INEVA en acción

http://ineva.uprrp.edu

Boletín informativo

Volumen 7, Número 1, 2011

PRUEBAS NO PARAMÉTRICAS PARA UNA MUESTRA: BINOMIAL, JI CUADRADO Y KOLMOGOROV – SMIRNOV

Joel González Fontánez[1]
Emily Ortiz Franco

Las pruebas no paramétricas, o de distribución libre, son aquellas que no dependen de la forma de la distribución de la población. Los procedimientos estadísticos de las pruebas no paramétricas no presentan inferencias acerca de los parámetros, ni hacen suposiciones acerca de la distribución de donde se obtiene la muestra (Gómez-Gómez, Danglot–Banck & Vega–Franco, 2003, p. 92). Sin embargo, aunque estas pruebas no permiten la inferencia acerca de los parámetros, se pueden establecer conclusiones.

Las pruebas no paramétricas se utilizan cuando los datos no cumplen con, al menos, uno de los siguientes supuestos:

a) Nivel de medición de las variables (variables de intervalo o razón);
b) Independencia (los valores de un sujeto no dependen de los valores de otro sujeto);
c) Normalidad (distribución normal); y
d) Homogeneidad de varianza.

Otra consideración para la selección de pruebas no paramétricas es el tamaño de la muestra. Se utilizan cuando las muestras son muy pequeñas para aplicar las pruebas paramétricas.

Es importante señalar que, en una investigación en la cual se hayan utilizado pruebas no paramétricas, las investigadoras[2] deben advertir bajo qué condiciones se plantean las conclusiones y las limitaciones que presentan (Siegel & Castellan, 1988, p. 3).

Los pasos generales para realizar una prueba no paramétrica son similares a los utilizados en las pruebas paramétricas (Hinkle, Wiersma & Jurs, 1994, pp. 574 - 581), a saber:

1) Redactar las hipótesis nula (H_0) y alterna (H_1). La H_1 puede ser no direccional (dos colas) o direccional (una cola).
2) Establecer el nivel de significancia o alfa (α). El α es la probabilidad de rechazar la H_0 cuando es cierta.
3) Identificar los datos.
4) Aplicar la prueba adecuada.
5) Interpretar los resultados para rechazar o no la hipótesis nula.

Al momento de tomar la decisión para rechazar o no la H_0, se evalúan si los valores obtenidos fueron mayores o menores que el valor crítico[3]. Cuando el valor obtenido es mayor que el valor crítico, se rechaza la H_0. De lo contrario, si el valor obtenido es igual o menor que el valor crítico, no se rechaza la H_0.

A continuación, se presentan tres de las pruebas no paramétricas para **una muestra independiente: Binomial**, **Ji cuadrado** y **Kolmogorov-Smirnov**.

[1] Los y las autoras de los artículos de este número son estudiantes del Programa de Maestría en Investigación y Evaluación Educativa de la Universidad de Puerto Rico.

[2] Se utilizará el género femenino como inclusivo.

[3] Valor que indica desde qué punto se encuentra la zona de rechazo en la distribución de los datos. Para obtenerlo, es necesario establecer el nivel de significancia alfa (α), el tamaño de la muestra, y en algunos casos, los grados de libertad. Éstos se localizan en distintas tablas de probabilidades, según la prueba estadística utilizada.

La prueba Binomial

La prueba Binomial es una prueba de bondad del ajuste ("*goodness of fit*"). Esta prueba estadística permite identificar si existen o no diferencias significativas entre la frecuencia observada y la esperada, para cada categoría (Sheskin, 2004). La misma es apropiada cuando los datos se agrupan en dos categorías mutuamente exclusivas (Sheskin, 2004; Siegel & Castellan, 1988).

Según Siegel y Castellan (1988), la prueba plantea si la proporción de las dos categorías en la muestra proviene de la población de estudio (p. 39). Al tratarse de dos categorías, una se define como P y la otra categoría como Q:

$$1 - P = Q$$

La prueba es apropiada cuando los datos están bajo dos categorías discretas que pertenecen a una muestra (Siegel & Castellan, 1988, p. 42).

Cuando el tamaño de la muestra[4] es igual o menor que 35 ($n \leq 35$), se obtiene la probabilidad de ocurrencia utilizando una de las siguientes alternativas:

1) Se puede utilizar la siguiente fórmula:

$$\sum_{i=0}^{z} \binom{n}{i} P^i Q^{n-i}$$

   Esto significa que se suman las probabilidades de ocurrencia del valor observado con las de valores más extremos (Siegel & Castellan, 1988, p. 42). Sin embargo, esta fórmula puede ser complicada, particularmente cuando n es un valor grande.

2) Se busca la probabilidad de ocurrencia en una tabla la distribución binomial (Siegel & Castellan, 1988, p. 324).

La segunda alternativa es la más utilizada, debido a la simplicidad de localizar la probabilidad sin necesidad de realizar muchos cálculos. A continuación, se presenta un ejercicio en el que se muestran ambos procedimientos.

[4] Este número puede variar de acuerdo con el autor o la autora que se utilice como referencia. Dependerá de los valores disponibles en las tablas de probabilidades.

Ejemplo 1

Una persona realizó una investigación para identificar la distribución de mujeres y hombres que son maestros(as) de Historia. En la misma participaron 20 personas; 18 mujeres y dos hombres. De acuerdo con la revisión de literatura realizada, a nivel nacional, 30% del magisterio está compuesto por hombres. La persona desea conocer si la distribución de maestros(as) de Historia que participaron en su investigación es igual a la distribución de mujeres y hombres en el magisterio, a nivel nacional. Los datos se presentan en las Tablas 1 y 2.

Tabla 1
Proporción de maestros y maestras de Historia a nivel nacional

Mujeres	**Hombres**
$.70$	$.30$

Tabla 2
Frecuencia y proporción de maestros y de maestras de Historia participantes del estudio

Mujeres		**Hombres**	
f	P	f	P
18	$.90$	2	$.10$

Pasos:

1) H_0: La proporción de maestros de Historia participantes es igual a $.30$.

   H_1: La proporción de maestros de Historia participantes no es igual a $.30$.

2) El nivel de significancia $\alpha = .05$.

3) Datos

n	$=$	20	Muestra total
x	$=$	2	Categoría con menos datos
P	$=$	$.30$	Proporción esperada de maestros de Historia
Q	$=$	$.70$	Proporción de la categoría con más datos

4) Aplicación de la prueba (uso de la fórmula)

a) Se calcula la probabilidad de ocurrencia para x y para cada valor menor que x:

$$p(0) = \frac{20!}{0!\,20!}(.30)^0(.70)^{20} = .0008$$

$$p(1) = \frac{20!}{1!\,19!}(.30)^1(.70)^{19} = .0068$$

$$p(2) = \frac{20!}{2!\,18!}(.30)^2(.70)^{18} = .0279$$

b) Se suman las probabilidades para obtener la probabilidad de que de los 20 participantes, dos o menos sean hombres:

$$p(x \leq 2) = p(0) + p(1) + p(2)$$

$$p(x \leq 2) = .0008 + .0068 + .0275$$

$$\boldsymbol{p(x \leq 2) = .0355}$$

También, se puede buscar p en una tabla de probabilidades de distribuciones binomiales. En este caso, se localiza la intercepción de los siguientes datos: n= 20, x = 2 y P = .30. La probabilidad es .0355.

5) Interpretación

Como la probabilidad observada ($p = .0355$) es menor que el nivel de significancia establecido ($\alpha = .05$), se rechaza la hipótesis nula. Se concluye que la proporción de maestros de Historia participantes en la investigación no es igual a la proporción de maestros hombres en el magisterio, a nivel nacional.

Por otro lado, estos procedimientos no se pueden realizar cuando el tamaño de la muestra en mayor que 35 ($n > 35$). En estos casos, se tiene presente que, a medida de que una muestra aumenta en tamaño, su distribución se asemeja a la distribución normal. Por tal motivo, se calcula un valor z:

$$z = \frac{x - nP}{\sqrt{nPQ}}$$

Sin embargo, debido a que la distribución normal es para variables continuas, y las variables de la prueba Binomial son discretas, es necesario aplicar una corrección de continuidad:

$$z = \frac{(x \pm .5) - nP}{\sqrt{nPQ}}$$

$x + .5$ se utiliza cuando nP es menor que x.
$x - .5$ se utiliza cuando nP es mayor que x.

El siguiente ejemplo ilustra la aplicación de la prueba Binomial cuando $n > 35$.

Ejemplo 2

Una persona recibe 592 llamadas al año de dos amigos. A esta persona le interesa determinar si el afecto que sus dos amigos le tienen es igual. Para esto, contó la cantidad de llamadas que recibió de cada amigo durante un año. La frecuencia de llamadas de cada amigo se presenta en la Tabla 3.

Tabla 3
Frecuencia de llamadas recibidas

Amigo 1	**Amigo 2**
250 llamadas al año	342 llamadas al año

Pasos:

1) H_0: El afecto de un amigo es igual al afecto del otro amigo, al considerar el número de llamadas recibidas en un año.

H_1: Existe diferencia en el afecto de los dos amigos, al considerar el número de llamadas recibidas en un año

2) El nivel de significancia $\alpha = .05$.

3) Datos

n	=	592	Muestra total
x	=	250	Categoría con menos datos
P	=	.50	Proporción esperada
nP	=	296	Valor esperado para la categoría P

4) Aplicación de la prueba

   a) Se calcula el valor z:

$$z = \frac{(250 + .5) - 296}{\sqrt{592(.5)(.5)}}$$

$$\boldsymbol{z = -3.74}$$

   b) Se busca, en una tabla de proporciones debajo de la curva normal estandarizada, la probabilidad asociada con el valor z (-3.74). La probabilidad (p) es .0002.

5) Interpretación

   Como la probabilidad observada $(p = .0002)$ es menor que el valor alfa establecido $(\alpha = .05)$, se rechaza la hipótesis nula. Se concluye que existe una diferencia significativa en el afecto de los dos amigos, al considerar el número de llamadas anuales.

Prueba de Ji cuadrado

La prueba de Ji cuadrado (χ^2), también, es una prueba de bondad del ajuste. Para llevarla a cabo, se consideran las diferencias entre los valores observado en cada categoría de la variable y los esperados (Siegel & Castellan, 1988, p. 45). En otras palabras, se comparan las frecuencias esperadas con las frecuencias observadas para identificar las diferencias entre las categorías (Siegel & Castellan, 1988, pp. 69 – 70).

En términos generales, la prueba de Ji cuadrado se utiliza cuando las observaciones de la variable se dividen en dos o más categorías. Permite identificar si una muestra seleccionada al azar proviene de una población, y establece las diferencias entre cada una de las categorías. Según Sheskin (2004), es importante considerar que la prueba de Ji cuadrado funciona con variables categóricas nominales y es por esto, que las frecuencias se encuentran en categorías mutuamente exclusivas.

Los supuestos principales para realizar esta prueba estadística son los siguientes:

(a) Aleatoriedad (las observaciones provienen de una muestra aleatoria);

(b) Categorías con una frecuencia igual o mayor que cinco;

(c) Exclusividad (los datos debe caer en sólo una categoría).

Para realizar esta prueba, se prepara una tabla de contingencia en la que se incluye las categorías en las que se dividen los datos (k), los grados de libertad (df), las frecuencias observadas (O), y las frecuencias esperadas (E).

La fórmula para calcular el χ^2 es la siguiente:

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(Oi - Ei)^2}{Ei}$$

Además, es necesario identificar el valor crítico $(\chi^2{}_{cv})$. El mismo se localiza en una tabla de valores críticos de Ji cuadrado, utilizando los grados de libertad y el nivel de significancia establecido (Siegel & Castellan, 1988, p. 323). El siguiente ejemplo muestra la aplicación de esta prueba.

Ejemplo 3

Se realizó una investigación con el propósito de determinar si existen diferencias en la cantidad de personas recluidas en una institución que tienen distintos niveles de estrés debido a la ausencia de sus familias.

Participaron 300 personas, de las cuales 55 mostraron niveles altos de estrés, 138 mostraron niveles moderados y 107 mostraron niveles bajos. Los datos se muestran en la Tabla 4.

Tabla 4
Frecuencia de personas por niveles de estrés

Alto	**Moderado**	**Bajo**
55	138	107

Pasos:

1) H_0: No existe diferencia en la frecuencia de personas recluidas con distintos niveles de estrés (alto, moderado y bajo) ocasionado por la ausencia de sus familias.

   H_1: Existe una diferencia en la frecuencia de personas recluidas con distintos niveles de estrés (alto, moderado y bajo) ocasionado por la ausencia de sus familias, para al menos, un par.

2) El nivel de significancia $\alpha = .05$.

3) Datos

n	$=$	300	Muestra total
k	$=$	3	Número de categorías
df	$=$	2	Grados de libertad $(k-1)$
O_A	$=$	55	Frecuencia observada para la categoría de estrés alto
O_M	$=$	138	Frecuencia observada para la categoría de estrés moderado
O_B	$=$	107	Frecuencia observada para la categoría de estrés bajo
E	$=$	100	Frecuencia esperada para cada categoría

4) Aplicación de la prueba

   a) Se calcula el valor χ^2:

Niveles de estrés	O	E	$O-E$	$(O-E)^2$	$\frac{(O-E)^2}{E}$
Alto	55	100	-45	2025	20.25
Moderado	138	100	38	1444	14.44
Bajo	107	100	7	49	0.49
				$\chi^2 =$	35.18

$$\boldsymbol{\chi^2 = 35.18}$$

   b) Se busca, en una tabla de valores críticos de χ^2, el punto que establece la zona de rechazo para $df = 2, \alpha = .05$. El valor crítico es 5.99.

5) Interpretación

   Como $\chi^2 = 35.18$ es mayor que el valor crítico $\left(\chi^2{}_{cv} = 5.99\right)$, se rechaza la hipótesis nula. Se concluye que existe una diferencia significativa en la frecuencia de personas recluidas con distintos niveles de estrés (alto, moderado y bajo) ocasionado por la ausencia de sus familias, para, al menos, uno de los pares.

Prueba Kolmogorov – Smirnov

La pruebas Binomial y Ji cuadrado identifican la diferencia en una o varias categorías de una muestra pero no señalan la preferencia entre las diferencias en las categorías. La prueba de Kolmogorov – Smirnov verifica si la distribución de frecuencia acumulativa observada concuerda con una distribución teórica establecida (Siegel & Castellan, 1988, p. 51). Detecta si las probabilidades de que ocurran las diferencias en las categorías son producto del azar. **Se requiere que los datos estén en una escala de medición ordinal**.

Gómez-Gómez, Danglot–Banck y Vega-Franco (2003) plantean que “la prueba se computa a partir de la diferencia mayor (en valor absoluto) de las distribuciones. La bondad de ajuste de la muestra permite suponer de manera razonable, que las observaciones pudieran corresponder a la distribución específica” (p. 95). Las hipótesis se plantean en términos de las distribuciones acumuladas de n puntuaciones y la distribución teórica de la población (Sheskin, 2004).

Para realizar esta prueba, al igual que para la prueba de Ji cuadrado, se prepara una tabla de contingencia. La misma incluye las categorías (rangos), las frecuencias observadas (O), las frecuencias esperadas (E), las frecuencias absolutas observadas (F_O), las frecuencias absolutas esperadas (F_E), las frecuencias absolutas relativas observadas $(S_n(X))$, y las frecuencias absolutas relativas esperadas $(S_n(X))$.

La fórmula para la prueba es la siguiente:

$$D = max\,|\,F_0(X_i) - S_n(X_i)|$$

Luego, se identifica el valor mínimo que puede asumir D $(Dmin)$. Este valor indica el punto donde inicia la zona de rechazo de la hipótesis nula. El $Dmin$ se localiza en la tabla de valores críticos para la prueba de Kolmogorov-Smirnov (Siegel & Castellan, 1988, p. 330). Para esto, son necesarios el nivel de significancia (α), y el total de la muestra (n). La hipótesis nula se rechaza cuando $Dmax$ excede $Dmin$. Cuando n es mayor que 35, es necesario utilizar una fórmula cuyo denominador es la raíz cuadrada de n, y cuyo numerador dependerá del nivel de significancia.

El siguiente ejemplo ilustra el uso de la prueba de Kolmogorov – Smirnov.

Ejemplo 4

A una investigadora le interesa determinar si hay diferencia en la selección de las tareas recreativas de las niñas cuando salen a jugar al patio. Los datos se presentan en la Tabla 5.

Tabla 5
Frecuencia de las niñas que eligieron cada tarea

Rango	**Frecuencia observada**
Tarea 1	12
Tarea 2	11
Tarea 3	9
Tarea 4	9
Tarea 5	7
Tarea 6	12

Pasos:

1) H_0: No existe diferencia en la selección de las tareas recreativas de las niñas cuando salen a jugar al patio.

H_1: Existe diferencia en la selección de las tareas recreativas de las niñas cuando salen a jugar al patio.

2) El nivel de significancia $\alpha = .05$.

3) Datos

n	$=$	60	Muestra total
O_1	$=$	12	Frecuencia observada para el rango 1
O_2	$=$	11	Frecuencia observada para el rango 2
O_3	$=$	9	Frecuencia observada para el rango 3
O_4	$=$	9	Frecuencia observada para el rango 4
O_5	$=$	7	Frecuencia observada para el rango 5
O_6	$=$	12	Frecuencia observada para el rango 6
E	$=$	10	Frecuencia esperada para la categoría de estrés moderado

4) Aplicación de la prueba

a) Se calcula el valor $Dmax$:

Rango			**Absoluta**		**Relativa**		
	O	E	F_O	F_E	$F_O(X)$	$S_n(X)$	$\lvert F_O(X) - S_n(X) \rvert$
1	12	10	12	10	.20	.17	$\lvert .03 \rvert = .03$
2	11	10	23	20	.38	.33	$\lvert \mathbf{.05} \rvert = \mathbf{.05}$
3	9	10	32	30	.53	.50	$\lvert .03 \rvert = .03$
4	9	10	41	40	.68	.67	$\lvert .01 \rvert = .01$
5	7	10	48	50	.80	.83	$\lvert .03 \rvert = .03$
6	12	10	60	60	1.00	1.00	0

Nota. $F_O(X) = \frac{F_O}{n}$; $S_n(X) = \frac{F_E}{n}$; $n = 60$

$$\boldsymbol{Dmax = .05}$$

b) $Dmax$ es el valor más grande de todos los valores calculados en la fórmula $\lvert F_0(X_i) - S_n(X_i) \rvert$.

c) Se busca, en una tabla de Kolmogorov – Smirnov, el valor $Dmin$ para $n = 60$, $\alpha = .05$. $Dmin$ es igual a $.18 \left(\frac{1.36}{\sqrt{60}}\right)$.

5) Interpretación

Como el $Dmax$ (.05) es menor que $Dmin$ (.18), no se rechaza la hipótesis nula. Se concluye que no existe diferencia significativa en la selección de las tareas recreativas de las niñas cuando salen a jugar al patio.

Notas finales

Existen muchas pruebas estadísticas, pero es una tarea fundamental de la investigadora seleccionar la más adecuada. La selección debe estar intrínsecamente ligada a la naturaleza, instancia y finalidad de las preguntas de investigación y los supuestos de las pruebas estadísticas que se aplican.

Referencias

Gómez-Gómez, M., Danglot –Banck, C., & Vega-Franco, L. (2003). Sinopsis de pruebas estadísticas no paramétricas: Cuando usarlas. *Revista Mexicana de Pediatría*, *70*(2), 91-99.

Hinkle, D. E., Wiersma, W., & Jurs, S. G. (1994). *Applied statistics for the behavioral sciences.* Boston, MA: Houghton Mifflin Company.

Sheskin, D. J. (2004). *Handbook of parametric and non parametric statistical procedures*. Recuperado de http://biblioteca.uprrp.edu:2133/doi/pdf/10.1201/9781420036268.fmatt

Siegel, S. & Castellan, J. (1988). *Nonparametric statistics for the behavioral science.* New York, NY: McGraw-Hill.

SPSS Y LAS PRUEBAS NO PARAMETRICAS PARA UNA MUESTRA

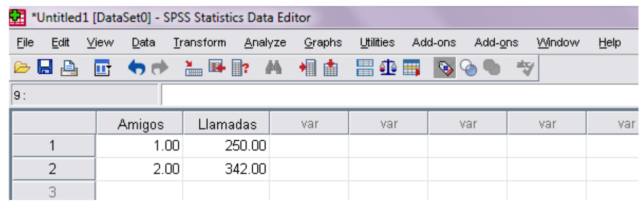
Arelis Rivera Burgos
Leira González Cordero
Rose M. Vincenty Colón

El programado estadístico *Statistical Package for the Social Sciences* (conocido por sus siglas como SPSS) se utiliza para manejar y llevar a cabo un análisis integral de datos cuantitativos (Wagner, 2011). A continuación, se presentan los pasos con el programado SPSS (Versión 17) para realizar las pruebas **Binomial**, **Ji cuadrado** y **Kolmogorov-Smirnov**, utilizando los datos de ejemplos mencionados antes.

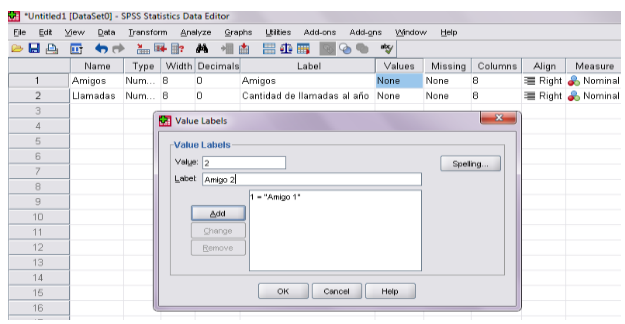
La prueba Binomial

En el segundo ejemplo acerca de la aplicación de la prueba Binomial se presenta los siguientes datos: Una persona recibe 592 llamadas al año de dos amigos. A esta persona le interesa determinar si el afecto que sus dos amigos le tienen es igual. Para esto, contó la cantidad de llamadas que recibió de cada amigo durante un año.

1. En la pantalla **Data** View del programado SPSS**,** se escriben los datos correspondientes al ejemplo.



2. En la pantalla **Variable View**, se nombran las variables correspondientes bajo la columna **Name.**
3. Se oprime el primer encasillado de la columna **Values** y se asigna un valor al *Amigo 1* y un valor al *Amigo 2*. Luego, se oprime la tecla **OK**.



4. Se selecciona la opción **Data y** luego **Weight cases,** ya que por los datos de este ejemplo se "pesan" ("*weight") las* variables.
5. Oprimir **Weight cases by**
6. Mover la variable **Cantidad de llamadas** al encasillado de **Frequency Variable.**
7. Oprimir **OK.**
8. Seleccionar las opciones: **Analyze**, **Nonparametric Tests** y **Binomial Test.**
9. Escoger la variable *Amigos* y moverla al encasillado **Test Variable List.**
10. Oprimir **OK.**

Los resultados son los siguientes:

NPar Tests

[DataSet0]

Binomial Test

		Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Asymp. Sig. (2-tailed)
Amigos	Group 1	Amigo 1	250	.42	.50	.000[a]
	Group 2	Amigo 2	342	.58		
	Total		592	1.00		

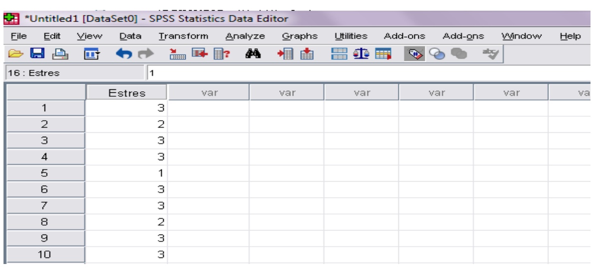
a. Based on Z Approximation.

La flecha, en la figura anterior, indica el valor p = .000. Como se había mencionado antes, este valor es menor que el nivel de significancia establecido (α=.05). Por lo tanto, se rechaza la hipótesis nula.

Prueba de Ji cuadrado

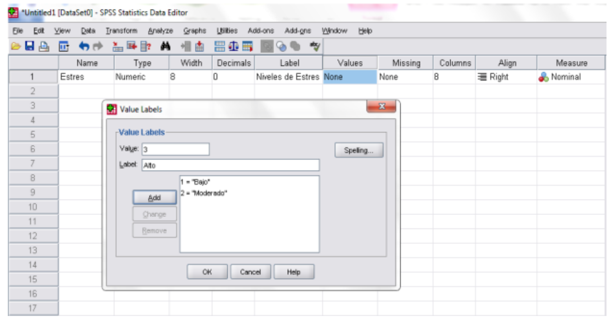
En el Ejemplo 3 se realizó una investigación con el propósito de determinar si existen diferencias en la cantidad de personas recluidas en una institución que tienen distintos niveles de estrés debido a la ausencia de sus familias.

1. En la pantalla **Data View** se escriben los datos de las personas, según el nivel de estrés por la ausencia de sus familias.

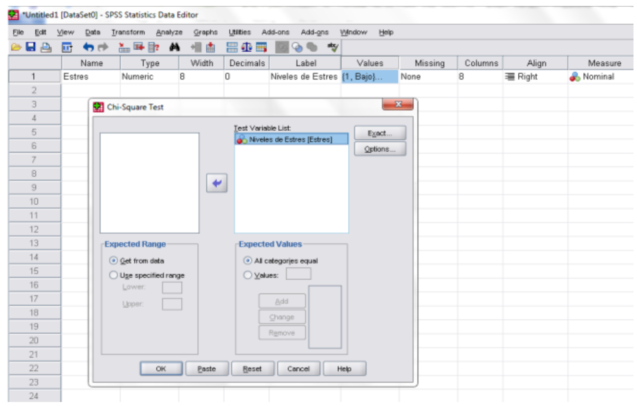


1 = bajo 2 = moderado 3 = alto

2. En la pantalla **Variable View** y bajo la columna **Name,** se nombran las variables correspondientes.
3. Se oprime el primer encasillado de la columna **Values** para asignar un valor a los niveles de estrés (*bajo, moderado y alto*). Se presiona **OK** para terminar.



4. Seleccionar las siguientes opciones: **Analyze**, **N**onparametric **Tests** y **Chi-square.**
5. Mover la variable **Niveles de Estrés** al encasillado de **Test Variable List.**



6. Oprimir **OK** para efectuar el análisis de Ji cuadrado.

El siguiente resultado aparece en la pantalla:

NPar Tests

[DataSet0]

Chi-Square Test

Frequencies

Niveles de Estres

	Observed N	Expected N	Residual
Bajo	107	100.0	7.0
Moderado	138	100.0	38.0
Alto	55	100.0	-45.0
Total	300		

Test Statistics

	Niveles de Estres
Chi-Square	35.180[a]
df	2
Asymp. Sig.	.000

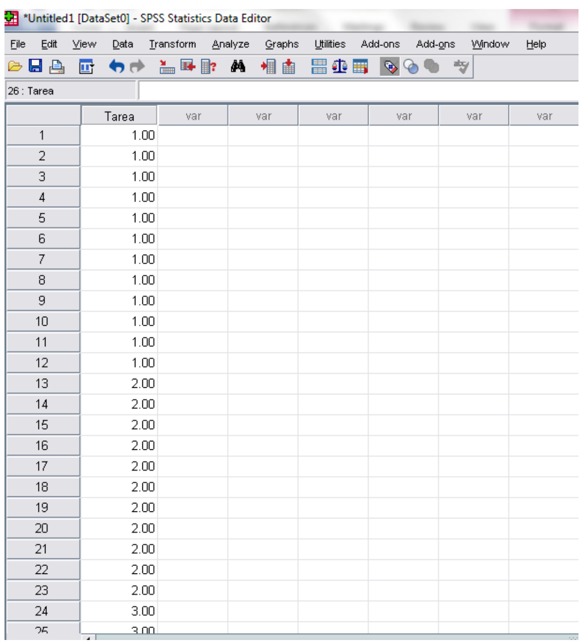
a. 0 cells (.0%) have expected frequencies less than 5. The minimum expected cell frequency is 100.0.

La flecha indica el valor de $X^2 =$ 35.18, con dos grados de libertad (*df*). Este resultado incluye la probabilidad de .000, la cual es menor que el valor α establecido de .05. Esto conduce a rechazar la hipótesis nula.

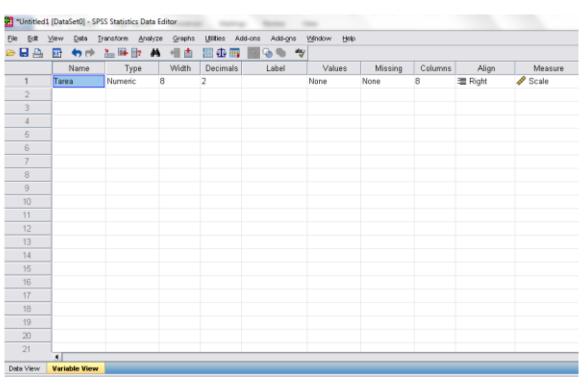
Prueba Kolmogorov-Smirnov

En el cuarto ejemplo a una investigadora le interesa determinar si hay diferencia en la selección de las tareas recreativas de las niñas cuando salen a jugar al patio.

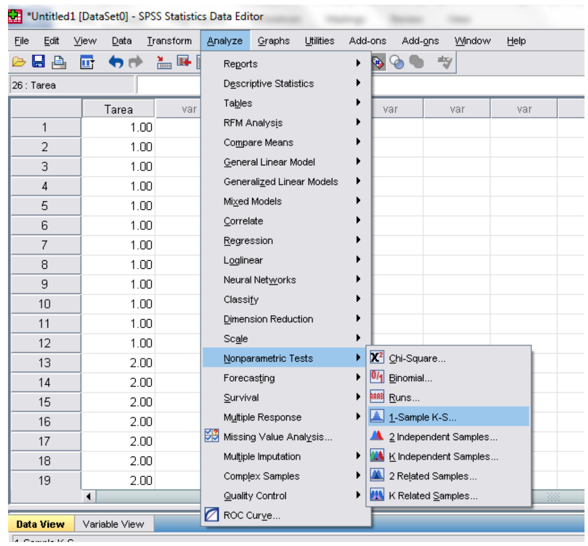
1. Escribir los datos correspondientes a las tareas recreativas de las niñas en la pantalla **Data View.**



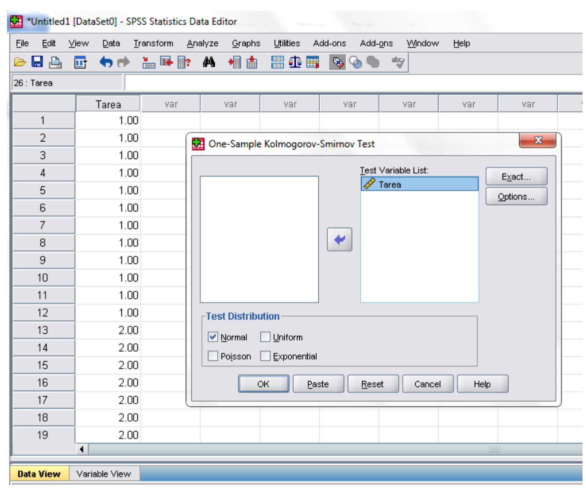
2. Nombrar las variables correspondientes bajo la columna **Name** en la pantalla **Variable** View.



3. Una vez asignado los valores de las variables, seleccionar las opciones **Analyze, Nonparametric test** y **1-Sample K-S.**



4. En la pantalla de **One-Sample Kolmogorov-Smirnov,** seleccionar la variable de interés (variable dependiente) y mover a la derecha.



5. Una vez se oprime **OK,** aparece la siguiente pantalla con los resultados:

NPar Tests

[DataSet0]

One-Sample Kolmogorov-Smirnov Test

		Tarea
N		60
Normal Parameters[a,b]	Mean	3.4000
	Std. Deviation	1.81519
Most Extreme Differences	Absolute	.163
	Positive	.163
	Negative	-.128
Kolmogorov-Smirnov Z		1.263
Asymp. Sig. (2-tailed)		.082

a. Test distribution is Normal.

b. Calculated from data.

Como la probabilidad (0.082) es mayor que el nivel de significación alpha establecido (0.05) no se rechaza la hipótesis nula.

Referencias

Wagner, W. (2011). *Using IBM SPSS statistics for social statistics and research methods* (3rd ed.). Thousand Oaks: Pine Forge Press.

Si desea citar alguno de los artículos presentados en este boletín, recomendamos que utilice el formato que especifica el Manual de estilo de publicaciones de la *American Psychological Association* (6ta. edición, 2010). A continuación se presenta un ejemplo de cómo citar un artículo de un boletín electrónico.

Vázquez, J. P. (2007, marzo). Estudio de Evaluabilidad. *INEVA en acción*, *3*(1). Recuperado de http://ineva.uprrp.edu/boletin/boletin8.pdf

Las opiniones vertidas en esta publicación son de los (las) autores(as) y no representan las del Programa de INEVA. Las personas interesadas en escribir para esta publicación deben comunicarse con la Junta Editora a nuestra dirección electrónica (***ineva@uprrp.edu***). De la misma manera pueden enviarnos sus comentarios y sugerencias acerca de esta publicación.

Anuncios

Actividades del Centro de Investigación Graduada, Facultad de Educación

(Primer semestre 2011-2012)

Adobe Acrobat: Una herramienta para la publicación de tesis y disertaciones
Profa. Nydia Román
27 de septiembre de 2011, 4:00 - 5:30 p.m.

Introducción al programado SPSS
Dr. Víctor Bonilla
6 de octubre de 2011, 4:00 - 5:30 p.m.

Orejitas del estilo APA
Profa. Marisol Gutiérrez
11 de octubre de 2011, 4:00 - 5:30 p.m.

Primer encuentro de Experiencias en Investigación y Evaluación Educativa
Arelis Rivera, Rose Vincenty, Alma Rivera
Bárbara Ponce, Karla Vázquez y Leira González
1 de noviembre de 2011, 4:00 - 6:00 p.m.
(Anfiteatro #4)

Uso del programado NVIVO 9 para el análisis de datos cualitativos
Profa. Chamary Fuentes
15 de noviembre de 2011, 4:00 - 5:30 p.m.

Convención Anual de la American Educational Research Association

13 al 17 de abril de 2012
Vancouver, British Columbia, Canadá
Información disponible en www.aera.net

Conceptuación Gráfica
Víctor E. Bonilla Rodríguez, Ph. D.