I := I + 1;
  END;
END;
ELSE
  K := -1;
COMMAND := IF K < 0 THEN K ELSE INDEX(K);
SEARCH := COMMAND;
END SEARCH;

PROCEDURE EXPLICA;
BEGIN
  WRITE(CBYE, <
    "EXISTEN LOS SIGUIENTES COMANDOS:"/
    "EXPLICA          GENERA ESTE LISTADO"/
    "HIPOTESIS        GENERA UN NUEVO PROBLEMA"/
    "DE                OPCIONAL"/
    "TRATAMIENTOS     SE REFIERE A QUE LA HIPOTESIS"/
    "MIXTA            SE REFIERE A TRATAMIENTOS MIXTAS"/
    "CON              OPCIONAL"/
    "CRITERIO         OPCIONAL"/
    "ROY              CRITERIO ROY"/
    "LH               CRITERIO LANLEY-HOTELLING"/
    "MILKS            CRITERIO MILKS"/
    "F                CRITERIO F"/
    "X               PARA COMENTARIOS"/
    "FIN O TERMINA   PARA TERMINAR"/
    "HIPOTESIS ?     ESCRIBE LA ULTIMA FORJA DE"/
    "CRITERIO ?      ESCRIBE LA ULTIMA FORJA DE"/
    "                ESCRIBE EL ULTIMO TIPO DE"/
    "                CRITERIO QUE SE USO"/
  );
END EXPLICA;

PROCEDURE HELP(N); VALUE N; INTEGER N;
BEGIN
  ***** PUEDE DAR INV INDEX SI INDICE(I) NO ESTA DEFINIDO
  IF INDICE(N) < 0 THEN
  BEGIN
    ESCRIBE("NO DEFINIDO");
    CL AGAIN;
  END;
CASE N OF
  BEGIN
    0 : WRITE(CBYE, 10, MSGO[INDICE(0)-1]);
    1 : WRITE(CBYE, 8, MSGO[INDICE(1)-1]);
  ELSE : ESCRIBE("ALGO");

```

```

00124200
00124300
00124400
00124500
00124600
00124700
00124800
00124900
00125000
00125100
00125200
00125300
00125400
00125500
00125600
00125700
00125800
00125900
00126000
00126100
00126200
00126300
00126400
00126500
00126600
00126700
00126800
00126900
00127000
00127100
00127200
00127300
00127400
00127500
00127600
00127700
00127800
00127900
00128000
00128100
00128200
00128300
00128400
00128500
00128600
00128700
00128800
00128900
00129000
00129100
00129200
00129300
00129400
00129500
00129600
00129700
00129800
00129900
00130000
00130100
00130200

```

```

END CASE;
END HELP;
PROCEDURE CHECA(N); VALUE N; INTEGER N;
BEGIN
  IF INDICE1(N) = 4 THEN
    BEGIN
      HELP(N);
      GO AGAIN;
    END
  ELSE
    IF INDICE(N) <= 0 OR INDICE(N) > 4 THEN
      BEGIN
        CASE N OF
          BEGIN
            0: ESCRIBE("ERROR: HIPOTESIS NO ESPECIFICADA");
            1: ESCRIBE("ERROR: CRITERIO NO ESPECIFICADO");
          END CASE;
          GO AGAIN;
        END;
      END CHECA;

```

```

PROCEDURE HTXX(A,B,C); VALUE A,B,C; INTEGER A,B,C;
BEGIN
  INDICE1(0) := IF COMMAND = A THEN 1
                ELSE
                IF COMMAND = B THEN 2
                ELSE
                IF COMMAND = C THEN 3
                ELSE INDICE1(0);
  IF COMMAND = INTERROGACIONV THEN
    INDICE1(0) := 4
  BEGIN
    INDICE1(0) := 0;
    PROBLEMA := * + 1;
    WRITE(HP, <9(/), 44(" *"), XS, "PROBLEMA NUMERO : "
          14, XS, 44(" *"), 9(/)>, PROBLEMA);
  END;
  CHECA(0);
END HTXX;

```

```

PROCEDURE CRXX(A,B,C,D); VALUE A,B,C,D; INTEGER A,B,C,D;
BEGIN
  INDICE1(1) := IF COMMAND = A THEN 1
                ELSE
                IF COMMAND = B THEN 2
                ELSE
                IF COMMAND = C THEN 3
                ELSE
                IF COMMAND = D THEN 4
                ELSE
                INDICE1(1);
  INDICE1(1) := IF COMMAND = INTERROGACIONV THEN 4
  ELSE 0;
  CHECA(1);
END CRXX;

```

```

PROCEDURE SUMA(M,N,A,B,C); VALUE M,N;
INTEGER M,N;
ARRAY A,B,C(0,0);

```

00130300
00140400
00150500
00160600
00170700
00180800
00190900
00201000
00211100
00221200
00231300
00241400
00251500
00261600
00271700
00281800
00291900
00302000
00312100
00322200
00332300
00342400
00352500
00362600
00372700
00382800
00392900
00403000
00413100
00423200
00433300
00443400
00453500
00463600
00473700
00483800
00493900
00504000
00514100
00524200
00534300
00544400
00554500
00564600
00574700
00584800
00594900
00605000
00615100
00625200
00635300
00645400
00655500
00665600
00675700
00685800
00695900
00706000
00716100
00726200
00736300
00746400
00756500
00766600
00776700
00786800
00796900
00807000
00817100
00827200
00837300
00847400
00857500
00867600
00877700
00887800
00897900
00908000
00918100
00928200
00938300
00948400
00958500
00968600
00978700
00988800
00998900
01009000

```

BEGIN
  INTEGER I, J;
  M := * - 1;
  N := * - 1;
  FOR I := 0 STEP 1 UNTIL N DO
  FOR J := 0 STEP 1 UNTIL N DO
  C(I, J) := A(I, J) + B(I, J);
END SUMA;

```

%PCRQUE ENPIEZAN
 %EN CERO LAS MATRICES

```

PROCEDURE RESTA(M, N, A, B, C); VALUE M, N;
INTEGER M, N;
ARRAY A, B, C(0, 0);
BEGIN
  INTEGER I, J;
  M := * - 1;
  N := * - 1;
  FOR I := 0 STEP 1 UNTIL N DO
  FOR J := 0 STEP 1 UNTIL N DO
  C(I, J) := A(I, J) - B(I, J);
END RESTA;

```

```

PROCEDURE MULTIPLICA(M, N, P, A, B, C); VALUE M, N, P;
INTEGER M, N, P;
% A ES DE M X N, B DE N X P, C DE M X P
ARRAY A, B, C(0, 0);
BEGIN
  INTEGER I, J, K;
  M := * - 1;
  N := * - 1;
  P := * - 1;
  FOR I := 0 STEP 1 UNTIL M DO
  FOR K := 0 STEP 1 UNTIL P DO
  FOR J := 0 STEP 1 UNTIL N DO
  C(I, K) := * + A(I, J) * B(J, K);
END MULTIPLICA;

```

```

PROCEDURE TRANSPONE(M, N, A, B); VALUE M, N;
INTEGER M, N;
ARRAY A, B(0, 0);
BEGIN
  INTEGER I, J;
  M := * - 1;
  N := * - 1;
  FOR I := 0 STEP 1 UNTIL N DO
  FOR J := 0 STEP 1 UNTIL M DO
  B(I, J) := A(J, I);
END TRANSPONE;

```

```

PROCEDURE TRANSMULT(M, N, P, A, B); VALUE M, N, P;
INTEGER M, N, P;
ARRAY A, B(0, 0);
BEGIN
  ARRAY TEMP(0, N-1, 0, M-1);
  TRANSPONE(M, N, A, TEMP);
  CASE P OF
  BEGIN
    MULTIPLICA(M, N, M, A, TEMP, B);
    MULTIPLICA(N, M, N, TEMP, A, B);
  END;
END TRANSMULT;

```

0013 6400
 0013 6500
 0013 6600
 0013 6700
 0013 6800
 0013 6900
 0013 7000
 0013 7100
 0013 7200
 0013 7300
 0013 7400
 0013 7500
 0013 7600
 0013 7700
 0013 7800
 0013 7900
 0013 8000
 0013 8100
 0013 8200
 0013 8300
 0013 8400
 0013 8500
 0013 8600
 0013 8700
 0013 8800
 0013 8900
 0013 9000
 0013 9100
 0013 9200
 0013 9300
 0013 9400
 0013 9500
 0013 9600
 0013 9700
 0013 9800
 0013 9900
 0013 1000
 0013 1100
 0013 1200
 0013 1300
 0013 1400
 0013 1500
 0013 1600
 0013 1700
 0013 1800
 0013 1900
 0013 2000
 0013 2100
 0013 2200
 0013 2300
 0013 2400

```

PROCEDURE MULTESC(M,N,A,B,S); VALUE M,N,S;
INTEGER M,N;
REAL S;
ARRAY A,B(10,0);
BEGIN
  INTEGER I,J;
  M := * - 1;
  N := * - 1;
  FOR I := 0 STEP 1 UNTIL M DO
  FOR J := 0 STEP 1 UNTIL N DO
  B(I,J) := S * A(I,J);
END MULTESC;

$BEGINSEGMENT
REAL PROCEDURE DET(A,N); VALUE N; INTEGER N;
ARRAY A(10,0);
BEGIN
  REAL PRODUCT,FACTOR;
  LABEL ZEROCHECK,ZERO,RESUME,RETURN;
  ARRAY B(10,N-1,0,N-1);
  INTEGER COUNT,SSIGN,I,J,P,Y;
  N := * - 1;
  SSIGN := * PRODUCT := 1;
  FOR I := 0 STEP 1 UNTIL N DO
  REPLACE POINTER(B(I,*)) BY POINTER(A(I,*)) FOR (N + 1) WORDS;
  FOR R := 0 STEP 1 UNTIL N - 1 DO
  BEGIN
    COUNT := R - 1;
  ZEROCHECK:
    IF B(R,R) = 0 THEN GO TO RESUME;
    IF COUNT < N THEN
      COUNT := * + 1;
    ELSE
      GO TO ZERO;
    FOR Y := R STEP 1 UNTIL N DO
    B(COUNT + 1,Y) := READLOCK(B(COUNT + 1,Y),B(COUNT,Y));
    SSIGN := -SSIGN;
    GO TO ZEROCHECK;
  ZERO:
    DET := 0;
    GO TO RETURN;
  RESUME:
    FOR I := R + 1 STEP 1 UNTIL N DO
    BEGIN
      FACTOR := B(I,R) / B(R,R);
      FOR J := R + 1 STEP 1 UNTIL N DO
      B(I,J) := * - FACTOR * B(R,J);
    END;
  END;
  FOR I := 0 STEP 1 UNTIL N DO
  PRODUCT := * * B(I,I);
  DET := SSIGN * PRODUCT;
  RETURN;
END DET;
$ENDSEGMENT

PROCEDURE INVERT(A,N,AI); VALUE N;
INTEGER N;
ARRAY A,AI(10,0);
BEGIN
  INTEGER I,J,K,L;

```

```

00142500
00142600
00142700
00142800
00142900
00143000
00143100
00143200
00143300
00143400
00143500
00143600
00143700
00143800
00143900
00144000
00144100
00144200
00144300
00144400
00144500
00144600
00144700
00144800
00144900
00145000
00145100
00145200
00145300
00145400
00145500
00145600
00145700
00145800
00145900
00146000
00146100
00146200
00146300
00146400
00146500
00146600
00146700
00146800
00146900
00147000
00147100
00147200
00147300
00147400
00147500
00147600
00147700
00147800
00147900
00148000
00148100
00148200
00148300
00148400
00148500

```



```

NEXTROW:
IF ITCP = I THEN SWAPROWS;
I := I + 1;
IF I > M THEN GO OUT;
NEXTCOL:
J := J + 1;
IF J > N THEN GO OUT;
FOR K := I STEP 1 UNTIL M DO
A(K) := ABS(ATEMP(K,J));
ITOP := I - 1;
FINDEXT;
IF NEXTEL = 0 THEN GO TO NEXTCOL;
CONTINUA:
ITOP := INEXT;
TOPEL := NEXTEL;
FINDEXT;
IF NEXTEL = 0 THEN GO TO NEXTROW;
POLCE;
GO TO CONTINUA;
OUT:
RANGE := Y - 1;
END RANGE;
REAL PROCEDURE TRAZA(A,M); VALUE M; INTEGER N;
ARRAY A(0,0);
BEGIN
INTEGER I;
REAL J;
FOR I := 0 STEP 1 UNTIL M-1 DO
J := A(I,I);
TRAZA := J;
END TRAZA;

```

```

REAL PROCEDURE NORMAL(Z1); VALUE Z1; REAL Z1;
IF Z1 = 0 THEN NORMAL := 0.5;
ELSE
BEGIN
REAL TNO, Y1;
BOOLEAN SNO;
SNO := Z1 > 0;
Y1 := ABS(Z1);
TNO := 0.5 * Z1 * 71;
IF Z1 < 1.28 THEN
TNO := 0.5 - Z1 * (0.398942280444 - 0.399703436504 * Y1 / (Y1
+ 75.885480458 - 29.8213557008 / (Y1 + 2.62433121670
+ 48.6959930692 / (Y1 + 5.02885724038)))));
ELSE
BEGIN
TNO := 0.398942280385 * EXP(-Y1);
IF Y1 / Z1 = 0 THEN 0;
ELSE
Y1 / (Z1 - 0.000000036052 + 1.00000615302 / (Z1 +
0.00036064793 + 1.98615381364 / (Z1 - 0.151679110635
+ 5.29330324926 / (Z1 + 0.8385912808 - 15.1508972451 /
(Z1 + 0.742380924027 + 30.789933034 /
(Z1 + 3.90019417011))))));
END;
END;
IF SNO THEN
NORMAL := 1 - TNO;
ELSE
NORMAL := TNO;

```

```

00166900
00167000
00167100
00167200
00167300
00167400
00167500
00167600
00167700
00167800
00167900
00168000
00168100
00168200
00168300
00168400
00168500
00168600
00168700
00168800
00168900
00169000
00169100
00169200
00169300
00169400
00169500
00169600
00169700
00169800
00169900
00170000
00170100
00170200
00170300
00170400
00170500
00170600
00170700
00170800
00170900
00171000
00171100
00171200
00171300
00171400
00171500
00171600
00171700
00171800
00171900
00172000
00172100
00172200
00172300
00172400
00172500
00172600
00172700
00172800
00172900

```

END NORMAL;

REAL PROCEDURE JICUAD(AREA,F,ERROR);VALUE AREA,F,ERROR;
INTEGER F;
REAL AREA,ERROR;
BEGIN

REAL MEDIO,INF,SUP,AUX;
BOOLEAN INDIC,BIGX;

REAL PROCEDURE CHIPROB(X,F,BIGX);VALUE X,F,BIGX;

INTEGER F;
REAL X;
BOOLEAN BIGX;
BEGIN

LABEL WRONG;

REAL AUXCHI;

IF X < 0 OR F < 1 THEN GO TO WRONG

ELSE

IF F > 40 THEN

AUXCHI := NORMAL(-SORT(4.5 * F) *
((X / F) ** (1 / 3) + 2 / (9 * F) - 1))

ELSE

BEGIN

REAL A,Y,S;

BOOLEAN EVEN;

A := 0.5 * X;

EVEN := F MOD 2 = 0;

IF EVEN OR F > 2 AND ~BIGX THEN Y := EXP(-A);

S := IF EVEN THEN Y ELSE 0.5 * NORMAL(-SORT(X));

IF F > 2 THEN

BEGIN

REAL E,C,Z;

Y := 0.5 * (F - 1);

Z := IF EVEN THEN 1 ELSE 0.5;

IF BIGX THEN

BEGIN

E := IF EVEN THEN 0 ELSE 0.572364942925;

C := LN(A);

FOR Z := Z STEP 1 UNTIL X DO

BEGIN

E := LN(Z) + E;

S := EXP(C * Z - A - E) + S;

END;

AUXCHI := S;

END

ELSE

BEGIN

E := IF EVEN THEN 1 ELSE 0.564189583548 / SQRT(A);

C := 0;

FOR Z := Z STEP 1 UNTIL X DO

BEGIN

E := * * A / Z;

C := * + E;

END;

AUXCHI := C * Y + S;

END;

ELSE

AUXCHI := S;

END;

WRONG:

0017330000
0017331000
0017332000
0017333000
0017334000
0017335000
0017336000
0017337000
0017338000
0017339000
0017400000
0017410000
0017420000
0017430000
0017440000
0017450000
0017460000
0017470000
0017480000
0017490000
0017500000
0017510000
0017520000
0017530000
0017540000
0017550000
0017560000
0017570000
0017580000
0017590000
0017600000
0017610000
0017620000
0017630000
0017640000
0017650000
0017660000
0017670000
0017680000
0017690000
0017700000
0017710000
0017720000
0017730000
0017740000
0017750000
0017760000
0017770000
0017780000
0017790000
0017800000
0017810000
0017820000
0017830000
0017840000
0017850000
0017860000
0017870000
0017880000
0017890000
0017900000

```
CHIPROB := 1 - AUXCHI;
END CHIPROB;
```

```
INF := 0;
SUP := 84;
BIGX := FALSE;
```

```
DO
BEGIN
MEDIO := INF + (SUP - INF) / 2;
AUX := CHIPROB(MEDIO, BIGX);
IF ABS(AUX - AREA) <= ERROR THEN
BEGIN
INDIC := TRUE;
JICUAD := MEDIO;

```

```
END
ELSE
IF AUX > AREA THEN
SUP := MEDIO
ELSE
INF := MEDIO;
```

```
END UNTIL INDIC;
END JICUAD;
```

```
REAL PROCEDURE FDIS(AREA, V1, V2, ERROR);
VALUE AREA, V1, V2, ERROR;
INTEGER V1, V2;
REAL AREA, ERROR;
```

```
BEGIN
REAL MEDIO, INF, SUP, AUX;
BOOLEAN BS;
```

```
REAL PROCEDURE FISHER(V1, V2, X); VALUE V1, V2, X;
INTEGER V1, V2;
REAL X;
BEGIN
```

```
INTEGER A, G, I, J;
REAL W, Y, Z, P;
A := 2 * (V1 DIV 2) - V1 + 2;
G := 2 * (V2 DIV 2) - V2 + 2;
W := X * V1 / V2;
Z := 1 / (1 + W);
IF A = 1 THEN
BEGIN
```

```
IF B = 1 THEN
BEGIN
P := SORT(W);
Y := 0.3183098862;
Z := Y * Z / P;
P := 2 * Y * ARCTAN(P);

```

```
END
ELSE
BEGIN
P := SORT(W * Z);
D := 0.5 * P * Z / W;

```

```
END
ELSE
IF B = 1 THEN
BEGIN
P := SORT(Z);
D := 0.5 * Z * P;
```

00179100
00179200
00179300
00179400
00179500
00179600
00179700
00179800
00179900
00180000
00180100
00180200
00180300
00180400
00180500
00180600
00180700
00180800
00180900
00181000
00181100
00181200
00181300
00181400
00181500
00181600
00181700
00181800
00181900
00182000
00182100
00182200
00182300
00182400
00182500
00182600
00182700
00182800
00182900
00183000
00183100
00183200
00183300
00183400
00183500
00183600
00183700
00183800
00183900
00184000
00184100
00184200
00184300
00184400
00184500
00184600
00184700
00184800
00184900
00185000
00185100
00185200
00185300
00185400
00185500
00185600
00185700
00185800
00185900
00186000

```

P := 1 - P1
END
ELSE
BEGIN
D := Z * Z1
P := W * Z1
END
FOR J := 2 TO N / 2 STEP 2 UNTIL V2 DO
BEGIN
D := (1 + A / (J - 2)) * C * Z1
P := IF A = 1 THEN P + D * Y / (J - 1)
ELSE (P + W) * Z1
END
W := Z1
Z := Z / Z1
V2 := A + 2 STEP 2 UNTIL V1 DO
BEGIN
J := I + B1
D := Y * D * J / (I - 2)
P := P - Z * D / J1
END
FOR I := P:
FISHER := P:
END FISHER:
INF := 1:
IF AREA >= 0.7 AND AREA <= 0.995 THEN
IF AREA <= 0.9 THEN
SUP := IF V2 = 1 THEN 63.3
ELSE 9.43
ELSE
IF AREA <= 0.95 THEN
SUP := IF V2 = 1 THEN 250
ELSE 19.5
ELSE
IF AREA <= 0.975 THEN
SUP := IF V2 = 1 THEN 1020
ELSE 39.5
ELSE
IF AREA <= 0.99 THEN
SUP := IF V2 = 1 THEN 6370
ELSE 99.5
ELSE
IF AREA <= 0.995 THEN
SUP := IF V2 = 1 THEN 25500
ELSE 200:
DO
BEGIN
MEDIO := INF + (SUP - INF) / 2:
AUX := FISHER(V1, V2, MEDIO):
IF ABS(AUX - AREA) <= ERROR THEN
BEGIN
RS := TRUE:
FCIS := MEDIO:
END
ELSE
IF AUX > AREA THEN
SUP := MEDIO
ELSE
INF := MEDIO:
UNTIL RS:
END UNTIL RS:

```

```

00185200
00185300
00185400
00185500
00185600
00185700
00185800
00185900
00186000
00186100
00186200
00186300
00186400
00186500
00186600
00186700
00186800
00186900
00187000
00187100
00187200
00187300
00187400
00187500
00187600
00187700
00187800
00187900
00188000
00188100
00188200
00188300
00188400
00188500
00188600
00188700
00188800
00188900
00189000
00189100
00189200
00189300
00189400
00189500
00189600
00189700
00189800
00189900
00190000
00190100
00190200
00190300
00190400
00190500
00190600
00190700
00190800
00190900
00191000
00191100
00191200

```



```

RESIZE (YAB(I,*1,M))
HAZ(I,0,1,U-1) DO
RESIZE (SEI(I,*1,U))
HAZ(I,0,1,U-1) DO
RESIZE (SEINV(I,*1,U))
HAZ(I,0,1,P-1) DO
RESIZE (R(I,*1,U))
HAZ(I,0,1,U-1) DO
RESIZE (RP(I,*1,P))
HAZ(I,0,1,M-1) DO
RESIZE (BIT(I,*1,M))
NUMERO := 0
REPLACE NOMB BY " " FOR 132;
ESCRIBE ("NOMBRE DEL ARCHIVO DE DATOS?");
REPLACE NOM BY " " FOR 84;
PROMPT;
READ (HELLO,84,NOM) (EXIT);
REPLACE NOMB BY " " FOR 14, "NOMBRE DEL ARCHIVO DE ",
"DATOS: ",NOM FOR 84;
WRITE (BYP (SPACE 41));
WRITE (BYP,132,NOMB);
SALTA;
REPLACE NOMBRE BY " " FOR 84;
REPLACE NOMBRE BY NOM UNTIL " , , . ";
REPLACE DISCO, TITLE BY NOMBRE;
IF DISCO, RESIDENT THEN
DISCO.OPEN := TRUE
ELSE
BEGIN
ESCRIBE ("ARCHIVO NO PRESENTE");
GO AGAIN;
END;
HAZ (I,0,1,N-1) DO
READ (DISCO,/,YP(I,*));
HAZ (I,0,1,N-1) DO
READ (DISCO,/,ATI,*));
CLOSE (DISCO);
RAN := RANGO (A,N,M);
IF RAN " M THEN
BEGIN
ESCRIBE ("LA MATRIZ DISENO ES DE RANGO INCOMPLETO");
GO AGAIN;
END;
IF BOO THEN IDENT (R,U)
ELSE
BEGIN
ESCRIBE ("DAME LA MATRIZ DE HIPOTESIS ENTRE RESP.");
WRITE (BYE, "DE " ,13, " X" ,13>,F,U);
HAZ (I,0,1,P-1) DO
BEGIN
PROMPT;
READ (HELLO,/,HAZ (J,0,1,U-1) DO R (I,J)) (EXIT);
END;
END;
TRANSPONE (N,P,YP,Y);
MULTIPLICA (P,N,D,YP,YYP);
TRANSPONE (P,U,R,RP);
MULTIPLICA (U,P,D,RP,YYP,RPYYF);
MULTIPLICA (U,P,U,RPYYF,R,Y);
MULTIPLICA (P,N,M,Y,A,YA);
Z CALCULO DE SE X
ZSE CONSTRUYE Y
ZYYP=YY
ZRP=R
ZRPYYF=R'YY
ZYV=R'YY'P
ZYA=YA

```

```

00197400
00197500
00197600
00197700
00197800
00197900
00198000
00198100
00198200
00198300
00198400
00198500
00198600
00198700
00198800
00198900
00199000
00199100
00199200
00199300
00199400
00199500
00199600
00199700
00199800
00199900
00200000
00200100
00200200
00200300
00200400
00200500
00200600
00200700
00200800
00200900
00201000
00201100
00201200
00201300
00201400
00201500
00201600
00201700
00201800
00201900
00202000
00202100
00202200
00202300
00202400
00202500
00202600
00202700
00202800
00202900
00203000
00203100
00203200
00203300
00203400

```

```

TRANSMULT(N,M,1,A,APA);
INVERT(APA,M,B);
MULTIPLICA(P,M,H,YA,B,YAB);
TRANSPONE(P,H,YA,YAP);
MULTIPLICA(P,H,P,YAB,YAP,D);
MULTIPLICA(U,P,P,RP,D,RPD);
MULTIPLICA(U,P,U,RPD,R,RPDR);
RESTA(U,U,V,RPDR,SE);
WRITE(BYP,SPACE(2),<>//X57,"MATRIZ DEL ERROR",//>);
HAZ(I,0,1,U-1) DO
  WRITE(BYP,<12R11.5,//>,HAZ(J,0,1,U-1) DO SE(I,J));
SALTA;
INVERT(SE,U,SEINV);
BOOL := TRUE;
END BOOL;

```

```

XAPA=A'A
XB=(A'A)**-1
XYAB=YA(A'A)**-1
ZYAP=(YA)'=A'Y'
ZD=YA(A'A)**-1(A'Y'
XRPDR=R'D
XRPDR=R'DR
XSE=R'Y'Y'R=R'DB

```

00203500
00203600
00203700
00203800
00203900
00204000
00204100
00204200
00204300
00204400
00204500
00204600
00204700
00204800
00204900
00205000
00205100
00205200
00205300
00205400
00205500
00205600
00205700
00205800
00205900
00206000
00206100
00206200
00206300
00206400
00206500
00206600
00206700
00206800
00206900
00207000
00207100
00207200
00207300
00207400
00207500
00207600
00207700
00207800
00207900
00208000
00208100
00208200
00208300
00208400
00208500
00208600
00208700
00208800
00208900
00209000
00209100
00209200
00209300
00209400
00209500

```

NUMERO;
ESCRIBE("RANGO DE LA MATRIZ DE HIPOTESIS ENTRE TRAT.");
PROMPT;
READ(HELLO,/,S)(EXIT);
IF S <= 0 THEN GO AGAIN;
HAZ(I,0,1,S-1) DO
  RESIZE(C(I,*)M);
HAZ(I,0,1,M-1) DO
  RESIZE(CP(I,*)S);
HAZ(I,0,1,S-1) DO
  RESIZE(CBCP1(I,*)S);
HAZ(I,0,1,S-1) DO
  RESIZE(CBCP(I,*)S);
HAZ(I,0,1,M-1) DO
  RESIZE(L(I,*)S);
HAZ(I,0,1,S-1) DO
  RESIZE(CB(I,*)M);
HAZ(I,0,1,U-1) DO
  RESIZE(RPW(I,*)P);
HAZ(I,0,1,P-1) DO
  RESIZE(W(I,*)P);

```

XCALCULO DE SHX

```

WRITE(BYE,<*"DAME LA MATRIZ C DE",I3," X",I3," S",M);
HAZ(I,0,1,S-1) DO
  BEGIN
    PROMPT;
    READ(HELLO,/,HAZ(J,0,1,M-1) CC C(I,J))(EXIT);
  END;

```

```

WRITE(BYP,<>//"HIPOTESIS NUMEROS",I3,S(//>,NUMERO);
WRITE(BYP,<*"MATRIZ DE HIPOTESIS ENTRE TRATAMIENTOS",//>);
HAZ(I,0,1,S-1) DO
  WRITE(BYP,<*"F",I3," S",I3," M",HAZ(J,0,1,M-1) DO C(I,J));
TRANSPONE(S,M,C,CP);
MULTIPLICA(S,M,N,C,R,CR);
MULTIPLICA(S,M,S,CB,CP,CBCP);
INVERT(CRCP,S,CBCP1);
MULTIPLICA(P,S,S,CP,CBCP1,L);
MULTIPLICA(M,S,L,C,G);
TRANSPONE(P,N,YAB,YABP);
MULTIPLICA(P,M,H,YAB,G,H);
MULTIPLICA(P,N,P,H,YABP,W);
MULTIPLICA(U,P,P,RP,N,RPW);
MULTIPLICA(U,P,U,RPW,R,SH);
WRITE(BYP,SPACE(2),<5(//)X48,"MATRIZ DEBIDA A LA",I3," HIPOTESIS NUMEROS",I3,//>,NUMERO);

```

```

XCP=C
XCB=C(A'A)**-1
XCBCP=CRCP
XCBCP1=(CBC')**-1
XLC=(CBC')**-1
XG=C(CRCP)**-1
XYABP=(YAB)'
XSH=YABC(CBC')-IC
XZPW=(YAB)'
XZPW=R'N
XSH=R'NR

```



```

      "AD= " R10.5 " NIVEL DE SIGNIFICANCIA= ",
      FS.3> PS,JI,ALFA);
IF JI < ESTAD2 THEN
  WRITE(BYP,FFORM1)
ELSE
  WRITE(BYP,FFORM2);
SALTA;
END;
4: BEGIN X F
  REAL V1,V2,FD;
  Q := MIN(RANGO(R,P,U),RANGO(C,S,H));
  NU1 := (ABS(RANGO(C,S,H) - RANGO(R,P,U)) - 1) / 2;
  NU2 := (N - M - P - 1) / 2;
  TRA := TRAZA(T,U);
  F := (NU2 + 1) / (NU1 + 1) * TRA;
  WRITE(BYP,<5(//)>,X5,ESTADISTICA DE PRUEBA F: ",R9.5>,F);
  ESCRIBE("NIVEL DE SIGNIFICANCIA?");
  PROMPT;
  READ(HELLO,/,ALFA)(EXIT);
  V1 := 2 * NU1 + 3;
  V2 := 2 * NU2 + 3;
  FD := FDIS(ALFA,V1,V2,000001);
  WRITE(BYP,<7(//)>,X5," F CON 2F7.2, GRADOS DE LIBERTAD= ",
        FB.4," NIVEL DE SIGNIFICANCIA= ",FS.3>,
        V1,V2,FD,ALFA);
  IF F > FD THEN
    WRITE(BYP,FFORM1)
  ELSE
    WRITE(BYP,FFORM2);
  SALTA;
END;
ELSE: BEGIN
  ESCRIBE("ERROR, CRITERIO NO ESPECIFICADO");
  ESCRIBE("CRITERIO?");
  PROMPT;
  READACARD;
  SEARCH;
  CRXX(ROYV,LHV,WILKSV,FV);
  GO TO OTRO;
END;
END CASE;
END CALCLOMXT;

```

```

PROCEDURE LEE(BOO,BOOL); VALUE BOO; BOOLEAN BOO,BOOL;
BEGIN
  TITL;
  ESCRIBE("DAME NUMERO DE OBSERVACIONES, N");
  PROMPT;
  READ(HELLO,/,N)(EXIT);
  ESCRIBE("DAME NO. DE RESPUESTAS Y NO. DE PARAMETROS");
  PROMPT;
  READ(HELLO,/,P,M)(EXIT);
  IF N <= 0 OR P <= 0 OR M <= 0 THEN GO EXIT;
  WRITE(BYP,<8(//)>,X14,"NUMERO DE OBSERVACIONES:",I4,4(//),
        X14,"NUMERO DE RESPUESTAS:",I4,4(//),X14,
        "NUMERO DE PARAMETROS:",I4>,N,P,M);
  IF BOO THEN
    BEGIN
      ESCRIBE("DAME RANGO DE LA MATRIZ DE HIP. ENTRE RESP.");
      PROMPT;
      READ(HELLO,/,U)(EXIT);
    END;
  END;

```

00215700
 00215800
 00215900
 00216000
 00216100
 00216200
 00216300
 00216400
 00216500
 00216600
 00216700
 00216800
 00216900
 00217000
 00217100
 00217200
 00217300
 00217400
 00217500
 00217600
 00217700
 00217800
 00217900
 00218000
 00218100
 00218200
 00218300
 00218400
 00218500
 00218600
 00218700
 00218800
 00218900
 00219000
 00219100
 00219200
 00219300
 00219400
 00219500
 00219600
 00219700
 00219800
 00219900
 00220000
 00220100
 00220200
 00220300
 00220400
 00220500
 00220600
 00220700
 00220800
 00220900
 00221000
 00221100
 00221200
 00221300
 00221400
 00221500
 00221600
 00221700

A P E N D I C E 2

Chart 8

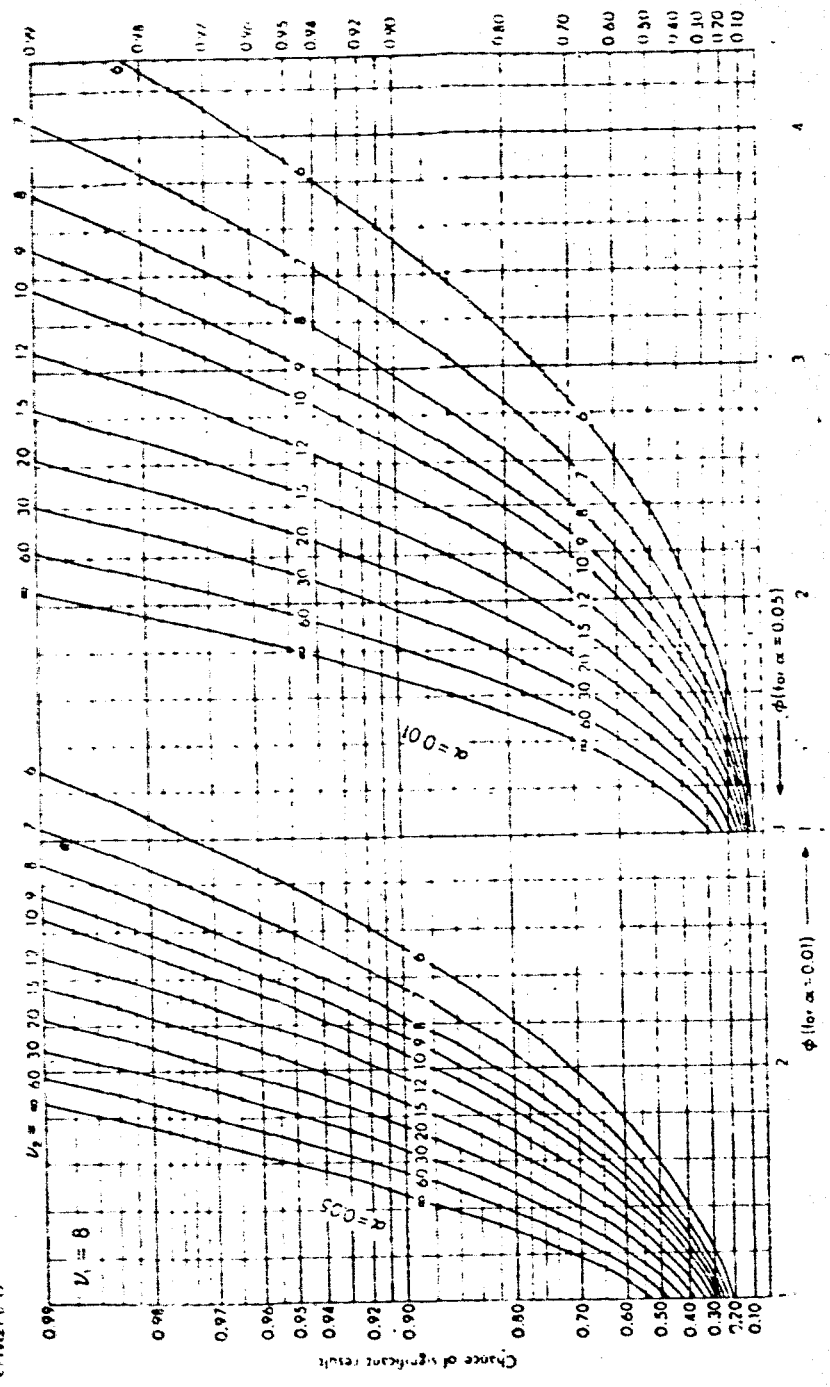
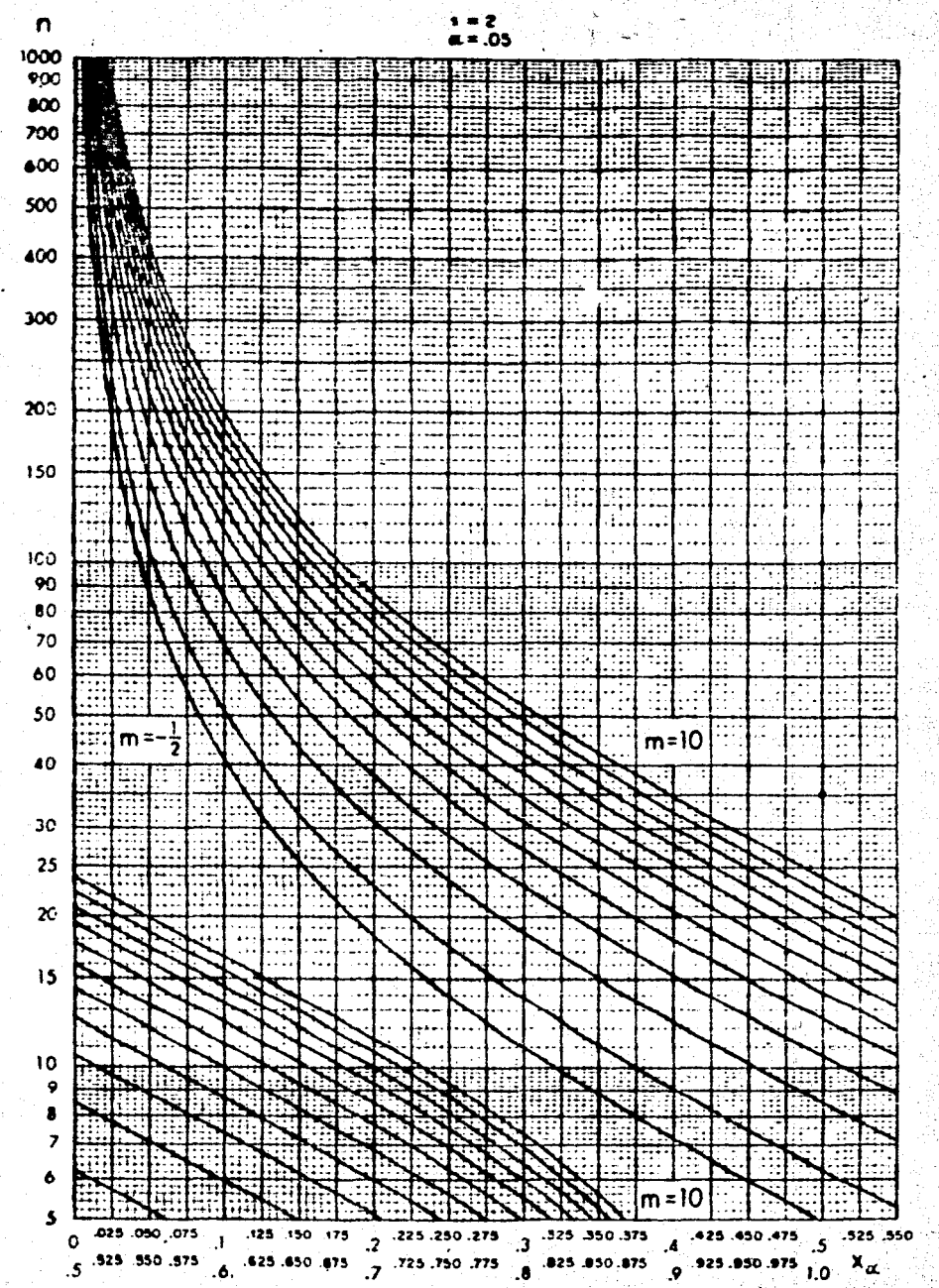


Chart 9



Reprinted from D. L. Heck: Charts of some upper percentage points of the distribution of the largest characteristic root, *The Annals of Mathematical Statistics*, vol. 31 (1960), pp. 625-642, with the permission of the author and the publisher.

Chart 19

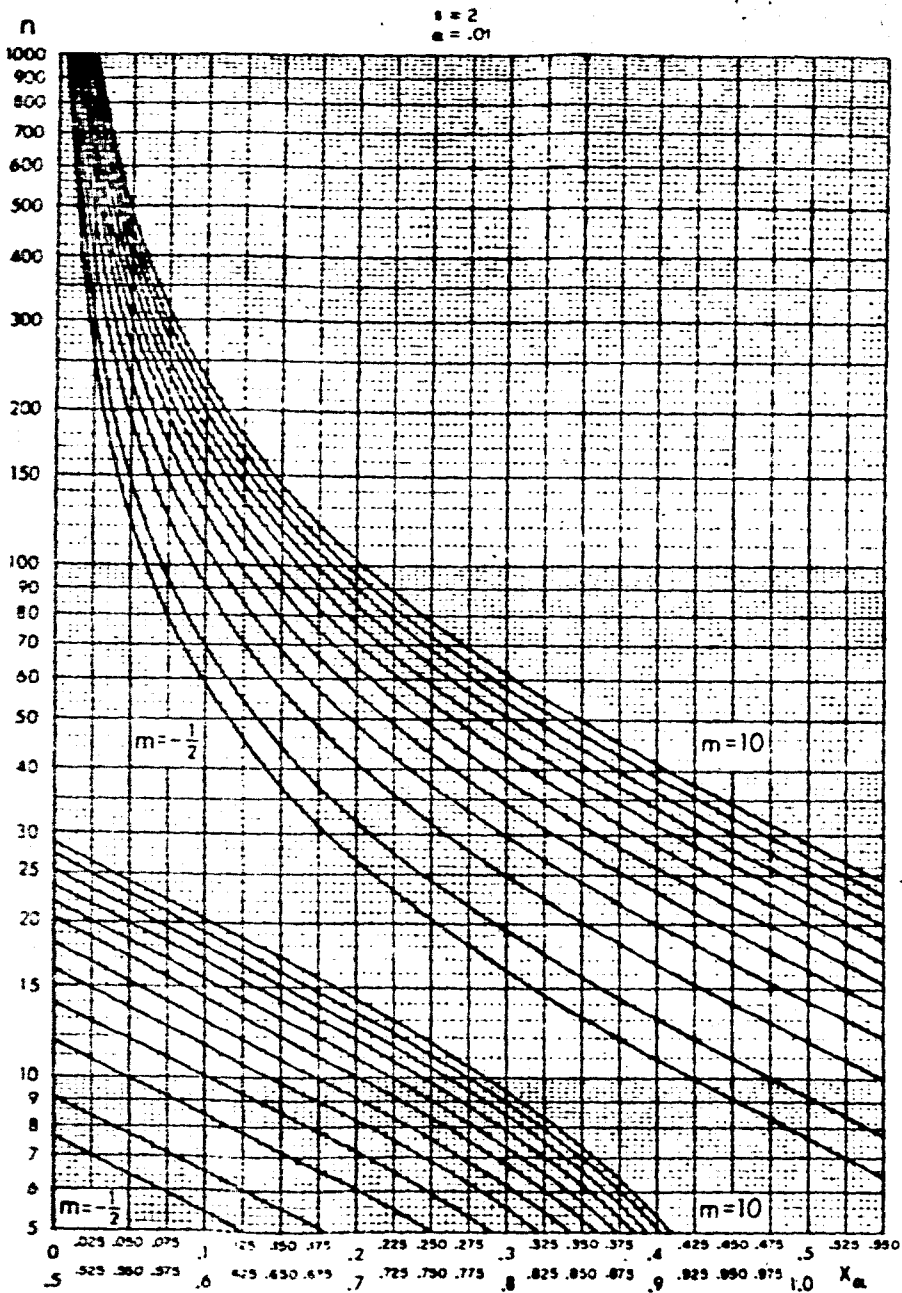


Chart 11

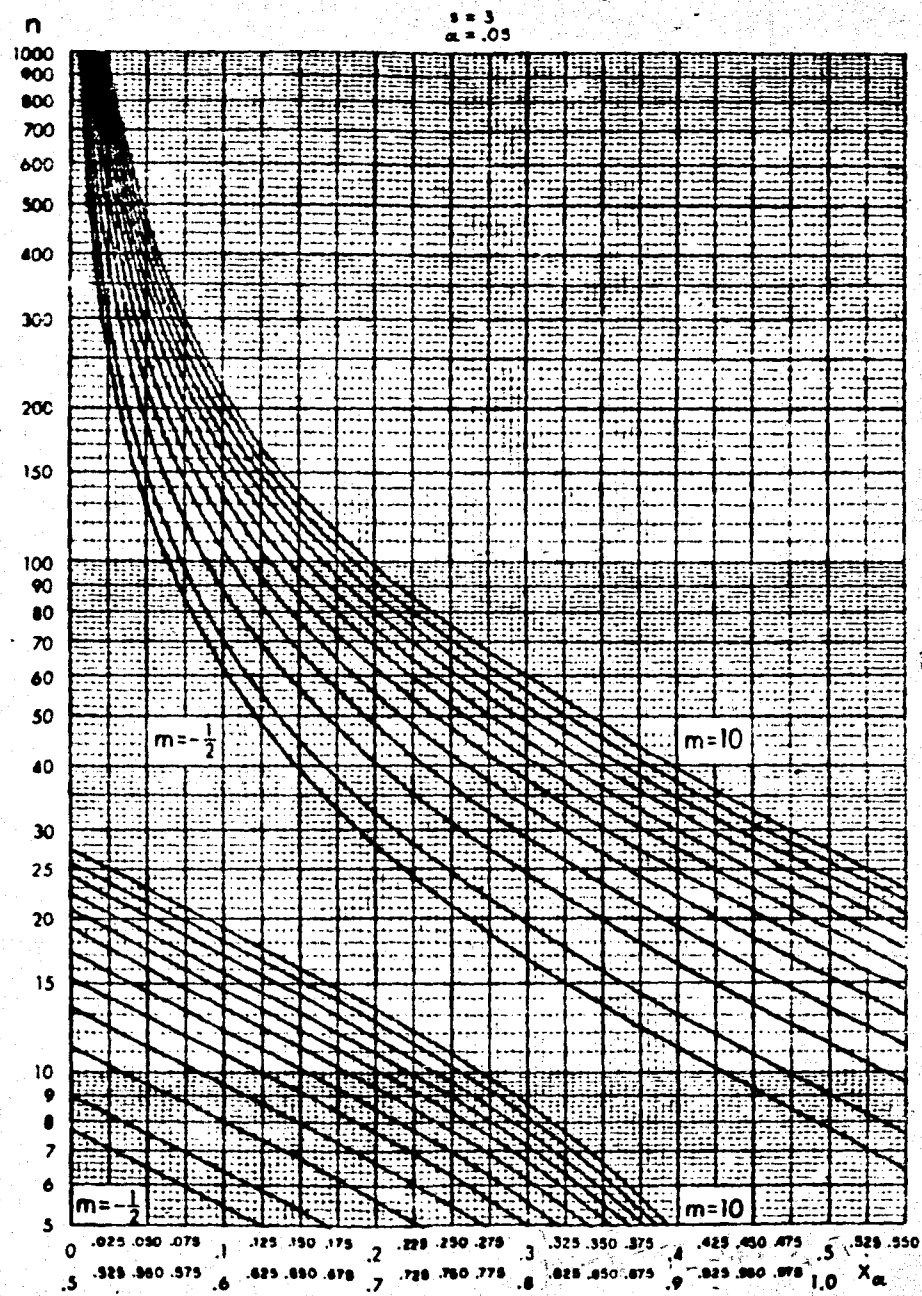


Chart 12

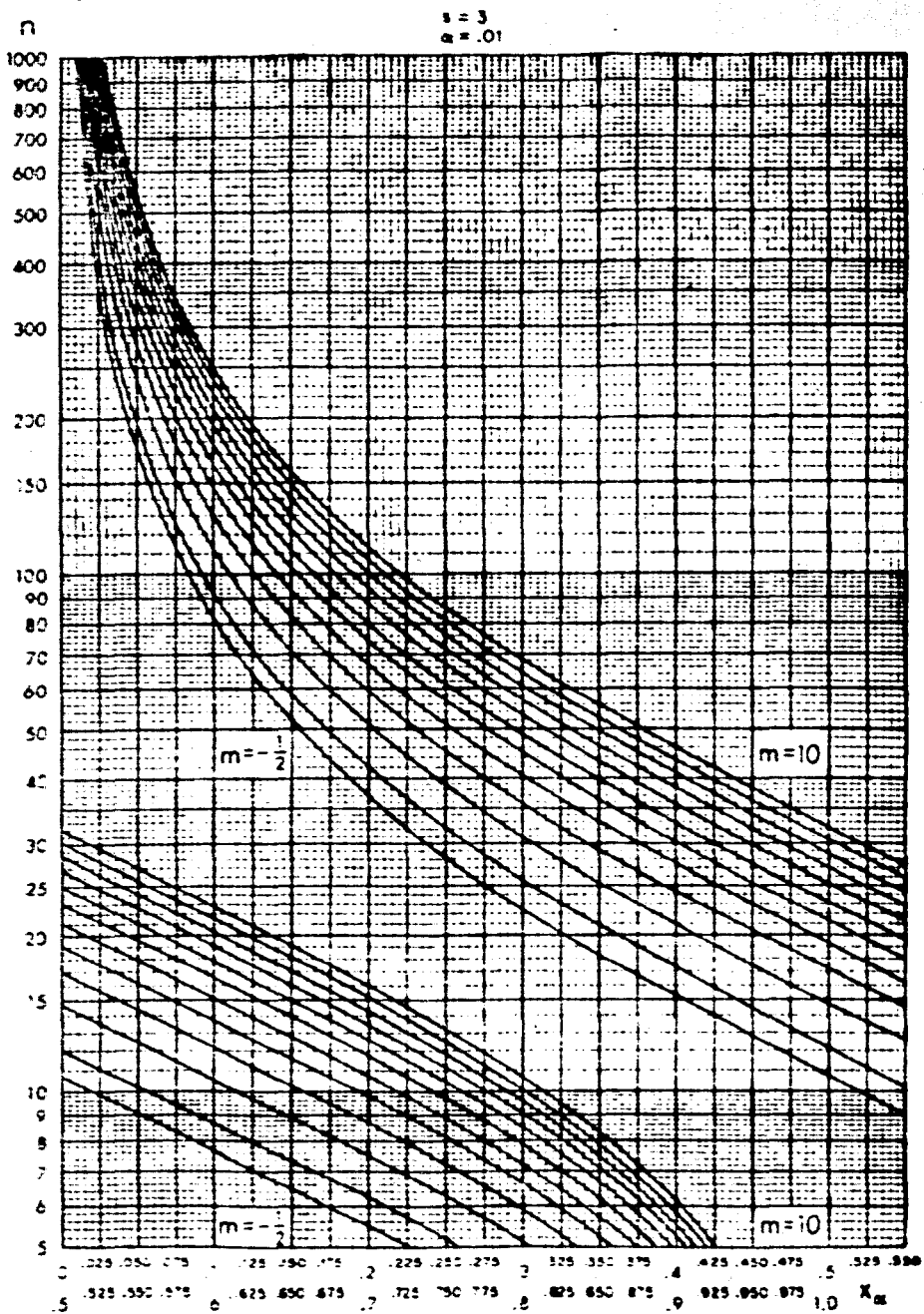


Chart 13

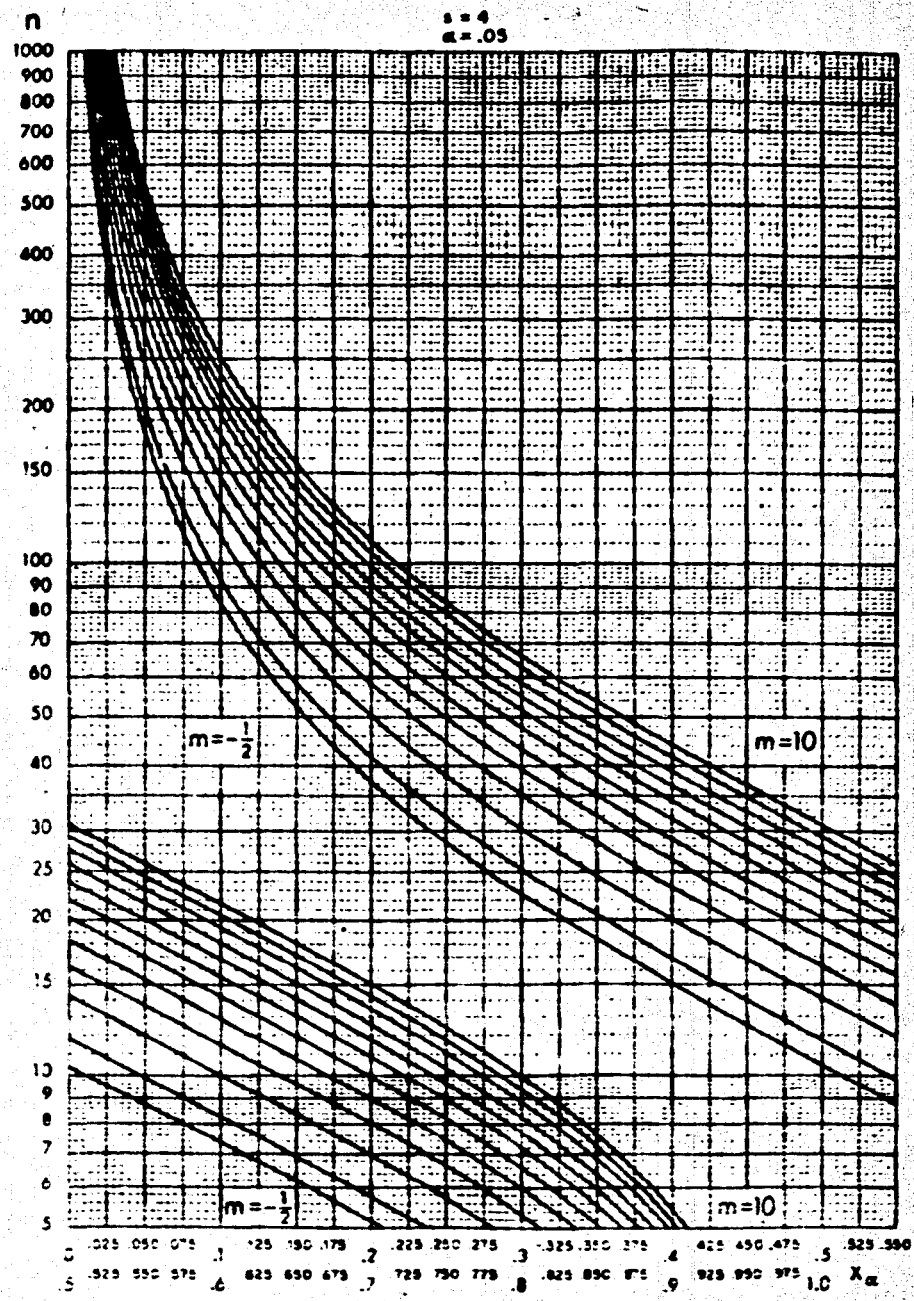


Chart 14

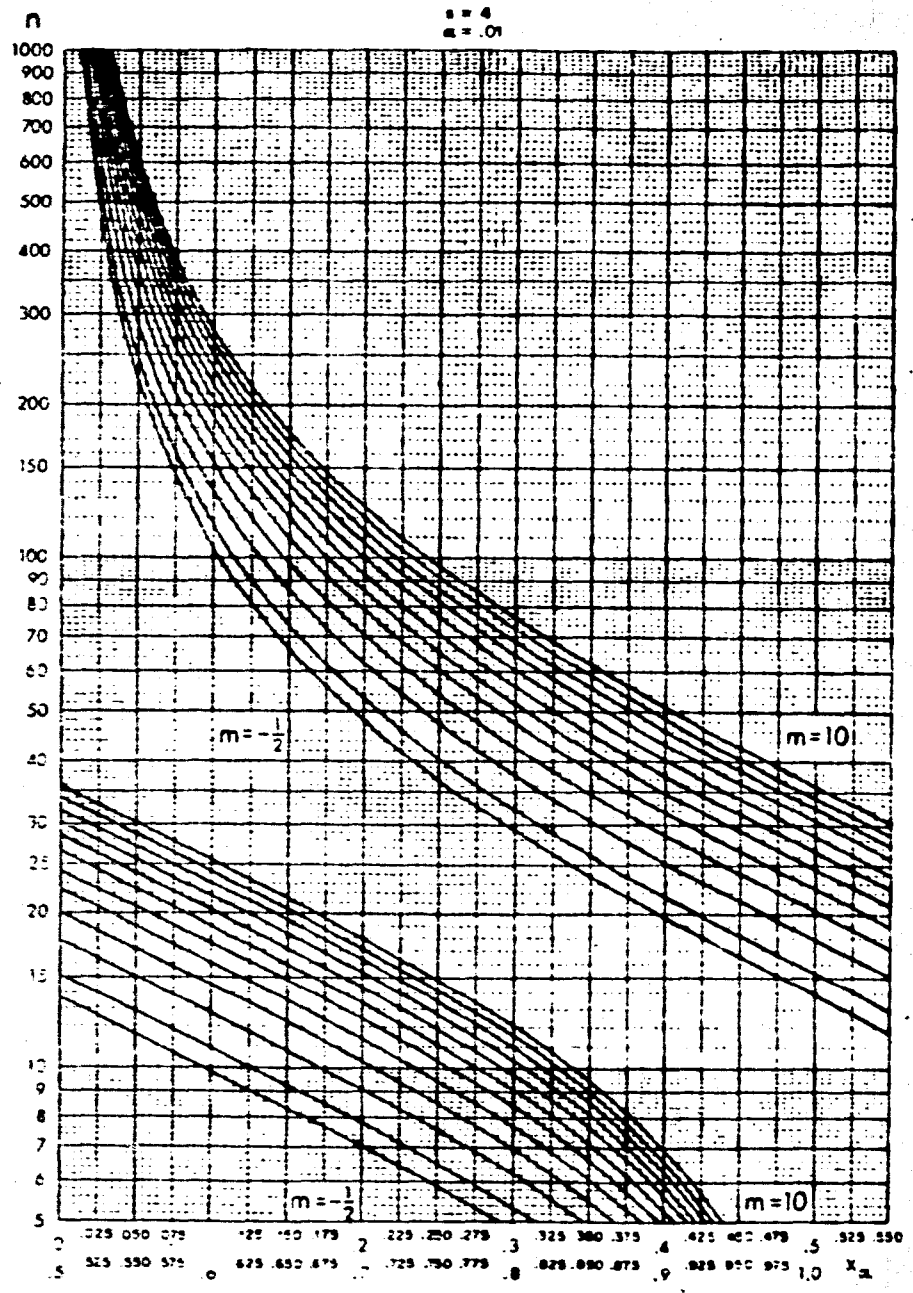


Chart 15

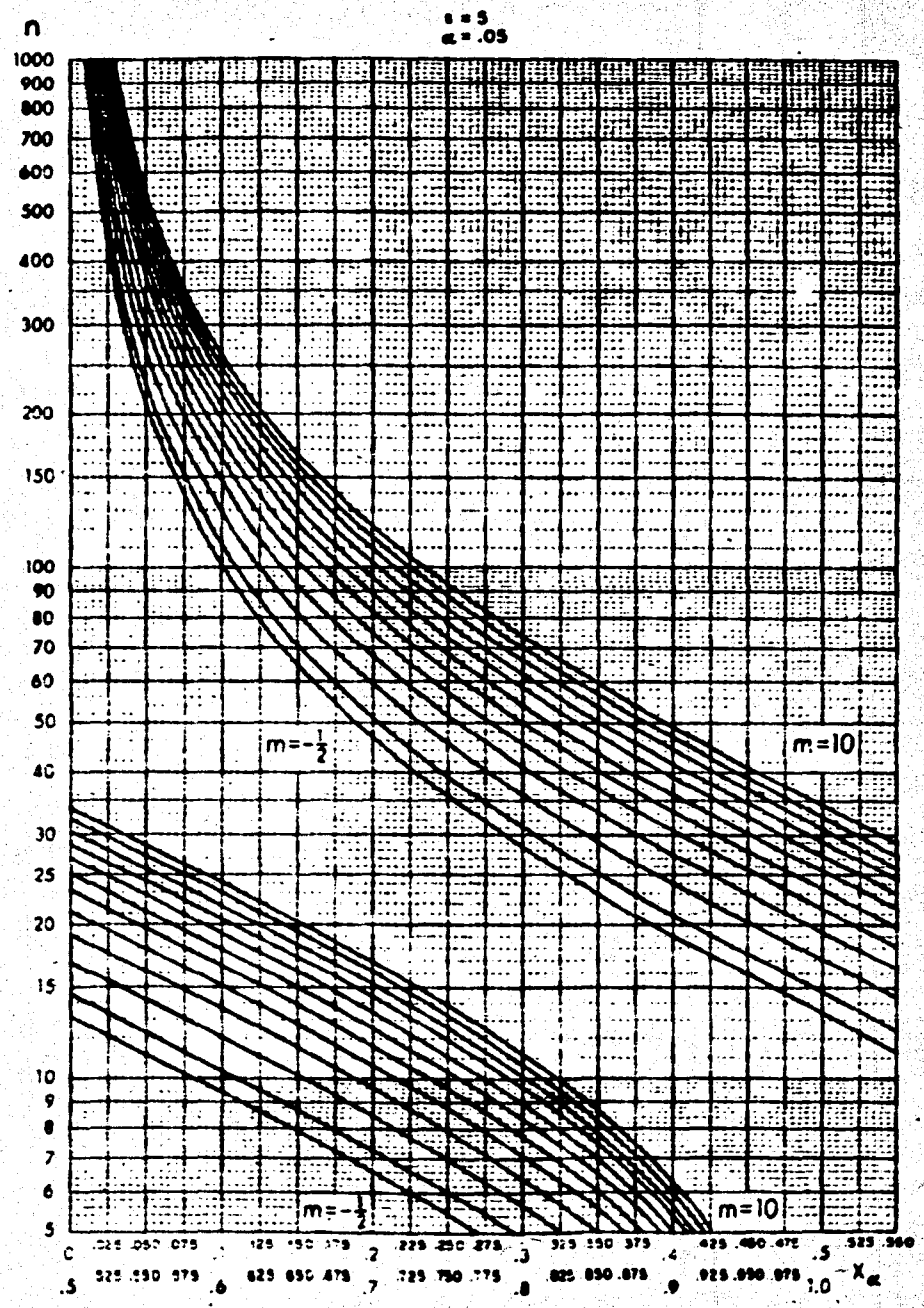


Chart 16

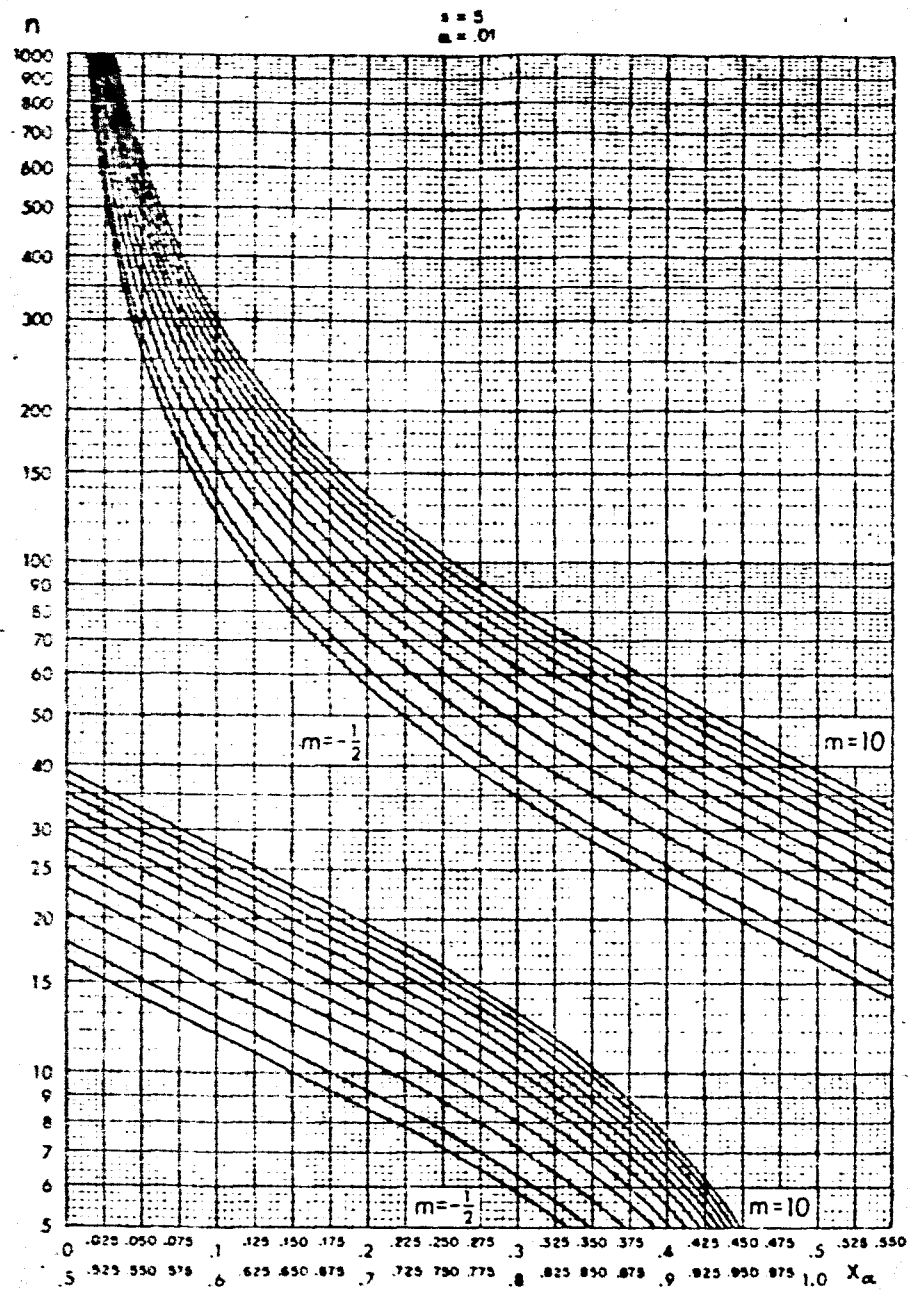


Table 6. Upper Percentage Points of the Largest Characteristic Root: $s = 6^*$

$\alpha = 0.05$

$m \backslash n$	0	1	2	3	4
5	0.5246	0.8499	0.8685	0.8830	0.5945
10	0.6552	0.6917	0.7206	0.7442	0.7639
15	0.5371	0.5758	0.6077	0.6346	0.6577
20	0.4535	0.4912	0.5231	0.5505	0.5746
25	0.3918	0.4276	0.4583	0.4852	0.5091
30	0.3447	0.3782	0.4074	0.4332	0.4564
40	0.2775	0.3069	0.3329	0.3563	0.3776
60	0.1995	0.2225	0.2433	0.2624	0.2801
80	0.1556	0.1745	0.1916	0.2075	0.2224
100	0.1275	0.1434	0.1580	0.1716	0.1843
130	0.10036	0.11319	0.12504	0.13615	0.14666
160	0.08272	0.09348	0.10388	0.11284	0.12175
200	0.06702	0.07586	0.08409	0.09186	0.09926
300	0.04545	0.05156	0.05728	0.06281	0.06790
500	0.02765	0.03143	0.03498	0.03835	0.04160
1,000	0.01397	0.01590	0.01772	0.01946	0.02113

$\alpha = 0.01$

$m \backslash n$	0	1	2	3	4
5	0.8745	0.8929	0.9065	0.9169	0.9255
10	0.7173	0.7482	0.7724	0.7922	0.8086
15	0.5986	0.6334	0.6619	0.6858	0.7093
20	0.5111	0.5462	0.5757	0.6010	0.6231
25	0.4450	0.4790	0.5081	0.5335	0.5559
30	0.3936	0.4261	0.4542	0.4789	0.5011
40	0.3194	0.3484	0.3739	0.3969	0.4177
60	0.2315	0.2548	0.2757	0.2948	0.3125
80	0.1814	0.2006	0.2181	0.2342	0.2493
100	0.1491	0.1654	0.1803	0.1942	0.2072
130	0.11762	0.13091	0.14314	0.15457	0.16536
160	0.09713	0.10830	0.11901	0.12834	0.13754
200	0.07880	0.08803	0.09659	0.10466	0.11232
300	0.05355	0.05996	0.06594	0.07160	0.07701
500	0.03270	0.03661	0.04034	0.04388	0.04727
1,000	0.01651	0.01855	0.02046	0.02229	0.02405

* Reproduced from K. C. S. Pillai and C. G. Bantegui: On the distribution of the largest of six roots of a matrix in multivariate analysis, *Biometrika*, vol. 46 (1959), pp. 237-240, with the permission of the authors and the editor of *Biometrika*.

B I B L I O G R A F I A

Anderson, T.W. (1958): "An Introduction to Multivariate Statistical Analysis", Wiley and Sons.

Andrews, Gnanadesikan & Warner (1973): "Methods for assessing multivariate normality". Multivariate Analysis III. Academic Press New York.

Bartlett, M.S. (1938): "Further aspects of the theory of multiple regression". Proc. Camb. Phil. Soc. 34:33-40.

Brown, J.D. & Beerstecher, E. (1951): "Metabolic patterns of underweight and overweight individuals". University of Texas, Biochemical Institute Studies IV. Vol. 5109.

Kshirsagar, A.M. (1972): "Multivariate Analysis". Marcel Dekker, Inc. N.Y.

Mardia, K.U. (1970): "Measures of Multivariate skewness and kurtosis with applications". Biometrika. 57:519-530.

Morrison, D.F. (1967): "Multivariate statistical methods". Mc. Graw Hill Book Company, New York.

Overall, J.E. & Spiegel, P.K. (1969): "Concerning Least Squares Analysis of Experimental Data". Psychological Bulletin Vol. 72. 5:311-322.

Pearson, E.S. & Hartley, H.O. (1966): "Biometrika tables

for statisticians". Cambridge Univ. Press.

Press, S.J. (1972): "Applied Multivariate Analysis". Holt, Rinehart and Winston Inc. New York.

Rao, C.R. (1951): "An asymptotic expansion of the distribution of Wilks's criterion". Bull. Int. Stat. Inst. 33:177.

Roy, S.N., Gnanadesikan, R. & Srivastava, J.N. (1971): "Analysis and Design of certain Quantitative Multiresponse Experiments". Oxford, Pergamon Press Ltd.

Smith, H., Gnanadesikan, R. & Hughes, J.B. (1962): "Multivariate analysis of variance (MANOVA)". Biometrics, 18:22-41.

Sotres, D.A., Mexas, A.G. & Mendez, R.I. (1970): "Algoritmo para análisis de covarianza multivariado y un estudio mediante simulación de la potencia de las pruebas multivariadas de Lawley, Heck y Wilks". Adrociencia, Serie A, 10:79-90.