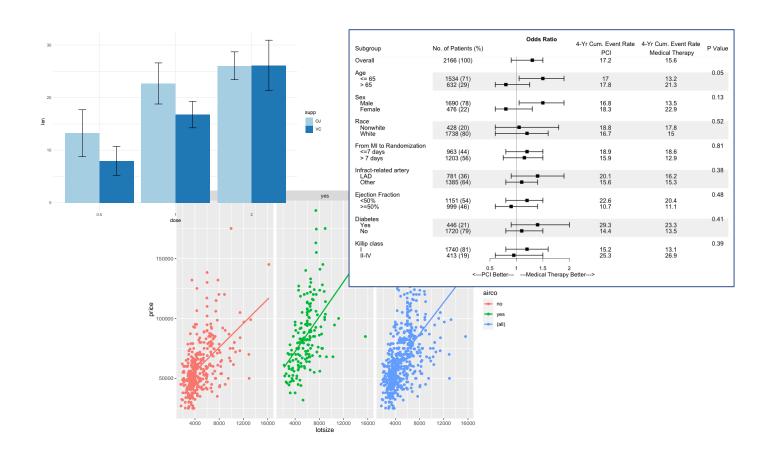
Análisis Estadístico con









Índice

- 5.1. Introducción
- 5.2. One sample t test
- 5.3. Wilcoxon signed-rank test
- 5.4. Two sample t test
- 5.5. Two sample Wilcoxon test
- 5.6. Paired t test
- 5.7. Matched-pairs Wilcoxon test
- 5.8. Analysis of variace (ANOVA)
- 5.9. Kruskal-Wallis test
- 5.10. Sigle proportions
- 5.11. Two indepedent proportions
- 5.12. K proportions





5.1. Introducción

Técnicas de inferencia:

- -Capacidad para aportar información con respecto a otros sujetos o a otras situaciones.
- -Inferir a toda la población con un grado razonable de certidumbre

Estimador puntual:

- -Estadístico muestral (media)
- -Propiedades estadísticas que ha de satisfacer para ser bueno (mínima varianza (error estandar), ...)

Intervalo de confianza

- Disponer de una medida del parámetro poblacional que incorpore la estimación puntual como su error estándar.
 - Distribución t Student





5.1. Introducción

Contraste de Hipótesis:

- Interés no en estimar un parámetro sino en dilucidar si dicho parámetro es compatible con un valor predeterminado.
- Elaborar una hipótesis, y contrastarla estadísticamente a partir de la información de una muestra.
 - Hipótesis nula, hipótesis alternativa
 - Contraste unilateral, bilateral.

Comparaciones de poblaciones:

- Endpoints numéricos, Endpoints categóricos





5.1. Introducción

Student's t-test (endpoint numérico)

$$H_0: \mu_1 = \mu_2$$
 $H_a: \mu_1 \neq \mu_2$ $\mu_1 > (\text{ or } <)\mu_2$

$$\bar{y}_1 - \bar{y}_2 \pm t_{\alpha/2, n_1 + n_2 - 2} s \sqrt{1/n_1 + 1/n_2}$$

$$t = \frac{\bar{y}_1 - \bar{y}_2}{s\sqrt{1/n_1 + 1/n_2}}, \qquad s = \sqrt{\frac{(n_1 - 1)s_1^2 + (n_2 - 1)s_2^2}{n_1 + n_2 - 2}},$$





5.1. Introducción

- Presión arterial diastólica (PAD) (mm Hg)
- Tratamiento A (nuevo) y B para bajar la PAD
- PAD medida cada mes (PDA1, PDA2, ...PDA5)

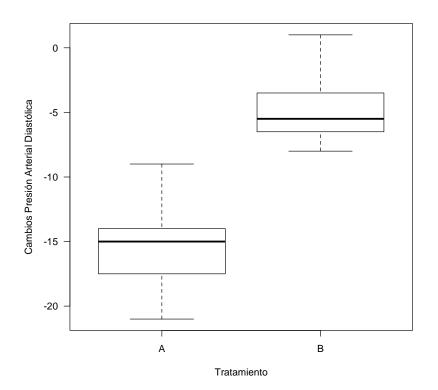
Sujeto	TRT	PAD1	PAD2	PAD3	PAD4	PAD5	Edad	Sexo
1	A	114	115	113	109	105	43	F
2	Α	116	113	112	103	101	51	М
3	Α	119	115	113	104	98	48	F
4	Α	115	113	112	109	101	42	F
5	Α	116	112	107	104	105	49	М
6	Α	117	112	113	104	102	47	М
7	Α	118	111	100	109	99	50	F
8	Α	120	115	113	102	102	61	М
9	Α	114	112	113	109		43	М
10	Α	115	113	108	106	97	51	М
11	Α	117		110	109		47	F
12	Α	116	115	113	109		45	М
13	Α	119	117	110	106	104	54	F
14	Α	118	115	113	102	99	52	М
15	Α	115	112	108	105		42	М
16	Α	114	111	111	107		44	F
17	Α	117	114	110	108	102	48	М
18	Α	120	115	113	107	103		F
19	Α	114	113	109		100	41	М
20	Α	117		113	109		51	М
21	В	114	115	113	111		39	М
22	В	116	114	114	109	110	40	F
23	В	114	115	113		109	39	F
24	В	114	115	113			38	М
25	В	116	113	113	109			F
26	В	114	115	114	111	110		М
27	В	119		118				F
28	B B	118	117	117		112	56	M M
29 30		114	113 115	113 113	109 113	108 113	38 57	
31	В	120 117		113	114	115	47	M F
32	B B	118	114	112	109		48	M
33	В	121	119	117	114		61	F
34	В	116	115	116	114			M
35	В	118	118	113	113		52	M
36	В	119	115	115	114	111	55	F
37	В	116	114	113	109	109	45	F
38	В	116	115	114	114	112	42	М
39	В	117	115	113	114	115	49	F
40	В	118	114	114	114	115	50	F
-+0		TT0	114	114	114	113	20	





5.1. Introducción

Endpoint: PAD5 - PAD1



```
Sujeto TRT PAD1 PAD2 PAD3 PAD4 PAD5 Edad Sexo diff

1 A 114 115 113 109 105 43 F -9

2 A 116 113 112 103 101 51 M -15

3 A 119 115 113 104 98 48 F -21

4 A 115 113 112 109 101 42 F -14

5 A 116 112 107 104 105 49 M -11

6 A 117 112 113 104 102 47 M -15
```

Two Sample t-test

```
data: diff by TRT
t = -12.1504, df = 38, p-value = 1.169e-14
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
-12.132758 -8.667242
sample estimates:
mean in group A mean in group B
-15.2 -4.8
```

Welch Two Sample t-test

```
data: diff by TRT

t = -12.1504, df = 36.522, p-value = 2.149e-14

alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0

95 percent confidence interval:

-12.135063 -8.664937

sample estimates:

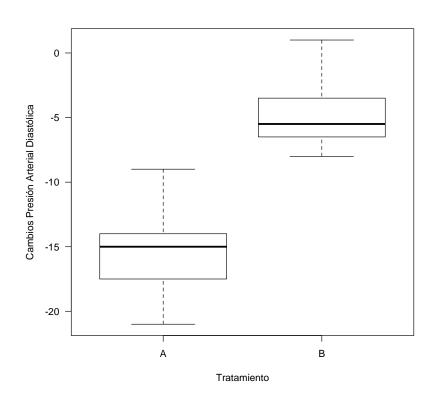
mean in group A mean in group B

-15.2 -4.8
```





5.1. Introducción



F test to compare two variances

```
data: diff by TRT

F = 1.5036, num df = 19, denom df = 19, p-value = 0.3819

alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1

95 percent confidence interval:
    0.595142 3.798764

sample estimates:
ratio of variances
    1.503597
```

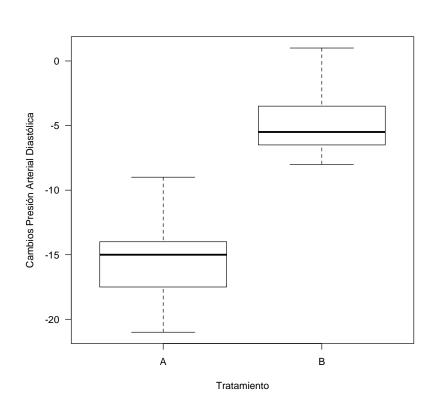
Wilcoxon rank sum test with continuity correction

```
data: diff by TRT
W = 0, p-value = 6.286e-08
alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
```





5.1. Introducción



Test de una cola

Tratamiento A con menor PAD que tratamiento B

Bootstrapping

Procedimiento de remuestreo para valorar las diferencias entre tratamientos





5.2. One sample t test

ingesta.calorias<-c(5263,5472,5400,6180,6300,6545,6805,7525,7520,8100,8700)

mean(ingesta.calorias) # 6753.636

se<-sd(ingesta.calorias)/sqrt(length(ingesta.calorias))

error<- qt(0.975,df=length(ingesta.calorias)-1)*se

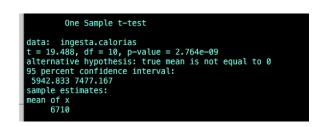
mean(ingesta.calorias)-error # 5942.833 mean(ingesta.calorias)+error # 7477.167

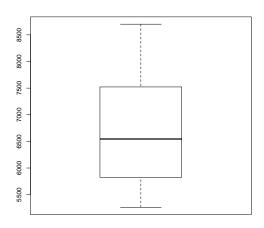
sd(ingesta.calorias) quantile(ingesta.calorias)

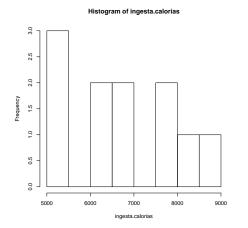
Valor recomendado por la OMS=7725 (sd=1)

t.test(daily.intake,mu=7725)

alternative → greater, less conf.level → 0.99











5.2. One sample t test

Valor p:

- -Definición: probabilidad de obtener un resultado al menos tan extremo como el que realmente se ha obtenido (valor del estadístico calculado), suponiendo que la Hipótesis Nula es cierta en términos de Probabilidad condicional.
- Es una medida de significación estadística
- **Nivel de significacion:** 5% o 1%. Para establecer que alguna comparación (como puede ser una comparación de medias; diferencia de medias) sea estadísticamente significativa (las medias sean distintas) el valor p debe ser inferior al nivel de significación.





5.2. One sample t test

Valor p:

- -Definición: probabilidad de obtener un resultado al menos tan extremo como el que realmente se ha obtenido (valor del estadístico calculado), suponiendo que la Hipótesis Nula es cierta en términos de Probabilidad condicional.
- Es una medida de significación estadística
- **Nivel de significacion:** 5% o 1%. Para establecer que alguna comparación (como puede ser una comparación de medias; diferencia de medias) sea estadísticamente significativa (las medias sean distintas) el valor p debe ser inferior al nivel de significación.





5. Análisis de comparación5.3. Wilcoxon signed-rank test

Prueba de los rangos con signo de Wilcoxon

wilcox.test(ingesta.calorias,mu=7725)

```
Wilcoxon signed rank test

data: ingesta.calorias

V = 8, p-value = 0.02441

alternative hypothesis: true location is not equal to 7725
```





5. Análisis de comparación5.4. Two sample t test

- Consideraciones sobre homogeneidad de variazas y distribución normal de los valores:
 - qqnorm plot
 - Histograma
 - Shapiro-Wilk Normality Test
 - Test de homogeneidad: var.test()

calorias.hombres<-c(100,330,340,1000,323,453,532,332) calorias.mujeres<-c(40,41,55,77,37,94,12,34)

t.test(x=calorias.hombres,y=calorias.mujeres)

t.test(calorias.hombres ~ calorias.mujeres)

t.test(x=calorias.hombres,y=calorias.mujeres,var.equal=T)

```
Welch Two Sample t-test

data: calorias.hombres and calorias.mujeres
t = 4.0418, df = 7.1368, p-value = 0.004727
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
157.5035 597.4965
sample estimates:
mean of x mean of y
426.25 48.75
```





5. Análisis de comparación5.5. Two sample Wilcoxon test

Prueba U de Mann-Whitney Prueba de Mann-Whitney-Wilcoxon, Prueba de suma de rangos Wilcoxon Prueba de Wilcoxon-Mann-Whitney

Prueba no paramétrica aplicada a dos muestras independientes

wilcox.test(x=calorias.hombres,y=calorias.mujeres)

misma longitud los vectores: wilcox.test(calorias.hombres~calorias.mujeres)

```
Wilcoxon rank sum test

data: calorias.hombres and calorias.mujeres
W = 64, p-value = 0.0001554
alternative hypothesis: true location shift is not equal to 0
```





5.6. Paired t test

Hipótesis de independecia!!

```
Id pre post
1 5260 3910
2 5470 4220
3 5640 3885
4 6180 5160
5 6390 5645
6 6515 4680
7 6805 5265
8 7515 5975
9 7515 6790
10 8230 6900
11 8770 7335
```

```
Paired t-test

data: intake$pre and intake$post
t = 11.941, df = 10, p-value = 3.059e-07
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
1074.072 1566.838
sample estimates:
mean of the differences
1320.455
```

```
mean(pre) # 6753.636
mean(post) # 5433.182
```





5.7. Matched-pairs Wilcoxon test

wilcox.test(pre,post,paired=T)





5.8. Analysis of variace (one-way ANOVA)

$$y_{ij} = \mu + \alpha_i + \epsilon_{ij}$$

$$H_0: \alpha_i = 0, i = 1, \cdots, I$$

 H_a : at least one of the α_i is not zero

- Método paramétrico
- Endpoints numéricos (más de dos grupos)
- Pairwise comparisons and multiple testing:
 -tuckey, bonferroni, etc.
- Asunción de igualdad de varianzas





5.8. Analysis of variace (one-way ANOVA)

```
anova(Im(y~x))
summary(Im(y~x))
pairwise.t.test(y,x,p.adj="bonferroni")
Sin asumir varianzas homogéneas:
oneway.test(y~x)
Test de homogeneidad de varianzas
bartlett.test(y~x)
```





5.8. Analysis of variace (one-way ANOVA)

```
red.cell.folate
   folate ventilation
      243 N20+02,24h
      251 N20+02,24h
3
      275 N20+02,24h
4
5
      291 N20+02,24h
      347 N20+02,24h
6
      354 N20+02,24h
      380 N20+02,24h
8
      392 N20+02,24h
      206
            N20+02, op
10
      210
            N20+02, op
11
      226
            N20+02, op
12
      249
            N20+02, op
13
            N20+02, op
      255
14
      273
            N20+02, op
15
            N20+02, op
      285
16
            N20+02, op
      295
17
      309
            N20+02, op
18
      241
               02,24h
19
      258
               02,24h
      270
               02,24h
20
               02,24h
21
      293
               02,24h
      328
```

N20+02,24h N20+02,op 02,24h 316.6250 256.4444 278.0000

Patients receiving three different methods of ventilation during anesthesia

```
> anova(lm(folate~ventilation))
Analysis of Variance Table
Response: folate
            Df Sum Sq Mean Sq F value Pr(>F)
ventilation 2 15516 7757.9 3.7113 0.04359 *
Residuals 19 39716 2090.3
Signif. codes: 0 '*** 0.001 '** 0.01 '* 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
> pairwise.t.test(folate,ventilation,p.adj="bonferroni")
        Pairwise comparisons using t tests with pooled SD
data: folate and ventilation
          N20+02,24h N20+02,op
N20+02,op 0.042
02,24h
         0.464
                     1.000
  value adjustment method: bonferroni
> oneway.test(folate~ventilation)
        One—way analysis of means (not assuming equal variances)
data: folate and ventilation
F = 2.9704, num df = 2.000, denom df = 11.065, p-value = 0.09277
> pairwise.t.test(folate,ventilation,pool.sd=F)
        Pairwise comparisons using t tests with non-pooled SD
data: folate and ventilation
          N20+02,24h N20+02,op
N20+02,op 0.087
        0.321
P value adjustment method: holm
```





5.8. Analysis of variace (one-way ANOVA)

TRT	PAD1	PAD2	PAD3	PAD4	PAD5
Α	116.55	113.5	110.70	106.25	101.35
В	116.75	115.2	114.05	112.45	111.95

$H_0: \mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5$

H_a: no todas las medias son iguales

Tratamiento A

Tratamiento B





5.8. Analysis of variace (one-way ANOVA)

Tuckey

Tratamiento A

Tukey multiple comparisons of means 95% family-wise confidence level Fit: aov(formula = DBP ~ Time, data = datA) \$Time diff -5.143586 -0.9564144 0.0009687 -7.943586 -3.7564144 0.0000000 4-1 -10.30 -12.393586 -8.2064144 0.0000000 5-1 -15.20 -17.293586 -13.1064144 0.0000000 -4.893586 -0.7064144 0.0030529 -9.343586 -4.45 -6.543586 -2.3564144 0.0000005 5-3 -9.35 -11.443586 -7.2564144 0.0000000

Tratamiento B

```
Tukey multiple comparisons of means 95% family-wise confidence level

Fit: aov(formula = DBP ~ Time, data = datB)

$Time

diff lwr upr p adj
2-1 -1.55 -3.398584 0.2985843 0.1440046
3-1 -2.70 -4.548584 -0.8514157 0.0009333
4-1 -4.30 -6.148584 -2.4514157 0.0000000
5-1 -4.80 -6.648584 -2.9514157 0.0000000
3-2 -1.15 -2.998584 0.6985843 0.4207789
4-2 -2.75 -4.598584 -0.9014157 0.0007122
5-2 -3.25 -5.098584 -1.4014157 0.0000400
4-3 -1.60 -3.448584 0.2485843 0.1223788
5-3 -2.10 -3.948584 -0.2514157 0.0176793
5-4 -0.50 -2.348584 1.3485843 0.9433857
```

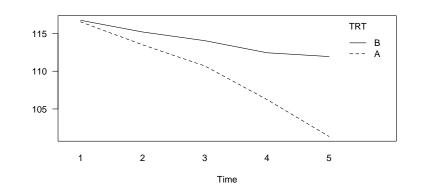




5.8. Analysis of variace (two-way ANOVA)

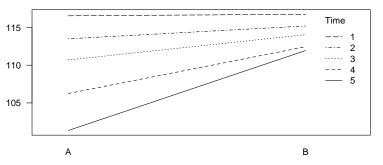
TRT	PAD1	PAD2	PAD3	PAD4	PAD5
Α	116.55	113.5	110.70	106.25	101.35
В	116.75	115.2	114.05	112.45	111.95

Two-way ANOVA Interacción



Resultados comparaciones multiples no mostrados

Existe test no paramétrico: friedman.test()







5.9. Kruskal-Wallis test

```
> red.cell.folate
   folate ventilation
      243 N20+02,24h
      251 N20+02,24h
      275 N20+02,24h
      291 N20+02,24h
      347 N20+02,24h
      354 N20+02,24h
          N20+02,24h
      392 N20+02,24h
      206
           N20+02, op
      210
            N20+02, op
11
      226
            N20+02, op
12
      249
            N20+02, op
      255
13
            N20+02, op
      273
            N20+02, op
14
15
      285
            N20+02, op
      295
            N20+02, op
17
      309
            N20+02, op
      241
               02,24h
18
      258
               02,24h
19
               02,24h
20
      270
21
      293
               02,24h
      328
               02,24h
```

kruskal.test(folate~ventilation)

```
Kruskal-Wallis rank sum test

data: folate by ventilation
Kruskal-Wallis chi-squared = 4.1852, df = 2, p-value = 0.1234
```





5. Análisis de comparación5.10. Sigle proportions

- Inferencia sobre proporciones
- Generalmente basados en la distribución binomial (size parameter=N, probability parameter=p)
- Para tamaños muestrales grandes, se puede aproximar a una distribución normal con media Np y varianza Np(1-p) (Cuando el número de "successes" y "failures" esperados sea mayor de 5)
- Una proporción muestral (p) tiende a distribuirse de forma normal.
- Corrección por continuidad de Yates





5. Análisis de comparación5.10. Sigle proportions

Pacientes con ataques de asma en una muestra de sujetos de un hospital de Madrid: 38/214 (17,75%)

Ho= La probabilidad de tener asma es de 0.14

prop.test(38,214,0.14)

```
1-sample proportions test with continuity correction

data: 38 out of 214, null probability 0.14

X-squared = 2.2065, df = 1, p-value = 0.1374

alternative hypothesis: true p is not equal to 0.14

95 percent confidence interval:
    0.1301530 0.2368699

sample estimates:
    p

0.1775701
```





5. Análisis de comparación5.11. Two indepedent proportions

- Inferencia sobre proporciones
- Diferencia entre proporciones
- Prueba de X² de Pearson
- Corrección por continuidad de Yates
- Cuanto mayor sea el valor de X² (estadístico) menos verosímil es que la hipótesis sea correcta.
- El estadístico sigue una distribución Chi-cuadrado

$$\chi^2 = \sum_i \frac{(\text{observada}_i - \text{teorica}_i)^2}{\text{teorica}_i}$$





5. Análisis de comparación5.11. Two indepedent proportions

Ejemplo:

```
fumador <- c( 9, 4)
```

total <- c(12, 13)

prop.test(fumador, total)

	Α	В
Fumador	9	4
No fumador	3	9
	12	13

```
2-sample test for equality of proportions with continuity correction

data: smokers out of patients

X-squared = 3.2793, df = 1, p-value = 0.07016
alternative hypothesis: two.sided
95 percent confidence interval:
0.01151032 0.87310506
sample estimates:
prop 1 prop 2
0.7500000 0.3076923
```

chisq.test(matrix(c(9,4,3,9),2))

fisher.test(matrix(c(9,4,3,9),2)) # test exacto (suele emplearse para muestras pequeñas)





5. Análisis de comparación5.12. K proportions

```
fumadores <- c( 83, 90, 129, 70 )

pacientes <- c( 86, 93, 136, 82 )

prop.test(fumadores,pacientes)

prop.trend.test(fumadores,pacientes)
```

```
4-sample test for equality of proportions without continuity
    correction

data: fumadores out of pacientes
X-squared = 12.6, df = 3, p-value = 0.005585
alternative hypothesis: two.sided
sample estimates:
    prop 1    prop 2    prop 3    prop 4
0.9651163 0.9677419 0.9485294 0.8536585

>    prop.trend.test(fumadores, pacientes)
        Chi-squared Test for Trend in Proportions

data: fumadores out of pacientes ,
    using scores: 1 2 3 4
X-squared = 8.2249, df = 1, p-value = 0.004132
```





"ejercicios.5.analisis de comparacion.R"