GRADO EN PSICOLOGÍA

Estadística Inferencial

Guía de análisis con Jamovi

Actualizado: junio 2021

EDUARDO GARCÍA GARZON

Universidad Camilo José Cela

1: INTRODUCCIÓN

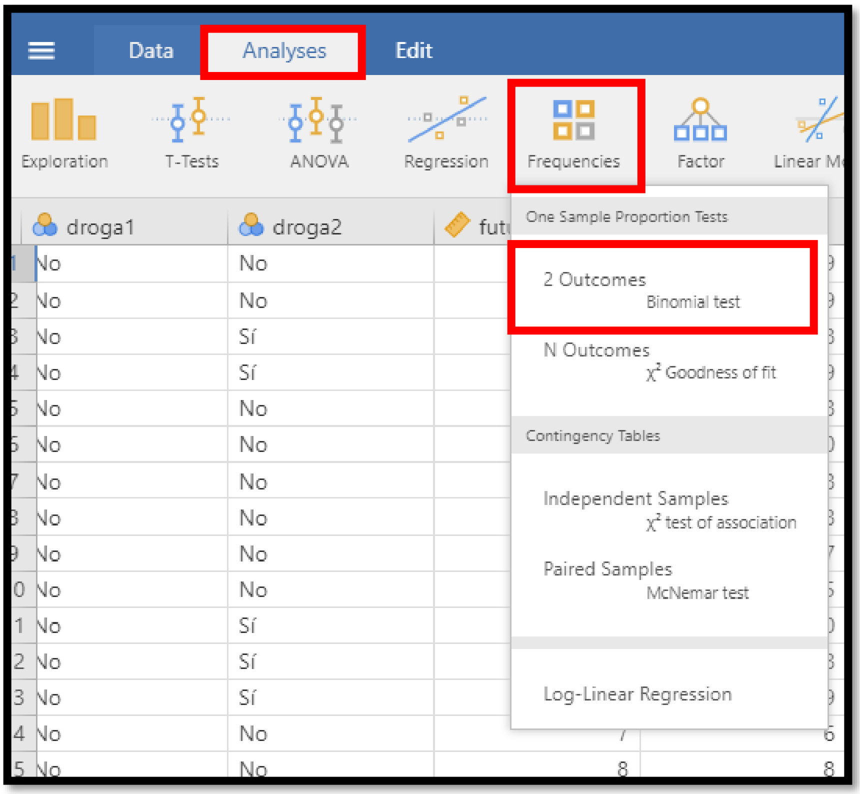
1.1. Introducción a la base de datos

En esta base de datos tenemos las respuestas de 500 sujetos a diferentes preguntas sociodemográficas características en psicología: la edad, género, estudios, ideología, respuestas sobre si las personas bebían o consumían drogas en dos momentos diferentes y sus expectativas en ambos momentos. Vamos a utilizar esta base de datos para ilustrar todos los análisis que vamos a realizar durante la asignatura, repitiendo la interpretación de estos.

2: Análisis con una variable

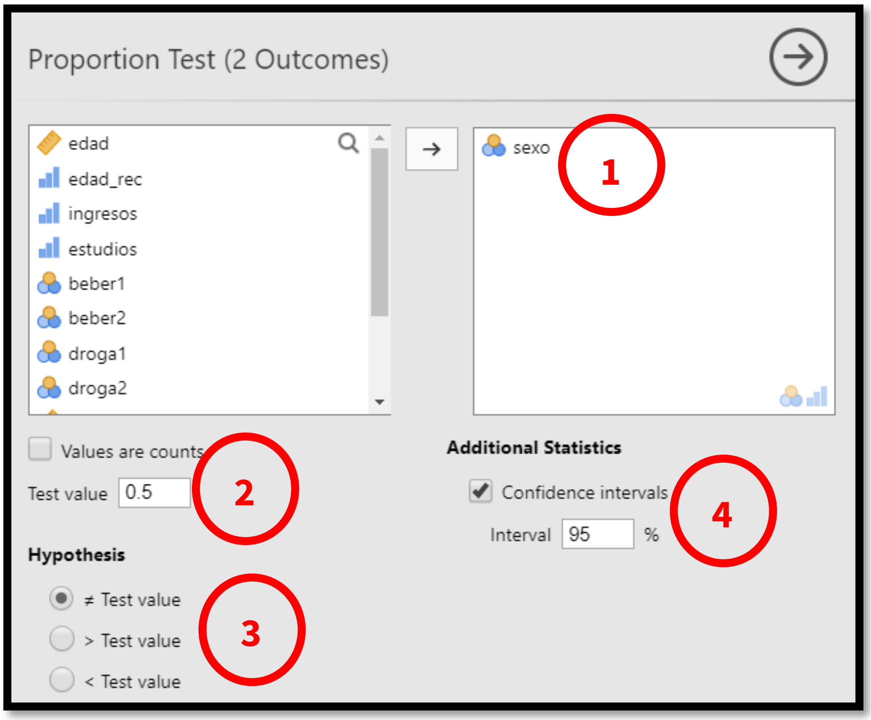
2.1. Prueba binomial

La prueba binomial nos permite realizar contraste sobre una proporción. Como el resto de los análisis para variables categóricas, la prueba binomial se encuentra en el menú **Análisis > Frequencies.** Dentro de dicho menú seleccionamos: **2 Outcomes (binomial test).**



Dentro de la prueba binomial, tenemos que introducir ciertos aspectos claves que nos permitan realizar el análisis. Imaginemos que un investigador quiere responder a la siguiente pregunta de investigación: *¿Tenemos un número diferente de hombres y de mujeres en nuestra muestra? (α= 0,05)*

Dentro del menú de la prueba binomial, tenemos que traspasar la variable de análisis (**sexo**) **[1]** al cuadro de la variable. Adicionalmente, tenemos que indicar cuál es el valor de contraste de la hipótesis que estamos analizando dentro del cuadro ***Test value***.**[2]** Por último, tenemos que marcar nuestra ***hipótesis alternativa*** dentro del cuadro de hipótesis **[3]**. Por último, si queremos, podemos obtener un **intervalo de confianza [4]** con un nivel determinado sobre la proporción.



Jamovi nos devuelve el resultado del análisis de la proporción para ambas categorías de las variables. En la tabla de resultados podemos observar la frecuencia relativa (***count***) y el total de casos de la variable (***total***). La frecuencia observada se indica bajo el epígrafe de ***Proportion***. Por último, Jamovi nos devuelve el valor *p* asociado con la hipótesis nula para cada uno de los grupos y, de haberlo solicitado, los límites inferiores y superiores del intervalo de confianza. Adicionalmente, Jamovi nos indica la hipótesis alternativa (H_a) en la nota de la tabla. Esta información es útil para comprobar si el análisis que estamos realizando es el adecuado.

Proportion Test (2 Outcomes)

Binomial Test

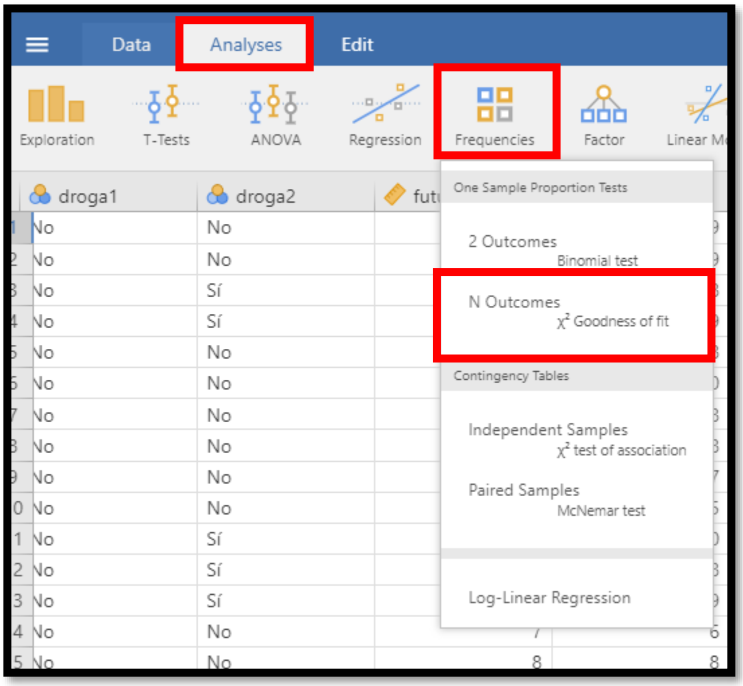
	Level	Count	Total	Proportion	p	95% Confidence Interval Lower	95% Confidence Interval Upper
sexo	Hombre	375	500	0.750	< .001	0.710	0.787
	Mujer	125	500	0.250	< .001	0.213	0.290

Note. H_a is proportion ≠ 0.5

En este caso, podemos fijarnos que el valor *p* (p < 0,001) asociado para ambas categorías es menor que la tasa de error que habíamos establecido (α = 0,05), podemos rechazar la hipótesis nula de que la proporción de hombres es igual a .50 (en otras palabras, que tenemos la misma proporción de hombres y mujeres).

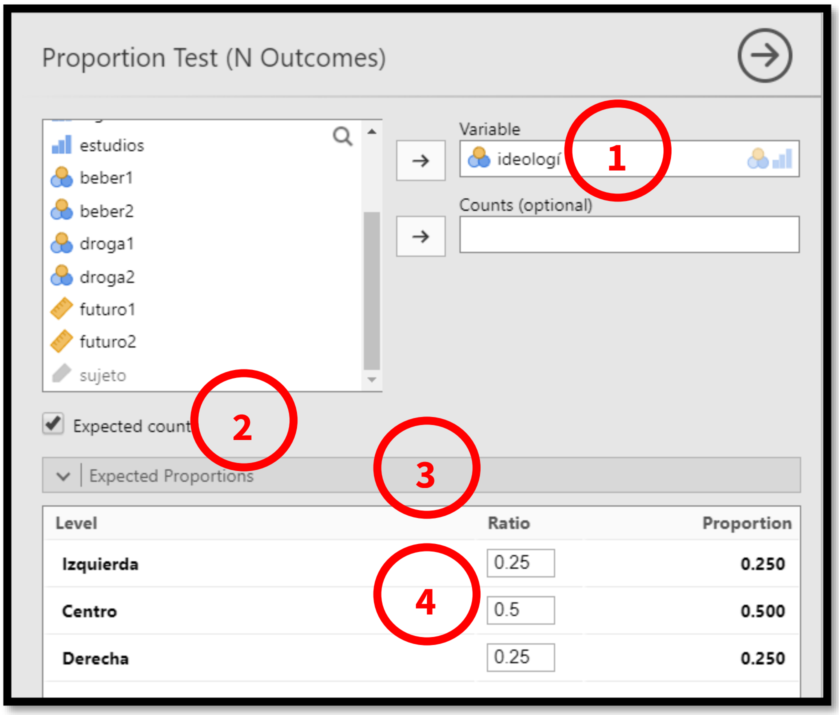
2.2. Prueba χ^2 de bondad de ajuste

La prueba χ^2 de bondad de ajuste nos permite realizar contraste sobre una distribución de proporciones. Esta prueba generaliza la prueba binomial al caso de tener más de dos categorías. Como el resto de los análisis para variables categóricas, la prueba binomial se encuentra en el menú **Análisis > Frequencies.** Dentro de dicho menú seleccionamos: **N outcomes (χ^2 goodness of fit).**

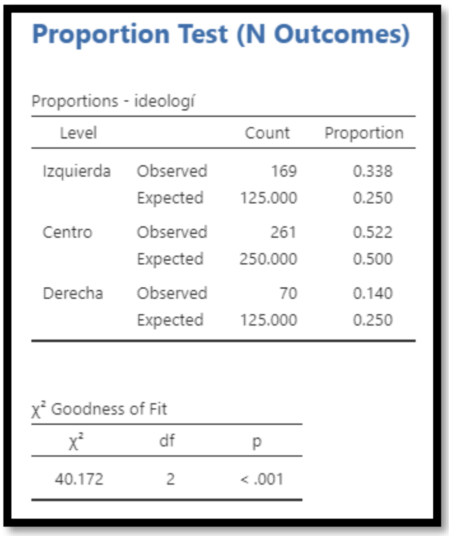


Imaginemos que un investigador quiere responder a la siguiente pregunta de investigación: *Según un estudio del CIS, en la población existen un 25% de personas que se identifican con una ideología de izquierdas, un 50% de centro y el resto, de derechas. ¿Hemos observado esta misma distribución en nuestra muestra? (α= 0,01)*

Dentro del menú de la prueba χ^2 de bondad de ajuste, tenemos que traspasar la variable de análisis (**ideología**) **[1]** al cuadro de la variable. Podemos, solicitar que Jamovi nos indique las frecuencias observadas y **esperadas** marcando la opción ***Expected counts*** **[2].** Para poder indicar las proporciones esperadas, tenemos que hacer click en el apartado ***Expected Proportions*** **[3].** Podemos indicar las proporciones esperadas como ratios o, más fácilmente, como proporciones. En este caso, indicamos las proporciones relativas a la *hipótesis nula* en el apartado de ***Ratio*** **[4]**.



Los resultados que nos ofrece Jamovi son la tabla de contingencia para la variable incluyendo las frecuencias observadas (y si lo hemos solicitado, las esperadas), incluyendo las proporciones observadas (y si hemos solicitado las frecuencias esperadas, las proporciones esperadas bajo la hipótesis nula). Por último, Jamovi nos devuelve el valor de χ^2 (40.17), los grados de libertad de la prueba (número de categorías menos 1 = 2) y el valor p asociado. En este caso, vemos que el valor $p <$ 0,001, siendo menor que la tasa de error tipo I deseada (0,01). Por lo tanto, podemos rechazar la hipótesis nula, aceptar la alternativa, y concluir que la distribución de la variable ideología no sigue la distribución esperada en la población.



Proportion Test (N Outcomes)

Proportions - ideologí

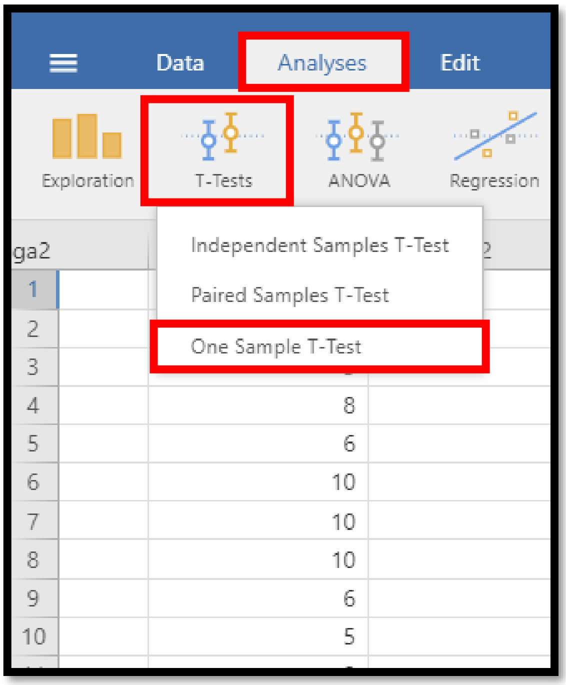
Level		Count	Proportion
Izquierda	Observed	169	0.338
	Expected	125.000	0.250
Centro	Observed	261	0.522
	Expected	250.000	0.500
Derecha	Observed	70	0.140
	Expected	125.000	0.250

χ^2 Goodness of Fit

χ^2	df	p
40.172	2	< .001

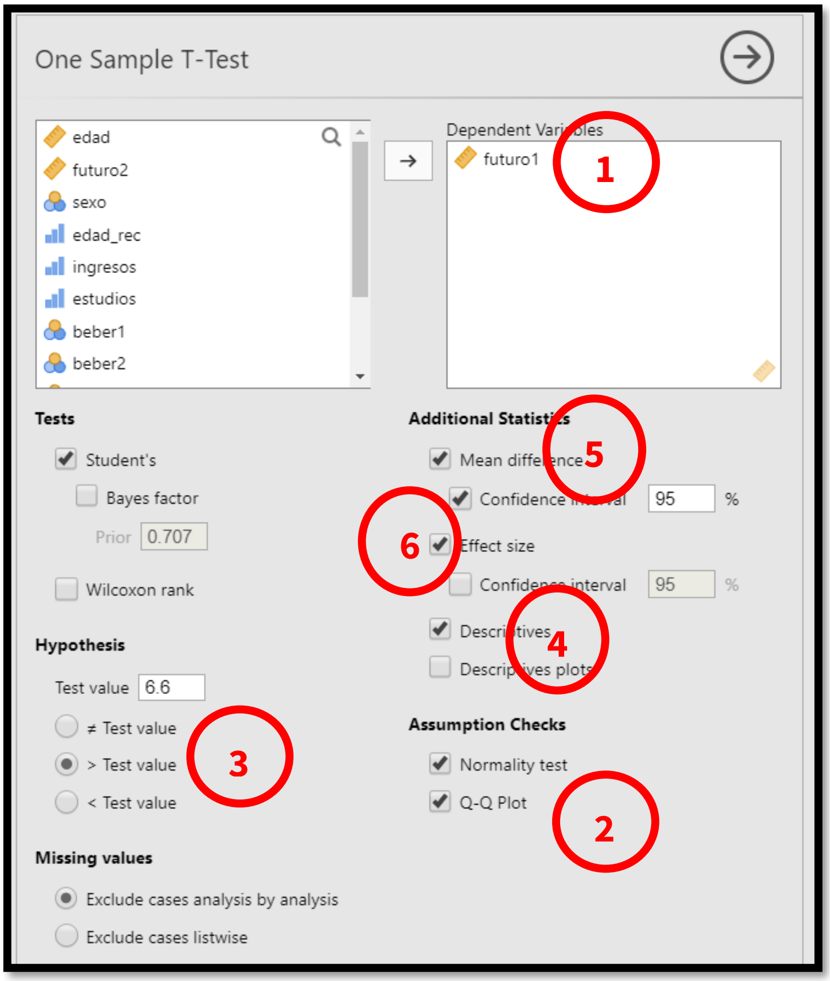
2.3. Prueba T para una media

La prueba T para una media nos permite realizar contraste sobre el valor de una media observada en una muestra sin asumir un valor de la distribución típica poblacional. Cómo el resto de las pruebas T, estas van a encontrarse en el menú **Análisis > T-Test.** Dentro de dicho menú, seleccionamos **One-sample T-test.**

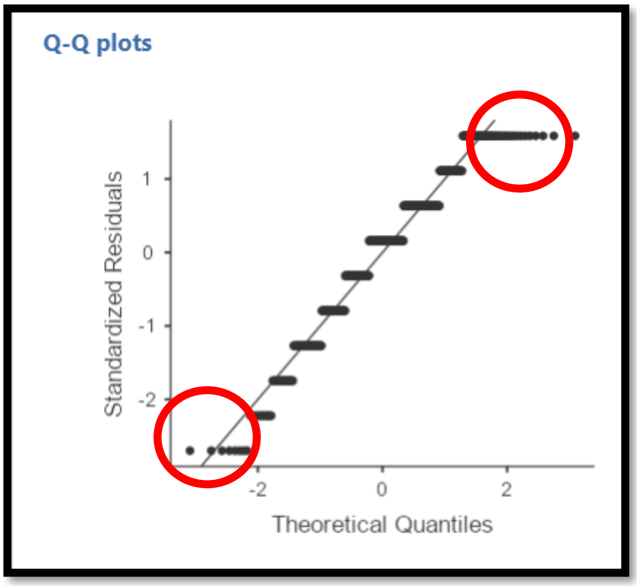


Dentro de la prueba T, tenemos que introducir ciertos aspectos claves que nos permitan realizar el análisis. Imaginemos que un investigador quiere responder a la siguiente pregunta de investigación: *Según los últimos estudios, cuando pedimos a los españoles que valoren sus expectativas de futuro en una escala de 1 a 10, la valoración media es igual a 6.6. Un grupo de investigadoras decide comprobar si la media observada en su muestra es superior a dicho valor (α= 0,01)*

Dentro del menú de la prueba T, tenemos que traspasar la variable de análisis (**futuro1**) **[1]** al cuadro de la variable. Por defecto, Jamovi nos calcula la prueba T dentro de los análisis estadísticos, por lo que no es necesario modificar esa opción.



Antes de realizar esta prueba, es necesario conocer si la prueba T es adecuada para analizar estos datos. Para ello, tenemos que comprobar los supuestos de dicha prueba. Podemos solicitar dos análisis de supuestos en el apartado de ***Assumption Checks*** **[2].** Dentro de esta prueba, tenemos dos elementos que analizar. El gráfico ***Q-Q*** nos permite identificar el rango de valores que se desvían de la normalidad de la variable. Si la variable siguiera una distribución normal de manera perfecta, todos los valores observados estrían situados *sobre la diagonal impresa en la figura*. En este caso vemos que tenemos un exceso de casos en los valores más externos de la variable, particularmente en los valores superiores.



Por otra parte, la prueba de normalidad que viene por defecto en Jamovi es la prueba de Shapiro-Wilk (análoga a la prueba de *Kolgomorov-Smirnov*[1]). En **todas** las pruebas de supuestos estadísticos, la hipótesis nula refleja que el supuesto se mantiene (***no existen desviaciones significativas entre la distribución de nuestra variable y una distribución normal).*** Por lo tanto, observar un valor *p* menor a una tasa de error (p.ej., 0.05), nos indica que el supuesto **no** se está respetando en este caso (*como en nuestro ejemplo)*. Hay que ser conscientes que estas pruebas suelen ser muy sensitivas al tamaño muestral, y que bajo muestras altas (como este caso), van a indicar un resultado significativo (*que el supuesto no se cumple)* aunque las desviaciones sean muy pequeñas.

Normality Test (Shapiro-Wilk)

	W	p
futuro1	0.955	< .001

Note. A low p-value suggests a violation of the assumption of normality

De concluir que no se mantiene el supuesto de normalidad, realizaríamos la prueba de **los rangos de Wilcoxon [1].** La interpretación de la prueba es similar a la prueba T, con la salvedad de que esta prueba no presenta grados de libertad, y de que el tamaño del efecto correspondiente pasa a ser la correlación rango-biserial en vez de la *d* de Cohen.

[1] Si queremos obtener la prueba de Kolgomorov-Smirnov, tenemos que instalar el paquete *moretests.* Este actualizará automáticamente las pruebas de normalidad ofrecidas al hacer click en este menú.

Una vez que hemos tomado una decisión sobre la idoneidad de esta prueba, al igual que en la prueba binomial, tenemos que marcar un el ***Test value*** *y la* ***hipótesis alternativa*** **[3]** adecuada. Podemos pedir otra información a Jamovi que nos va a ser de utilidad a la hora de interpretar los resultados en el apartado de ***Additional Statistics***. La primera es la opción que nos es útil es la opción de ***Descriptives*** **[4]**, que nos devuelve una tabla indicando el tamaño de la muestra, la media (mean) y la mediana (median), la desviación típica (SD) y el error típico (SE). Otra información útil se encuentra en ***Mean Difference*** **[5],** que nos indica la diferencia entre la media observada y la media relativa a la hipótesis nula. Podemos además calcular un intervalo de confianza con un nivel determinado sobre dicha diferencia observada.

Por último, no podemos olvidarnos de solicitar el tamaño del efecto en ***Effect Size*****[6].** En este caso, se nos devuelve la *d* de Cohen, con la posibilidad de añadir un intervalo de confianza sobre el valor estimado. Este valor de la *d* de Cohen se interpreta en términos absolutos, sin atender al signo (que únicamente indica la dirección de la diferencia entre la media observada y la media establecida en la hipótesis nula).

One Sample T-Test

One Sample T-Test

						95% Confidence Interval			
		Statistic	df	p	Mean difference	Lower	Upper		Effect Size
futuro1	Student's t	0.703	499.000	0.241	0.066	−0.089	Inf	Cohen's d	0.031

Note. H_a population mean > 6.6

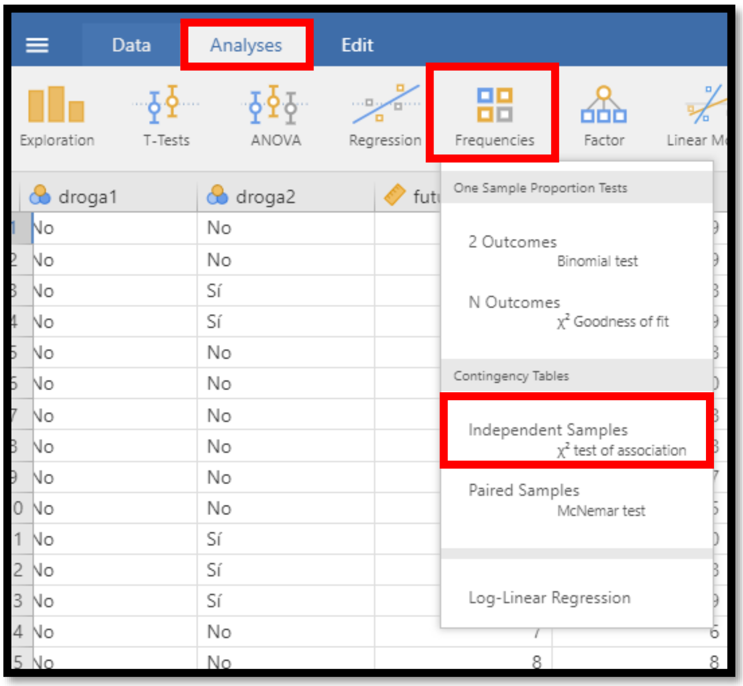
En este caso, hemos observado que el valor de la prueba T (se encuentra bajo el apartado de *Statistics*), es igual a 0.703, con 499 grados de libertad (*df)*. Los grados de libertad de la prueba T de una muestra se calculaban como el número de sujetos menos 1. La diferencia observada entre la media de *futuro1*en nuestra media y el valor poblacional fue de 0.066 (en la tabla descriptiva se indica que la media observada valía 6 y el valor de la media referido la hipótesis nula era 6,6). En este caso, hemos observado un valor *p* = 0.241. Es decir, que si repitiéramos este experimento 100 veces, 24.1% de las veces veríamos una media consistente con la hipótesis nula (menor o igual a 6.6). El valor *p* en este caso es superior a 0.05, por lo que no podemos rechazar la hipótesis nula.

Concluiríamos por tanto que no hemos podido rechazar que la media de futuro en esta muestra sea inferior o igual a 6.6. Para comprobar que estamos realizando la interpretación adecuada, podemos observar la hipótesis alternativa *(*H_a) indicada en la nota de la tabla *(population mean* > *6.6*). Por último, como sabemos que el cálculo de *p* es muy sensible al tamaño muestral, hemos solicitado el tamaño del efecto. El valor de la *d* de Cohen es igual a 0,031, indicando que, efectivamente, la diferencia entre la media observada y la media referida en la hipótesis nula es muy pequeña.

3: Análisis con dos variables categóricas

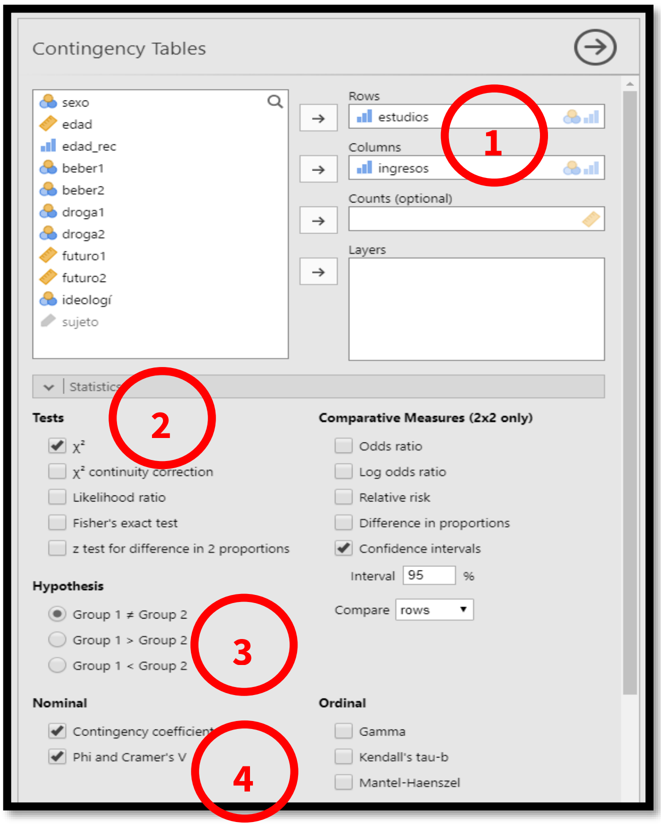
3.1. Prueba χ^2 de asociación

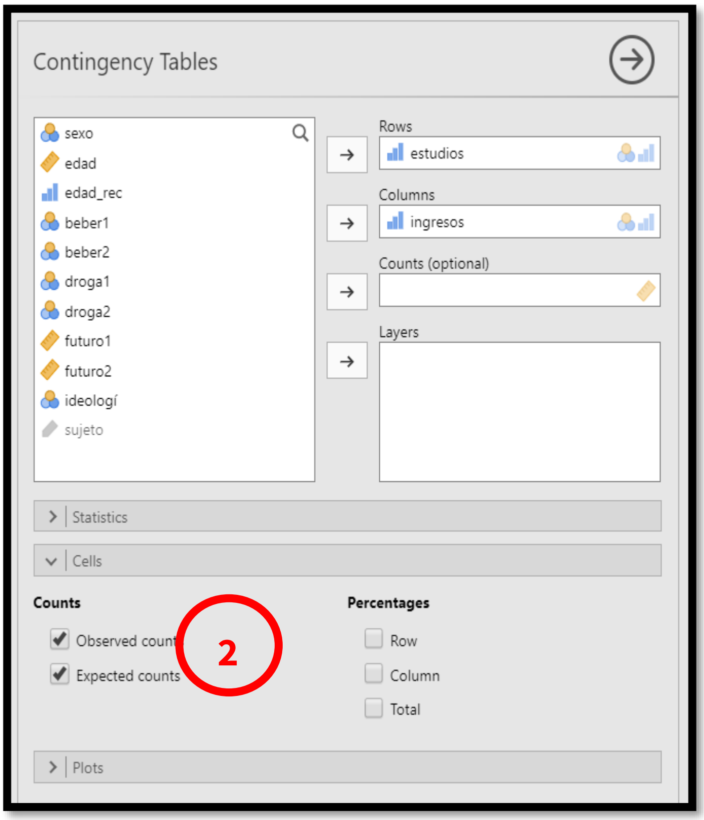
La prueba χ^2 de asociación nos permite comprobar si dos variables categóricas *obtenidas de* ***muestras independientes*** están relacionadas. A la hora de realizar esta prueba, no nos importa el número de categorías de cada una de las variables. Como el resto de los análisis para variables categóricas, la prueba χ^2 de asociación se encuentra en el menú **Análisis > Frequencies.** Dentro de dicho menú seleccionamos: **Independent samples (χ^2 test of association).**



Imaginemos que un investigador quiere responder a la siguiente pregunta de investigación: *Según las últimas investigaciones, aquellas personas con un nivel más alto de estudios presentan un mayor nivel de ingresos ¿Hemos observado esta misma relación en nuestra muestra? (α= 0,05).*

Dentro del menú de la prueba χ^2 de asociación, tenemos que indicar con qué variables vamos a crear nuestra tabla de contingencia, indicando la variable que representa las filas (**estudios**) y la variable que representa las columnas(**ingresos**) **[1].** Para entender correctamente los análisis que estamos realizando, es recomendado acudir primero a la pestaña de celdas o ***Cells*** **[2],** y solicitar que nos Jamovi nos calcule las frecuencias observadas (*Observed Counts*) y las frecuencias esperadas *(Expected counts*) si la hipótesis nula fuera cierta. Adicionalmente, podríamos solicitar que nos indicase para cada celda el porcentaje de casos que representa sobre el total de casos, el marginal de la fila y el marginal de la columna correspondiente.





Una vez hayamos obtenido esta información, veremos que en el menú de *Statistics,* Jamovi por defecto nos calcula el valor del **estadístico χ^2 [2]**para una **hipótesis nula bilateral [3]**. En nuestro caso, no vamos a modificar estas opciones. Los estadísticos alternativos a χ^2 (tales como χ^2 con la corrección de continuidad, la ratio de verosimilitudes, etc.) representan otros estadísticos de asociación que no vamos a ver en este curso. Por otra parte, la posibilidad de realizar test unilaterales se reserva para alguno de estos estadísticos que no cubrimos en este curso. Importante, de cara a entender la relación entre las variables, podemos solicitar los estadísticos del tamaño del efecto que conocemos, el **Coeficiente C de Contingencia y la V de Cramér [4].** Jamovi nos da la posibilidad de obtener otros estadísticos del tamaño del efecto (como son *Gamma*, la *tau-b de Kendall* o el estadístico de asociación de *Mantel-Haenszel*), pero que nosotros no vamos a utilizar en este curso.

Contingency Tables

estudios		ingresos: Bajo	Medio	Alto	Total
Primarios	Observed	19	27	19	65
	Expected	16.900	25.090	23.010	65.000
Secundarios	Observed	90	120	84	294
	Expected	76.440	113.484	104.076	294.000
Superiores	Observed	21	46	74	141
	Expected	36.660	54.426	49.914	141.000
Total	Observed	130	193	177	500
	Expected	130.000	193.000	177.000	500.000

χ^2 Tests

	Value	df	p
χ^2	27.374	4	< .001
N	500		

Nominal

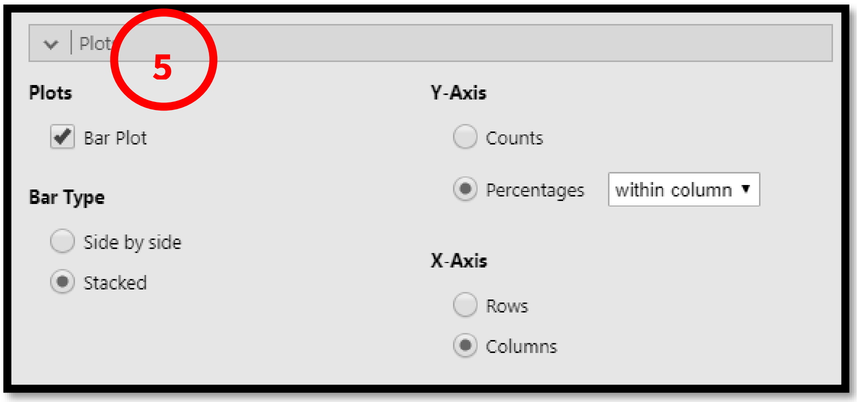
	Value
Contingency coefficient	0.228
Phi-coefficient	NaN
Cramer's V	0.165

Los resultados obtenidos nos permiten interpretar qué nos quiere decir esta prueba χ^2 de asociación. Si nos fijamos en la tabla que nos proporciona la información del test, vemos que hemos observado un valor $\chi^2 = 27{,}374$, con 4 grados de libertad [(número de categorías de las filas -1) * (número de categorías de las columnas -1)], con un valor $p < 0.001$. Como este valor p es menor que el valor de significación elegido *(α= 0,05)*, podemos rechazar la hipótesis nula, aceptando la alternativa y concluyendo que existe una asociación entre el nivel de estudios y el nivel de ingresos. Si observamos el valor de los estadísticos del tamaño del efecto, vemos que el estadístico C de contingencia y el coeficiente V de Cramer nos indican que la relación entre ambas variables es pequeña-moderada[2].

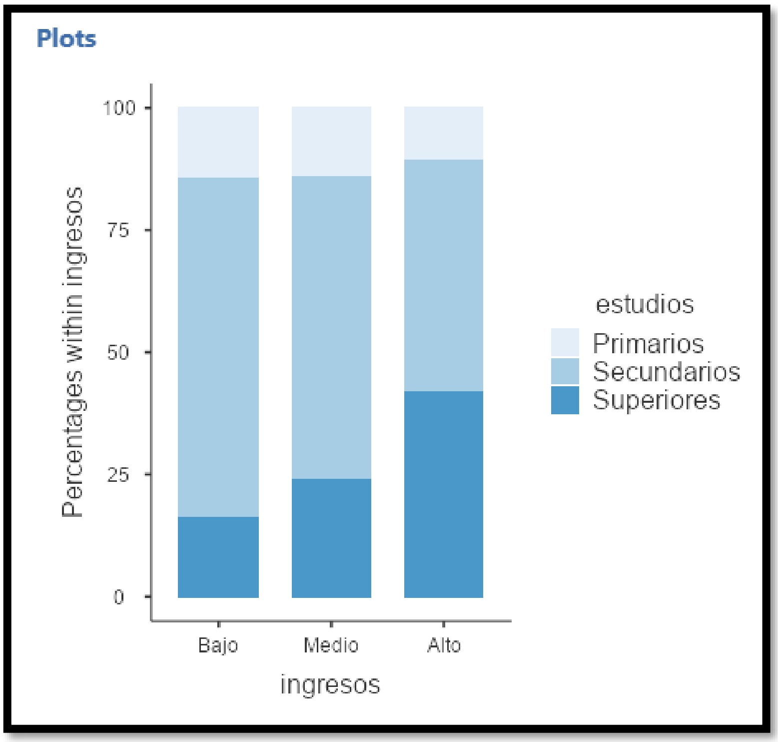
Por último, es necesario que interpretemos en qué categorías se están produciendo las diferencias que causan dicha relación entre las variables. Para ello, podemos comprobar la diferencia entre las frecuencias observadas y esperadas (*residuos directos*). En este caso, vemos que tenemos más gente de ingresos bajos y medios con estudios primarios y secundarios (celdas 11, 21, 12, 22), y un número mayor de lo esperado de personas con ingresos altos que tenían estudios superiores (celda 33).

[2] El coeficiente Phi de asociación únicamente puede calcularse para tablas 2x2.

Para facilitar la interpretación de las tablas de contingencia, podemos solicitar adicionalmente a Jamovi que nos genere los correspondientes gráficos de barras. Para ello, vamos a abrir la pestaña ***Plots* [5].**



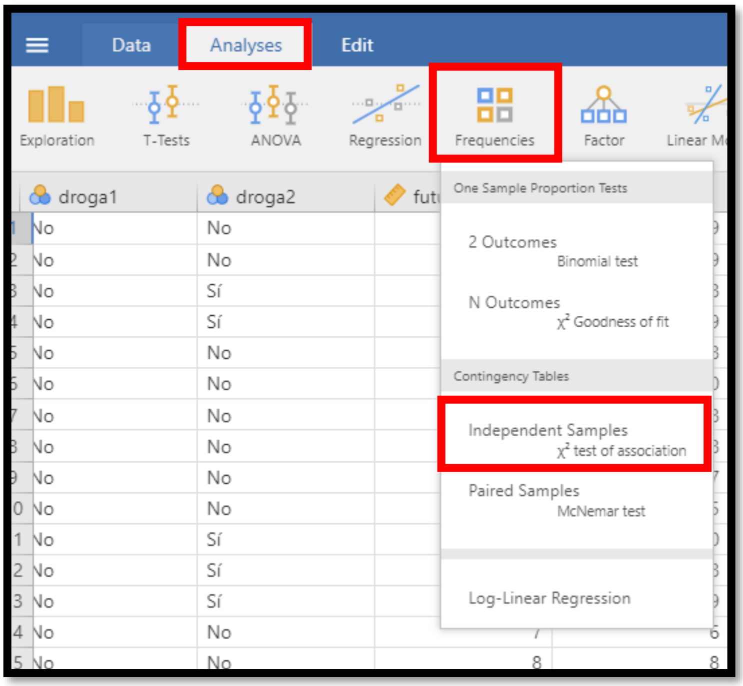
Dentro de *Plots* tenemos varias opciones, tales como elegir el grupo a representar en cada eje, si para el eje Y queremos las frecuencias o los porcentajes (pudiendo elegir son porcentajes de casos sobre el total o algún marginal concreto) y si quieremos las barras separadas o en modo proporcional (*stacked).*



En este caso particular, usando el *theme default* y en colores el *Blues Sequential*, así como las opciones previamente indicadas en la imagen anterior, obtenemos el siguiente gráfico. Ahora es más evidente que mientras que el porcentaje de gente con estudios primarios se mantiene constante a través de los grupos de ingresos, el porcentaje de gente con estudios superiores aumenta según se incrementa el nivel de ingresos.

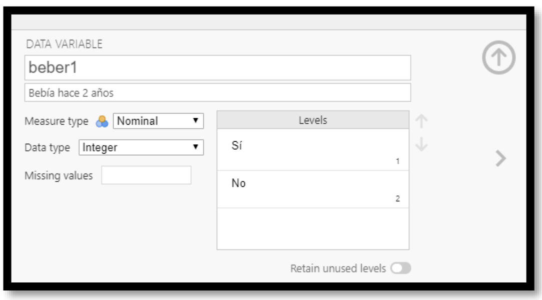
3.2. Prueba del Riesgo Relativo

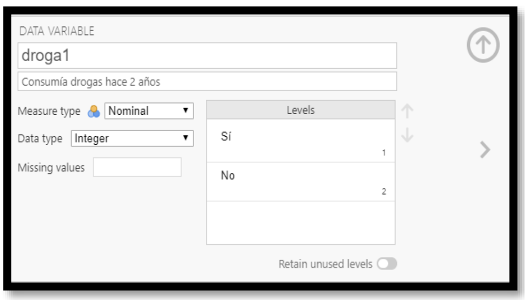
La prueba de Riesgo Relativo nos permite comprobar si para dos variables categóricas *obtenidas de* ***muestras independientes***, existe un mayor riesgo de un desenlace para uno de los grupos definidos por una segunda variable. A la hora de realizar esta prueba, es **clave recordar que únicamente podemos analizar tablas 2x2**. Como el resto de los análisis para variables categóricas, la prueba de Riesgo Relativo se encuentra en el menú **Análisis > Frequencies.** Dentro de dicho menú seleccionamos: **Independent samples (χ^2 test of association).**



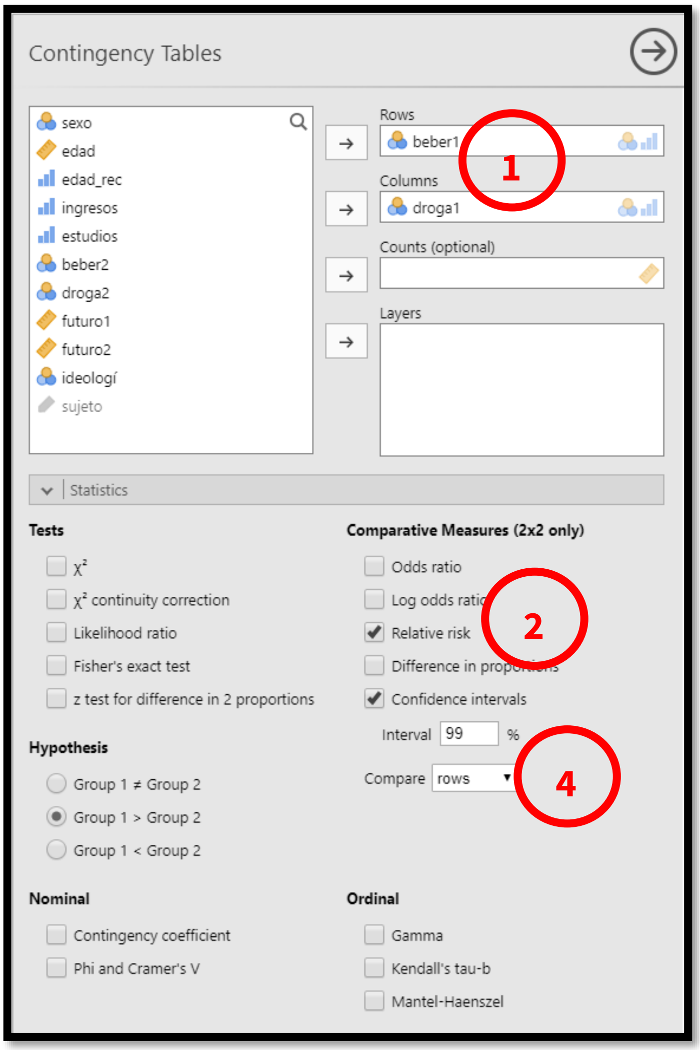
Imaginemos que un investigador quiere responder a la siguiente pregunta de investigación: *¿Existe un mayor riesgo de consumir drogas para aquellas personas que consumen alcohol frente a personas abstemias? (α= 0,01).*

Para realizar la prueba de Riesgo Relativo, recordamos que es importante que la tabla de contingencia que generemos incluya al grupo de riesgo (*beber*) en la fila superior de la tabla, y al desenlace de riesgo *(consumir drogas*), en la primera columna. Para ello, tenemos que comprobar cómo están ordenadas las categorías de las variables *beber y drogas.*



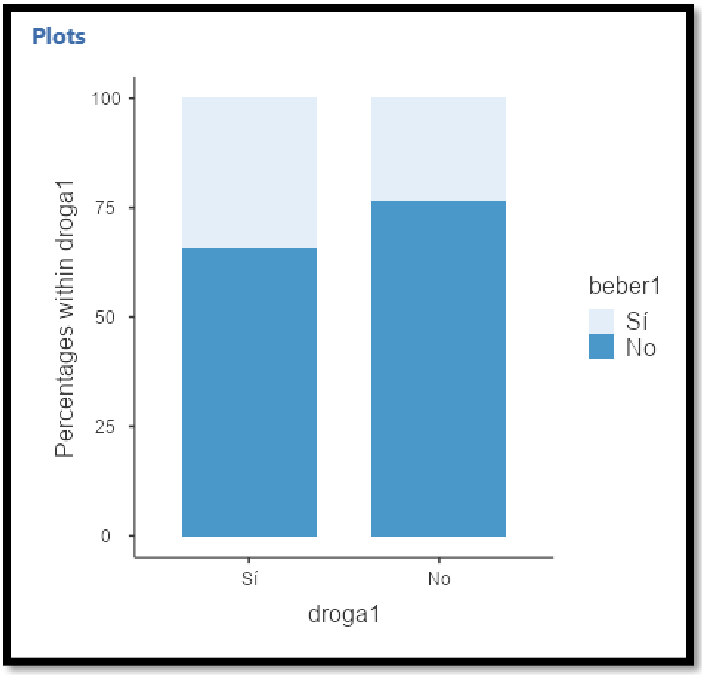


Dentro del menú de la prueba χ^2 de asociación, tenemos que indicar con qué variables vamos a crear nuestra tabla de contingencia, indicando la variable que representa el grupo de riesgo en las filas (**beber1**) y la variable que representa el desenlace de riesgo en las columnas(**drogas1**) **[1].** Esta vez vamos a eliminar las opciones por defecto de análisis que nos marca Jamovi, y vamos a irnos a ***Comparative Measures.*** Dentro de estas opciones vamos a seleccionar **Relative Risk [2].** Por defecto, Jamovi nos calcula el intervalo de confianza asociado al riesgo relativo. Lo único que tenemos que hacer es adaptarlo al nivel de confianza de la prueba que estamos realizando (α = 0,01 en este caso). Importante, en la opción ***Compare*** **[3],** vamos a dejar la opción por defecto (comparar las filas). Siempre vamos a indicar en esta opción la especificación (filas o columnas) donde se encuentra la variable que indica el grupo de riesgo.



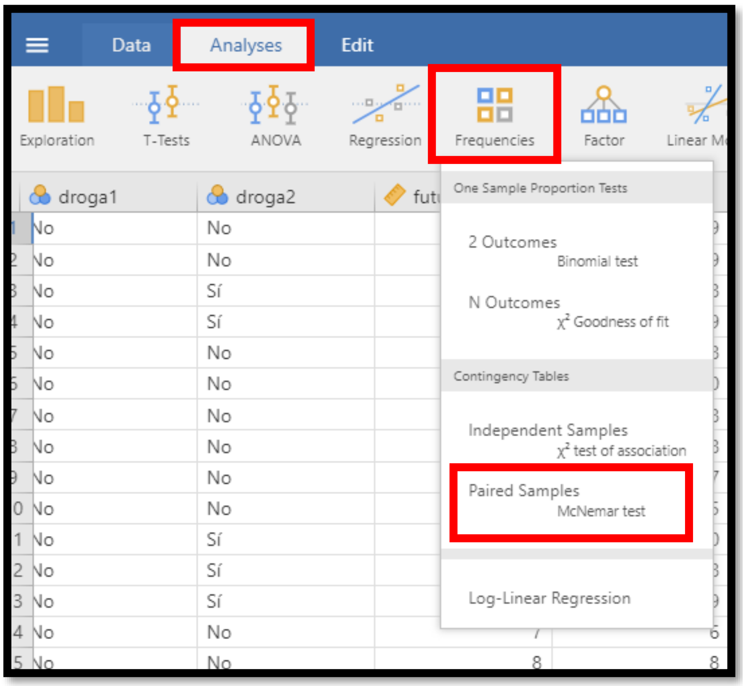
El resultado del riesgo relativo es ofrecido en una tabla muy sencilla. En este caso, vemos que el grupo que consumía alcohol tenía un riesgo 1.522 veces mayor (o 0.522 veces mayor) de consumir drogas que el grupo que no consumía alcohol. El intervalo de confianza (al 99%) tomaba valores entre 0.936 y 2.476. En este caso, no rechazar la hipótesis nula (ya que el valor del intervalo incluye el valor de la igualdad entre grupos – el valor 1-) de que el riesgo de consumir drogas sea igual para ambos grupos.

Si queremos interpretar mejor los resultados del riesgo relativo, podemos solicitar a Jamovi que nos ofrezca un gráfico similar al obtenido para la prueba anterior.



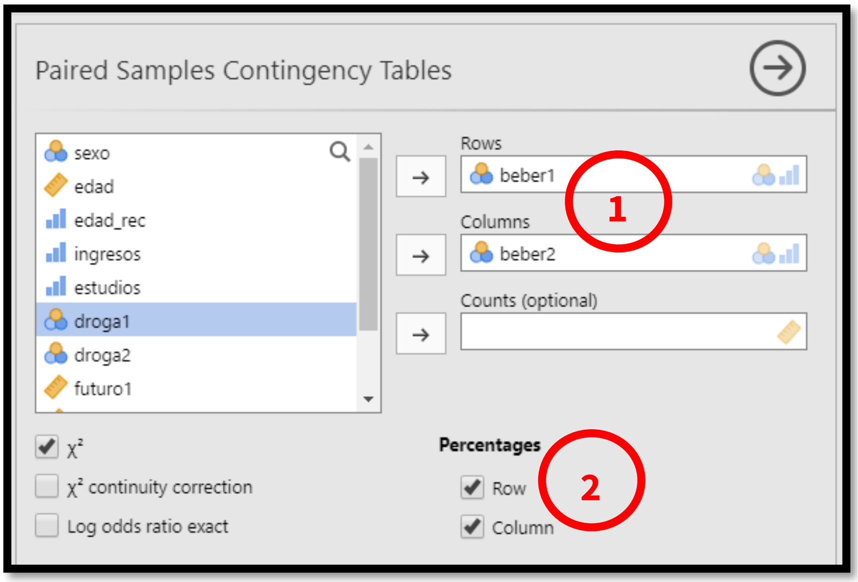
3.3. Prueba de McNemar

La prueba de McNemar nos permite comprobar si dos variables categóricas *obtenidas de* ***muestras dependientes*** están relacionadas. A la hora de realizar esta prueba, es **clave recordar que únicamente vamos a analizar tablas 2x2**. Como el resto de los análisis para variables categóricas, la prueba de McNemar se encuentra en el menú **Análisis > Frequencies.** Dentro de dicho menú seleccionamos: **Paired samples (McNemar Test).**



Imaginemos que un investigador quiere responder a la siguiente pregunta de investigación: *La proporción de personas que consumían alcohol varias veces a la semana antes de la pandemia era del 15% de la población. ¿Ha cambiado esa proporción en la actualidad? (α= 0,05).*

Dentro del menú de la prueba de McNemar, tenemos que indicar con qué variables vamos a crear nuestra tabla de contingencia, indicando la variable que representa las personas que consumían alcohol en 2018 (**beber1**) y las personas que lo hacen en la actualidad (**beber2**) **[1].** En este menú, Jamovi nos calcula el valor de χ^2 directamente, por lo que no tenemos que marcar otra opción. Únicamente podemos solicitar que en la tabla de contingencia se nos indiquen las **proporciones [2]** que representan cada celda sobre el total y cada uno de los marginales.



El resultado de este menú nos indica el valor de χ^2 (19.372), los grados de libertad (1), y el valor *p*. En este caso, hemos observado un valor *p* menor que el valor de significación requerido *(α= 0,05)*, por lo que podemos rechazar la hipótesis nula, aceptar la alternativa y concluir que el porcentaje de gente que consumía alcohol de manera recurrente ha cambiado entre 2018 y la actualidad.

Paired Samples Contingency Tables

Contingency Tables

beber1		beber2: Sí	beber2: No	Total
Sí	Count	29	99	128
	% within row	22.7 %	77.3 %	
	% within column	38.7 %	23.3 %	
No	Count	46	326	372
	% within row	12.4 %	87.6 %	
	% within column	61.3 %	76.7 %	
Total	Count	75	425	500
	% within row	15.0 %	85.0 %	
	% within column	100.0 %	100.0 %	

McNemar Test

	Value	df	p
χ^2	19.372	1	< .001
N	500		

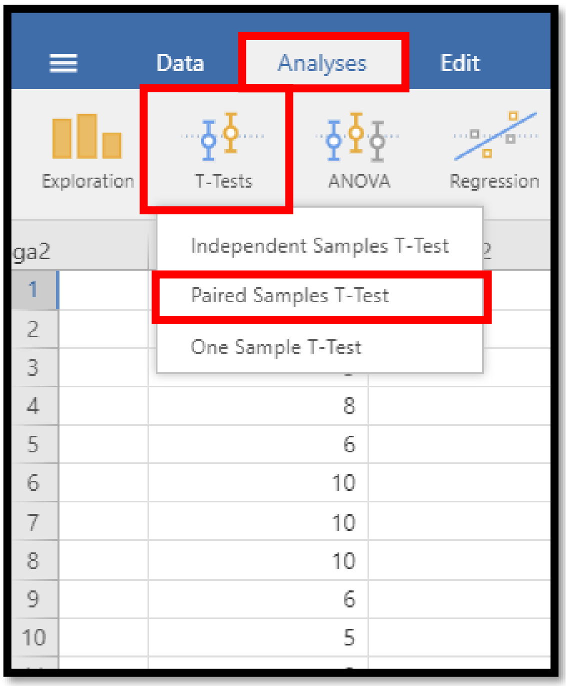
Únicamente nos quedaría interpretar qué cambio se ha producido. En este caso vemos el número de personas que consumían alcohol ha pasado de 128 sobre 500 (25.6%) a 75 sobre 500 (15%) del total. Por lo tanto, podemos concluir que ha habido una disminución del consumo recurrente de alcohol en este periodo.

4: Análisis con dos variables cuantitativas

4.1. Prueba T para muestras relacionadas

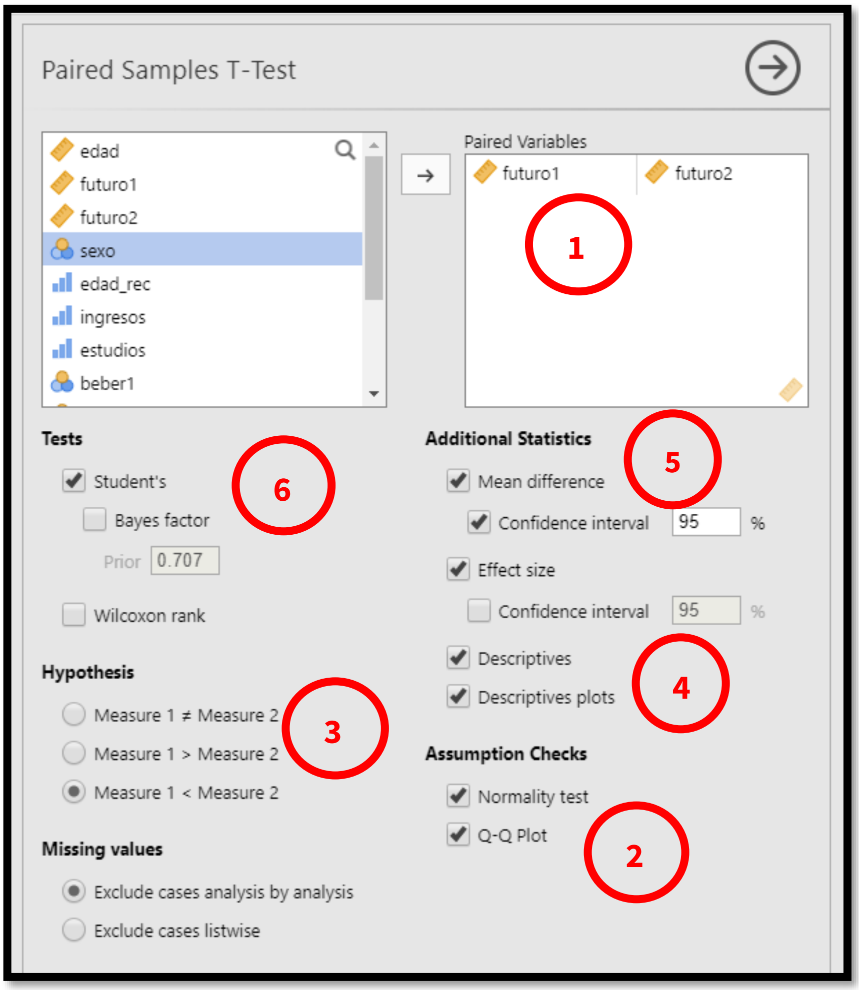
La prueba T para muestras relacionadas nos permite realizar contrastes de medias en el caso que tengamos muestras no independientes. Este caso puede darse cuando queramos comparar la media de una variable medida con los mismos sujetos en dos momentos temporales diferentes o cuando queramos comparar las medias de dos variables medidas con los mismos sujetos.

Cómo el resto de las pruebas T, estas van a encontrarse en el menú **Análisis > T-Test.** Dentro de dicho menú, seleccionamos **Paired Samples T-Test.**

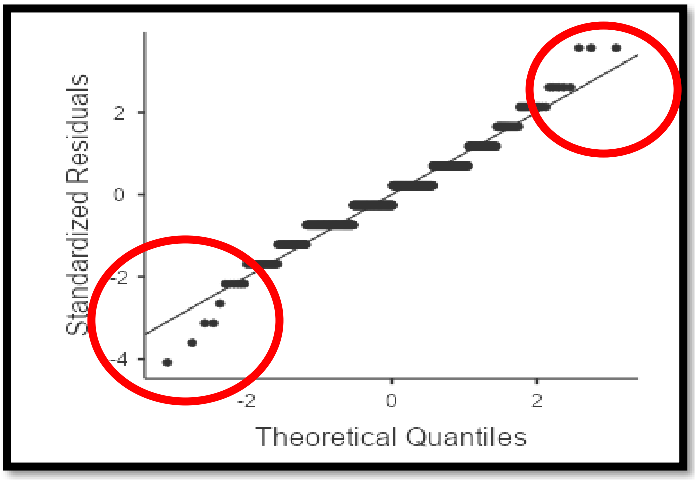


Imaginemos que un investigador quiere responder a la siguiente pregunta de investigación: *Según los últimos datos del CIS, los españoles presentaron un bajón histórico de sus expectativas en la crisis de 2008. Desde entonces, la media de expectativas futuras ha ido incrementándose año a año de manera constante. ¿Tenemos evidencia de que hemos observado dicha tendencia en nuestros datos? (α= 0,05)*

Dentro del menú de la prueba T, tenemos que traspasar las variables de análisis (**futuro1** y **futuro2**) **[1]** al cuadro de *Dependent Variables*. Mucho cuidado, porque el orden de las variables define las hipótesis que vamos a analizar a posteriori. Por defecto, Jamovi nos calcula la prueba T dentro de los análisis estadísticos, por lo que no es necesario modificar esa opción.



Antes de realizar esta prueba, es necesario conocer si la prueba T es adecuada para analizar estos datos. Para ello, tenemos que comprobar los supuestos de dicha prueba. Podemos solicitar dos análisis de supuestos en el apartado de ***Assumption Checks*** **[2].** Dentro de esta prueba, tenemos dos elementos que analizar. El gráfico ***Q-Q*** nos permite identificar las diferencias observadas entre los valores de futuro1 y futuro2 se distribuyen normalmente o no. Si esas diferencias siguieran una distribución normal de manera perfecta, todos los valores observados estrían situados *sobre la diagonal impresa en la figura*. En este caso vemos que tenemos un exceso de casos en los valores más externos de la variable, particularmente en los valores superiores.



Por otra parte, la prueba de normalidad que viene por defecto en Jamovi es la prueba de Shapiro-Wilk. En **todas** las pruebas de supuestos estadísticos, la hipótesis nula refleja que el supuesto se mantiene (***no existen desviaciones significativas entre la distribución de nuestra variable y una distribución normal*). Por lo tanto, observar un valor *p* menor a una tasa de error (p.ej., 0.05), nos indica que el supuesto **no** se está respetando en este caso (*como en nuestro ejemplo)*. Hay que ser conscientes que estas pruebas suelen ser muy sensitivas al tamaño muestral, y que bajo muestras altas (como este caso), van a indicar un resultado significativo (*que el supuesto no se cumple)* aunque las desviaciones sean muy pequeñas.

Normality Test (Shapiro-Wilk)

			W	p
futuro1	-	futuro2	0.96	< .001

Note. A low p-value suggests a violation of the assumption of normality

De concluir que no se mantiene el supuesto de normalidad, realizaríamos la prueba de **los rangos de Wilcoxon [1].** La interpretación de la prueba es similar a la prueba T, con la salvedad de que esta prueba no presenta grados de libertad, y de que el tamaño del efecto correspondiente pasa a ser la correlación rango-biserial en vez de la *d* de Cohen.

Una vez que hemos tomado una decisión sobre la idoneidad de esta prueba, al igual que en la prueba binomial, tenemos que marcar ***la hipótesis alternativa* [3]** adecuada. Podemos pedir otra información a Jamovi que nos va a ser de utilidad a la hora de interpretar los resultados en el apartado de ***Additional Statistics***. La primera es la opción que nos es útil es la opción de ***Descriptives* [4]**, que nos devuelve una tabla indicando el tamaño de la muestra, la media (mean) y la mediana (median), la desviación típica (SD) y el error típico

(SE). Otra información útil se encuentra en ***Mean Difference*** **[5],** que nos indica la diferencia entre la media observada y la media relativa a la hipótesis nula. Podemos además calcular un intervalo de confianza con un nivel determinado sobre dicha diferencia observada.

Por último, no podemos olvidarnos de solicitar el tamaño del efecto en ***Effect Size*****[6].** En este caso, se nos devuelve la *d* de Cohen, con la posibilidad de añadir un intervalo de confianza sobre el valor estimado. Este valor de la *d* de Cohen se interpreta en términos absolutos, sin atender al signo (que únicamente indica la dirección de la diferencia entre la media observada y la media establecida en la hipótesis nula).

Paired Samples T-Test

Paired Samples T-Test

								95% Confidence Interval			
			statistic	df	p	Mean difference	SE difference	Lower	Upper		Effect Size
futuro1	futuro2	Student's t	−16.52	499.00	< .001	−1.55	0.09	−Inf	−1.39	Cohen's d	−0.74

Note. H_a Measure 1 < Measure 2

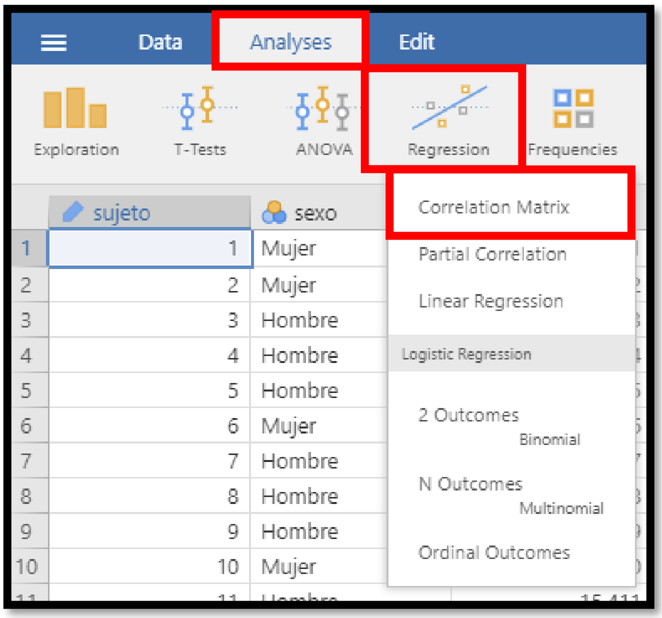
En este caso, hemos observado que el valor de la prueba T (se encuentra bajo el apartado de *Statistics*), es igual a -16.52, con 499 grados de libertad (*df)*. Los grados de libertad de la prueba T de una muestra se calculaban como el número de *diferencias* menos 1 (en este caso, los grados de libertad también pueden calcularse como el número de sujetos menos 1).

La diferencia observada entre las medias de futuro1 y futuro2 fue -1.55. Este resultado nos indica que la media en futuro2 fue más alta que en futuro 1. El intervalo de confianza al 95% para esta media va desde -infinito hasta -1.39 (al ser un contraste unilateral sobre dicha diferencia). Adicionalmente, hemos observado un valor *p* < 0.0011. Es decir, que si repitiéramos este experimento 100 veces, menos del 1% de las veces veríamos una media consistente con la hipótesis nula (la media de futuro 1 es igual o mayor a la de futuro2). El valor *p* en este caso es inferior a 0.05, por lo que podemos rechazar la hipótesis nula y aceptar la alternativa. Concluiríamos por tanto que hemos obtenido evidencia de que las expectativas de futuro se han incrementado durante dicho periodo.

Por último, como sabemos que el cálculo de *p* es muy sensible al tamaño muestral, hemos solicitado el tamaño del efecto. El valor de la *d* de Cohen es igual a 0,74 (en valor absoluto). Este valor del tamaño del efecto nos indica que la diferencia observada va asociada a un tamaño del efecto importante.

4.2. Correlación de Pearson

La correlación de Pearson nos permite analizar la asociación entre dos variables (independientemente de si tenemos dos variables obtenidas de muestras independientes o de muestras relacionadas). Cabe decir que Jamovi nos permite analizar de manera simultánea la correlación de un número de variables a nuestra elección. Las pruebas de correlación se van a encontrar en el menú **Regression> Correlation Matrix.**

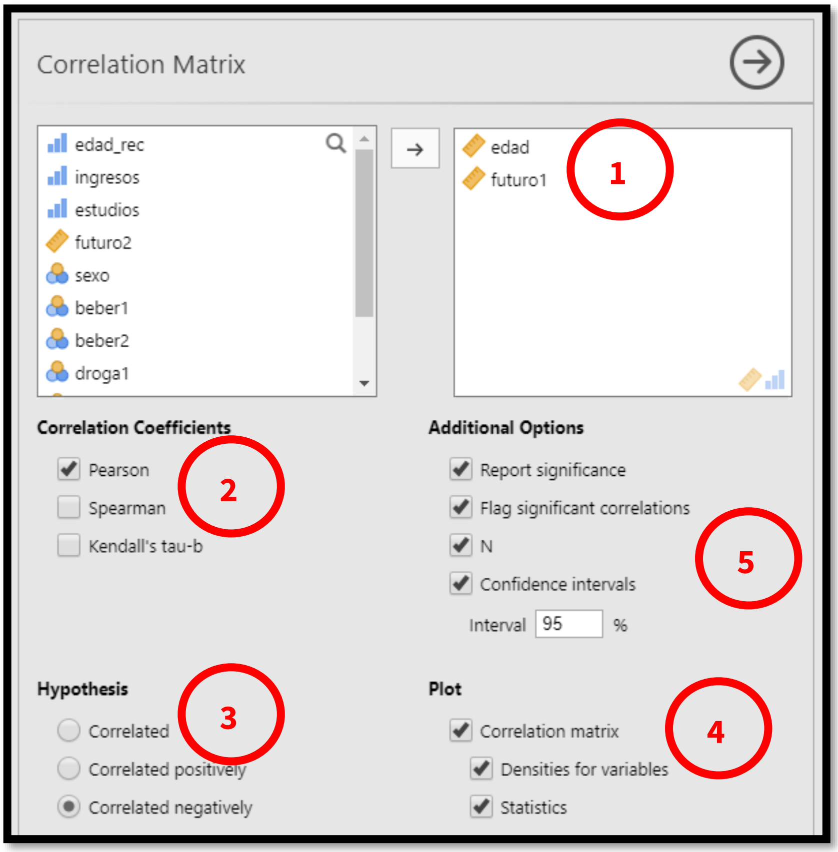


En este caso, imaginemos que un investigador quiere responder a la siguiente pregunta de investigación: *Según las últimas investigaciones, a medida que una persona envejece, tiende a tener peores experiencias y expectativas acerca de su futuro. ¿Podemos confirmar esta hipótesis en nuestros datos? (α= 0,05).*

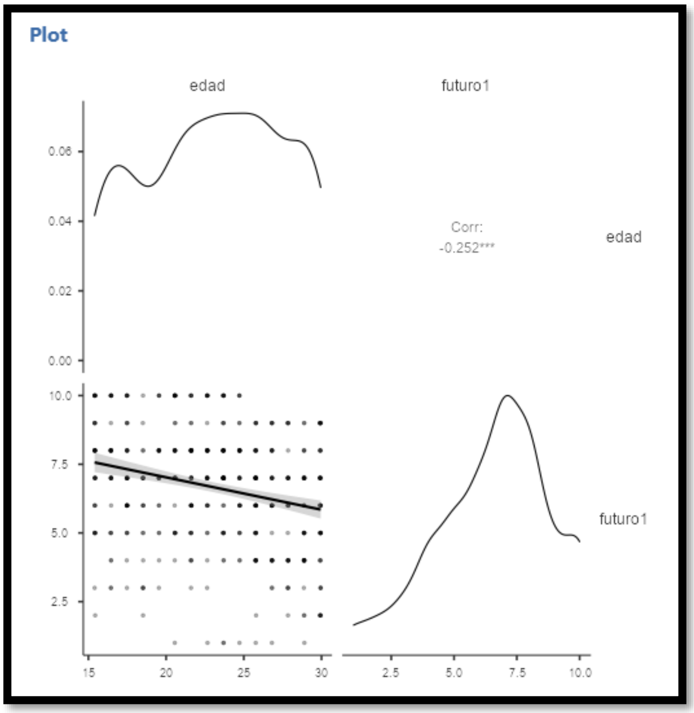
Dentro del menú *Correlation Matrix,* tenemos que traspasar las variables de análisis (**edad** y **futuro2**) **[1]** al cuadro de *Dependent Variables*. Por defecto, podemos ver que Jamovi nos va a calcular la **correlación de Pearson [2]**. Mucho cuidado con indicar correctamente la **hipótesis alternativa a analizar [3].** Sin embargo, antes de examinar el resultado de dicha correlación, tenemos que asegurarnos de que los supuestos se cumplen (*Normalidad de las variables, relación lineal entre variables*).

Se puede comprobar cómo analizar el supuesto de normalidad utilizando cualquiera de los menús de la prueba T. También podemos utilizar el menú para calcular estadísticos descriptivos ***Analysis > Exploration > Descriptives.*** Dentro de este menú tenemos la casilla ***Normality* (Shapiro-Wilk),** que se interpreta de la misma manera que hemos realizado previamente.

Para poder analizar el supuesto de relación lineal entre las variables, podemos obtener un gráfico de dispersión entre ambas variables que incluya una *recta de regresión* entre ambas variables. Si esta recta representa correctamente la relación entre las variables, podemos continuar con nuestro análisis.



Podemos obtener esta información utilizando un gráfico directamente con Jamovi. En este gráfico se incorporará un gráfico de densidad de cada una variable por separado, y el gráfico de dispersión (incluyendo a recta de regresión) en una de las diagonales del gráfico, junto al valor de la correlación en la celda contraria.



De violarse alguno de los supuestos de la prueba, con especial atención al supuesto de relación lineal entre las variables, podríamos analizar la **Correlación de Spearman [3]**. Esta correlación se interpreta de la manera que la correlación de Pearson.

Una vez nos hayamos decidido por el tipo de correlación que vamos a analizar, podemos calcular toda la información de interés: **el test correspondiente, añadir una indicación sobre si la misma es significativa o no, el tamaño muestral y el intervalo de confianza sobre el valor de la correlación [4].**

Correlation Matrix

Correlation Matrix

		edad	futuro1
edad	Pearson's r	—	
	p-value	—	
	95% CI Upper	—	
	95% CI Lower	—	
	N	—	
futuro1	Pearson's r	−0.25 ***	—
	p-value	< .001	—
	95% CI Upper	−0.18	—
	95% CI Lower	−1.00	—
	N	500	—

Note. H_a is negative correlation

Note. * p < .05, ** p < .01, *** p < .001, one-tailed

La salida de Jamovi nos devuelve la matriz de correlación simplificada. Esto quiere decir que únicamente se ofrecen las correlaciones por debajo de la diagonal. Los valores de la diagonal también son omitidos (*la correlación de una variable consigo misma siempre es 1*). Según los resultados vemos que el valor de la correlación de Pearson entre edad y futuro es igual a -0.25, con un intervalo de confianza del 95% que toma valores entre -1.00 y -.18. El valor p es menor a 0.001, lo que nos llevaría a rechazar la hipótesis nula de que la correlación es igual o superior a 0. Por lo tanto, podemos concluir que existe una relación significativa y negativa entre ambas variables. Podemos obtener un indicador gráfico del nivel de significación asociado a la correlación utilizando asteriscos. La guía del significado de dichos asteriscos es proporcionada debajo de la tabla de las correlaciones.

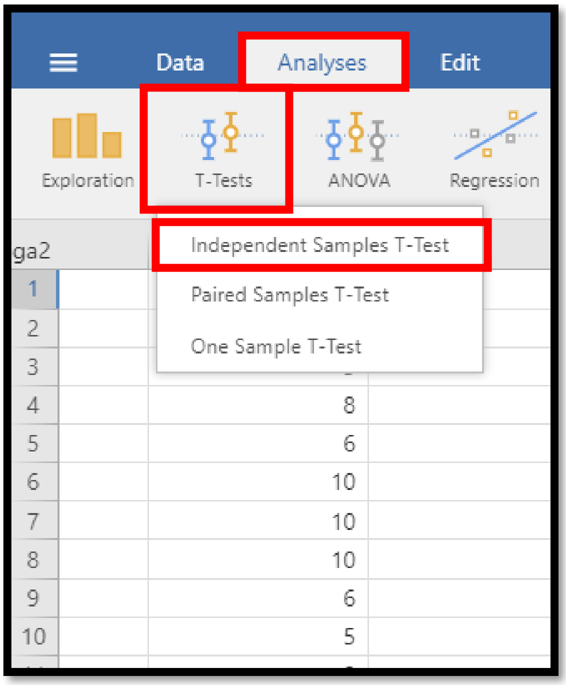
Por último, el valor de la correlación de Pearson puede interpretarse directamente como un tamaño del efecto. En este caso, el valor de dicho tamaño del efecto nos indica una relación moderada entre las variables, dónde se explica el 6.25% de la varianza (coeficiente de determinación o R^2).

5: Análisis con una variable cuantitativa y una variable categórica: Caso de dos grupos

5.1. Prueba T para muestras independientes

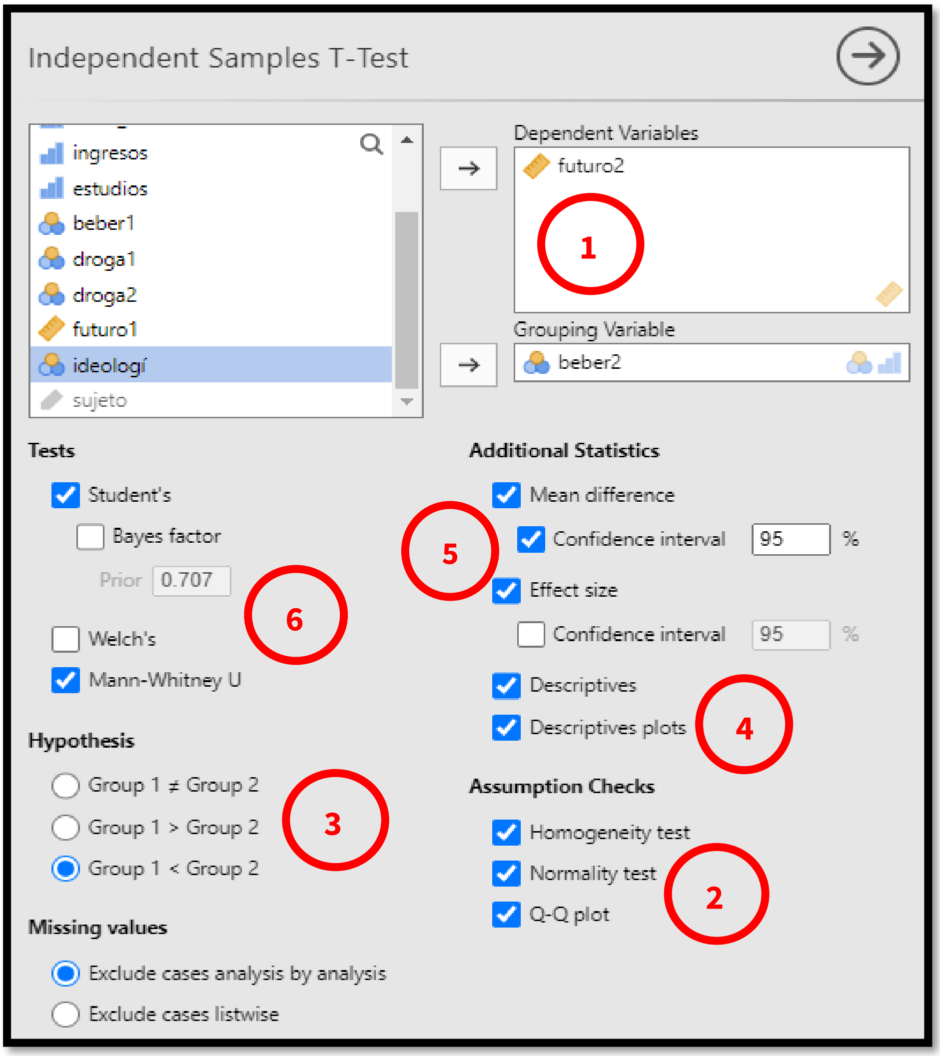
La prueba T para muestras independientes nos permite realizar contrastes de medias en el caso que tengamos **dos** muestras independientes. Este caso puede darse cuando queramos comparar las medias de dos grupos de sujetos donde los sujetos pertenecen a un grupo u a otro, pero no a ambos. Importante, únicamente vamos a comparar las medias de **dos grupos independientes**. Si quisiéramos comparar las medias de más de dos grupos, tendríamos que utilizar la prueba llamada **Análisis de Varianza.**

Cómo el resto de las pruebas T, estas van a encontrarse en el menú **Análisis > T-Test.** Dentro de dicho menú, seleccionamos **Independent Samples T-Test.**



Imaginemos que un investigador quiere responder a la siguiente pregunta de investigación: *El consumo de alcohol afecta al comportamiento y actitudes de los individuos. Según un artículo publicado en Journal of Addictions, las personas que consumen alcohol tienen peores expectativas de futuro en la actualidad que las personas que no consumen alcohol. ¿Hemos observado dicha tendencia en nuestros datos? (α= 0,05)*

Dentro del menú de la prueba T, tenemos que traspasar la variable cuantitativa que indica las respuestas a expectativas de futuro (**futuro2**) al cuadro de *Dependent Variables* y la variable categórica que nos indica los grupos (**beber2**) al cuadro *Grouping Variable* **[1]**.



Antes de realizar esta prueba, es necesario conocer si la prueba T es adecuada para analizar estos datos. Para ello, tenemos que comprobar los supuestos de dicha prueba. La prueba T de muestras independientes tiene tres supuestos: a) Independencia de puntuaciones; b) supuesto de normalidad; c) supuesto de homogeneidad de varianzas. Podemos solicitar los análisis de supuestos en el apartado de ***Assumption Checks*** **[2].**

Dentro de esta prueba, tenemos los elementos que ya conocemos analizar el supuesto de normalidad (el **gráfico Q-Q** y la prueba **Shapiro-Wilk**). En este caso, es muy importante analizar el supuesto de **homocedasticidad o igualdad de varianza.** El supuesto de homogeneidad de varianzas se va a comprobar utilizando la **Prueba de Levene**.

Homogeneity of Variances Test (Levene's)				
	F	df	df2	p
futuro2	20.923	1	498	< .001

Note. A low p-value suggests a violation of the assumption of equal variances

[4]

La interpretación de la prueba de Levene se realiza como cualquier otra prueba de supuestos, donde un valor p menor que 0,05 indica que el supuesto no se está respetando. En este caso, podemos comprobar que la desviación típica en expectativas de futuro para el grupo que consume alcohol es igual $S_{Yalcohol} = 2.23$, y la desviación típica para el grupo que no consume alcohol es igual $S_{Ynoalcohol} = 1.53$.

De concluir que no se mantiene el supuesto de normalidad u homogeneidad de varianzas, realizaríamos la prueba de **los rangos de Welch o la prueba U de Mann-Whitney [1].** La interpretación de ambas es similar a la prueba T, con la salvedad de que la prueba de Mann-Whitney no presenta grados de libertad, y de que el tamaño del efecto correspondiente pasa a ser la correlación rango-biserial en vez de la *d* de Cohen.

Una vez que hemos tomado una decisión sobre la idoneidad de esta prueba, tenemos que marcar ***la hipótesis alternativa*** **[3]** adecuada. Es importante en este caso tener claro qué grupo viene representado como el grupo 1 y el grupo 2. Podemos realizar esta comprobación en la información descriptiva de la variable y/o al pedir la información descriptiva. Podemos pedir otra información a Jamovi que nos va a ser de utilidad a la hora de interpretar los resultados en el apartado de ***Additional Statistics***. La primera es la opción que nos es útil es la opción de ***Descriptives*** **[4]**, que nos devuelve una tabla indicando el tamaño de la muestra, la media (mean) y la mediana (median), la desviación típica (SD) y el error típico (SE). Otra información útil se encuentra en ***Mean Difference*** **[5],** que nos indica la diferencia entre la media observada y la media relativa a la hipótesis nula. Podemos además calcular un intervalo de confianza con un nivel determinado sobre dicha diferencia observada.

Por último, no podemos olvidarnos de solicitar el tamaño del efecto en ***Effect Size*****[6].** En este caso, se nos devuelve la *d* de Cohen, con la posibilidad de añadir un intervalo de confianza sobre el valor estimado. Este valor de la *d* de Cohen se interpreta en términos absolutos, sin atender al signo (que únicamente indica la dirección de la diferencia entre la media observada y la media establecida en la hipótesis nula).

Independent Samples T-Test

							95% Confidence Interval			
		Statistic	df	p	Mean difference	SE difference	Lower	Upper		Effect Size
futuro2	Student's t	−4.855[a]	498.000	< .001	−1.002	0.206	−Inf	−0.662	Cohen's d	−0.608
	Welch's t	−3.745	86.642	< .001	−1.002	0.268	−Inf	−0.557	Cohen's d	−0.525
	Mann-Whitney U	11853.500		< .001	−1.000		−Inf	−7.669e−5	Rank biserial correlation	0.256

Note. H_a Sí < No

[a] Levene's test is significant ($p < .05$), suggesting a violation of the assumption of equal variances

En este caso, hemos observado que el valor de la prueba T (se encuentra bajo el apartado de *Statistics*), es igual a -4.866, con 498 grados de libertad (*df)*. Los grados de libertad de la prueba T de una muestra se calculaban como el número de *participantes* menos 2 (número de grupos comparados). Jamovi nos avisa que la prueba de Levene es significativa, y que no deberíamos interpretar los resultados de esta prueba T. De manera alternativa, podemos interpretar la prueba de Welch, que corrige el valor de T para el caso que las varianzas no sean homogéneas. En este caso observamos un valor de T = -3.745, con 86,64 grados de libertad.

La diferencia observada entre las medias de beber y no beber en expectativas de futuro fue -1.02. Este resultado nos indica que la media en el grupo que no consumía alcohol fue más alta que en el grupo que consumía alcohol. El intervalo de confianza al 95% para esta media va desde -infinito hasta -0.662 (-infinito hasta -.557 en el caso de la prueba de Welch).

Adicionalmente, hemos observado un valor $p < 0.001$ para la prueba T, la prueba de Welch o la prueba de Mann-Whitney U. Es decir, que si repitiéramos este experimento 100 veces, menos del 1% de las veces veríamos una media consistente con la hipótesis nula (la media en expectativas de futuro de la gente que consume alcohol es igual o mayor a la media de expectativas en la gente abstemia). El valor *p* en este caso es inferior a 0.05, por lo que podemos rechazar la hipótesis nula y aceptar la alternativa. Concluiríamos por tanto que hemos obtenido evidencia de que las expectativas de futuro han sido más altas para el grupo que no consumía alcohol que para el grupo que consumía alcohol.

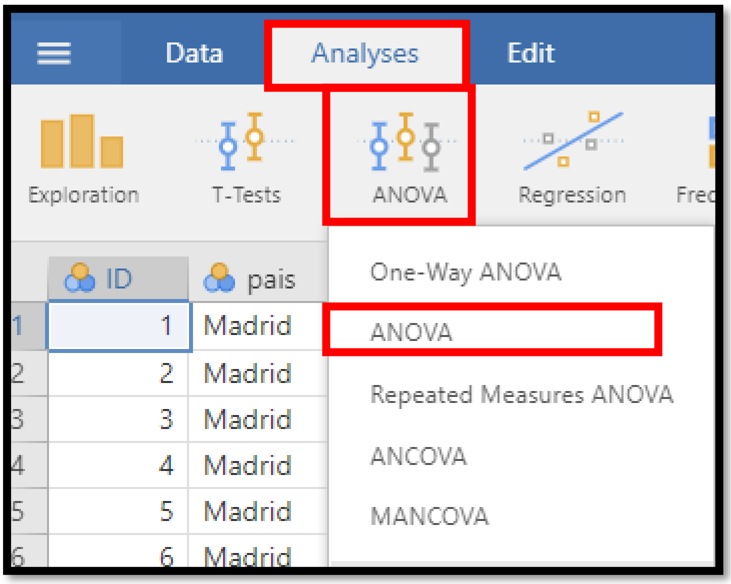
Por último, como sabemos que el cálculo de *p* es muy sensible al tamaño muestral, hemos solicitado el tamaño del efecto. El valor de la *d* de Cohen es igual a 0,608 en valor absoluto (0.525 para la prueba de Welch). Este valor del tamaño del efecto nos indica que la diferencia observada va asociada a un tamaño del efecto medio-importante.

5: Análisis con una variable cuantitativa y una variable categórica: Caso de más de dos grupos

5.2. Análisis de varianza de un factor

5.2.1. Prueba global o ómnibus del análisis de varianza

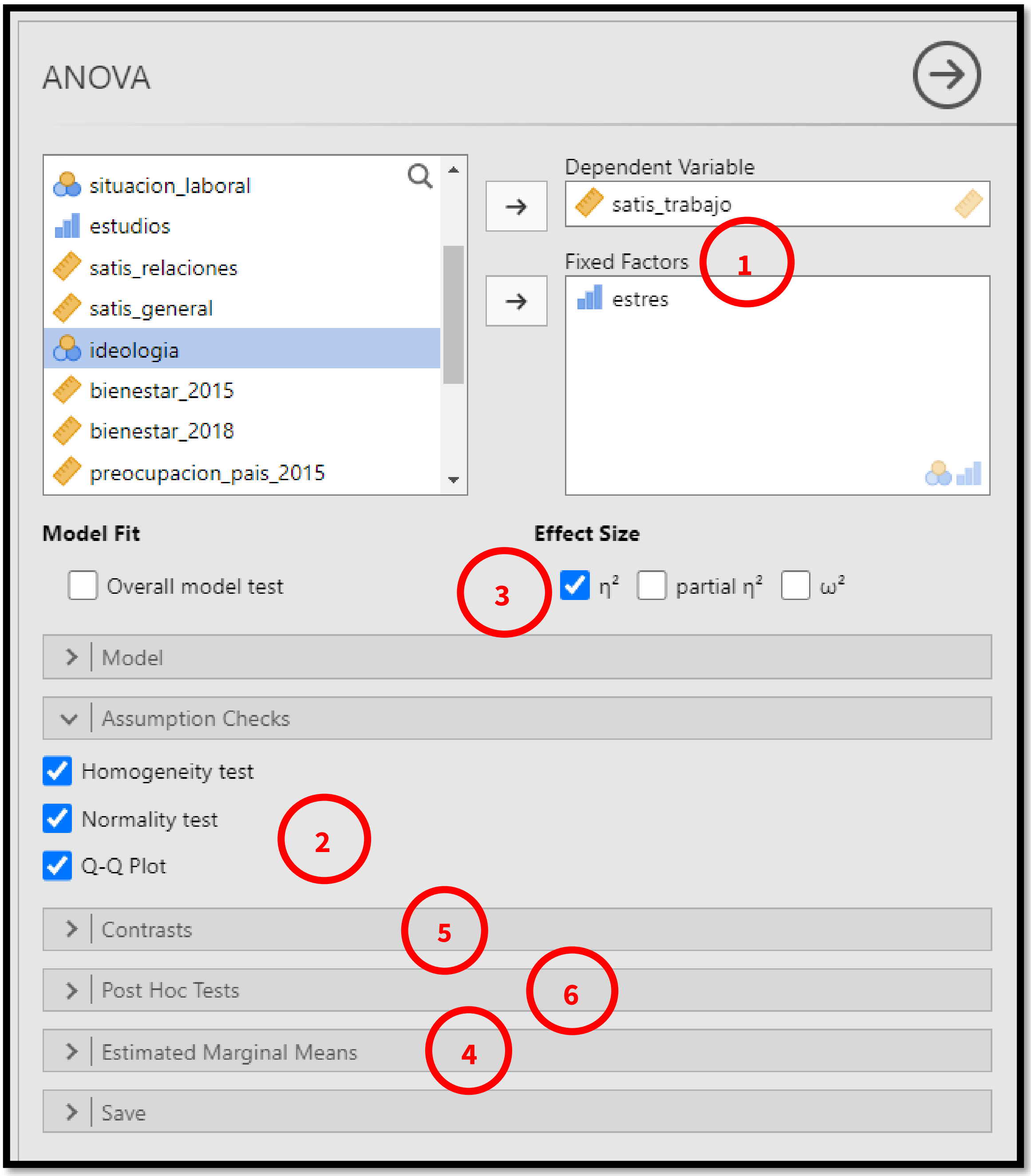
La prueba del ANOVA (análisis de varianza) para muestras independientes nos permite realizar contrastes de medias en el caso que tengamos **más de dos muestras independientes**. En este caso, la prueba del ANOVA tiene su propio menú en **Análisis > ANOVA**. Dentro de este menú vamos a seleccionar el menú **ANOVA[3].**



Imaginemos que un investigador quiere responder a la siguiente pregunta de investigación: *Se conoce que el estrés tiene una clara influencia en la satisfacción laboral de los profesores. En este caso, quiere comprobarse si existen diferencias en las medias de los grupos de estrés en satisfacción laboral* ($\alpha = 0{,}05$).

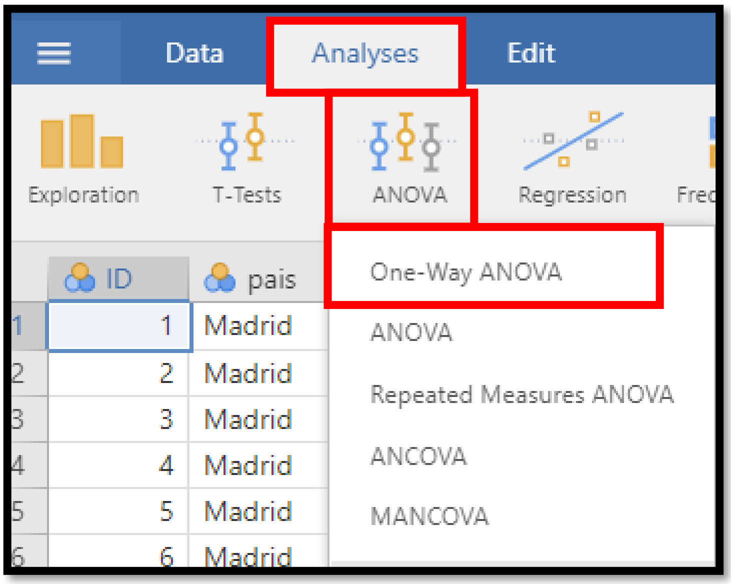
[3] Este menú también podría realizarse a través del menú One-Way ANOVA. Sin embargo, dicho menú tiene opciones más limitadas a la hora de ver contrastes planeados y otro tipo de análisis.

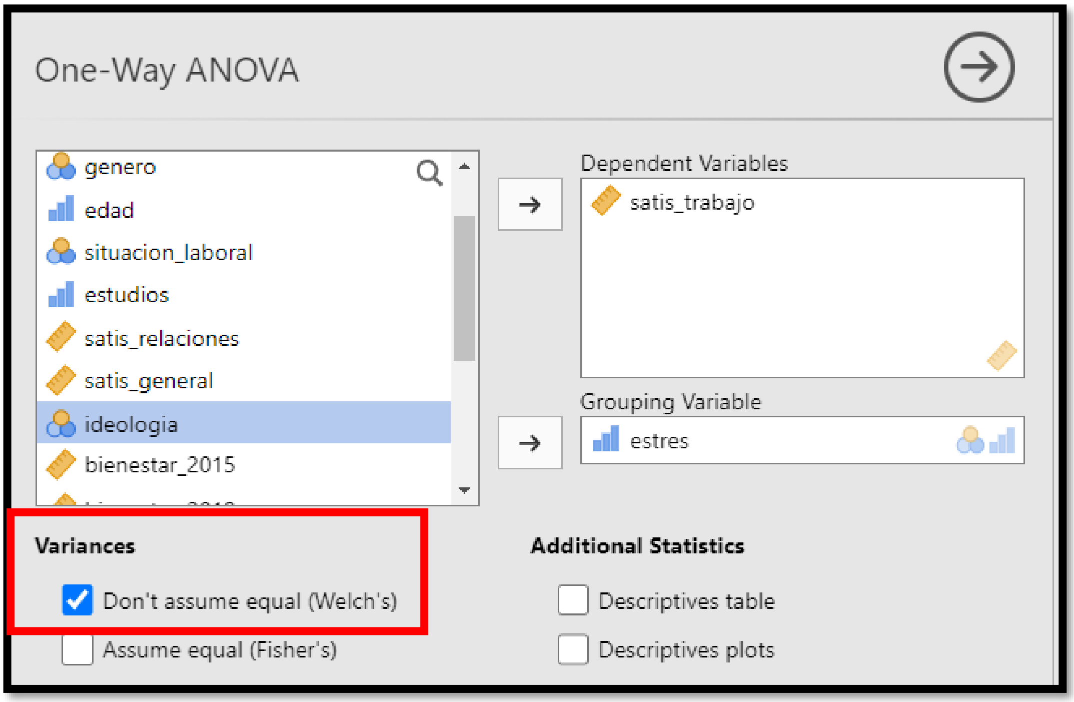
Dentro del menú del ANOVA, tenemos que traspasar la variable cuantitativa que indica las respuestas a satisfacción de trabajo (**satis_trabajo**) al cuadro de *Dependent Variables* y la variable categórica que nos indica los grupos (**estrés**) al cuadro *Fixed factors***[1]**.



Antes de realizar esta prueba, es necesario conocer si el ANOVA es adecuado para analizar estos datos. Para ello, tenemos que comprobar los supuestos de dicha prueba. El ANOVA tiene los mismos supuestos que una prueba T: a) Independencia de puntuaciones; b) supuesto de normalidad; c) supuesto de homogeneidad de varianzas. Podemos solicitar los análisis de supuestos en el apartado de ***Assumption Checks*** **[2].** La interpretación de estos supuestos puede verse en tema anterior.

Si el supuesto de **homogeneidad de varianzas no se mantiene**, podemos calcular una prueba de ANOVA robusta utilizando la prueba de F de Welch (similar a lo que ocurría a la prueba T) o la prueba de Kruskal-Wallis. La primera se encuentra en el menú **Analysis > ANOVA > One-Way ANOVA.**





Como puede verse en el cuadro siguiente, Jamovi calcula por defecto esta opción en dicho menú, ya que el supuesto de homogenidad de varianzas raramente se puede mantener. Sin embargo, es importante resaltar que la prueba F de Welch únicamente se podrá realizar cuando tengamos un ANOVA de un factor, y no en pruebas más complejas con varios factores. Además a través de dicho menú de **One-way ANOVA** no vamos a poder calcular los diferentes tipos de contrastes en los que vamos a estar interesados.

Volviendo al menú original, es importante que solicitemos **el tamaño del efecto** apropiado para nuestros análisis. Para ello, podemos hacer clic en **eta cuadrado (η^2) [3].** Jamovi nos ofrece otras dos opciones de tamaño del efecto (eta cuadrado parcial y omega) que no cubrimos en este curso.

ANOVA - satis_trabajo

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	p	η^2
estres	28.00	2	14.00	24.93	< .001	0.11
Residuals	222.93	397	0.56			

[4]

En este caso, la prueba global del anova refleja un valor F (2, 397) =24,93, p < 0,001. Como este valor p es menor que el error tipo 1 elegido (0,05), podemos rechazar la hipótesis nula de que las medias de satisfacción laboral son iguales en los diferentes grupos de estrés. Por último, el valor eta cuadrado nos indica que hemos observado un tamaño del efecto mediano-grande para estas diferencias.

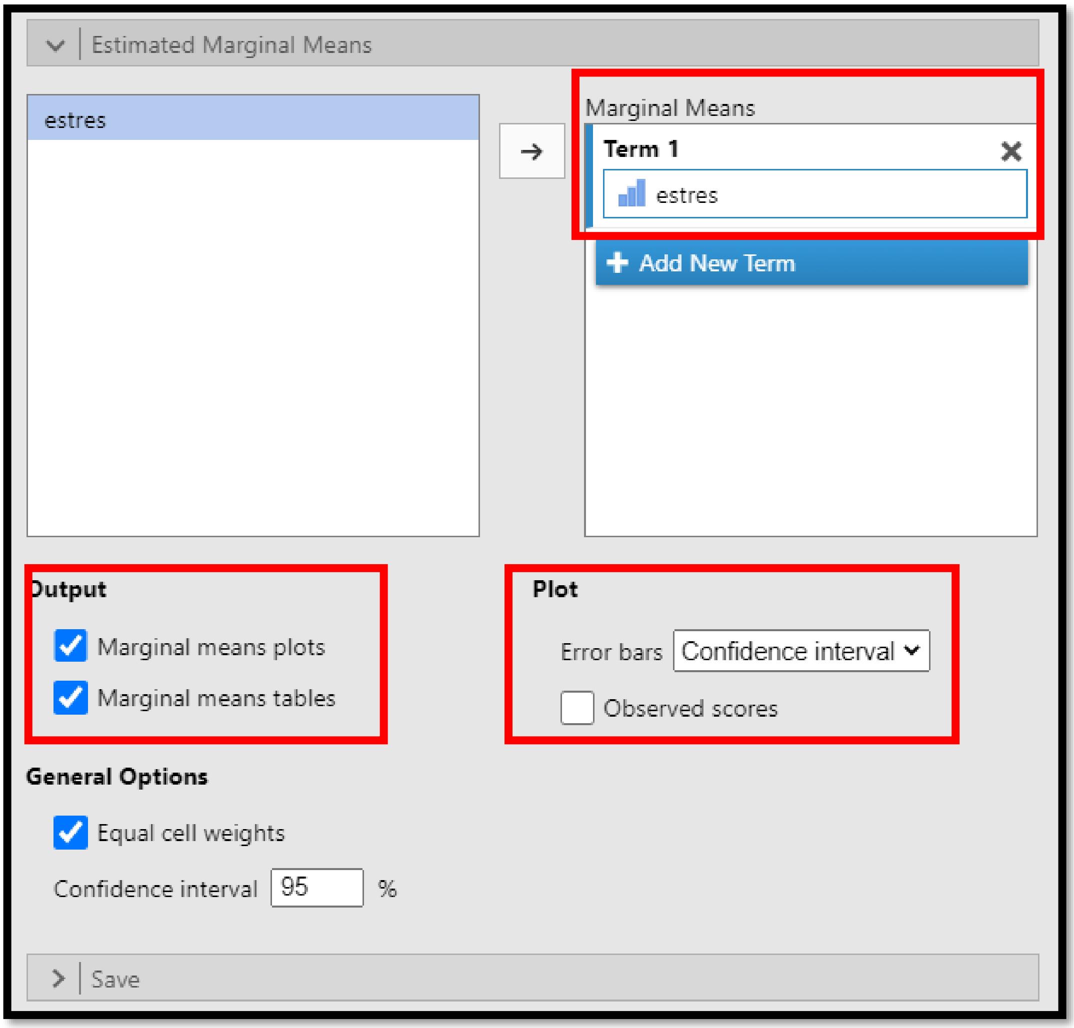
Si hubiéramos realizado esta prueba utilizando la prueba de Welch, podemos observar que obtendría una conclusión similar F (2, 397) =24,93, p < 0,001., indicando que debemos rechazar la Ho y concluir que las medias de los grupos de estrés en satisfacción con el trabajo son diferentes.

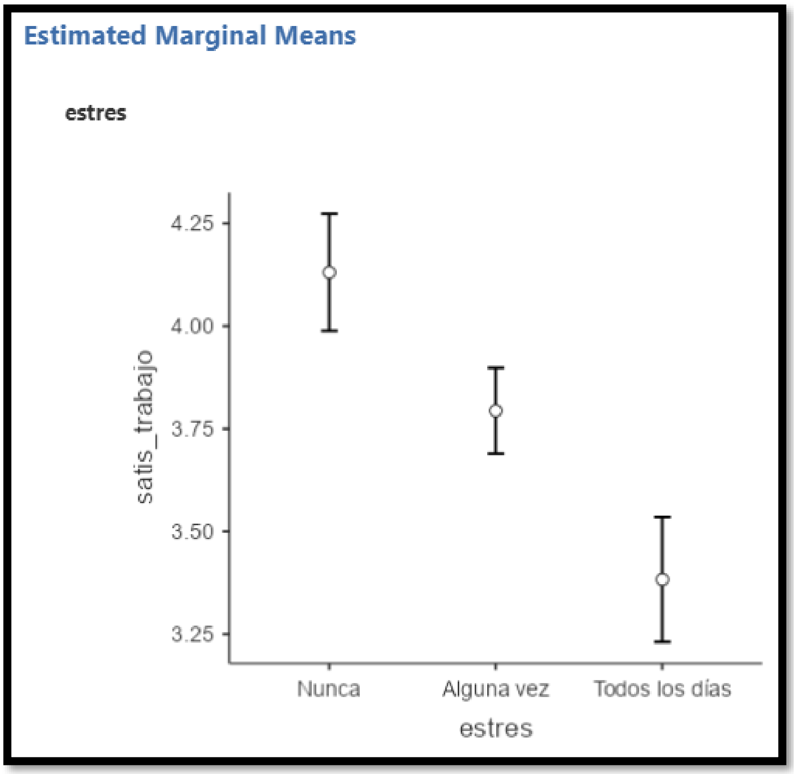
One-Way ANOVA

One-Way ANOVA (Welch's)

	F	df1	df2	p
satis_trabajo	23.16	2	205.21	< .001

Si queremos obtener información descriptiva y un gráfico de las medias de los grupos, podemos hacerlo a través del menú de **Estimated Marginal Means [4].** Para obtener esta información, tenemos que añadir la variable estrés al término 1. Una vez realizado este paso, podemos pedir un gráfico y una tabla que recoja las medias en satisfacción en el trabajo para cada grupo de estrés (ver menú **Output > Marginal means plots / Marginal means tables**). Por último, podemos solicitar un gráfico de las medias con su intervalo de confianza (al 95% de confianza por defecto) en la opción **Plot.** Esta tabla y este gráfico nos pueden ayudar tanto a interpretar los resultados de la prueba F del ANOVA como a interpretar los resultados de los diferentes contrastes futuros.



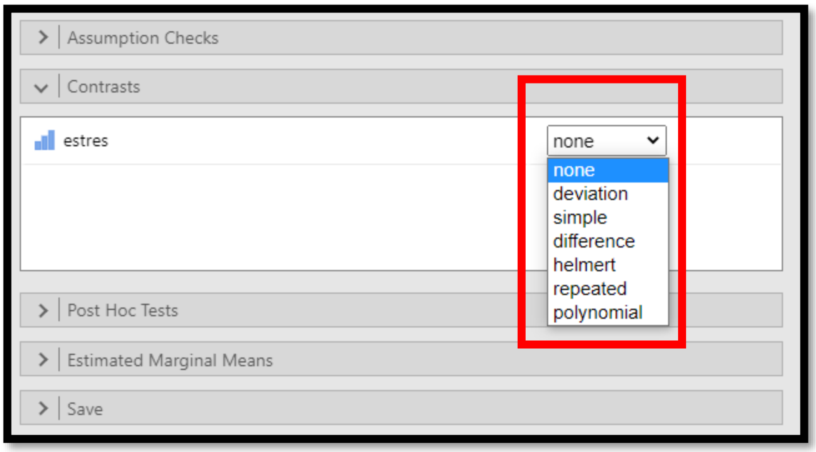


Estimated Marginal Means - estres

			95% Confidence Interval	
estres	Mean	SE	Lower	Upper
Nunca	4.13	0.07	3.99	4.27
Alguna vez	3.79	0.05	3.69	3.90
Todos los días	3.38	0.08	3.23	3.53

5.2.2. Contrastes a priori.

Jamovi incluye una amplia selección de contrastes a priori para analizar. Todos ellos se encuentran en el menú **ANOVA > Contrasts [5].** Dentro de este menú veremos un despegable con la opción ***none*** marcada por defecto. Si hacemos click en dicha opción, podemos ver las diferentes opciones disponibles.



Cuando marquemos una de las opciones, Jamovi automáticamente nos devolverá una tabla con los resultados de dicho contraste a priori.

Contraste de Desviación

Se compara la media de sufría estrés alguna vez vs la media global (diferencias no significativas, $t(398) = 0{,}49$; p = 0,622) y la media de sufría estrés todos los días vs la media global (diferencia significativa, $t(398) = -6{,}48$, p < 0,001).

Contrasts

Contrasts - estres

	Estimate	SE	t	p
Alguna vez - Nunca, Alguna vez, Todos los días	0.02	0.05	0.49	0.622
Todos los días - Nunca, Alguna vez, Todos los días	−0.39	0.06	−6.48	< .001

Contraste Simple

Se compara la media de sufría estrés alguna vez vs nunca sufría estrés (diferencias significativa, $t(398) = -3{,}75$; p < 0,001) y la media de sufría estrés todos los días vs nunca sufría estrés (diferencia significativa, $t(398) = -7{,}06$, p < 0,001).

Contrasts

Contrasts - estres

	Estimate	SE	t	p
Alguna vez - Nunca	−0.34	0.09	−3.75	< .001
Todos los días - Nunca	−0.75	0.11	−7.06	< .001

Contraste de diferencia

Se compara la media de sufría estrés alguna vez vs nunca sufría estrés (diferencias significativa, $t(398) = -3,75$; $p < 0,001$) y la media de sufría estrés todos los días vs la media conjunta de nunca o alguna vez sufría estrés (diferencia significativa, $t(398) = -6,48$, $p < 0,001$).

Contrasts

Contrasts - estres

	Estimate	SE	t	p
Alguna vez - Nunca	−0.34	0.09	−3.75	< .001
Todos los días - Nunca, Alguna vez	−0.58	0.09	−6.48	< .001

Contrastes Helmert

Se compara la media de nunca sufría estrés alguna vez vs los otros dos grupos (diferencias significativa, $t(398) = 6,28$; $p < 0,001$) y la media de sufría estrés alguna vez vs sufría estrés todos los días (diferencia significativa, $t(398) = 4,38$, $p < 0,001$).

Contrasts

Contrasts - estres

	Estimate	SE	t	p
Nunca - Alguna vez, Todos los días	0.54	0.09	6.28	< .001
Alguna vez - Todos los días	0.41	0.09	4.38	< .001

Contrastes por repetición

Se compara la media de nunca sufría estrés alguna vez vs alguna vez (diferencias significativa, *t*(398) = 3,75; p < 0,001) y la media de sufría estrés alguna vez vs sufría estrés todos los días (diferencia significativa, *t*(398) = 4,38, p < 0,001).

Contrasts

Contrasts - estres

	Estimate	SE	t	p
Nunca - Alguna vez	0.34	0.09	3.75	< .001
Alguna vez - Todos los días	0.41	0.09	4.38	< .001

Contrastes polinomiales o de tendencia

En este caso, si tenemos tres grupos, únicamente vamos a poder analizar la presencia de una tendencia linear o cuadrática (2 nivel). Los resultados indican que la tendencia cuadrática **no es significativa** (*t*(398) = -0,49, p < 0,622) y que **la tendencia linear** sí que es significativa, por lo que concluiríamos que parece que la tendencia que mejor describe estos resultados es una línea recta (ver gráfico de medias marginales).

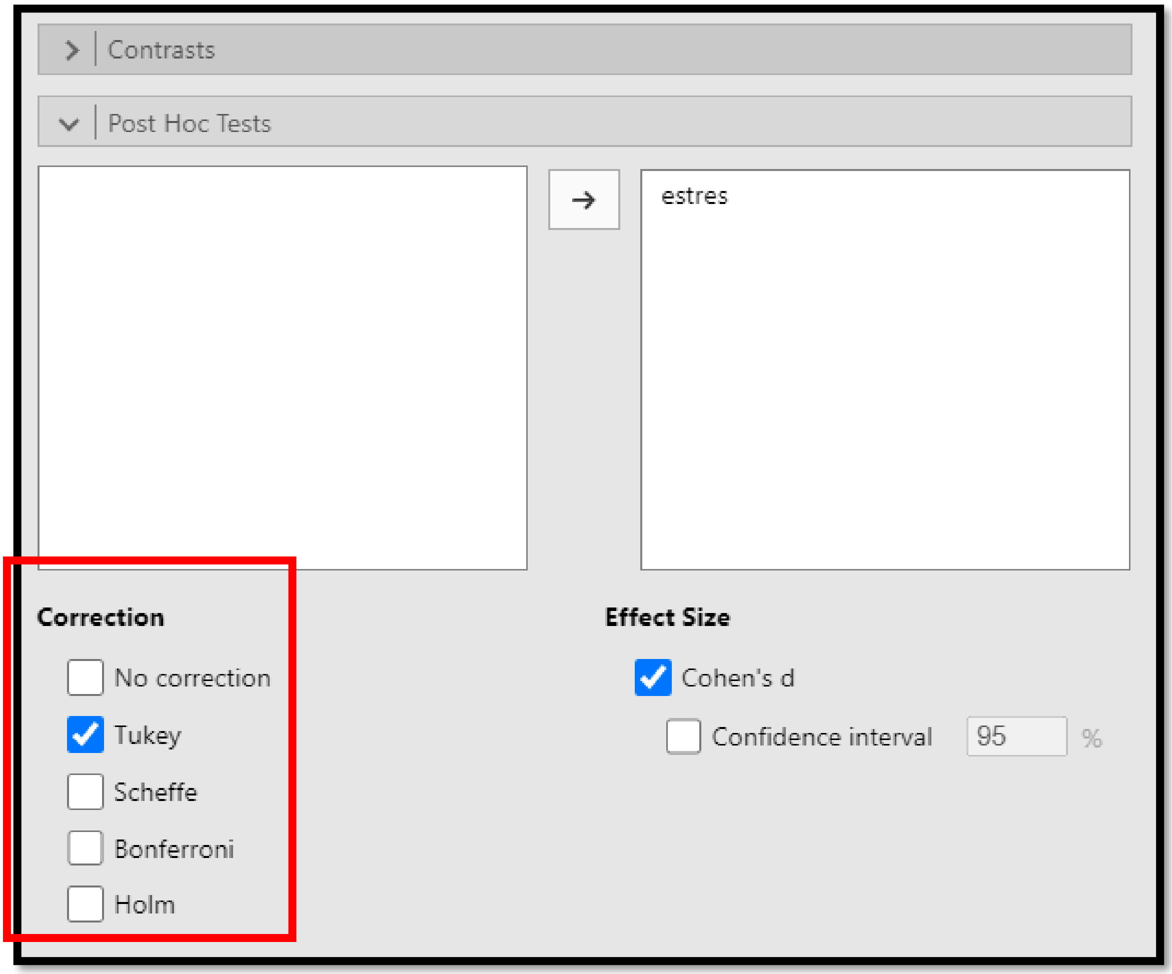
Contrasts

Contrasts - estres

	Estimate	SE	t	p
linear	−0.53	0.07	−7.06	< .001
quadratic	−0.03	0.06	−0.49	0.622

5.3.3. Contrastes a posteriori

Una alternativa a los contrastes a priori es el cálculo de los contrastes a posteriori. En este caso, vamos a calcular todas las diferencias de medias posibles entre los niveles de la variable estrés. Para ello, seleccionamos la opción **ANOVA > Post-Hoc Test [6].** En este caso, seleccionamos la variable estrés y la introducimos en el menú de análisis e indicamos una corrección estadística correspondiente.



La corrección estadística es necesaria para asegurarnos que el valor del error tipo I no se ve inflado por el número de contrastes que vamos a analizar. De todas las disponibles, nosotros únicamente vamos a analizar **la corrección de Tukey.** Por último, podemos pedir que nos calcule el tamaño del efecto (y un intervalo de confianza sobre dicho tamaño del efecto) en forma de d de Cohen.

Jamovi nos devolverá una tabla con todos los pares de comparaciones **únicos** posibles (es decir, devuelve nunca vs todos los días, pero no todos los días vs nunca, ya que es redundante).

Post Hoc Tests

Post Hoc Comparisons - estres

Comparison								
estres		estres	Mean Difference	SE	df	t	p_{tukey}	Cohen's d
Nunca	-	Alguna vez	0.34	0.09	397.00	3.75	< .001	0.45
	-	Todos los días	0.75	0.11	397.00	7.06	< .001	1.00
Alguna vez	-	Todos los días	0.41	0.09	397.00	4.38	< .001	0.55

Note. Comparisons are based on estimated marginal means

[5]

En este caso, podemos ver que se encuentran diferencias significativas en satisfacción laboral entre todos los tres niveles de estrés. Por ejemplo, existe una diferencia significativa entre las personas que nunca tuvieron estrés y aquellas que lo sufrieron alguna vez (diferencia = 0,34; $t(497) = 3.75$; $p < 0{,}001$). Esta diferencia tenía un tamaño del efecto d = 0,45, con lo que la consideramos una diferencia de tamaño medio. El resto de diferencias se interpretarían de un modo similar.