Trabajo 2

Ivan Santiago Rojas Martinez

Estudiante de Pregrado en Estadística

Docente

Rene Iral Palomino

Asignatura

Introducción al Análisis Multivariado



Sede Medellín Octubre 21 de 2023

Índice

1	Par	te A	2
2	Par	te B	2
	2.1	Análisis discriminado sexo Masculino:	4
	2.2	Análisis discriminado sexo Femenino:	5

Índice de figuras

Índice de cuadros

Trabajo 2

1 Parte A

2 Parte B

Para todos los efectos el vector $X=(P_1,P_7,P_{16},P_{22},P_{25},P_{27},P_{29},P_{38})$ contiene las variables continuas de su base de datos. Por notación sea el respectivo $\mu=(\mu_1,\mu_2,\mu_3,\mu_4,\mu_5,\mu_6,\mu_7,\mu_8)$ vector de medias y Σ su matriz de covarianzas.

Se procede a tomar la muestra aleatoria con la cedula **1020479466** y a seleccionar las variables numéricas.

```
library(splitstackshape)
uno <- read.table("Data/base.txt", header = TRUE)
genera <- function(cedula){
set.seed(cedula)
aux <- stratified(uno, "CAT_IMC", 200/2100)
aux
}
datos <- genera(1020479466)
x <- datos %>% select(P1, P7, P16, P22, P25, P27, P29, P38)
```

1. (10 pts.) Sea $\mu_0 = (66.1, 58, 81.6, 37, 47, 25, 19.2, 167)'$. Pruebe la hipótesis: $H_0: \mu = \mu_0$. Debe especificar todas las condiciones y elementos para probar esta hipótesis. Anexe los códigos en R usados.

Primero procederemos a verificar si el vector de variables se distribuye normal por medio de la prueba estadística Shapiro-Wilk de normalidad multivariada.

```
library(mvnormtest)
mu_0 <- c(66.1, 58, 81.6, 37, 47, 25, 19.2, 167)
mshapiro.test(t(as.matrix(x)))</pre>
```

```
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: Z
## W = 0.9307, p-value = 4.09e-08
```

Observando un $Valor P = 4.09 \times 10^{-8}$, podemos rechazar la hipótesis nula con un nivel de significancia de $\alpha = 0.05$ lo que nos permite concluir que X no cumple normalidad multivariada. Basado en el **Teorema del limite central** sabemos que si se tiene:

$$\overline{\mathbf{X}}_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mathbf{X}_i \ \mathrm{y} \ \mathbf{Z}_n = \sqrt{n} \left(\overline{\mathbf{X}}_n - \boldsymbol{\mu} \right)$$

Luego:

$$\mathbf{Z}_n \stackrel{d}{\to} N_p(\mathbf{0}, \boldsymbol{\Sigma}).$$

con $\Sigma > 0$:

$$\tilde{\mathbf{Z}}_{n} = \mathbf{\Sigma}^{-\frac{1}{2}} \sqrt{n} \left(\overline{\mathbf{X}}_{n} - \boldsymbol{\mu} \right) \stackrel{d}{\to} N_{p} \left(\mathbf{0}, I_{p} \right)$$

у

$$n\left(\overline{\mathbf{X}}_n - \boldsymbol{\mu}\right)' S^{-1}\left(\overline{\mathbf{X}}_n - \boldsymbol{\mu}\right) \stackrel{d}{\to} \chi^2(p)$$

Bajo H_0 cierta. El estadístico de prueba es:

$$\chi_0^2 = n \left(\bar{X} - \mu_0 \right)' S^{-1} \left(\bar{X} - \mu_0 \right)$$

Se define las siguientes pruebas de hipótesis:

$$H_0: \mu = \mu_0 \ vs \ H_a: \mu \neq \mu_0$$

Se procede a hallar el vector de medias muestral X y la matriz de covarianzas muestral S en R.

```
xbar <- colMeans(x)
s <- cov(x)
n <- nrow(x)
p <- length(x)
mu_0<- as.matrix(c(mu_0))
chi_0 <- as.numeric(n*(t(xbar-mu_0)) %*%solve(s) %*%(xbar-mu_0))
chi_0</pre>
```

[1] 1603.695

Se plantea una región de rechazo de H_0 dada por:

$$X_0^2 > X_0^2(p)$$

```
qchisq(0.05, p, lower.tail = F)
```

[1] 15.50731

Dado que la prueba nos arroja $X_0^2 = 1603.695 > X_{0.05}^2(8) = 15.50731$ con un nivel de significancia de $\alpha = 0.05$. Se rechaza H_0 , lo que nos permite concluir que existen diferencia entre el vector μ y μ_0 .

2. (**15 pts**.) Repita la hipótesis anterior, pero discriminando por Género. ¿Observa algún cambio en la conclusión? Debe especificar todas las condiciones y elementos para probar esta hipótesis. Anexe los códigos en R usados.

2.1 Análisis discriminado sexo Masculino:

Se procede a filtra los datos por el genero masculino.

```
hom <- datos %>% filter(SEXO == "Hom") %>% select(P1, P7, P16, P22, P25, P27, P29, P38)
```

Se plantea sus hipótesis de normalidad multivariada discriminando por el genero de hombres.

$$H_o: X_H \sim N_p(\mu, \Sigma) \ VS \ H_a: X_H \nsim N_p(\mu, \Sigma)$$

```
mshapiro.test(t(as.matrix(hom)))
```

```
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: Z
## W = 0.92315, p-value = 1.91e-06
```

Observando un $Valor P = 1.91 \times 10^{-6}$, podemos rechazar la hipótesis nula con un nivel de significancia de $\alpha = 0.05$ lo que nos permite concluir que el vector de variables X para los hombres no se distribuye normal, por tanto basado en el teorema del limite central tenemos que el estadístico de prueba es:

$$\chi_0^2 = n \left(\bar{X}_{hom} - \mu_0 \right)' S_{hom}^{-1} \left(\bar{X}_{hom} - \mu_0 \right) \stackrel{d}{\longrightarrow} \chi_\alpha^2(\boldsymbol{P})$$

Con sus respectivas hipotesis:

$$H_0: \mu_{homb} = \mu_0 \ vs \ H_a: \mu_{homb} \neq \mu_o$$

```
xbar <- colMeans(hom)
s <- cov(hom)
n <- nrow(hom)
p <- length(hom)
mu_0<- as.matrix(c(mu_0))
chi_0 <- as.numeric(n*(t(xbar-mu_0)) %*%solve(s) %*%(xbar-mu_0))
chi_0</pre>
```

[1] 1403.088

Se plantea una región de rechazo de H_0 dada por:

$$X_0^2 > X_{\alpha}^2(p)$$

```
qchisq(0.05, p, lower.tail = F)
```

[1] 15.50731

Dado que la prueba nos arroja $X_0^2 = 1403.088 > X_{0.05}^2(8) = 15.50731$ con un nivel de significancia de $\alpha = 0.05$. Se rechaza H_0 , lo que nos permite concluir que existen diferencia entre el vector μ_{homb} y μ_0 .

2.2 Análisis discriminado sexo Femenino:

Se procede a filtra los datos por el genero masculino.

```
muj <- datos %>% filter(SEXO == "Muj") %>% select(P1, P7, P16, P22, P25, P27, P29, P38)
```

Se plantea sus hipótesis de normalidad multivariada discriminando por el genero de mujeres.

$$H_o: X_M \sim N_n(\mu, \Sigma) \ VS \ H_a: X_M \nsim N_n(\mu, \Sigma)$$

```
mshapiro.test(t(as.matrix(muj)))
```

```
##
## Shapiro-Wilk normality test
##
## data: Z
## W = 0.93582, p-value = 0.001285
```

Observando un Valor P = 0.001285, podemos rechazar la hipótesis nula con un nivel de significancia de $\alpha = 0.05$ lo que nos permite concluir que el vector de variables X para las mujeres no se distribuye normal, por tanto basado en el teorema del limite central tenemos que el estadístico de prueba es:

$$\chi_0^2 = n \left(\bar{X}_{muj} - \mu_0 \right)' S_{muj}^{-1} \left(\bar{X}_{hom} - \mu_0 \right) \stackrel{d}{\longrightarrow} \chi_\alpha^2(\boldsymbol{P})$$

Con sus respectivas hipotesis:

$$H_0: \mu_{muj} = \mu_0 \ vs \ H_a: \mu_{muj} \neq \mu_o$$

```
xbar <- colMeans(muj)
s <- cov(muj)
n <- nrow(muj)
p <- length(muj)
mu_0<- as.matrix(c(mu_0))
chi_0 <- as.numeric(n*(t(xbar-mu_0))%*%solve(s)%*%(xbar-mu_0))
chi_0</pre>
```

[1] 2773.412

Se plantea una región de rechazo de H_0 dada por:

$$X_0^2 > X_\alpha^2(p)$$

```
qchisq(0.05, p, lower.tail = F)
```

[1] 15.50731

Dado que la prueba nos arroja $X_0^2 = 2773.412 > X_{0.05}^2(8) = 15.50731$ con un nivel de significancia de $\alpha = 0.05$. Se rechaza H_0 , lo que nos permite concluir que existen diferencia entre el vector μ_{muj} y μ_0 .

3. (**15 pts.**) Para el mismo vector X, definido anteriormente, se sabe que $X \sim N_8(\mu, \Sigma)$. Pruebe la hipótesis: $H_0: 2\mu_1 - \mu_2 + 3\mu_4 + \mu_7 - \mu_6 = \mu_8$ y $3\mu_2 - 4\mu_3 + 2\mu_5 + 2\mu_6 = 0$. Debe especificar todas las condiciones y elementos para probar esta hipótesis. Anexe los códigos en R usados.

Primero se procede a plantear las hipótesis para los contrastes, como:

$$H_0: C\mu = \gamma \quad VS \quad C\mu \neq \gamma$$

Escritas de otra manera como:

$$H_0: 2\mu_1 - \mu_2 + 3\mu_4 + \mu_7 - \mu_6 = \mu_8$$
 $y 3\mu_2 - 4\mu_3 + 2\mu_5 + 2\mu_6 = 0$

Donde:

$$C = \left(\begin{array}{cccccccc} 2 & -1 & 0 & 3 & 0 & -1 & 1 & -1 \\ 0 & 3 & -4 & 0 & 2 & 2 & 0 & 0 \end{array}\right)$$

Estadístico de prueba:

$$T_0^2 = n(C\overline{\mathbf{X}} - \gamma)' (CSC')^{-1} (C\overline{\mathbf{X}} - \gamma)$$

Bajo H_0 cierto. Se rechaza si $\frac{n-k}{(n-1)k}T_0^2>f_\alpha(k,n-k)$

Luego tenemos un $\frac{199-2}{2(199-1)}T_0^2=50.57493>f_{0.05}(2,197)=3.041753$ y con una significancia de $\alpha=0.05$ lo que nos permite rechazar H_0 concluyendo que $2\mu_1-\mu_2+3\mu_4+\mu_7-\mu_6\neq\mu_8$ y $3\mu_2-4\mu_3+2\mu_5+2\mu_6\neq0$