

## CRITERIO PARA DETECTAR OUTLIERS EN POBLACIONES NORMALES BIVARIANTES

Joaquín Muñoz García  
*Departamento de Estadística y de  
Investigación Operativa.  
Universidad de Sevilla.*

### Resumen

Damos un procedimiento de detección de outliers para muestras procedentes de poblaciones normales bivariantes, que viene dado por el cuadrado de la distancia entre matrices de sumas de cuadrados y sumas de productos de observaciones muestrales, la cual se ha obtenido a partir de la forma métrica diferencial de MAAS.

### 1. INTRODUCCIÓN

Para definir el cuadrado de la distancia entre matrices de sumas de cuadrados y sumas de productos nos basamos en la distancia geodésica entre matrices simétricas definidas positivas, utilizando para ello la forma métrica diferencial dada por MAAS (1955).

**1.1 Definición.** Sea  $K$  un espacio conexo sobre el que se ha definido una forma métrica diferencia  $(ds)^2$ ; la distancia entre dos puntos  $X, Y \in K$  viene dada por.

$$d(X, Y) = \inf \int_X^Y ds$$

(\*) Recibido, Julio, 1981

**1.1 Teorema.** La función  $d(X, Y)$  verifica las siguientes propiedades

$$\begin{aligned} d(X, Y) &\geq 0 \\ d(X, Y) = 0 &\Leftrightarrow X = Y \\ d(X, Y) &= d(Y, X) \\ d(X, Z) &\leq d(X, Y) + d(Y, Z) \end{aligned}$$

y la topología definida por  $d$  es equivalente a la topología inicial del espacio  $K$ . [KOBAYASHI, NOMIZU (1963)]

**1.2 Teorema.** Las matrices simétricas definidas positivas de dimensión  $p \times p$  forman un cono convexo en el espacio euclídeo  $R^{p(p+1)/2}$ .

**DEMOSTRACIÓN.** Basta considerar, cada matriz simétrica como un punto del espacio euclídeo  $p(p+1)/2$  –dimensional.

**1.3 Teorema.** Sean  $A$  y  $B$  dos matrices simétricas definidas positivas. Tomando como forma diferencial la dada por Maas, la distancia geodésica entre estas matrices viene dada por

$$d(A, B) = \left( \sum_{i=1}^p (\log \lambda_i)^2 \right)^{1/2}$$

donde  $\lambda_i$  son las raíces de la ecuación determinante  $|B - \lambda A| = 0$ .

La demostración de este teorema, se puede ver en MUÑOZ (1980).

## 2. DISTRIBUCIÓN DEL ESTADÍSTICO DISTANCIA ENTRE MATRICES DE SUMAS DE CUADRADOS Y SUMAS DE PRODUCTOS

Aplicaremos los resultados anteriores a las matrices de sumas de cuadrados y sumas de productos de observaciones muestrales, pero veamos en primer lugar que esto es posible.

Sea

$$X = \begin{pmatrix} x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1n} \\ x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2n} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ x_{p1} & x_{p2} & \dots & x_{pn} \end{pmatrix}$$

una muestra aleatoria simple procedente de una población  $N_p(\mu, \Sigma)$  no singular, entonces la matriz de s. c. y s. p. de observaciones muestrales para esta muestra de tamaño  $n$  viene dada por

$$S_{(n)} = X(I - \frac{1}{n}E_{nn})X'$$

que es una matriz simétrica y además si no conocemos los parámetros poblacionales,  $S_{(n)}$  se distribuye según una ley de Wishart  $p$ -dimensional con  $n - 1$  grados de libertad y matriz asociada  $\Sigma[W_p(n - 1, \Sigma)]$  ANDERSON (1958) y si se tiene que  $n > p$ , entonces  $S_{(n)}$  es definida positiva con probabilidad uno, lo cual se puede representar simbólicamente como

$$\int_{S_{(n)} > 0} W_p(n - 1, \Sigma) dS_{(n)} = 1$$

Y con esto podemos afirmar que las matrices de s. c. y s. p. de observaciones muestrales cumplen las condiciones exigidas para poder definir la función distancia  $d(S_{(n-k)}, S_{(n)})$ , con ( $n > p$  y  $n - k > p$ ) salvo conjuntos de medida nula, en la forma.

$$d(S_{(n-k)}, S_{(n)}) = \left( \sum_{i=1}^p (\log \lambda_i)^2 \right)^{1/2} \quad (1)$$

donde  $S_{(n-k)}$  es la matriz de s. c. y s. p. de  $n - k$  observaciones y los  $\lambda_i$  son las soluciones de la ecuación determinante

$$|S_{(n-k)} - \lambda S_{(n)}| = 0$$

Como estamos trabajando con matrices de tipo aleatorio, la distancia definida en (1), podemos considerarla como una variable aleatoria y por tanto podemos hablar de la distribución de la variable aleatoria distancia. Para calcular dicha distribución vamos a basarnos en los siguientes lemas y teoremas.

**2.1 Lema.** Sea  $X$  una muestra aleatoria simple de tamaño  $n$  ( $n > p$ ) procedente de una población  $N_p(\mu, \Sigma)$  no singular. La matriz de s. c. y s. p. de la muestra  $X$ ,  $S_{(n)}$  puede descomponerse de la siguiente forma.

$$S_{(n)} = S_{(n-k)} + S_{(k)} + \frac{k(n-k)}{n} (\bar{X}_{(n-k)} - \bar{X}_{(k)})(\bar{X}_{(n-k)} - \bar{X}_{(k)})'$$

donde  $S_{(n-k)}$  es la matriz de s. c. y s. p. de  $n - k$  ( $n - k > p$ ) observaciones y  $\bar{X}_{(n-k)}$  su vector media, siendo  $S_{(k)}$  la matriz de s. c. y s. p. de las  $k$  ( $k > p$ ) observaciones restantes y  $\bar{X}_{(k)}$  su vector media.

Además

$$S_{(k)} + \frac{k(n-k)}{n} (\bar{X}_{(n-k)} - \bar{X}_{(k)}) (\bar{X}_{(n-k)} - \bar{X}_{(k)})' \in W_p(K, \Sigma)$$

DEMOSTRACIÓN.

$$\begin{aligned} S_{(n)} &= X(I - \frac{1}{n} E_{nn}) X' = (X_{(n-k)} | X_{(k)})(I - \frac{1}{n} E_{nn})(X_{(n-k)} | X_{(k)})' \\ S_{(n)} &= X(I - \frac{1}{n} E_{nn}) X' = X_{(n-k)} X'_{(n-k)} + X_{(k)} X'_{(k)} - \\ &\quad - \frac{1}{n} [X_{(n-k)} E_{(n-k), (n-k)} X'_{(n-k)} + X_{(n-k)} E_{(n-k), k} X'_{(k)} + \\ &\quad + X_{(k)} E_{k, (n-k)} X'_{(n-k)} + X_{(k)} E_{kk} X'_{(k)}] \end{aligned}$$

Sumando y restando

$$\frac{1}{n-k} X_{(n-k)} E_{(n-k), (n-k)} X'_{(n-k)}; \quad \frac{1}{k} X_{(k)} E_{k, k} X'_{(k)}$$

se obtiene

$$S_{(n)} = S_{(n-k)} + S_{(k)} + \frac{k(n-k)}{n} (\bar{X}_{(n-k)} - \bar{X}_{(k)}) (\bar{X}_{(n-k)} - \bar{X}_{(k)})'$$

Por último como

$$S_{(x)} \in W_p(K, \Sigma)$$

y

$$\frac{k(n-k)}{n} (\bar{X}_{(n-k)} - \bar{X}_{(k)}) (\bar{X}_{(n-k)} - \bar{X}_{(k)})'$$

se distribuye según una ley pseudo-Wishart  $p$ -dimensional con un grado de libertad y matriz asociada  $\Sigma$ . Y al ser ambas variables independientes [WILKS (1962)] se tendrá que

$$S_1 = S_{(k)} + \frac{k(n-k)}{n} (\bar{X}_{(n-k)} - \bar{X}_{(k)}) (\bar{X}_{(n-k)} - \bar{X}_{(k)})'$$

se distribuye según una ley Wishart  $p$ -dimensional con  $k$  grados de libertad y matriz asociada  $\Sigma$ .

**2.2 Lema.** Sea  $S_1$  una matriz  $p \times p$  que se distribuye según una ley  $W_p(k, \Sigma)$  y  $S_{(n-k)}$  una matriz  $p \times p$  que se distribuye según una ley  $W_p(n-k-1, \Sigma)$  independiente de la anterior y sea  $S_{(n)} = S_{(n-k)} + S_1$ . Entonces la distribución conjunta de las raíces de la ecuación

determinante

$$|S_{(n-l)} - \lambda S_{(n)}| = 0$$

es de la forma

$$\begin{aligned} f(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p) = A \prod_{i=1}^p \prod_{j=i+1}^p (\lambda_j - \lambda_i) & \left[ \prod_{i=1}^p \lambda_i \right]^{1/2(n-k-p-2)} \times \\ & \times \left[ \prod_{i=1}^p (1 - \lambda_i) \right]^{1/2(k-p-1)} \end{aligned}$$

donde

$$0 \leq \lambda_1 \leq \lambda_2 \leq \dots \leq \lambda_p \leq 1$$

y

$$A = \pi^{p/2} \prod_{i=1}^p \frac{\Gamma[\frac{1}{2}(n-i)]}{\Gamma[\frac{1}{2}(n-k-i)]\Gamma[\frac{1}{2}(k-i+1)]\Gamma[\frac{1}{2}(p-i+1)]}$$

Es un caso particular de los resultados debidos a HSU (1939), FISHER (1939), ROY (1939), y KRISHNAIAH (1978).

**2.1 Teorema.** Sea  $X$  una muestra aleatoria simple de tamaño  $n$  ( $n > 2$ ) extraída de una población con distribución  $N_2(\mu, \Sigma)$  no singular. Sea  $S_{(n)}$  la matriz de s. c. y s. p. de las observaciones muestrales y  $S_{(n-k)}$  la matriz de s. c. y s. p. de  $(n-k)$  observaciones ( $k > 2$ ).

La función de densidad del estadístico cuadrado de la distancia

$$U = d^2(S_{(n-k)}, S_{(n)}) = (\log \lambda_1)^2 + (\log \lambda_2)^2$$

donde  $\lambda_1$  y  $\lambda_2$  son las soluciones de la ecuación determinante

$$|S_{(n-k)} - \lambda S_{(n)}| = 0$$

viene dada por

$$f(u) = \begin{cases} Ae^{-\sqrt{e} \frac{n-k-2}{2}} \int_{\sqrt{2}-1}^1 (e^{-\sqrt{u} \frac{1+w^2}{1-w^2}} - e^{-\sqrt{u} \frac{1+w^2}{2w} \frac{1-w}{w}}) e^{-\sqrt{u}(n-k-2)w} dw & \\ [(1 - e^{-\sqrt{u} \frac{2w}{1+w^2}})(1 - e^{-\sqrt{u} \frac{1-w^2}{1+w^2}})]^{\frac{k-3}{2}} dw & 0 < u < \infty \\ 0 \text{ en el resto} & \end{cases}$$

siendo

$$A = \frac{\sqrt{\pi} \Gamma[\frac{1}{2}(n-1)] \Gamma[\frac{1}{2}(n-2)]}{\Gamma(\frac{1}{2}(n-k-1)) \Gamma[\frac{1}{2}(n-k-2)] \Gamma(\frac{k}{2}) \Gamma(\frac{k-1}{2})}$$

**DEMOSTRACIÓN.** Partiendo de la función de densidad dada en el Lemma 2.2 para el caso en que  $p = 2$ .

Y realizando las trasformaciones

$$\begin{aligned} X &= -\ln \lambda_1 & 0 < Y < X < \infty \\ Y &= -\ln \lambda_2 \end{aligned}$$

y a continuación

$$\begin{aligned} \theta &= X^2 \\ \varphi &= Y^2 \end{aligned}$$

se obtiene

$$\begin{aligned} f(\theta, \varphi) &= \frac{1}{4} (e^{-\sqrt{\theta}} - e^{-\sqrt{\varphi}}) e^{-(\sqrt{\theta} + \sqrt{\varphi})^2} \\ &\quad \times [(1 - e^{-\sqrt{\theta}})(1 - e^{-\sqrt{\varphi}})]^{\frac{k-3}{2}} (\theta \varphi)^{-1/2} \\ &\quad 0 < \varphi < \theta < \infty \end{aligned}$$

seguidamente realizamos los cambios de variables

$$\begin{aligned} U &= \theta + \varphi & 0 < u < \infty & \frac{u}{2} < t < u \\ t &= \theta & \\ Z &= \sqrt{\frac{2(U-t)}{U}} & 0 < Z < 1 \end{aligned}$$

y por último la trasformación

$$\sqrt{1 - \frac{Z^2}{2}} = \left(1 + \frac{Z}{\sqrt{2}}\right) w$$

dándonos:

$$f(u) = A e^{-\frac{n-k-2}{2} \cdot \frac{1}{1-w^2}} (e^{-\frac{n-k-2}{2} \cdot \frac{1}{1+w^2}} - e^{-\frac{n-k-2}{2} \cdot \frac{1}{1+w^2}}) e^{-\sqrt{u}(n-k-2)w \cdot \frac{1}{1+w^2}}$$

$$\times [(1 - e^{-\sqrt{u}\frac{2w}{1+w^2}})(1 - e^{-\sqrt{u}\frac{1-w^2}{1+w^2}})]^{\frac{k-1}{2}} \frac{dw}{1+w^2} \quad 0 < u < \infty$$

siendo

$$A = \frac{\sqrt{\pi} \Gamma[\frac{1}{2}(n-1)] \Gamma[\frac{1}{2}(n-2)]}{\Gamma[\frac{1}{2}(n-k-1)] \Gamma[\frac{1}{2}(n-k-2)] \Gamma(\frac{k}{2}) \Gamma(\frac{k-1}{2})}$$

### 3. CONSTRUCCIÓN DE LA FUNCIÓN $g$

Dada la dificultad de tabulación de la función de distribución  $F$  debido a la función de densidad  $f$  vamos a construir una función de densidad  $g$  cuya función de distribución  $G$  será dominada estocásticamente por  $F$  siendo más fácil su tabulación. Estos resultados son consecuencia de los siguientes teoremas y programas.

#### 3.1 Teorema. La función

$$f(u) = Ae^{-\sqrt{u}\frac{n-k-2}{2}} \int_{\sqrt{2}-1}^1 (e^{-\sqrt{u}\frac{2w}{1+w^2}} - e^{-\sqrt{u}\frac{1-w^2}{1+w^2}}) e^{-\sqrt{u}(n-k-2)w\frac{1-w^2}{1+w^2}} \times \frac{1}{1+w^2} dw \quad 0 < u < \infty$$

siendo

$$A = \frac{\sqrt{\pi} \Gamma[\frac{1}{2}(n-1)] \Gamma[\frac{1}{2}(n-2)]}{\Gamma[\frac{1}{2}(n-k-1)] \Gamma[\frac{1}{2}(n-k-2)] \Gamma(\frac{k}{2}) \Gamma(\frac{k-1}{2})}$$

está acotada superiormente por la función

$$g_1(U) = Ae^{-\sqrt{U}\frac{n-k-2}{2}} (1 - e^{-\sqrt{U}})^{k-2} \quad 0 < U < \infty$$

Este resultado se obtiene aplicando sucesivamente la siguiente propiedad de la integración.

Sean  $h(x)$  y  $t(x)$  integrales sobre el intervalo  $(a, b)$ , sea  $M$  el supremo de  $h(x)$  en  $(a, b)$ . Sea, además  $t(x) \geq 0$  en  $(a, b)$ . En estas condiciones se tiene:

$$\int_a^b h(x)t(x)dx \leq M \int_a^b t(x)dx$$

Y a partir de esta función  $g_1$  construimos la función de densidad dada por el siguiente teorema.

**3.2 Teorema.** La función  $g(x)$  definida por

$$g(x) = \frac{1}{2 \sum_{j=0}^{k-2} \left[ \binom{k-2}{j} (-1)^j \frac{1}{\left(\frac{n-k-2}{2} + j\right)^2} \right]} e^{-\sqrt{x}\left(\frac{n-k-2}{2}\right)} (1 - e^{-\sqrt{x}})^{k-2} \quad 0 < x < \infty$$

con  $k > 2$  y  $n - k > 2$  es función de densidad.

A continuación damos dos programas de ordenador. El primero nos sirve para la tabulación de la función  $G(x)$ , estando realizado en la situación  $n = 15$  y  $k = 5$ . Y el segundo incluye las representaciones de  $f(u)$  y  $g(x)$  en el caso particular  $n = 55$  y  $k = 10$ .

Tabulación de la función de distribución  $G(x)$ :

```

1*  DOUBLE PRECISION FUNCTION SIN3NI(FX,A,E,REL,MAXIT,FX,<)          SIM3NI
2*  IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H, O-Z)
3* C
4* C INTEGRACION NUMERICA UTILIZANDO LA REGLA 3/8 DE SIMPSON      SIM3NI
5* C
6* C DIMENSION A(2)                                                 SIM3NI
7* C LOGICAL REL                                                    SIM3NI
8* C PREV=0                                                       SIM3NI
9* C
10* C INICIALIZAR H,X,N,M,S                                         SIM3NI
11* C
12* C H=(A(2)-A(1))/3.                                              SIM3NI
13* C X=A(1)                                                       SIM3NI
14* C N=0                                                       SIM3NI
15* C M=3                                                       SIM3NI
16* C S=0.                                                       SIM3NI
17* C
18* C CICLO HASTA EL MAXIMO NUMERO DE EVALUACIONES                SIM3NI
19* C
20* C DO 3 J=1,MAXIT                                               SIM3NI
21* C
22* C CICLO PARA EL NUMERO DE EVALUACIONES                           SIM3NI
23* C
24* C DO 1 I=N,N                                                 SIM3NI
25* C R=3.                                                       SIM3NI
26* C
27* C DETERMINACION DEL COEFICIENTE R                               SIM3NI
28* C
29* C IF(MOD(I,3).EQ.2*N) R=N+1.                                     SIM3NI
30* C
31* C SUMA DE LAS EVALUACIONES DE LA FUNCION                         SIM3NI
32* C

```

```

33* S=S+FX(X,FK)*R SIM3NI
34* C SIM3NI
35* C INCREMENTAR X SIM3NI
36* C SIM3NI
37* 1 X=X+H SIM3NI
38* C SIM3NI
39* C OBTENCION DEL NUEVO VALOR DE INTEGRACION SIM3NI
40* C SIM3NI
41* SIM 3NI=S*N*.375D0/(N+1.D0) SIM3NI
42* C SIM3NI
43* C TEST PARA EL PRIMER CICLO SIM3NI
44* C SIM3NI
45* IF(N.EQ.0) GO TO 2 SIM3NI
46* C SIM3NI
47* C PARA LOS CICLOS DISTINTOS DEL PRIMERO,
      MITAD DE H Y DOBLE DE M SIM3NI
48* C SIM3NI
49* H=H*.5D0 SIM3NI
50* M=2*M SIM3NI
51* C SIM3NI
52* C REVISION DEL ERROR DE CONTROL SIM3NI
53* C SIM3NI
54* R=SIM3NI-PREV SIM3NI
55* IF(REL) R=R/SIM3NI SIM3NI
56* C SIM3NI
57* C SI EL ERROR ESTA DENTRO DE LOS LIMITES DADOS,FIN SIM3NI
58* C SIM3NI
59* IF(DABS(R).LT.E) GO TO 4 SIM3NI
60* C SIM3NI
61* C FIJAR UN NUEVO VALOR DE INTEGRACION SIM3NI
62* C SIM3NI
63* C 2 PREV=SIM3NI SIM3NI
64* C N=1 SIM3NI
65* C SIM3NI
66* C OBTENER EL NUEVO LIMITE INFERIOR PARA LA EVALUACION DE LA FUNCION SIM3NI
67* C SIM3NI
68* 3 X X=A(1)+.5D0*H SIM3NI
69* RETURN 7 SIM3NI
70* 4 RETURN SIM3NI
71* END SIM3NI

```

END OF COMPILATION: NO DIAGNOSTICS.

```

1* IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-Z)
2* EXTERNAL F1
3* LOGICAL REL
4* COMMON N,K
5* N=15
6* K=5
7* DIMENSION A(2)
8* B=4./((N-K-2.)***2
9* K2=K-2
10* DO 1 IR=1,K2

```

```

11*   1 B=B+(-1)**IR*(FACT(K2)/(FACT(IR)*FACT(K2-IR)))*
12*     *(4./((N-K-2+2*IR)**2))
13*   A(1)=0
14*   A(2)=9
15*   E=1.D-6
16*   MAXIT=200
17*   REL=.TRUE.
18*   DO 3 I=1,200
19*   A(2)=A(2)+1.D-1
20*   AINT=SIM3NI(F1,A,E,REL,MAXIT,1.D,$2)
21*   F=AINT/(2*B)
22*   PRINT 6,A(2),F
23*   6 FORMAT(10K,'F('D9.4,')=',D20.10)
24*   GO TO 3
25*   2 PRINT 4,N,K
26*   4 FORMAT('  ERROR EN LA INTEGRAL PARA N=',I4,' K=',I4)
27*   3 CONTINUE
28*   STOP
29*   END

```

END OF COMPILATION: NO DIAGNOSTICS.

```

1*   DOUBLE PRECISION FUNCTION FACT(M)
2*   COMMON N,K
3*   IF(M) 1,3,4
4*   1 PRINT 2,N,K
5*   2 FORMAT(' ARGUMENTO NEGATIVO PARA UN FACTORIAL .N=',I4,' K= ',I4)
6*   STOP
7*   3 FACT=1
8*   RETURN
9*   4 FACT=1
10*  DO 5 I=1,M
11*  5 FACT=FACT*I
12*  RETURN
13*  END

```

END OF COMPILATION: NO DIAGNOSTICS.

```

1*   DOUBLE PRECISION FUNCTION F1(U,FK)
2*   IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,B-Z)
3*   COMMON N,K
4*   F1=(DEXP(-DSQRT(U))*((N-K-2)/2.))*(1-DEXP(-DSQRT(U)))*(K-2)
5*   RETURN
6*   END

```

END OF COMPILATION: NO DIAGNOSTICS.

```
1*   DOUBLE PRECISION FUNCTION SIM3NI(FX,A,E,REL,MAXIT,FK,$)
```

```

2*      IMPLICIT DOUBLE PRECISION(A-H,O-Z)
3*      DIMENSION A(2)
4*      LOGICAL REL
5*      PREV=0.
6*      H=(A(2)-A(1))/3.
7*      X=A(1)
8*      N=0
9*      M=3
10*     S=0
11*    DO 3 J=1,MAXIT
12*    DO 1 I=N,M
13*    R=3.
14*    IF(MOD(I,3).EQ.2*N) R=N+1.
15*    2=S+FX(X,FK)*R
16*    1 X=X+H
17*    SIM 3NI=S*H*.375D0/(N+1.D0)
18*    IF(N.EQ.0) GO TO 2
19*    H=H*.5D0
20*    M=2*M
21*    R=SIM 3NI-PREV
22*    IF(REL) R=R/SIM3NI
23*    IF(DABS(R).LT.E) GO TO 4
24*    2 PREV=SIM3NI
25*    N=1
26*    3 X=A(1)+.5D0*D
27*    RETURN 7
28*    4 RETURN
29*    END

```

END OF COMPILATION: NO DIAGNOSTICS.

```

1*      DOUBLE PRECISION FUNCTION FACT(M)
2*      COMMON N,K
3*      IF(M)>1,3,4
4*      1 PRINT 2,N,K
5*      2 FORMAT(' ARGUMENTO NEGATIVO PARA UN FACTORIAL ',N='I4,' K='I4)
6*      STOP
7*      3 FACT=1
8*      RETURN
9*      4 FACT=1
10*     DO 5 I=1,M
11*     5 FACT=FACT*I
12*     RETURN
13*     END

```

END OF COMPILATION: NO DIAGNOSTICS.

```

1*      DOUBLE PRECISION FUNCTION F1(T,FK)
2*      IMPLICIT DOUBLE PRECISION (A-H,O-U,W-Z)

```

```

3*      COMMON N,K,U
4*      R=DEXP (-DSQRT(U)*(1.-T**2)/(1.+T**2))
5*      S=DEXP(-DSQRT(U)*2.*T/(1.+T**2))
6*      Q=DEXP(-DSQRT(U)*(N-K-2)*T*(1.-T)/(1.+T**2))
7*      F1=(R-S)*0*((1.-S)*(1.-R))**((K-3)/2.)/(1.+T**2)
8*      RETURN
9*      END

```

END OF COMPILATION: NO DIAGNOSTICS.

### Representación gráfica de las funciones $f(u)$ y $g(x)$ .

1* C -----	SIM3NI
2* C COMPARACION Y REPRESENTACION DE LAS FUNCIONES DE DENSIDAD DE LA VARIABLE	
3* C DISTANCIA AL CUADRADO F(U) Y LA DADA EN EL TEOREMA ,3.2	
4* C (EN EL PROGRAMA, F(U) ES F, Y LA DEL TEOREMA ES G)	
5* C -----	SIM3NI
6*      IMPLICIT DOUBLE PRECISION(A-H,O-U,W-Z)	SIM3NI
7*      COMMON N,K,U	SIM3NI
8*      DIMENSION A(2),U(61,81),U1(61),F2(61),G1(61)	SIM3NI
9*      EXTERNAL F1	SIM3NI
10*     LOGICAL REL	SIM3NI
11*     N=55	SIM3NI
12*     U=0	SIM3NI
13*     K=10	SIM3NI
14*     DO 10 I=1,61	SIM3NI
15*     DO 10 J=1,81	SIM3NI
16*     10 U(I,J)=' '	SIM3NI
17*     DO 11 I=1,61	SIM3NI
18*     11 U(I,1)='I'	SIM3NI
19*     DO 12 I=1,81	SIM3NI
20*     12 U(1,I)='-'	SIM3NI
21*     G1(1)=0	SIM3NI
22*     F2(1)=0	SIM3NI
23*     U1(1)=0	SIM3NI
24* C -----	SIM3NI
25* C CALCULO DE LAS CONSTANTES B Y C	SIM3NI
26* C -----	SIM3NI
27*     B=4./((N-K-2.)***2	SIM3NI
28*     K2=K-2	SIM3NI
29*     DO 1 IR=1,K2	SIM3NI
30*     1 B=B+(-1)**IR*(FACT(K2)/(FACT(IR)*FACT(K2-IR)))*	SIM3NI
31*     *(4./((N-K-2+2*IR)**2)	SIM3NI
32*     C=FACT(N-3)/(4*FACT(K2)*FACT(N-K-3))	SIM3NI
33* C -----	SIM3NI
34* C CALCULO DE LAS FUNCIONES F Y G	SIM3NI
35* C -----	SIM3NI
36*     A(1)=DSQRT(2.D)-1.D	SIM3NI
37*     A(2)=1.D	SIM3NI
38*     E=1.D-6	SIM3NI

```

39*      MAXIT=200                      SIM3NI
40*      REL=.TRUE.                      SIM3NI
41*      PRINT 9                         SIM3NI
42*      9 FORMAT(1X,/,1X, 'VALORES COMPARATIVOS DE LAS FUNCIONES F Y G',/) SIM3NI
43*      DO 2 I=1,60                     SIM3NI
44*      U=U+.25/10                     SIM3NI
45*      AINT=SIM3NI(F1,A,E,REL,MAXIT,1,D,$3) SIM3NI
46*      F=C*AIHT*DEXP(-DSQRT(U)*(N-K-2)/2, ) SIM3NI
47*      G=((DEXP(-DSQRT(U)*((N-K-2)/2,))*((1.-DEXP(-DSQRT(U)))-(K-2))) SIM3NI
48*      G=G/(2*8)                      SIM3NI
49*      II=I+1                         SIM3NI
50*      JF=(90*F)/10+1                 SIM3NI
51*      JG=(90*G)/10+1                 SIM3NI
52*      IF(JF.NE.JG) GO TO 22          SIM3NI
53*      U(IJ,JF)=*'                  SIM3NI
54*      GOTO 23                        SIM3NI
55*      22 U(IJ,JG)=*'F'              SIM3NI
56*      U(IJ,JG)=*'G'              SIM3NI
57*      23 G1(IJ)=G                  SIM3NI
58*      F2(IJ)=F                      SIM3NI
59*      U1(IJ)=U                      SIM3NI
60*      PRINT 6,U,F,G                SIM3NI
61*      6 FORMAT(1X,'U= 'D9.3,10X,'10X,'F(U)= 'D12.67,10X,'G(X)= 'D12.6,/ ) SIM3NI
62*      GOTO 2                         SIM3NI
63*      3 PRINT 7,U                  SIM3NI
64*      7 FORMAT(1X,'ERROR EN U=' D9.3) SIM3NI
65*      2 CONTINUE                    SIM3NI
66* C _____ SIM3NI
67* C GRAFICA DE LAS FUNCIONES DE DENSIDAD F Y G SIM3NI
68* C _____ SIM3NI
69*      PRINT 31                      SIM3NI
70*      31 FORMAT(1H1)                 SIM3NI
71*      PRINT 30,((U1(I),F2(I),G1(I),(U(I,J),J=1,81)),I=1,61) SIM3NI
72*      30 FORMAT(1X,D9.3,1X,D12.5,1X,D12.5,10X,81A1) SIM3NI
73*      STOP                         SIM3NI
74*      END                          SIM3NI

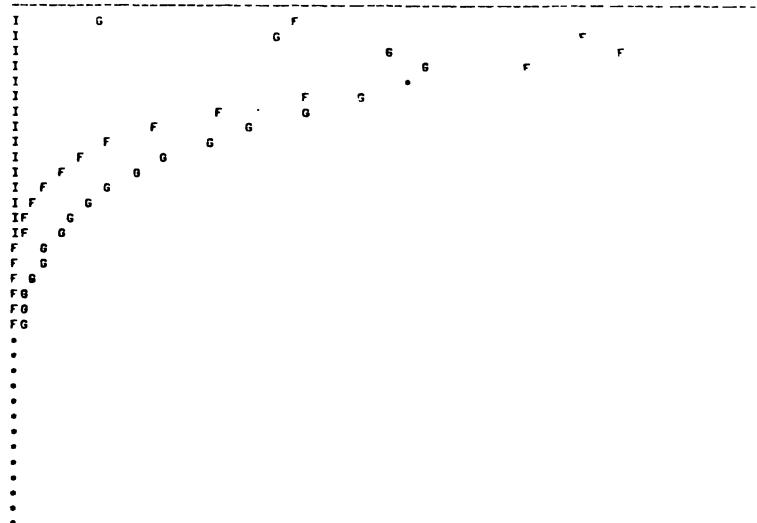
```

END OF COMPILATION: NO DIAGNOSTIC.

U= .250+001	F(U)= .336041+001	G(X)= .105735+001
U= .500+001	F(U)= .686483+001	G(X)= .321111+001
U= .750+001	F(U)= .722893+001	G(X)= .455085+001
U= .100+000	F(U)= .612100+001	G(X)= .492349+001
U= .125+000	F(U)= .470783+001	G(X)= .467910+001
U= .150+000	F(U)= .345121+001	G(X)= .413799+001
U= .175+000	F(U)= .246709+001	G(X)= .350369+001
U= .200+000	F(U)= .174066+001	G(X)= .288556+001
U= .225+000	F(U)= .122053+001	G(X)= .233355+001
U= .250+000	F(U)= .854046+000	G(X)= .186422+001
U= .275+000	F(U)= .597888+000	G(X)= .147708+001

U= .300+000	F(U)= .419435+000	G(X)= .116392+001
U= .325+000	F(U)= .295162+000	G(X)= .913881+000
U= .350+000	F(U)= .208492+000	G(X)= .715980+000
U= .375+000	F(U)= .147886+000	G(X)= .560267+000
U= .400+000	F(U)= .105359+000	G(X)= .438223+000
U= .425+000	F(U)= .754015-001	G(X)= .342802+000
U= .450+000	F(U)= .542088-001	G(X)= .268300+000
U= .475+000	F(U)= .391504-001	G(X)= .210167+000
U= .500+000	F(U)= .284028-001	G(X)= .164808+000
U= .525+000	F(U)= .206973-001	G(X)= .129402+000
U= .550+000	F(U)= .151480-001	G(X)= .101744+000
U= .575+000	F(U)= .111337-001	G(X)= .801179-001
U= .600+000	F(U)= .821729-002	G(X)= .631876-001
U= .625+000	F(U)= .608932-002	G(X)= .499159-001
U= .650+000	F(U)= .453015-002	G(X)= .394973-001
U= .675+000	F(U)= .338309-002	G(X)= .313059-001
U= .700+000	F(U)= .253585-002	G(X)= .248553-001
U= .725+000	F(U)= .190763-002	G(X)= .197675-001
U= .750+000	F(U)= .144006-002	G(X)= .157477-001
U= .775+000	F(U)= .109078-002	G(X)= .125666-001
U= .800+000	F(U)= .828939-003	G(X)= .100448-001
U= .825+000	F(U)= .631965-003	G(X)= .804248-002
U= .850+000	F(U)= .483291-003	G(X)= .644984-002
U= .875+000	F(U)= .370707-003	G(X)= .518098-002
U= .900+000	F(U)= .285181-003	G(X)= .416840-002
U= .925+000	F(U)= .220010-003	G(X)= .335901-002
U= .950+000	F(U)= .170201-003	G(X)= .271099-002
U= .975+000	F(U)= .132022-003	G(X)= .219134-002
U= .100+001	F(U)= .102674-003	G(X)= .177396-002
U= .102+001	F(U)= .800521-004	G(X)= .143821-002
U= .105+001	F(U)= .625686-004	G(X)= .116770-002
U= .107+001	F(U)= .490209-004	G(X)= .949436-003
U= .110+001	F(U)= .384964-004	G(X)= .773054-003
U= .112+001	F(U)= .303003-004	G(X)= .630312-003
U= .115+001	F(U)= .239020-004	G(X)= .514626-003
U= .117+001	F(U)= .188955-004	G(X)= .420735-003
U= .120+001	F(U)= .149691-004	G(X)= .344427-003
U= .122+001	F(U)= .118830-004	G(X)= .282323-003
U= .125+001	F(U)= .945195-005	G(X)= .231711-003
U= .127+001	F(U)= .753296-005	G(X)= .190409-003
U= .130+001	F(U)= .601502-005	G(X)= .156662-003
U= .132+001	F(U)= .481189-005	G(X)= .129051-003
U= .135+001	F(U)= .383641-005	G(X)= .106432-003
U= .137+001	F(U)= .309614-005	G(X)= .878806-004
U= .140+001	F(U)= .249006-005	G(X)= .726456-004
U= .142+001	F(U)= .200602-005	G(X)= .601195-004
U= .145+001	F(U)= .161875-005	G(X)= .498084-004
U= .147+001	F(U)= .130837-005	G(X)= .413107-004
U= .150+001	F(U)= .105917-005	G(X)= .342995-004

.000	.000000	.000000	.775+000	109078-002	125666-001
.250-001	.336041+001	.105735+001	.800+000	.828939-003	100448-001
.500-001	.686483+001	.321111+001	.905+000	.63194-1-003	.304248-1-02
.750-001	.722893+001	.455085+001	.850+000	.483291-003	.644984-002
.100+000	.612100+001	.492349+001	.875+000	.370787-003	.518099-002
.125+000	.470783+001	.467910+001	.900+000	.285181-003	.416840-002
.150+000	.345121+001	.413799+001	.925+000	.220010-003	.335901-002
.175+000	.246709+001	.350369+001	.950+000	.170201-003	.271099-002
.200+000	.174066+101	.288566+001	.975+000	.132022-003	.219134-002
.225+000	.122053+001	.233355+001	.100+001	.102674-003	.177396-002
.250+000	.854046+000	.186422+001	.102+001	.800521-004	.143821-002
.275+000	.597888+000	.147798+001	.105+001	.625686-004	.116770-002
.300+000	.419435+000	.116392+001	.107+001	.490209-004	.949436-003
.325+000	.295162+000	.913881+000	.110+001	.384964-004	.773054-003
.350+000	.208402+000	.715980+000	.112+001	.303003-004	.630312-003
.375+000	.147886+000	.560267+000	.115+001	.239020-004	.514626-003
.400+000	.105359+000	.438223+000	.117+001	.188955-004	.428155-003
.425+000	.754015-001	.342802+000	.120+001	.149691-004	.344427-003
.450+000	.542088-001	.268300+000	.122+001	.118830-004	.282323-003
.475+000	.391504-001	.210167+000	.125+001	.945195-005	.231711-003
.500+000	.284029-001	.164808+000	.127+001	.753296-005	.190409-003
.525+000	.206973-001	.129402+000	.130+001	.601502-005	.156662-003
.550+000	.151480-001	.101744+000	.132+001	.481189-005	.129051-003
.575+000	.111337-001	.801179-001	.135+001	.385641-005	.106432-003
.600+000	.821729-002	.631876-001	.137+001	.309614-005	.878806-004
.625+000	.608932-002	.499159-001	.140+001	.249006-005	.726456-004
.650+000	.453015-002	.394973-001	.142+001	.200602-005	.601195-004
.675+000	.338309-002	.313059-001	.145+001	.161875-005	.498084-004
.700+000	.253585-002	.248553-001	.147+001	.130837-005	.413107-004
.725+000	.190763-002	.197675-001	.150+001	.105917-005	.342995-004
.750+000	.144006-002	.157477-001			



#### 4. DETECCIÓN DE OUTLIERS

Mediante el teorema 2.1 hemos obtenido la función de densidad de el cuadrado de la distancia entre la matriz de suma de cuadrados y suma de productos de una muestra aleatoria de tamaño  $n$  extraída de una población  $N_2(\mu, \Sigma)$  no singular y la matriz de s. c y s. p. de  $n - k$  de estas observaciones.

Debido a que se pueden extraer de  $\binom{n}{k}$  formas diferentes estas  $n - k$  observaciones de entre las  $n$  de la muestra para dada  $k$  fijo variando dentro de las condiciones del teorema 2.1. Por otro lado bajo la hipótesis de que los elementos de la muestra de tamaño  $n$  pertenecen a la misma población  $N_2(\mu, \Sigma)$  se tendrá que  $\exists q \in \mathbb{R} q > 0$  tal que:

$$d^2[S_{(n-k)}^{(i)}, S_{(n)}] < q \quad \forall i, i = 1, 2, \dots, \binom{n}{k}$$

y por tanto

$$\max_i d^2[S_{(n-k)}^{(i)}, S_{(n)}] \leq q$$

Evidentemente si  $\max_i d^2[S_{(n-k)}^{(i)}, S_{(n)}] > q$  esto se interpretaría afirmando que los  $n$  elementos que componen la muestra no pertenecen a la misma población. Además los  $k$  elementos que se han suprimido de la muestra para obtener  $S_{(n-k)}$  serían los elementos que no pertenecen a la población  $N_2(\mu, \Sigma)$  ya que al añadir estos  $k$  elementos a la muestra de tamaño  $n - k$  se produce una dispersión que hace que la distancia entre dichas matrices sobrepase a esa cota. Estos  $k$  elementos serán los posibles outliers para esa distribución  $N_2(\mu, \Sigma)$ .

Al no ser los estadísticos  $\{d^2(S_{(n-k)}^{(i)}, S_{(n)}); i = 1, 2, \dots, \binom{n}{k}\}$  independientes, vamos a recurrir a hallar una cota superior para la cola de la distribución del estadístico  $\max_i d^2(S_{(n-k)}^{(i)}, S_{(n)})$ . Es decir acotaremos

$$P\left[\max_i d^2(S_{(n-k)}^{(i)}, S_{(n)}) > q\right]$$

Si definimos  $C_i$  como el suceso  $\{d^2(S_{(n-k)}^{(i)}, S_{(n)}) > q\}$  para  $i = 1, 2, \dots, \binom{n}{k}$ , entonces

$$\begin{aligned} P\left[\max_i d^2(S_{(n-k)}^{(i)}, S_{(n)}) > q\right] &= P\left[\bigcup_{i=1}^{\binom{n}{k}} C_i\right] \leq \sum_{i=1}^{\binom{n}{k}} P(C_i) = \\ &= \binom{n}{k} P(C_i) = \binom{n}{k} P[d^2(S_{(n-k)}^{(i)}, S_{(n)}) > q] \end{aligned}$$

sin embargo interesa trabajar con la variable aleatoria  $X$  cuya función de densidad viene dada en el teorema 3.2. Por lo que tendremos.

$$\begin{aligned} P\left[\max_i d^2(S_{(n-k)}^{(i)}, S_{(n)}) > q_\alpha\right] &\leq \binom{n}{k} P\left[d^2(S_{(n-k)}, S_{(n)}) > q_\alpha\right] \leq \\ &\leq \binom{n}{k} P[X > q_\alpha] = \alpha \end{aligned}$$

En definitiva el proceso a seguir sería el siguiente:

Dado un nivel de significación  $\alpha$  se determina el cuantil  $q_\alpha$  mediante la función de distribución de la variable aleatoria  $X$ .

A continuación calcularemos el valor del estadístico  $\max_i d^2(S_{(n-k)}^{(i)}, S_{(n)})$  y la regla de decisión sería la siguiente:

Si

$$\max_i d^2(S_{(n-k)}, S_{(n)}) > q_\alpha$$

los  $n$  elementos que componen la muestra no pertenecen a la misma población, siendo considerados como outliers los  $k$  elementos que se han suprimido de la muestra para obtener  $S_{(n-k)}$ .

## SUMMARY

We present in this paper a procedure for the detection of outliers for data taken from bivariate normal populational.

The procedure in question appears as a function of the square of the distance between matrices of sums of squares and sums of products of particular data. Such a distance has obtained from the Maas differential metric form.

## BIBLIOGRAFÍA

- ANDERSON T. W. (1958). An introduction to multivariate statistical analysis. Wiley
- FISHER R. A. (1939). The sampling distribution of some statistics obtained from non-linear equations. Annals of Eugenics Vol. 9 pp. 238-249
- Hsu P. L. (1939) On the distribution of roots of certain determinantal equations. Annals of Eugenics Vol. 9 pp. 250-258.

- KOBAYASHI S. and NOMIZU K. (1963). Foundation of differential geometry. Vol. 1. Wiley Interscience
- KRISHNAIAH P. R. (1978). Some recent developments on real multivariate distribution. In Developments in Statistics, Krishnaiah (ed.). Academic Press.
- MAAS H. (1955). Die bestimmung der dirichletreihen mit groseencharakteren zu den modulformen  $n - 10$  grades. J. Indian Math. Soc. Vol. 19 pp. 1-23.
- MUÑOZ J. (1980). Algunas técnicas sobre detección de outliers. Public. Universidad de Sevilla.
- ROY S. N. (1939). *P*-statistics, or some generalizations in analysis of variance appropriate to multivariate problems. Sankhya Vol. 4 pp. 381-396.
- WILKS S. S. (1962). Mathematical statistics. Wiley.