Lectura 7

Ejercicio 1

Cuando trabajamos con proporciones deberemos de usar el prop.test de R puesto que nos permitira calcular intervalos de confianza y calculo de hipótesis con estas mismas.

```
media_esperada = 0.05
media_muestral = 19/450

#a
prop.test(x=19,n=450, conf.level=0.95, p=0.05, alternative=c("two.sided"))
```

```
##
##  1-sample proportions test with continuity correction
##
## data:  19 out of 450, null probability 0.05
## X-squared = 0.42105, df = 1, p-value = 0.5164
## alternative hypothesis: true p is not equal to 0.05
## 95 percent confidence interval:
##  0.02632021 0.06632550
## sample estimates:
##          p
## 0.04222222
```

```
#b
prop.test(x=19, n= 450, conf.level=0.95, p= 0.05, alternative=c("greater"), )
```

```
##
##  1-sample proportions test with continuity correction
##
## data:  19 out of 450, null probability 0.05
## X-squared = 0.42105, df = 1, p-value = 0.7418
## alternative hypothesis: true p is greater than 0.05
## 95 percent confidence interval:
##  0.02826142 1.00000000
## sample estimates:
##          p
## 0.04222222
```

En el caso a podemos observar que 0.05 entra dentro del intervalo de confianza por lo tanto no podemos rechazar nuestra hipotesis de que puede ser 0.05, y al calcular el test con la alternativa que sea mayor a 0.05 vemos que el p-value es mayor que 0.05 por lo tanto no tenemos evidencia suficiente para rechazar nuestra hiótesis nula.

Ejercicio 2

Para la realización de este ejercicio realizaremos un test t con la diferencia de media de ambas tallas, la de antes y después, la hipótesis alternativa sera que la media no es 2 cm y los datos serán pareados puesto que se ha medido la talla de antes y después en la misma persona.

```r
talla_antes = c(90.4, 95.5, 98.7, 115.9, 104.1, 85.6)
talla_despues = c(91.7,93.9, 97.4, 112.8, 101.3, 84.1)



t.test(talla_antes, talla_despues, alternative="two.sided", conf.level=0.95, mu=2, paired=TRUE)
```

```
##
##  Paired t-test
##
## data:  talla_antes and talla_despues
## t = -0.786, df = 5, p-value = 0.4675
## alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 2
## 95 percent confidence interval:
##  -0.1352349  3.1352349
## sample estimates:
## mean of the differences
##                     1.5
```

Dado que el pvalue es mayor que alpha 0.05 no se dispone de evidencia suficiente para considerar que existe una diferencia diferente de 2cm entre el peso de antes y después. Por lo tanto el gimnasio no esta mintiendo.

Ejercicio 3

```r
n = 20
a = 0.05

lc1 <- ((n-1) * 9.5)/qchisq(1-a/2, n-1);lc1
```

```
## [1] 5.494284
```

```r
lc2 <- ((n-1) * 9.5)/qchisq(a/2, n-1);lc2
```

```
## [1] 20.26606
```

Podemos afirmar viendo el intervalo de confianza de que si mejora pues los limites son entre 5 y 20.

Ejercicio 4

Primero calcularemos los limites superiores e inferiores suponiendo esta aproximación normal. Y luego analizamos el mismo suponiendo que las varianzas poblaciones son iguales.

```r
n = 15;
s1 = 24.550
s2 = 26.040
sd1 = 4.5^2
sd2 = 5.2^2
alfa = 0.05

#a)
xlimsup <- (s2-s1)+qnorm(0.025)*sqrt(sd1/n+sd2/n);xlimsup
```

```
## [1] -1.990063
```

```r
xliminf <- (s2-s1)-qnorm(0.025)*sqrt(sd1/n+sd2/n);xliminf
```

```
## [1] 4.970063
```

```r
#b)
sp<- sqrt(((n-1)*sd1+(n-1)*sd2)/(n+n-2))

xlimsup <- (s2-s1)+qt(0.025, (n+n-2))*sp*sqrt(1/n+1/n);xlimsup
```

```
## [1] -2.147101
```

```r
xliminf <- (s2-s1)-qt(0.025, (n+n-2))*sp*sqrt(1/n+1/n);xliminf
```

```
## [1] 5.127101
```

Ejercicio 5

Tenemos una serie de diámetros sobre los cuales tendremos que realizar una serie de intervalos de confianza, para el primero tendremos que usar un t.test con un conf level de 0.99.

```r
diametros = c(1.01, 0.97, 1.03, 1.03, 0.99, 0.98, 0.99, 1.01, 1.03)

#1
t.test(diametros, conf.level=0.99, mu =1)
```

```
##
##  One Sample t-test
##
## data:  diametros
## t = 0.58038, df = 8, p-value = 0.5776
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 1
## 99 percent confidence interval:
##  0.9787495 1.0301393
## sample estimates:
## mean of x
##  1.004444
```

Viendo los resultados podemos confirmar que no tenemos suficientes pruebas para rechazar la hipótesis no es 1 debido a que el pvalue es mayor a 0.01

A continuación calcularemos los intervalos de predicción del 99% sobre el diámetro medido de una sola pieza de la máquina

```r
#2
limsup <- mean(diametros) + qt(0.005, length(diametros)-1)*sqrt(1+1/length(diametros));limsup
```

```
## [1] -2.532444
```

```r
liminf <- mean(diametros) - qt(0.005,  length(diametros)-1)*sqrt(1+1/length(diametros));liminf
```

```
## [1] 4.541333
```

como podemos observar el intervalo oscila entre -2 y 4.54 sin embargo el límite inferior podemos despreciarlo puesto que el diámetro nunca sera negativo.

A continuación realizaremos la misma operación usando un T.TEST pero con los nuevos datos

```r
#3
diametros = c(1.01, 0.97, 1.03, 1.03, 0.99, 0.98, 0.99, 1.01, 1.03, 0.99, 1, 1, 0.99, 0.98, 1.01, 1.02,

#1
t.test(diametros, conf.level=0.99, mu =1)
```

```
##
```

```
##  One Sample t-test
##
## data:  diametros
## t = 0.25983, df = 16, p-value = 0.7983
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 1
## 99 percent confidence interval:
##  0.9879515 1.0144014
## sample estimates:
## mean of x
##  1.001176
```

Como podemos ver el p-value esta por encima de 0.01 por lo tanto no podemos rechazar la hipótesis nula de que el diámetro sera 1.

Por último realizaremos el cálculo del intervalo de predicción como lo hicimos anteriormente.

```
#2
limsup <- mean(diametros) + qt(0.005, length(diametros)-1)*sqrt(1+1/length(diametros));limsup
```

```
## [1] -2.004283
```

```
liminf <- mean(diametros) - qt(0.005, length(diametros)-1)*sqrt(1+1/length(diametros));liminf
```

```
## [1] 4.006636
```

Lectura 8

Cuestión 1:

El enunciado nos pide realizar una prueba sobre dos medias siendo la hipótesis nula que ambas medias son iguales y la alternativa que ha existido un cambio en la estatura promedio. Tenemos que considerar la desviación estandar constante y no podremos realizar los test que implementa R debido a que nos dan los datos de los promedios y el tamaño de la muestra.

```
media = 166.2
mu0 = 164.5



sigma<-6.9
sigma0<-sigma/sqrt(25)



n = 25
alfa = 0.05

Z <- (media - mu0)/(sigma/sqrt(25))



qt(alfa/2, 24)
```

```
## [1] -2.063899
```

```
qt(1-alfa/2, 24)
```

```
## [1] 2.063899
```

Una vez realizados los cálculos comprobamos que z esta entre los valores -2.06 y 2.06 por lo tanto podemos aceptar nuestra hipótesis nula.

Cuestion 2:

En la siguiente cuestión nos ponen diferentes marcas de comprimidos para el dolor de cabeza, tenemos una muestra de 25 sujetos en los que se ha probado a efectividad de la tabla se pide realizar una prueba con análisis de varianza sig level 0.05 para verificar si todas las marcas proporcionan el mismo alivio.

Para esto deberemos de usar los test ANOVA con las siguientes medias. y de esa forma comprobar si realmente todas aportan lo mismo.

```
a<- c(5.2, 4.7, 8.1, 6.2, 3.0)
b<- c(9.1, 7.1, 8.2, 6.0, 9.1)
c<- c(3.2, 5.8, 2.2, 3.1, 7.2)
d<- c(2.4, 3.4, 4.1, 1.0, 4.0)
e<- c(7.1, 6.6, 9.3, 4.2, 7.6)
```

```r
datos<-data.frame(variable=c(a, b, c, d, e))
grupo<-factor(c(rep(1, length(a)), rep(2, length(b)), rep(3, length(c)),rep(4, length(d)),rep(5, length

attach(datos)
ANOVA<-aov(variable~grupo, data=datos)
summary(ANOVA)
```

```
##             Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
## grupo        4  78.42  19.605   6.587 0.0015 **
## Residuals   20  59.53   2.977
## ---
## Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

```r
ANOVA$fitted.values
```

```
##    1    2    3    4    5    6    7    8    9   10   11   12   13   14   15   16
## 5.44 5.44 5.44 5.44 5.44 7.90 7.90 7.90 7.90 7.90 4.30 4.30 4.30 4.30 4.30 2.98
##   17   18   19   20   21   22   23   24   25
## 2.98 2.98 2.98 2.98 6.96 6.96 6.96 6.96 6.96
```

```r
qf(0.95, 4, length(a)*5-5)
```

```
## [1] 2.866081
```

Como podemos comprobar el f-value proporcionado por anova es mayor a 2.8 podemos rechazar la H0 y aceptar que al menos dos de las medias no sonn iguales y por lo tanto habrían marcas que proporcionan mas alivio que otras.

Cuestion 3:

En la cuestión 3 nos piden realizar una comprobación entre diferentes desviaciones estandar de instrumentos para medir el monóxido de carbono en la atmósfera. Queremos saber si la variabilidad de los instrumentos es la misma o es diferente para saber cual comprar. Por lo tanto deberemos de realizar un var test con ambos instrumentos y comprobar si la h0 de que tienen misma variabilidad se cumple.

Si quisieramos realizar la misma comprobación con medias deberíamos de usar anova

```r
instrumentoA<- c(0.86, 0.61, 0.89, 0.64, 0.81, 0.68, 0.65)
instrumentoB<- c(0.87, 0.55, 0.76, 0.70, 0.69, 0.57, 0.53)


datos<- data.frame(variable=c(instrumentoA, instrumentoB))
grupo<- factor(c(rep(1, length(instrumentoA)), rep(2, length(instrumentoB))))



attach(datos)
```

```
## The following object is masked from datos (pos = 3):
##
##     variable
```

```r
ANOVA<-aov(variable~grupo, data = datos)
summary(ANOVA)
```

```
##             Df  Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
## grupo        1 0.01578 0.01578   1.091  0.317
## Residuals   12 0.17351 0.01446
```

```r
ANOVA$fitted.values
```

```
##         1         2         3         4         5         6         7         8 
## 0.7342857 0.7342857 0.7342857 0.7342857 0.7342857 0.7342857 0.7342857 0.6671429 
##         9        10        11        12        13        14 
## 0.6671429 0.6671429 0.6671429 0.6671429 0.6671429 0.6671429
```

```r
qf(0.95, 1, length(7*2-2))
```

```
## [1] 161.4476
```

```r
#Si fuese por medias...
#
#Como el F value es menor que el QF, aceptamos la hipotesisis nula.
```

Concluyendo que aceptamos la hipótesis nula y ambos instrumentos miden las mismas cantidades de media.

Sin embargo si queremos estudiar las varianzas usaremos un var.test con ambos instrumentos y alternativa two.sided pues queremos comprobar si son iguales.

```r
var.test(instrumentoB, instrumentoA, alternative = "two.sided")
```

```
## 
##  F test to compare two variances
## 
## data:  instrumentoB and instrumentoA
## F = 1.1643, num df = 6, denom df = 6, p-value = 0.8582
## alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
## 95 percent confidence interval:
##  0.2000583 6.7758891
## sample estimates:
## ratio of variances 
##           1.164291
```

Por el tamaño del p-value podemos aceptar la h0 y determinar que ambas desviaciones estandar son la misma.

Cuestion 4

a)

Como podemos observar tenemos muestras de las notas de diferentes alumnos en diferentes cursos y nos piden si existen evidencias para pensar que la media de calificaciones es mayor o igual a 7. Para ello realizaremos un t.test, usando el nivel de significancia 0.05.A su vez realizaremos los test uno con alternativa two.sided que del que partiremos de la hipótesis nula de que la media es 7, y el less que partiremos de la hipótesis nula de que la media es mayor a 7.

```r
#+++++++++++++++++++++++++++++++++++++
## EJERCICIO 4
#+++++++++++++++++++++++++++++++++++++



# a)

s <- c(9.47, 6.23, 6.54, 5.92, 5.99, 6.71, 7.26, 2.38, 7.26)
t <- c(4.38, 4.5, 6.32, 5.73, 5.30, 8.23, 6.96, 7.37, 3.68, 6.22)
c <- c(6.22, 4.59, 7.54, 10.00, 6.09, 6.80, 7.06, 6.38, 5.9, 5.66)
```

```r
t.test(c(s, t, c), mu=7, alternative="two.sided")
```

```
##
##  One Sample t-test
##
## data:  c(s, t, c)
## t = -2.4243, df = 28, p-value = 0.02204
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 7
## 95 percent confidence interval:
##  5.707909 6.891401
## sample estimates:
## mean of x
##  6.299655
```

```r
t.test(c(s, t, c), mu=7, alternative="less")
```

```
##
##  One Sample t-test
##
## data:  c(s, t, c)
## t = -2.4243, df = 28, p-value = 0.01102
## alternative hypothesis: true mean is less than 7
## 95 percent confidence interval:
##     -Inf 6.79108
## sample estimates:
## mean of x
##  6.299655
```

Como podemos observar en ambos test el pvalue es inferior a 0.05 por lo tanto podemos llegar a la conclusion de que la nota media ni es igual a 7 ni es superior.

b)

A continuación realizaremos un estudio muy parecido al de arriba ejecutaremos un t.test sobre todos los datos considerando como hipótesis nula que la media es inferior a 5

```r
t.test(c(s, t, c), mu=5, alternative="greater")
```

```
##
##  One Sample t-test
##
## data:  c(s, t, c)
## t = 4.4989, df = 28, p-value = 5.449e-05
## alternative hypothesis: true mean is greater than 5
## 95 percent confidence interval:
##  5.80823     Inf
## sample estimates:
## mean of x
##  6.299655
```

el pvalue es definitivamente inferior a 0.05 por lo tanto rechazamos la hipótesis nula y aceptamos la alternativa de que la media es mayor a 5.

c)

Para esto realizaremos un t.test con alternative two.sided que nos dirá si esta media es 6.5 o es diferente.

```r
t.test(c(s, t, c), mu=6.5, alternative="two.sided")
```

```
##
##  One Sample t-test
##
## data:  c(s, t, c)
## t = -0.69352, df = 28, p-value = 0.4937
## alternative hypothesis: true mean is not equal to 6.5
## 95 percent confidence interval:
##  5.707909 6.891401
## sample estimates:
## mean of x
##  6.299655
```

Como observamos con el t.test no podemos rechazar la H0 de que la media es 6.5.

d)

El error tipo 1 es el nivel de significancia en este caso 0.05, el error tipo dos el pnorm de el límite inferior - la media de las notas partido del nievl de significancia y por último ejecutamos pwr.t.test

```r
PErrorTipo1<-0.05
PErrorTipo2 <- pnorm((5.707 - mean(c(c,t,s))) / 0.05); PErrorTipo2
```

```
## [1] 1.036831e-32
```

```r
library(pwr)

pwr.t.test(c(s, t, c), d=mean(c(s,t,c))/0.05, sig.level=0.05, alternative="two.sided", type="one.sample
```

```
##
##      One-sample t test power calculation
##
##               n = 9.47, 6.23, 6.54, 5.92, 5.99, 6.71, 7.26, 2.38, 7.26, 4.38, 4.50, 6.32, 5.73, 5.30
##               d = 125.9931
##       sig.level = 0.05
##           power = 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1, 1
##     alternative = two.sided
```

Cuestion 5

Aquí tenemos una muestra de 200 ing informáticos con un sueldo promedio de 60750 euros anuales con una sd de 5000 euros. a su vez tenemos otra muestra de profesiones afines donde estos tienen un sueldo de 65200 euros con una sd de 5520 euros. Tenemos que comprobar si la hipótesis nula de que el sueldo medio de los profesionales afines es de 5000 euros mas alto que los de ing informática con un sig.level de 0.01.

```r
m1 <- 65200
m2 <- 60750
d0 <- 5000
sigma1 <- 5520
sigma2 <- 5000
n1 <- 200
n2 <- 220
alfa <- 0.01

t <- ((m1-m2) - 5000)/sqrt((sigma1^2/n1)+(sigma2^2/n2))
```

```r
v <- (sigma1^2/n1 + sigma2^2/n2)^2/((((sigma1^2/n1)^2)/(n1-1)+((sigma2^2/n2)^2)/(n2-1)))



qt(alfa/2, v)
```

```
## [1] -2.588087
```

```r
qt(1-alfa/2, v)
```

```
## [1] 2.588087
```

```r
#Sí se puede aceptar la hipótesis nula. El sueldo medio de los profesionales
#afines es 5000 euros más alto que el de los Ingenieros en Informática
```

Por los resultados obtenidos podemos aceptar la hipótesis nula. El sueldo medio de los profesionales afines es 5000 euros mas alto que el de los ingenieros en informática.

Lectura 9

Ejercicio 1

Para la realización de este apartado usaremos tanto el método tradicional, calculando a mano el chisq como usando el chisq.test y asi nos cercioramos de un resultado correcto.

```
xy <- matrix(c(18,16, 21, 14, 20, 11), ncol=3, nrow=2, byrow=F)
colnames(xy)<-c("primercurso", "segundocurso", "tercercurso")
rownames(xy)<-c("a favor", "en contra")
library(knitr)
xy<-as.table(xy)
kable(xy)
```

	primercurso	segundocurso	tercercurso
a favor	18	21	20
en contra	16	14	11

```
xy_a<-addmargins(xy)
xy_a
```

```
##             primercurso segundocurso tercercurso Sum
## a favor              18           21          20  59
## en contra            16           14          11  41
## Sum                  34           35          31 100
```

```
ni <- xy_a[3,]; ni
```

```
##  primercurso segundocurso  tercercurso          Sum
##           34           35           31          100
```

```
nj <- xy_a[,4]; nj
```

```
##   a favor en contra       Sum
##        59        41       100
```

```
n<- as.numeric(xy_a[3,4])
pxy <- xy^2; pxy
```

```
##             primercurso segundocurso tercercurso
## a favor             324          441         400
## en contra           256          196         121
```

```
suma<-0

for(i in 1:3){
  for(j in 1:2){
    suma<- suma+as.numeric(pxy[j,i]/(ni[i] * nj[j]))
  }
}
```

```
suma
```

```
## [1] 1.009204
```

```
CHI2<- n*(suma-1); CHI2
```

```
## [1] 0.9203703
```

```
gl<-(nrow(xy)-1)*(ncol(xy)-1)
gl
```

```
## [1] 2
```

```
qchisq(0.95, gl)
```

```
## [1] 5.991465
```

```
p <- chisq.test(xy, correct = TRUE); p
```

```
##
##  Pearson's Chi-squared test
##
## data:  xy
## X-squared = 0.92037, df = 2, p-value = 0.6312
```

```
p$expected
```

```
##            primercurso segundocurso tercercurso
## a favor          20.06        20.65       18.29
## en contra        13.94        14.35       12.71
```

```
p$observed
```

```
##            primercurso segundocurso tercercurso
## a favor             18           21          20
## en contra           16           14          11
```

Como podemos observar tanto en el test como en los resultados calculados obtenemos una x cuadrada de 0.92037 contra un valor límite 5.991. Al 0.9203 ser menor que este podemos afirmar que el estadístico esta fuera de la RC y se afirma la hipótesis de independencia.

Ejercicio 2

#a y b)

Para calcular la correlación de Pearson y el coeficiente de Spearman para los rangos usaremos la función cor con estos dos métodos.

```
x <- c(8.4, 9.8, 9.1, 7.2, 8.6, 9.3, 8.0, 0.0, 9.2, 8.7)
y <- c(7.3, 6.3, 8.7, 6.6, 7.8, 7.8, 9.1, 0.0, 8.8, 7.7)

cor(x,y, method = c("pearson"))
```

```
## [1] 0.9102499
```

```
cor(x,y, method = c("spearman"))
```

```
## [1] 0.2370832
```

c)

Para probar la hipótesis de correlación nula con a: 0.95 usaremos el cor.test con tanto el método de pearson como spearman.

```
cor.test(x, y, method = c("spearman"), conf.level=0.95, alternative=c("greater"))
```

```
## Warning in cor.test.default(x, y, method = c("spearman"), conf.level = 0.95, :
## Cannot compute exact p-value with ties
```

```
##
##  Spearman's rank correlation rho
##
## data:  x and y
## S = 125.88, p-value = 0.2548
## alternative hypothesis: true rho is greater than 0
## sample estimates:
##       rho
## 0.2370832
```

```
cor.test(x, y, method = c("pearson"), conf.level=0.95, alternative=c("greater"))
```

```
##
##  Pearson's product-moment correlation
##
## data:  x and y
## t = 6.2179, df = 8, p-value = 0.0001272
## alternative hypothesis: true correlation is greater than 0
## 95 percent confidence interval:
##  0.7198261 1.0000000
## sample estimates:
##       cor
## 0.9102499
```

como conclusión rechazamos la hipótesis nula de correlación cero, afirmando la alternativa de que sea mayor puesto que el valor de p es menor que 0.05

Ejercicio 3

Para la realización de este ejercicio usaremos el test de kruskal wallis con el que podremos calcular si las diferentes muestras son iguales o tienen diferencias significativas

```
Grupo1 <- c(6.5, 7.2, 6.8, 7.7, 9.5, 5.6)
Grupo2<- c(7.8, 9.1, 9.7, 8.2, 7.7, 8.5)
Grupo3<- c(7.5, 9.3, 7.8, 7.1, 7.6, 6.3)
Grupo4<- c(5.5, 6.6, 4.9, 6.4, 6.8, 7.0)

notas_grupos<- c(Grupo1, Grupo2, Grupo3, Grupo4); notas_grupos
```

```
##  [1] 6.5 7.2 6.8 7.7 9.5 5.6 7.8 9.1 9.7 8.2 7.7 8.5 7.5 9.3 7.8 7.1 7.6 6.3 5.5
## [20] 6.6 4.9 6.4 6.8 7.0
```

```
grupos<- factor(rep(1:4, c(6,6,6,6)), labels=c("g1","g2", "g3","g4")); grupos
```

```
##  [1] g1 g1 g1 g1 g1 g1 g2 g2 g2 g2 g2 g2 g3 g3 g3 g3 g3 g3 g4 g4 g4 g4 g4 g4
## Levels: g1 g2 g3 g4
```

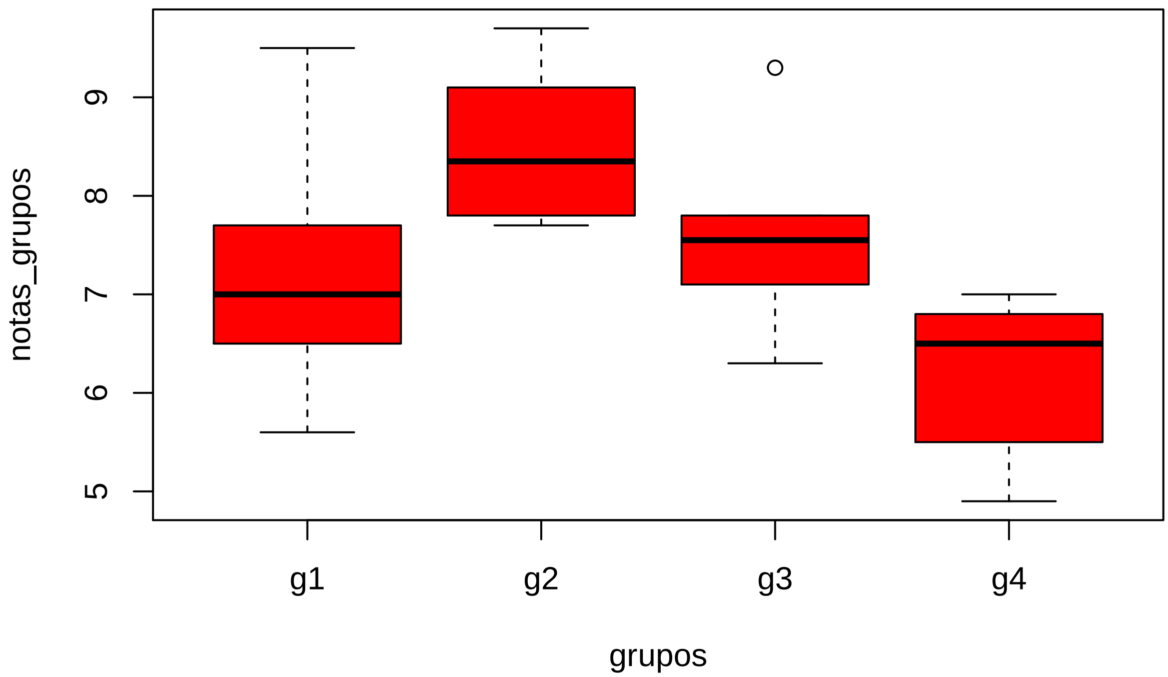
```r
datos_grupos<- as.data.frame(notas_grupos)
datos_grupos[,2] <-grupos
table(datos_grupos)
```

```
##              V2
## notas_grupos g1 g2 g3 g4
##          4.9  0  0  0  1
##          5.5  0  0  0  1
##          5.6  1  0  0  0
##          6.3  0  0  1  0
##          6.4  0  0  0  1
##          6.5  1  0  0  0
##          6.6  0  0  0  1
##          6.8  1  0  0  1
##          7    0  0  0  1
##          7.1  0  0  1  0
##          7.2  1  0  0  0
##          7.5  0  0  1  0
##          7.6  0  0  1  0
##          7.7  1  1  0  0
##          7.8  0  1  1  0
##          8.2  0  1  0  0
##          8.5  0  1  0  0
##          9.1  0  1  0  0
##          9.3  0  0  1  0
##          9.5  1  0  0  0
##          9.7  0  1  0  0
```

```r
kruskal.test(notas_grupos~grupos, data=datos_grupos)
```

```
##
##  Kruskal-Wallis rank sum test
##
## data:  notas_grupos by grupos
## Kruskal-Wallis chi-squared = 11.941, df = 3, p-value = 0.00759
```

```r
boxplot(notas_grupos~grupos, col="red")
```




```r
#Como ya se puede apreciar en el boxplot nos corrobora esto afirmado anteriormente, si existen estas di

#el valor de p 0.00759 nos indica que no tenemos evidencias suficientes para rechazar la hipotesis nula
# entre los 4 grupos
qchisq(0.95, 3)
```

```
## [1] 7.814728
```

Como se puede apreciar en el mismo boxplot, y gracias a los test realizados, el valor de p es 0.00759 que nos indica que no tenemos evidencias suficientes para rechazar la hipótesis nula y de que existan diferencias. Claramente mostrando el boxplot estas diferencias entre los 4 grupos.