UNITATS 9 i 10: PROVES BASADES EN LA *t* DE *STUDENT* DE GRUPS INDEPENDENTS I DE MESURES REPETIDES O DADES APARELLADES.

Situació 1

1. Determini si els fumadors presenten menor puntuació en el component físic de l'escala de QVRS que els no fumadors.

Dades inicials:
Fumadors: n = 17; $\bar{x}_{PCS} = 58{,}82353$; S_{PCS} = 3,795314
No fumadors: n = 13; $\bar{x}_{PCS} = 60{,}46154$; S_{PCS} = 3,125577

1er. Plantejament hipòtesi nul·la:
H_0: $\mu_{PCS\text{-}Fumadors} \geq \mu_{PCS\text{-}No\ fumadors}$

2n. Càlcul estadístic de contrasts: *t* de *Student* de grups independents

2.1. Supòsits i condicions d'aplicació

2.1.1. Mostres aleatòries del grup de fumadors i del grup de no fumadors

2.1.2. Normalitat de la puntuació en el component físic de l'escala de QVRS (PCS) en el grup de fumadors i en el grup de no fumadors:
H_0: F(PCS-Fumadors) = F_O(PCS-Fumadors)
H_0: F(PCS—No Fumadors) = F_O(PCS-No Fumadors)

Càlcul estadístic de contrast: Prova d'ajust a la normal de *Shapiro-Wilk*
Llistat R:

```
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

Situació1$Estatus.Fumador: No
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació1$PCS
W = 0.97621, p-value = 0.9558
------------------------------------------------------------------------------
Situació1$Estatus.Fumador: Sí
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació1$PCS
W = 0.94311, p-value = 0.357
```

Decisió Estadística: Com es pot veure en el llistat obtingut, el valor del test de *Shapiro-Wilk* per l'ajust a la distribució normal de les puntuacions en el component PCS en el grup de no fumadors és de 0,97621 que té un grau de significació associat de 0,9558, valor lo suficientment gran com per a no rebutjar la hipòtesi nul·la i per tant poder afirmar que la distribució observada de les puntuacions en PCS segueix la llei normal en el grup de no fumadors. A la mateixa conclusió es pot arribar pel grup de fumadors, donat que el valor del test de *Shapiro-Wilk* és de 0,94311 que té un grau de significació associat de 0,357, valor lo suficientment gran com per no rebutjar la hipòtesi nul·la i per tant es pot afirmar que la distribució observada de les puntuacions en PCS en el grup de fumadors també segueix el model de la llei normal.

2.1.3. Homocedasticitat

H_0: $\sigma^2_{PCS—Fumadors} = \sigma^2_{PCS—No\ Fumadors}$

Càlcul estadístic de contrast: *F* de *Snedecor*

$$F = \frac{\sigma^2_{més\ gran}}{\sigma^2_{més\ petita}} = \frac{14{,}40}{9{,}77} = 1{,}474$$

$$\nu_{numerador} = 17 - 1 = 16;\ \nu_{denominador} = 13 - 1 = 12$$

Decisió estadística:

Llistat R:

```
> pf(c(1.47447), df1=16, df2=12, lower.tail=FALSE)
[1] 0.2508757
```

$p(F \geq 1{,}474 \mid H_0) = 2 \cdot 0{,}2508757 = 0{,}5017514 \rightarrow$ No rebutjo H_0

Si es compleix l'homocedasticitat.

2.2. *t* de *Student* de grups independents a partir de la variància estimada comú

Assumim que les dues mostres s'han obtingut a l'atzar, i s'ha comprovat que la distribució observada de les puntuacions en PCS segueixen el model de la llei normal tant en el grup de fumadors com en el de no fumadors, i es compleix l'homocedasticitat; per tant, podem obtenir el valor de l'estadístic *t* de *Student* de grups independents a partir de la variància estimada comú, que, a continuació es mostra:

$$s_*^2 = \frac{(n_1 - 1) \cdot s_1^2 + (n_2 - 1) \cdot s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{16 \cdot 14{,}14 + 12 \cdot 9{,}77}{17 + 13 - 2} = 12{,}4179$$

$$t = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{\frac{s_*^2}{n_1} + \frac{s_*^2}{n_2}}} = \frac{|58{,}82 - 60{,}46|}{\sqrt{\frac{12{,}42}{17} + \frac{12{,}42}{13}}} = 1{,}2616$$

$$\nu = 17 + 13 - 2 = 28$$

3r. Prendre Decisió

Llistat R:

```
> pt(c(1.2616), df=28, lower.tail=FALSE)
[1] 0.108751
```

$P_{unilateral}$ (t ≥ 1,2616 | H_0) = 0,108751 → No es rebutja H_0

4rt. Conclusions

A partir de les nostres dades no es pot afirmar els fumadors presenten menor puntuació en el component físic de l'escala de QVRS que els no fumadors, donat que el valor de l'estadístic *t* de *Student* de grups independents té un valor de 1,2616 que amb 28 graus de llibertat té un grau de significació unilateral associat de 0,108751, valor lo suficientment gran com per a no rebutjar la hipòtesi nul·la.

Llistats R:

```
NORMALITAT
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

Situació1$Estatus.Fumador: No
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació1$PCS
W = 0.97621, p-value = 0.9558
-------------------------------------------------------------------------------
Situació1$Estatus.Fumador: Sí
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació1$PCS
W = 0.94311, p-value = 0.357

HOMOCEDASTICITAT
> with(Situació1, tapply(PCS, Estatus.Fumador,  var, na.rm=TRUE))
       No        Sí
 9.769231 14.404412

>  var.test(PCS  ~  Estatus.Fumador,  alternative='two.sided',  conf.level=.95,
data=Situació1)
  F test to compare two variances
data:  PCS by Estatus.Fumador
F = 0.67821, num df = 12, denom df = 16, p-value = 0.5018
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 0.2347525 2.1374001
sample estimates:
ratio of variances
          0.678211

t DE STUDENT DE GRUPS INDEPENDENTS A PARTIR DE LA VARIÀNCIA ESTIMADA COMÚ
>      t.test(PCS~Estatus.Fumador,      alternative='greater',      conf.level=.95,
var.equal=TRUE, data=Situació1)
  Two Sample t-test
data:  PCS by Estatus.Fumador
t = 1.2616, df = 28, p-value = 0.1087
alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
95 percent confidence interval:
 -0.5706385        Inf
sample estimates:
mean in group No mean in group Sí
        60.46154         58.82353
```

2. Les nostres dades confirmen la hipòtesis que les persones fumadores tenen una menor puntuació en el component mental de l'escala de QVRS que els fumadors.

Dades inicials:
Fumadors: n = 17; $\bar{x}_{MCS} = 41{,}70588$; S_{MCS} = 3,820417
No fumadors: n = 13; $\bar{x}_{MCS} = 60{,}84615$; S_{MCS} = 3,933746

1er. Plantejament hipòtesi nul·la:
H_0: $\mu_{\text{MCS-Fumadors}} \geq \mu_{\text{MCS-No fumadors}}$

2n. Càlcul estadístic de contrasts: *t* de *Student* de grups independents

2.1. Supòsits i condicions d'aplicació

2.1.1. Mostres aleatòries del grup de fumadors i del grup de no fumadors

2.1.2. Normalitat de la puntuació en el component mental de l'escala de QVRS (MCS) en el grup de fumadors i en el grup de no fumadors:

H_0: F(MCS-Fumadors) = F_O(MCS-Fumadors)
H_0: F(MCS—No Fumadors) = F_O(MCS-No Fumadors)

Càlcul estadístic de contrast: Prova d'ajust a la normal de *Shapiro-Wilk*
Llistat R:

```
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

Situació1$Estatus.Fumador: No
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació1$MCS
W = 0.93, p-value = 0.3408
------------------------------------------------------------------------------
Situació1$Estatus.Fumador: Sí
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació1$MCS
W = 0.88235, p-value = 0.03472
```

Decisió Estadística: Com es pot veure en el llistat obtingut, el valor del test de *Shapiro-Wilk* per l'ajust a la distribució normal de les puntuacions en el component MCS en el grup de no fumadors és de 0,93 que té un grau de significació associat de 0,3408, valor lo suficientment gran com per a no rebutjar la hipòtesi nul·la i per tant poder afirmar que la distribució observada de les puntuacions en MCS segueix la llei normal en el grup de no fumadors. Però en el cas del grup de fumadors no es pot arribar a la mateixa conclusió, donat que el valor del test de *Shapiro-Wilk* és de 0,88235 que té un grau de significació associat de 0,03472, valor lo suficientment petit com per a rebutjar la hipòtesi nul·la i per tant no es pot afirmar que la distribució observada de les puntuacions en MCS en el grup de fumadors segueixi el model de la llei normal.

2.1.3. Homocedasticitat

H_0: $\sigma^2_{MCS—Fumadors} = \sigma^2_{MCS—No\ Fumadors}$

Càlcul estadístic de contrast: *F* de *Snedecor*

$$F = \frac{\sigma^2_{més\ gran}}{\sigma^2_{més\ petita}} = \frac{15{,}474}{14{,}596} = 1{,}0602$$

$\nu_{numerador} = 13 - 1 = 12$; $\nu_{denominador} = 17 - 1 = 16$

Decisió estadística:

Llistat R:

```
> pf(c(1.060208), df1=12, df2=16, lower.tail=FALSE)
[1] 0.44732
```

$p(F \geq 1{,}474 \mid H_0) = 2 \cdot 0{,}44732 = 0{,}89464 \rightarrow$ No rebutjo H_0

Si es compleix l'homocedasticitat.

2.2. *t* de *Student* de grups independents a partir de la variància estimada comú

Assumim que les dues mostres s'han obtingut a l'atzar, i s'ha comprovat que la distribució observada de les puntuacions en MCS segueixen el model de la llei normal en el grup de no fumadors, però no en el de fumadors, tot i així l'estadístic *t* de *Student* de grups independents és robust davant l'incompliment de la normalitat i per tant continuem amb aquesta prova. Finalment, es compleix l'homocedasticitat; per tant, podem obtenir el valor de l'estadístic *t* de *Student* de grups independents a partir de la variància estimada comú, que, a continuació es mostra:

$$s_*^2 = \frac{(n_1 - 1) \cdot s_1^2 + (n_2 - 1) \cdot s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{16 \cdot 14{,}596 + 12 \cdot 15{,}474}{17 + 13 - 2} = 14{,}9722$$

$$t = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{\frac{s_*^2}{n_1} + \frac{s_*^2}{n_2}}} = \frac{|41{,}71 - 60{,}85|}{\sqrt{\frac{14{,}97}{17} + \frac{14{,}97}{13}}} = 13{,}42582$$

$\nu = 17 + 13 - 2 = 28$

3r. Prendre Decisió

Llistat R:

```
> pt(c(13.42582), df=28, lower.tail=FALSE)
[1] 5.041171e-14
```

$P_{unilateral}$ ($t \geq 13{,}42582$ | H_0) = $5{,}04 \cdot 10^{-14}$ → Es rebutja H_0

4rt. Grandària de l'efecte

$$r = \sqrt{\frac{t^2}{t^2 + \nu}} = \sqrt{\frac{13{,}43^2}{13{,}43^2 + 28}} = 0{,}930348$$

5è. Conclusions

A partir de les nostres dades es pot afirmar els fumadors presenten menor puntuació en el component mental de l'escala de QVRS que els no fumadors, donat que el valor de l'estadístic *t* de *Student* de grups independents té un valor de 13,4258 que amb 28 graus de llibertat té un grau de significació unilateral associat de $5{,}04 \cdot 10^{-14}$, valor lo suficientment petit com per a rebutjar la hipòtesi nul·la, a més a més la intensitat de les diferències és elevada donat que el valor de r com a mesura de grandària de l'efecte és de 0,93.

Llistats R:

```
NORMALITAT
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

Situació1$Estatus.Fumador: No
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació1$MCS
W = 0.93, p-value = 0.3408
------------------------------------------------------------------------------
Situació1$Estatus.Fumador: Sí
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació1$MCS
W = 0.88235, p-value = 0.03472

HOMOCEDASTICITAT
> with(Situació1, tapply(MCS, Estatus.Fumador,  var, na.rm=TRUE))
      No       Sí
15.47436 14.59559

>  var.test(MCS  ~  Estatus.Fumador,  alternative='two.sided',  conf.level=.95, data=Situació1)
  F test to compare two variances
data:  MCS by Estatus.Fumador
F = 1.0602, num df = 12, denom df = 16, p-value = 0.8946
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 0.3669749 3.3412737
sample estimates:
ratio of variances
          1.060208

t DE STUDENT DE GRUPS INDEPENDENTS A PARTIR DE LA VARIÀNCIA ESTIMADA COMÚ
>      t.test(MCS~Estatus.Fumador,      alternative='greater',      conf.level=.95, var.equal=TRUE, data=Situació1)
  Two Sample t-test
data:  MCS by Estatus.Fumador
t = 13.426, df = 28, p-value = 5.041e-14
alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
```

```
95 percent confidence interval:
 16.71509      Inf
sample estimates:
mean in group No mean in group Sí
        60.84615         41.70588
```

3. ¿Existeixen diferències entre les puntuacions del component físic i el component mental de l'escala QVRS entre les persones fumadores?

Dades inicials:

PCS	MCS	Diferència
65	45	20
63	39	24
59	38	21
57	45	12
53	51	2
52	44	8
62	39	23
62	45	17
62	37	25
59	44	15
53	38	15
57	41	16
62	39	23
56	38	18
59	45	14
61	42	19
58	39	19

n = 17; ; $\bar{y}_d = 17{,}11765$; S_{yd} = 5,956953

1er. Plantejament hipòtesi nul·la:

H_0: $\mu_{PCS} = \mu_{MCS}$

2n. Càlcul estadístic de contrasts: *t* de *Student* de mesures repetides o dades aparellades

2.1. Supòsits i condicions d'aplicació

2.1.1. Mostra aleatòria de les parelles de diferències entre les puntuacions en els dos components de l'escala QVRS.

2.1.2. Normalitat de les diferències:

H_0: F(Dif PCS-MCS) = F_O(Dif PCS-MCS)

Càlcul estadístic de contrast: Prova d'ajust a la normal de *Shapiro-Wilk*

Llistat R:

```
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació1_b$DIif_PCS_MCS
W = 0.93208, p-value = 0.2358
```

Decisió Estadística: Com es pot veure en el llistat obtingut, el valor del test de *Shapiro-Wilk* per l'ajust a la distribució normal de les diferències entre les puntuacions en el component PCS i el component MCS en el grup de fumadors és de 0,93208 que té un grau de significació associat de 0,2358, valor lo suficientment gran com per a no rebutjar la hipòtesi nul·la i per tant poder afirmar que la distribució observada de les diferències entre aquests dos components segueix la llei normal en el grup de fumadors.

2.2. *t* de *Student* de mesures repetides o dades aparellades

Assumim que les dues mostres s'han obtingut a l'atzar, i s'ha comprovat que la distribució observada de les diferències de puntuacions entre els components PCS i MCS segueixen el model de la llei normal en el grup de fumadors, per tant podem obtenir l'estadístic *t* de *Student* de mesures repetides o dades aparellades, que, a continuació es mostra:

$$t = \frac{|\bar{y}_d|}{\frac{s_d}{\sqrt{n}}} = \frac{|17{,}11765|}{\frac{5{,}956953}{\sqrt{17}}} = 11{,}84798$$

$$\nu = 17 - 1 = 16$$

3r. Prendre Decisió

Llistat R:

```
> pt(c(11.84798), df=16, lower.tail=FALSE)
[1] 0.000000001237155
```

$P_{bilateral}$ (t ≥ 11,84798 | H_0) = 2 · 0,000000001237155 = 0,0000000247431 → Es rebutja H_0

4rt. Grandària de l'efecte

$$r = \sqrt{\frac{t^2}{t^2 + \nu}} = \sqrt{\frac{11{,}848^2}{11{,}848^2 + 16}} = 0{,}947461$$

5è. Conclusions

A partir de les nostres dades es pot afirmar entre els fumadors existeixen diferències estadísticament significatives entre les puntuacions en el component físic i les del component mental de l'escala de QVRS, donat que el valor de l'estadístic *t* de *Student* de mesures repetides o dades aparellades té un valor de 11,848 que amb 16 graus de llibertat té un grau de significació bilateral associat de $2{,}47 \cdot 10^{-9}$, valor lo suficientment petit com per a rebutjar la hipòtesi nul·la, a més a més la intensitat de les diferències és elevada donat que el valor de r com a mesura de grandària de l'efecte és de 0,947. Tal com es pot veure els fumadors presenten puntuacions més baixes en el component mental de l'escala QVRS que en el component físic.

Llistats R:

```
NORMALITAT
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació1_b$DIif_PCS_MCS
W = 0.93208, p-value = 0.2358

t DE STUDENT DE MESURES REPETIDES O DADES APARELLADES
> with(Situació1_b, (t.test(PCS, MCS, alternative='two.sided', conf.level=.95,
paired=TRUE)))

  Paired t-test

data:  PCS and MCS
t = 11.848, df = 16, p-value = 0.000000002474
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 14.05486 20.18043
sample estimates:
mean of the differences
               17.11765
```

Situació 2

4. Determini si existeixen diferències estadísticament significatives en la puntuació en l'escala de dol anticipat de Zarit entre homes i dones.

Dades inicials:

Homes: n = 10; $\bar{x}_{Dol\ anticipat\ Zarit} = 47{,}20$; $S_{\text{Dol anticipat Zarit}} = 26{,}43567$

Dones: n = 20; $\bar{x}_{Dol\ anticipat\ Zarit} = 43{,}45$; $S_{\text{Dol anticipat Zarit}} = 20{,}64098$

1er. Plantejament hipòtesi nul·la:

H_0: $\mu_{\text{Dol anticipat Zarit-Homes}} = \mu_{\text{Dol anticipat Zarit-Dones}}$

2n. Càlcul estadístic de contrasts: *t* de *Student* de grups independents

2.1. Supòsits i condicions d'aplicació

2.1.1. Mostres aleatòries del grup d'homes i el de dones

2.1.2. Normalitat de la puntuació en l'escala de dol anticipat de Zarit en la mostra d'homes i en la mostra de dones:

H_0: F(Dol anticipat de Zarit-Homes) = F_O(Dol anticipat de Zarit-Homes)

H_0: F(Dol anticipat de Zarit-Dones) = F_O(Dol anticipat de Zarit-Dones)

Càlcul estadístic de contrast: Prova d'ajust a la normal de *Shapiro-Wilk*

Llistat R:

```
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

Situació2$SEXE: D
 Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació2$ESCALA.ZARIT
W = 0.91679, p-value = 0.08595
------------------------------------------------------------------------
Situació2$SEXE: H
 Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació2$ESCALA.ZARIT
W = 0.9068, p-value = 0.2597
```

Decisió Estadística: Com es pot veure en el llistat obtingut, el valor del test de *Shapiro-Wilk* per l'ajust a la distribució normal de les puntuacions en l'escala de dol anticipat de Zarit en el grup d'homes és de 0,9068 que té un grau de significació associat de 0,2597, valor lo suficientment gran com per a no rebutjar la hipòtesi nul·la i per tant poder afirmar que la distribució observada de les puntuacions en l'escala de dol anticipat de Zarit segueix la llei normal en el grup d'homes. I a la mateixa conclusió es pot arribar pel grup de les dones, donat que el valor del test de *Shapiro-Wilk* és de 0,91679 que té un grau de significació associat de 0,08595, valor lo suficientment gran com per a no rebutjar la hipòtesi nul·la i per tant es pot afirmar que la distribució observada de les puntuacions en l'escala de dol anticipat de Zarit en el grup de dones segueix el model de la llei normal.

2.1.3. Homocedasticitat

H_0: $\sigma^2_{\text{Dol anticipat Zarit-Homes}} = \sigma^2_{\text{Dol anticipat Zarit-Dones}}$

Càlcul estadístic de contrast: *F* de *Snedecor*

$$F = \frac{\sigma^2_{més\ gran}}{\sigma^2_{més\ petita}} = \frac{698{,}8446}{426{,}0501} = 1{,}640288$$

$\nu_{numerador}$ = 10 – 1 = 9; $\nu_{denominador}$ = 20 – 1 = 19

Decisió estadística:

Llistat R:

```
> pf(c(1.640288), df1=9, df2=19, lower.tail=FALSE)
[1] 0.1739116
```

p(F ≥ 1,6403 | H_0) = 2 · 0,1739116 = 0,3478232 → No rebutjo H_0

Si es compleix l'homocedasticitat.

2.2. *t* de *Student* de grups independents a partir de la variància estimada comú

Assumim que les dues mostres s'han obtingut a l'atzar, i s'ha comprovat que la distribució observada de les puntuacions en l'escala de dol anticipat de Zarit segueixen el model de la llei normal en el grup d'homes i en el grup de dones. Finalment, es compleix l'homocedasticitat; per tant, podem obtenir el valor de l'estadístic *t* de *Student* de grups independents a partir de la variància estimada comú, que, a continuació es mostra:

$$s_*^2 = \frac{(n_1 - 1)\cdot s_1^2 + (n_2 - 1)\cdot s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{9\cdot 698{,}8446 + 19\cdot 426{,}0501}{10 + 20 - 2} = 513{,}734$$

$$t = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{\frac{s_*^2}{n_1} + \frac{s_*^2}{n_2}}} = \frac{|47{,}20 - 43{,}45|}{\sqrt{\frac{513{,}734}{10} + \frac{513{,}734}{20}}} = 0{,}427185$$

ν = 10 + 20 – 2 = 28

3r. Prendre Decisió

Llistat R:

```
> pt(c(0.427185), df=28, lower.tail=FALSE)
[1] 0.3362559
```

$P_{bilateral}$ (t ≥ 0,427185 | H_0) = 2 · 0,3362559 = 0,6725118 → No es rebutja H_0

4rt. Conclusions

A partir de les nostres dades es pot afirmar que no existeixen diferències estadísticament significatives entres homes i dones en l'escala de dol anticipat de Zarit, donat que l'estadístic *t* de *Student* de grups independents té un valor de 0,427185 que amb 28 graus de llibertat té un grau de significació bilateral associat de 0,6725118, valor lo suficientment gran com per a no rebutjar la hipòtesi nul·la.

Llistats R:

```
NORMALITAT
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

Situació2$SEXE: D
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació2$ESCALA.ZARIT
W = 0.91679, p-value = 0.08595
-------------------------------------------------------------------------
Situació2$SEXE: H
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació2$ESCALA.ZARIT
W = 0.9068, p-value = 0.2597

HOMOCEDASTICITAT
> with(Situació2, tapply(ESCALA.ZARIT, SEXE,  var, na.rm=TRUE))
       D        H
426.0500 698.8444

>   var.test(ESCALA.ZARIT   ~   SEXE,   alternative='two.sided',   conf.level=.95,
data=Situació2)
  F test to compare two variances
data:  ESCALA.ZARIT by SEXE
F = 0.60965, num df = 19, denom df = 9, p-value = 0.3478
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 0.1655154 1.7558216
sample estimates:
ratio of variances
         0.6096493

t DE STUDENT DE GRUPS INDEPENDENTS A PARTIR DE LA VARIÀNCIA ESTIMADA COMÚ
>      t.test(ESCALA.ZARIT~SEXE,      alternative='two.sided',      conf.level=.95,
var.equal=TRUE, data=Situació2)

  Two Sample t-test

data:  ESCALA.ZARIT by SEXE
t = -0.42719, df = 28, p-value = 0.6725
alternative hypothesis: true difference in means is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -21.73171  14.23171
sample estimates:
mean in group D mean in group H
          43.45           47.20
```

5. ¿Les nostres dades confirmen la hipòtesis que els homes cuidadors familiars són més grans que dones cuidadores familiars?

Dades inicials:

Homes: n = 10; $\bar{x}_{Edat} = 67{,}00$; S_{Edat} = 19,31608

Dones: n = 20; $\bar{x}_{Edat} = 69{,}35$; $S_{Dol\ anticipat\ Zarit}$ = 14,61173

1er. Plantejament hipòtesi nul·la:

H_0: $\mu_{Edat-Homes} <= \mu_{Edat-Dones}$

2n. Càlcul estadístic de contrasts: *t* de *Student* de grups independents

2.1. Supòsits i condicions d'aplicació

2.1.1. Mostres aleatòries del grup d'homes i el de dones

2.1.2. Normalitat de la distribució de la variable edat en la mostra d'homes i en la mostra de dones:

H_0: F(Edat-Homes) = F_O(Edat-Homes)

H_0: F(Edat-Dones) = F_O(Edat-Dones)

Càlcul estadístic de contrast: Prova d'ajust a la normal de *Shapiro-Wilk*

Llistat R:

```
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

Situació2$SEXE: D
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació2$EDAT
W = 0.96259, p-value = 0.5968
------------------------------------------------------------------------------
Situació2$SEXE: H
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació2$EDAT
W = 0.7575, p-value = 0.004404
```

Decisió Estadística: Com es pot veure en el llistat obtingut, el valor del test de *Shapiro-Wilk* per l'ajust a la distribució normal de l'edat en el grup d'homes és de 0,7575 que té un grau de significació associat de 0,004404, valor lo suficientment petit com per a rebutjar la hipòtesi nul·la i per tant poder afirmar que la distribució observada de les edats no segueix la llei normal en el grup d'homes. En canvi en el grup de dones, el valor del test de *Shapiro-Wilk* és de 0,96259 que té un grau de significació associat de 0,5968, valor lo suficientment gran com per a no rebutjar la hipòtesi nul·la i per tant es pot afirmar que la distribució observada de les edats en el grup de dones segueix el model de la llei normal.

2.1.3. Homocedasticitat

H_0: $\sigma^2_{\text{Edat Zarit-Homes}} = \sigma^2_{\text{Edat-Dones}}$

Càlcul estadístic de contrast: *F* de *Snedecor*

$$F = \frac{\sigma^2_{més\ gran}}{\sigma^2_{més\ petita}} = \frac{373{,}1169}{213{,}5027} = 1{,}747571$$

$\nu_{\text{numerador}} = 10 - 1 = 9$; $\nu_{\text{denominador}} = 20 - 1 = 19$

Decisió estadística:

Llistat R:

```
> pf(c(1.747571), df1=9, df2=19, lower.tail=FALSE)
[1] 0.1462421
```

$p(F \geq 1{,}747571 \mid H_0) = 2 \cdot 0{,}1462421 = 0{,}2924841 \rightarrow$ No rebutjo H_0

Si es compleix l'homocedasticitat.

2.2. *t* de *Student* de grups independents a partir de la variància estimada comú

Assumim que les dues mostres s'han obtingut a l'atzar, i s'ha comprovat que la distribució observada d' edat segueix el model de la llei normal en el grup de les dones però no així en el grup dels homes, tot i així com que la *t* de *Student* es prou robusta davant l'incompliment de la llei normal continuem amb l'aplicació d'aquest test. Finalment, es compleix l'homocedasticitat; per tant, podem obtenir el valor de l'estadístic *t* de *Student* de grups independents a partir de la variància estimada comú, que, a continuació es mostra:

$$s_*^2 = \frac{(n_1 - 1) \cdot s_1^2 + (n_2 - 1) \cdot s_2^2}{n_1 + n_2 - 2} = \frac{9 \cdot 373{,}1109 + 19 \cdot 213{,}5027}{10 + 20 - 2} = 264{,}8053$$

$$t = \frac{|\bar{x}_1 - \bar{x}_2|}{\sqrt{\frac{s_*^2}{n_1} + \frac{s_*^2}{n_2}}} = \frac{|67{,}00 - 69{,}35|}{\sqrt{\frac{264{,}8053}{10} + \frac{264{,}8053}{20}}} = 0{,}372871$$

$$\nu = 10 + 20 - 2 = 28$$

3r. Prendre Decisió

Llistat R:

```
> pt(c(0.372871), df=28, lower.tail=FALSE)
[1] 0.3560262
```

$P_{unilateral} (t \geq 0{,}372871 \mid H_0) = 0{,}3560262 \rightarrow$ No es rebutja H_0

4rt. Conclusions

A partir de les nostres dades es pot afirmar que no existeixen diferències estadísticament significatives entres homes i dones en la seva edat, donat que el valor de l'estadístic *t* de *Student* de grups independents és de 0,372871 que amb 28 graus de llibertat té un grau de significació unilateral associat de 0,3560262, valor lo suficientment gran com per a no rebutjar la hipòtesi nul·la.

Llistats R:

```
NORMALITAT
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

Situació2$SEXE: D
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació2$EDAT
W = 0.96259, p-value = 0.5968
------------------------------------------------------------------------------
Situació2$SEXE: H
  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació2$EDAT
W = 0.7575, p-value = 0.004404

HOMOCEDASTICITAT
> with(Situació2, tapply(EDAT, SEXE,  var, na.rm=TRUE))
       D        H
213.5026 373.1111

> var.test(EDAT ~ SEXE, alternative='two.sided', conf.level=.95, data=Situació2)
  F test to compare two variances
data:  EDAT by SEXE
F = 0.57222, num df = 19, denom df = 9, p-value = 0.2925
alternative hypothesis: true ratio of variances is not equal to 1
95 percent confidence interval:
 0.1553544 1.6480310
sample estimates:
ratio of variances
         0.5722227

t DE STUDENT DE GRUPS INDEPENDENTS A PARTIR DE LA VARIÀNCIA ESTIMADA COMÚ
>   t.test(EDAT~SEXE,   alternative='greater',   conf.level=.95,   var.equal=TRUE,
data=Situació2)

  Two Sample t-test
data:  EDAT by SEXE
t = 0.37287, df = 28, p-value = 0.356
alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
95 percent confidence interval:
 -8.371283       Inf
sample estimates:
mean in group D mean in group H
          69.35           67.00
```

6. ¿Podem afirmar que el procés de suport terapèutic ha ajudar a reduir el número d'episodis ansiosos?

Dades inicials:

Episodis ansiosos 1	Episodis ansiosos 2	Diferència
9	7	2
3	3	0
8	5	3
6	5	1

Episodis ansiosos 1	Episodis ansiosos 2	Diferència
4	3	1
8	1	7
5	5	0
1	0	1
4	5	-1
6	5	1
7	6	1
2	1	1
9	4	5
3	2	1
3	2	1
9	7	2
1	2	-1
2	2	0
1	0	1
1	1	0
4	2	2
9	7	2
9	8	1
1	0	1
6	1	5
6	1	5
3	1	2
1	1	0
1	1	0
8	3	5

n = 30; ; $\bar{y}_d = 1{,}6\hat{3}$; S_{yd} = 1,956128

1er. Plantejament hipòtesi nul·la:

H_0: $\mu_{\text{Episodis ansiosos 1}} = \mu_{\text{Episodis ansiosos 2}}$

2n. Càlcul estadístic de contrasts: *t* de *Student* de mesures repetides o dades aparellades

2.1. Supòsits i condicions d'aplicació

2.1.1. Mostra aleatòria de les parelles de diferències entre en número d'episodis ansiosos entre les dues mesures.

2.1.2. Normalitat de les diferències:

H_0: F(Dif. Episodis ansiosos) = F_O(Dif. Episodis ansionso)

Càlcul estadístic de contrast: Prova d'ajust a la normal de *Shapiro-Wilk*

Llistat R:

```
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació2$Dif_E1_E2
W = 0.84791, p-value = 0.0005609
```

Decisió Estadística: Com es pot veure en el llistat obtingut, el valor del test de *Shapiro-Wilk* per l'ajust a la distribució normal de les diferències entre el número d'episodis ansiosos és de 0,84791 que té un grau de significació associat de 0,0005609, valor lo suficientment petit com per a rebutjar la hipòtesi nul·la i per tant poder afirmar que la distribució observada de les diferències no segueix la llei normal.

2.2. *t* de *Student* de mesures repetides o dades aparellades

Assumim que la mostra s'ha obtingut a l'atzar. Però cal dir que la distribució observada entre les diferències del número d'episodis ansiosos entre les dues mesures no segueix el model de la llei normal, de totes maneres com que estem treballant amb una mostra de 30 diferències podem continuar amb l'obtenció l'estadístic *t* de *Student* de mesures repetides o dades aparellades, que, a continuació es mostra:

$$t = \frac{|\bar{y}_d|}{\frac{s_d}{\sqrt{n}}} = \frac{|1{,}6\hat{3}|}{\frac{1{,}956128}{\sqrt{30}}} = 4{,}57338$$

$$\nu = 30 - 1 = 29$$

3r. Prendre Decisió

Llistat R:

```
> pt(c(4.57338), df=29, lower.tail=FALSE)
[1] 0.00004144272
```

$P_{unilateral}$ (t ≥ 4,57338 | H_0) = 0,00004144272 → Es rebutja H_0

4rt. Grandària de l'efecte

$$r = \sqrt{\frac{t^2}{t^2 + \nu}} = \sqrt{\frac{4{,}57338^2}{4{,}57338^2 + 30}} = 0{,}647319$$

5è. Conclusions

A partir de les nostres dades es pot afirmar s'ha produït una reducció estadísticament significativa en el número d'episodis ansiosos, donat que el valor de l'estadístic *t* de *Student* de mesures repetides o dades aparellades té un valor de 4,57338 que amb 29 graus de llibertat té un grau de significació unilateral associat de 0,0000114, valor lo suficientment petit com per a rebutjar la hipòtesi nul·la, a més a més la intensitat de les diferències és elevada donat que el valor de r com a mesura de grandària de l'efecte és de 0,647. Tal com es pot veure el número d'episodis ansiosos és superior abans del procés de suport terapèutic que després.

Llistats R:

```
NORMALITAT
> .norm.test  # Pruebas de normalidad
# Prueba de ajuste a la normal: Shapiro-Wilk :

  Shapiro-Wilk normality test
data:  Situació2$Dif_E1_E2
W = 0.84791, p-value = 0.0005609

t DE STUDENT DE MESURES REPETIDES O DADES APARELLADES
>   with(Situació2,   (t.test(EPISODIS_1,   EPISODIS_2,   alternative='greater',
conf.level=.95, paired=TRUE)))

  Paired t-test
data:  EPISODIS_1 and EPISODIS_2
t = 4.5734, df = 29, p-value = 0.00004144
alternative hypothesis: true difference in means is greater than 0
95 percent confidence interval:
 1.02651     Inf
sample estimates:
mean of the differences
               1.633333
```