PN-AA4-620

"MANUAL DE TECNICAS ESTADISTICAS SIMPLIFICADAS"

"MANUAL DE TECNICAS ESTADISTICAS SIMPLIFICADAS"

Ricardo Sibrián, Estadístico
Unidad de Estadística, Coordinación de Investigación del Instituto de Nutrición de Centro América y Panamá (INCAP)

Guatemala, Noviembre de 1984

Este Manual fue producido como parte del Proyecto: "Desarrollo de Recursos Humanos en Nutrición y Planificación, Desarrollo de Programas y Evaluación Durante el Período 1984", con el apoyo financiero de la Agencia Internacional para el Desarrollo (AID/ROCAP), de los Estados Unidos de América, a través de la subvención No. 596-0 104.

AGRADECIMIENTOS

Se agradece a las Licenciadas Rosse Mary Arze Ocampo y Mariana Oleas Galeas, por la revisión y prueba de los procedimientos discutidos.

Asimismo, a la Señorita Aurora González Flores, por la paciente y dedicada labor en el trabajo mecanográfico.

C O N T E N I D O

Página:

INTRODUCCION

CAPITULO 1

I.	Aplicación del Método Científico	1
II.	Clases de Escalas	2
III.	Tipos de Variables	4
IV.	Notación	5
V.	Estadística Descriptiva Gráfica	7
VI.	Estadística Descriptiva Numérica	14
VII.	Distribución Normal	24
VIII.	Distribución de Promedios Muestrales	32
IX.	Teorema del Límite Central	36
X.	Prueba de Hipótesis	39
XI.	Hipótesis Alterna	41
XII.	Relación entre α, β y n	42

CAPITULO 2

I.	Promedio de Una Población	44
II.	Varianza de Una Población	50
III.	Promedios de Dos Poblaciones Independientes	53
IV.	Varianzas de Dos Poblaciones Independientes	58
V.	Promedios de Dos Poblaciones Dependientes	61

Página:

VI.	Promedios de Tres o Más Poblaciones Independientes	65
VII.	Promedios de Tres o Más Poblaciones Dependientes	88
VIII.	Varianzas de Tres o Más Poblaciones	94
IX.	Dependencia entre Dos Variables Continuas	95
X.	Relación entre Dos Variables Continuas	105

CAPITULO 3

I.	Mediana de Una Población	108
II.	Mediana de Dos Poblaciones Independientes	111
III.	Mediana de Dos Poblaciones Dependientes	114
IV.	Mediana de Tres o Más Poblaciones Independientes	116
V.	Mediana de Tres o Más Poblaciones Dependientes	122
VI.	Dependencia entre Dos Variables	126
VII.	Relación entre Dos Variables	128

CAPITULO 4

I.	Proporción de Una Población	130
II.	Proporción de Dos Poblaciones Independientes	136
III.	Proporción de Dos Poblaciones Dependientes	143
IV.	Proporción de Tres o Más Poblaciones Independientes	151
V.	Proporción de Tres o Más Poblaciones Dependientes	158
VI.	Relación entre Dos Variables	164

Página:

CAPITULO 5

I. Cálculo del Tamaño de Muestras 167

II. Diseño de la Muestra 190

REFERENCIAS 198

TABLAS

Tabla 1 - Distribución Normal Estándar 199

Tabla 2 - Distribución de t 201

Tabla 3 - Distribución de χ^2 (ji cuadrado) 203

Tabla 4 - Distribución de F al 97.5% 205

Tabla 5 - Distribución de F al 95% 207

Tabla 6 - Valores de $q(\alpha;t;GL_E)$ para Comparaciones Binarias de Tukey 209

Tabla 7 - Coeficiente para Contraste Polinomiales Ortogonales 210

Tabla 8 - Valores de F_{max} $(\alpha;t;GL_E)$ 211

Tabla 9 - Valores Críticos del Estadístico W^*, T^* (WRP) y W^* (REG) 212

Tabla 10 - Probabilidades del Estadístico T^* (Wilcoxon) 214

Tabla 11 - Valores Críticos del Estadístico U^* (Mann-Whitney) con Dos Colas α = .05 o Una Cola α = .025 219

Tabla 12 - Distribución Binomial 220

Tabla 13 - Valores Críticos de D o (C) para Prueba de Irwin-Fisher 237

Tabla 14 - Tamaño de Muestra por cada Grupo, para Hipótesis de Dos Colas Ho: $P_i = P_2$; P_1 = .05 - .90 248

Tabla 15 - Tabla de Números Aleatorios 262

INTRODUCCION

El estudio de los problemas nutricionales, por la naturaleza misma de los factores que inciden en su magnitud, hacen necesario conocer sobre los distintos métodos cuantitativos disponibles que permitan que las aseveraciones o conclusiones que se pronuncien, estén sólidamente fundamentadas en la manera de lo posible.

En este sentido, la elaboración de este Manual de Estadística de Técnicas Simplificadas, aunque no son simplificadas en la operacionalización numérica, resultan ser una simplificación en la conceptualización de problemas y su solución, utilizando técnicas estadísticas.

En ningún momento, se pretende hacer de este manual un documento de referencia, mas bien, la tarea consiste en proponerlo como un instrumento de trabajo en la aplicación de análisis estadísticos en la investigación relacionada a la nutrición.

Una profundización de la teoría y discusiones aplicativas pueden consultarse en las referencias bibliográficas adjuntas.

El desarrollo del manual consiste en cinco capítulos: el primero, revisa conceptos generales, estadística descriptiva y teoría estadística inferencial básica. Los capítulos segundo, tercero y cuarto lo constituyen una batería de técnicas estadísticas descritas desde situaciones sencillas hasta aquellas más complejas que son comunes en el trabajo diario; el capítulo segundo describe aquellas técnicas cuyas variables de interés son de naturaleza continua y que cumplen con algunas supuestos de importancia; en el tercer capítulo, las técnicas revisadas son aplicables a variables

cuantitativas continuas que no cumplen algunos supuestos y a variables cuantitativas de naturaleza discreta; y finalmente, el cuarto capítulo describe situaciones en las que se aplican técnicas estadísticas para variables de naturaleza cualitativa. Un resumen del contenido de estos capítulos se describe en la tabla que sigue a esta hoja.

El último capítulo, se refiere a técnicas de muestreo y estimación de tamaños de muestras.

Ojalá, el esfuerzo de la elaboración de este manual logre sus objetivos, para lo cual, comentarios y sugerencias conducentes a su mejoramiento serán bien recibidos.

IDENTIFICACION DE ALGUNAS TECNICAS ESTADISTICAS E HIPOTESIS
SEGUN VARIABLES Y POBLACIONES

	VARIABLES CUANTITATIVAS		VARIABLES CUALITATIVAS
	Continuas	Discretas	
	CAPITULO 2	CAPITULO 3	CAPITULO 4
Una Población	Z^*;t^* (Ho: $\mu = \mu_o$) χ^2_* (Ho: $\sigma^2 = \sigma^2_o$) PAGINA: 44-52	W^*(Wilcoxon) (Ho: $M = M_o$) PAGINA: 108-111	Binomial (Ho: $P = P_o$) Aprox Z^* (χ^2_*; GL = 1) Multinomial (Ho: $DIST = DIST_o$) Aprox χ^2_*; GL = K - 1 PAGINA: 130-136
Dos Poblaciones Independientes	Z^*;t^* (Ho: $\mu_1 = \mu_2$) F^* (Ho: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$) PAGINA: 53-60	T^* (Wilcoxon) U^* (Mann-Whitney) (Ho: $M_1 = M_2$) PAGINA: 111-113	Irwin-Fisher (Ho: $P_1 = P_2$) Aprox Z^* (χ^2_*; GL = 1) Multinomiales (Ho: $DIST_1 = DIST_2$) Aprox χ^2_*; GL = K - 1 PAGINA: 136-142
Dos Poblaciones Dependientes	t^* (Ho: $\mu_d = 0$) PAGINA: 61-64	T^* (WRP) Wilcoxon (Ho: $M_1 = M_2$) PAGINA: 114-115	McNemar (Ho: $P_1 = P_2$) Aprox Z^* (χ^2_*; GL = 1) Stuart (Ho: $P_{i.} = P_{.i}$) PAGINA: 143-150

IDENTIFICACION DE ALGUNAS TECNICAS ... (Cont.)

	VARIABLES CUANTITATIVAS		VARIABLES CUALITATIVAS
	Continuas	Discretas	
	CAPITULO 2	CAPITULO 3	CAPITULO 4
Tres o Más Poblaciones Independientes	F^* (Ho: $\mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_k$) Contrastes Hipótesis Específicas F^*_{max} (Ho: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots \sigma_k^2$) PAGINA: 65-87;94-95	H (Kurskal-Wallis) (Ho: $M_1 = M_2 = \ldots = M_k$) Contrastes Hipótesis Específicas PAGINA: 116-122	Multinomial (Ho: $D_1 = D_2 = \ldots D_T$) Aprox χ^2_*; GL = (L - 1) (K - 1) Multinomiales Ho: $D_1 = D_2 = \ldots = D_T$) Aprox χ^2_*; GL = (L - 1) (K - 1) Contrastes Hipótesis Específicas PAGINA: 151-158
Tres o Más Poblaciones Dependientes	F^* (Ho: $\mu_1 = \mu_2 = \ldots = \mu_k$) Contrastes Hipótesis Específicas F^*_{max}(Ho: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots = \sigma_k^2$) PAGINA: 88-93	F_R (Friedman) (Ho: $M_1 = M_2 = \ldots = M_k$) Contrastes Hipótesis Específicas PAGINA: 122-125	Cochran Q (Ho: $P_1 = P_2 = \ldots = P_k$) Contrastes Hipótesis Específicas PAGINA: 158-164
Dependencia entre dos Variables	$t^*(\hat{\beta}_1)$ (Ho: $\beta_1 = 0$) $t^*(\hat{\beta}_o)$ (Ho: $\beta_o = 0$) $t^*(\hat{y}_x)$ (Ho: $y_x = y_{x_o}$) PAGINA: 95-105	W* (REG) (Wilcoxon) (Ho: $\beta = 0$) PAGINA: 126-127	Hipergeométrica (Ho: Independencia entre variables) Aprox χ^2_*; GL = (L - 1) (K - 1) Coeficiente de Correlación ϕ
Relación entre dos Variables	t^* ($\hat{\rho}$) (Ho: $\rho = 0$) PAGINA: 105-107	r_s (Spearman) (Ho: $\rho_s = 0$) PAGINA: 128-129	PAGINA: 164-166

CAPITULO 1

I. APLICACION DEL METODO CIENTIFICO:

La Estadística se fundamenta en el proceso inductivo y se constituye en una herramienta útil para concluir a partir de información, ya sea ésta producto de un experimento o de una observación sistemática.

En el desarrollo del método científico, se incluyen las siguientes etapas:

1. Marco teórico
2. Hipótesis
3. Evaluación de la hipótesis

La Estadística facilita el desarrollo del método científico en el desarrollo de diseños experimentales, análisis e interpretación de datos en función de la hipótesis, con una declaración especificando la probabilidad de error posible al concluir, respecto a la hipótesis.

En tal sentido, se evalua la hipótesis a través de la observación de una variable aleatoria. Una variable aleatoria es la que puede tomar distintos valores o características de una unida de observación a otra. Para resolver un problema estadístico, se requiere entonces de:

1. Un objetivo que responda al interés de la investigación.
2. Una hipótesis para ser evaluada (no necesariamente si se trata de una estimación).
3. Recolección y análisis de datos.
4. Procedimiento inferencial.
5. Poder de la inferencia.

La recolección de los datos se refiere al registro de los valores o características de una variable en cada unidad de observación o unidad experimental. Estos valores o caracteristicas de las variables pueden ser en distintas formas o escalas.

II. CLASES DE ESCALAS:

La caracterización de cada observación depende de la representación que se realice de ella, así para variables relacionadas con estatura o peso de una persona, el valor numérico representa la magnitud del fenómeno que se estudia. Por otra parte, variables como religión y ocupación, aún cuando las características que tomen las observaciones puedan identificarse en forma numérica, estas representaciones numéricas no permiten cuantificar o realizar operaciones aritméticas con algún significado.

Por consiguiente, se pueden definir distintas escalas de la medida que representan propiedades de las respuestas de las variables; estas son:

1. Escala nominal.
2. Escala ordinal.
3. Escala de intervalo.
4. Escala de razones.

La escala nominal caracteriza la respuesta de una unidad de observación dentro de las respuestas de una variable, mientras que la escala ordinal, además de identificar la respuesta, expresa un orden en magnitud. Por ejemplo, al considerar la variable religión, las características católico, protestante y musulmán únicamente identifican distintas características que pueden observarse en una unidad; sin embargo, al considerar la variable edad en términos de niño, adolescente, adulto y anciano, adicionalmente a la caracterización de la respuesta, implica un orden creciente de edad. Conviene señalar que a pesar de existir un gradiente de edad, operaciones aritméticas no pueden justificarse; sin embargo, si se pueden definir relaciones como: los niños tienen menor edad que los adolescentes, o los ancianos tienen mayor edad que los adultos, etc.

La escala de intervalo posee, además de las propiedades de las escalas nominal y ordinal, que existe igual distancia entre los valores de las respuestas de las unidades, entre los valores mínimo y máximo, por lo tanto, si es viable realizar operaciones aritméticas de suma o resta. Conviene señalar que la ausencia de un cero absoluto no permite realizar otras operaciones. Ejemplos de este tipo de escala son la temperatura y el cociente intelectual. Se puede decir que un cociente intelectual de 140 puntos es mayor en 20 puntos respecto a 120 puntos, sin embargo, no es factible decir que un cociente intelectual de 140 puntos sea el doble que uno de 70 puntos; lo mismo se puede decir que un niño de 1 año de edad con 120 por ciento de adecuación de peso para edad es 20 unidades mayor que otro niño con 100 por ciento de adecuación, pero no es posible decir que es doblemente adecuado con respecto a otro niño con 60 por ciento de adecuación.

Finalmente, la escala de razón posee las propiedades de las demás escalas anteriores y adicionalmente, un cero con significado, permitiendo realizar todas las operaciones aritméticas. Por ejemplo, la ausencia de peso es igual a cero, al igual que la ausencia de talla o edad; de la misma forma una persona que pesa 100 kilogramos, pesa 2 veces lo que una de 50 kilogramos, etc. De las escalas revisadas, la menos informativa es la nominal y la más informativa es la de razón.

De la discusión anterior, se puede pensar que al considerar diferentes variables de distintas escalas, los análisis encaminados a comparar dos variables están determinados por el nivel de la escala menos informativa. En otras palabras, entre dos variables con escalas nominal y ordinal se aplicaría un análisis para variables nominales, mientras que entre dos

variables con escalas ordinal e intervalo, el análisis apropiado sería ordinal. Puede observarse que existe pérdida de información al ajustarse una escala a un nivel inferior. Un ajuste de una escala superior resulta impropia.

III. TIPOS DE VARIABLES:

Haciendo una revisión de estos conceptos, las variables observadas en una unidad pueden ser de distinta naturaleza:

1. Cualitativa: Las variables cualitativas pueden tomar distintas características, las cuales identifican a una unidad experimental o de observación. Ejemplos: sexo, religión, grupo étnico, área geográfica de residencia, ocupación, actitud al cambio, satisfacción hedónica, concordancia en opinión, etc.

2. Cuantitativas: Las variables cuantitativas pueden tomar distintos valores o cantidades que identifican a la unidad experimental o de observación. La cuantificación de las mediciones pueden ser en escala de razón, de intervalo o de orden.

3. Continuas: Las variables continuas son las cuantitativas expresadas en la escala de razón y pueden tomar cualquier valor numérico dentro de un intervalo. Ejemplos: peso en kilogramos, estatura en centímetros, niveles de retinol en microgramos, etc.

4. Discretas: Las variables discretas son las cuantitativas expresadas en rangos o conteos y pueden tomar algunos valores numéricos dentro de un intervalo. Ejemplos: número de defunciones, número de nacimientos, paridad, tamaño familiar, etc.

IV. NOTACION:

Si se considera una variable x observada en un conjunto de n unidades, en el transcurso de estas notas se definirán las respuestas de las unidades como $x_1, x_2, x_3, \ldots, x_n$, desde la primera hasta la última. De esta forma, las operaciones que se utilizarán se definen así:

1. $\sum_{i=1}^{n} x_i = x_1 + x_2 + x_3 + \ldots + x_n$

2. $\sum_{i=1}^{n} x_i^2 = x_1^2 + x_2^2 + x_3^2 + \ldots + x_n^2$

3. $\left(\sum_{i=1}^{n} x_i \right)^2 = (x_1 + x_2 + x_3 + \ldots + x_n)^2$

4.* $\sum_{i=1}^{n} (x_i - k) = (x_1 - k) + (x_2 - k) + \ldots + (x_n - k) = \sum_{i=1}^{n} x_i - nk$

5.* $\sum_{i=1}^{n} x_i - k = x_1 + x_2 + \ldots + x_n - k$

6.* $\sum_{i=1}^{n} kx_i = kx_1 + kx_2 + \ldots + kx_n = k \sum_{i=1}^{n} x_i$

7.* $\sum_{i=1}^{n} k = k + k + \ldots + k = nk$

* k es una constante.

Ejemplo: Considere el siguiente conjunto de valores:

$$x_1 = 3,\ x_2 = 5,\ x_3 = 7,\ x_4 = 9;\quad n = 4$$

1. $\sum_{i=1}^{n} x_i = x_1 + x_2 + x_3 + x_4 = 3+5+7+9 = 24$

2. $\sum_{i=1}^{n} x_i^2 = x_1^2 + x_2^2 + x_3^2 + x_4^2 = 3^2 + 5^2 + 7^2 + 9^2 = 164$

3. $\sum_{i=1}^{n} x_i^2 = (x_1 + x_2 + x_3 + x_4)^2 = (24)^2 = 576$

4. $\sum_{i=1}^{n} (x_i-2) + \ldots + (x_4-2) = \sum_{i=1}^{n} x_i - n(2) = 24-4\ (2) = 16$

5. $\sum_{i=1}^{n} x_i - 2 = 24 - 2$

6. $\sum_{i=1}^{n} 2x_i = 2(x_1) + 2(x_2) + \ldots + 2(x_4) = 2\sum_{i=1}^{n} x_i = 2(24) = 48$

7. $\sum_{i=1}^{n} 5 = 5 + 5 + 5 + 5 = 5(4) = 20$

V. ESTADISTICA DESCRIPTIVA GRAFICA:

Varias técnicas se utilizan para describir gráficamente los datos; entre ellas están las siguientes:

1. Distribución acumulada
2. Frecuencia acumulada
3. Histogramas
4. Polígonos
5. Histogramas acumulados
6. Polígonos acumulados
7. Diagramas de dispersión
8. Polígonos múltiples
9. Histogramas múltiples
10. Diagramas circulares

Aquí se revisarán algunas de las técnicas enumeradas. Para ejemplificar algunas de ellas, se utilizarán datos que se tabularán apropiadamente. Considérese un conjunto de observaciones de peso en niños de 1 año de edad. Los datos (kilogramos):

10.2	9.4	11.1	10.3	8.8	10.9	9.9
10.7	9.7	11.2	10.5	8.5	11.0	10.0
10.9	9.8	10.8	10.6	11.9	11.3	10.3
10.5	9.9	10.6	8.7	12.2	11.0	10.1
10.1	10.2	10.7	8.3	11.6	9.4	10.4

La elaboración de una tabla de frecuencias resulta útil para graficar histogramas y polígonos absolutos o relativos y simples o acumulados. Los histogramas se representan por medio de barras verticales, mientras que los polígonos son líneas conectadas por las frecuencias medias de los

intervalos de clase.

La elaboración de una tabla de frecuencias requiere el siguiente proceso:

1. Definir la magnitud del intervalo (INT)

   INT = valor máximo - valor mínimo.

2. Definir el número de intervalos (NINT):

   Escoger NINT entre 5 y 20; suficientes de manera que existan por lo menos 1 ó 2 observaciones en cada intervalo y pocos sin resumir excesivamente la información.

3. Definir la amplitud del intervalo de clase (AINT):

   En general, AINT = INT/NINT redondeado hacia un número mayor. Sin embargo, resulta útil considerar que el punto medio y los puntos extremos de los intervalos de clase sean números de buena presentación. Asímismo, los intervalos de clase deben ser adyacentes, excluyentes y de la misma magnitud.

Ejemplo del proceso usando los datos de peso de niños de 1 año de edad:

1. Calcular INT.

   INT = máximo - mínimo = 12.2 - 8.3 = 3.9

2. Especificar NINT. NINT = 10

3. Calcular AINT.

   AINT = INT/NINT = 3.9/10 = .39 ≈ .40

4. Determinar valor inicial del primer intervalo

   Escoger de 8.0 a 8.3 (mínimo).

   En este caso, 8.0 parece ser un buen número.

5. Construir una tabla de frecuencias considerando:

   a. Intervalos de clase

   b. Frecuencia absoluta

   c. Frecuencia absoluta acumulada

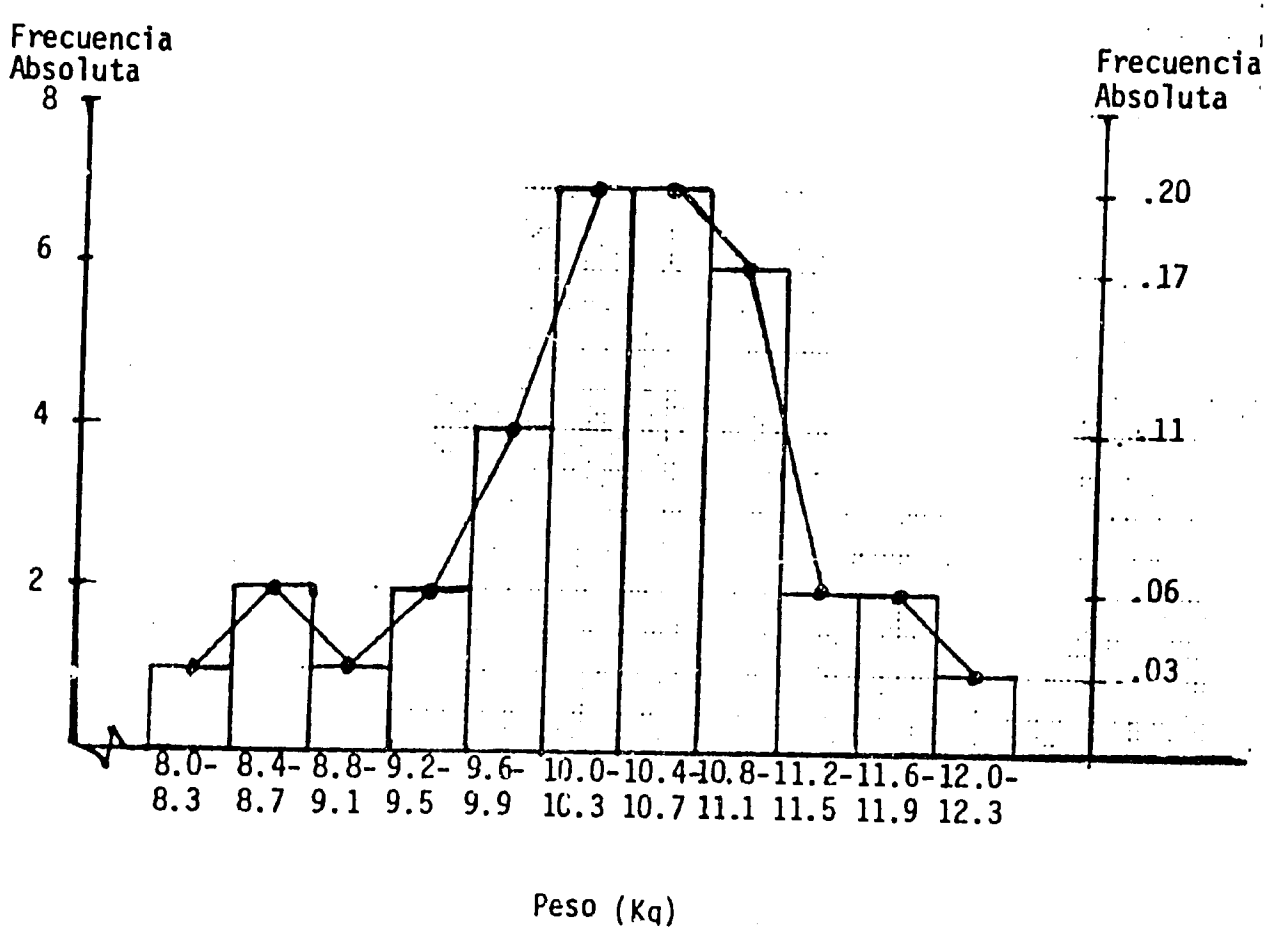
   d. Frecuencia relativa = $\frac{\text{número de casos en intervalo}}{\text{Total de casos}}$

   e. Frecuencia relativa acumulada

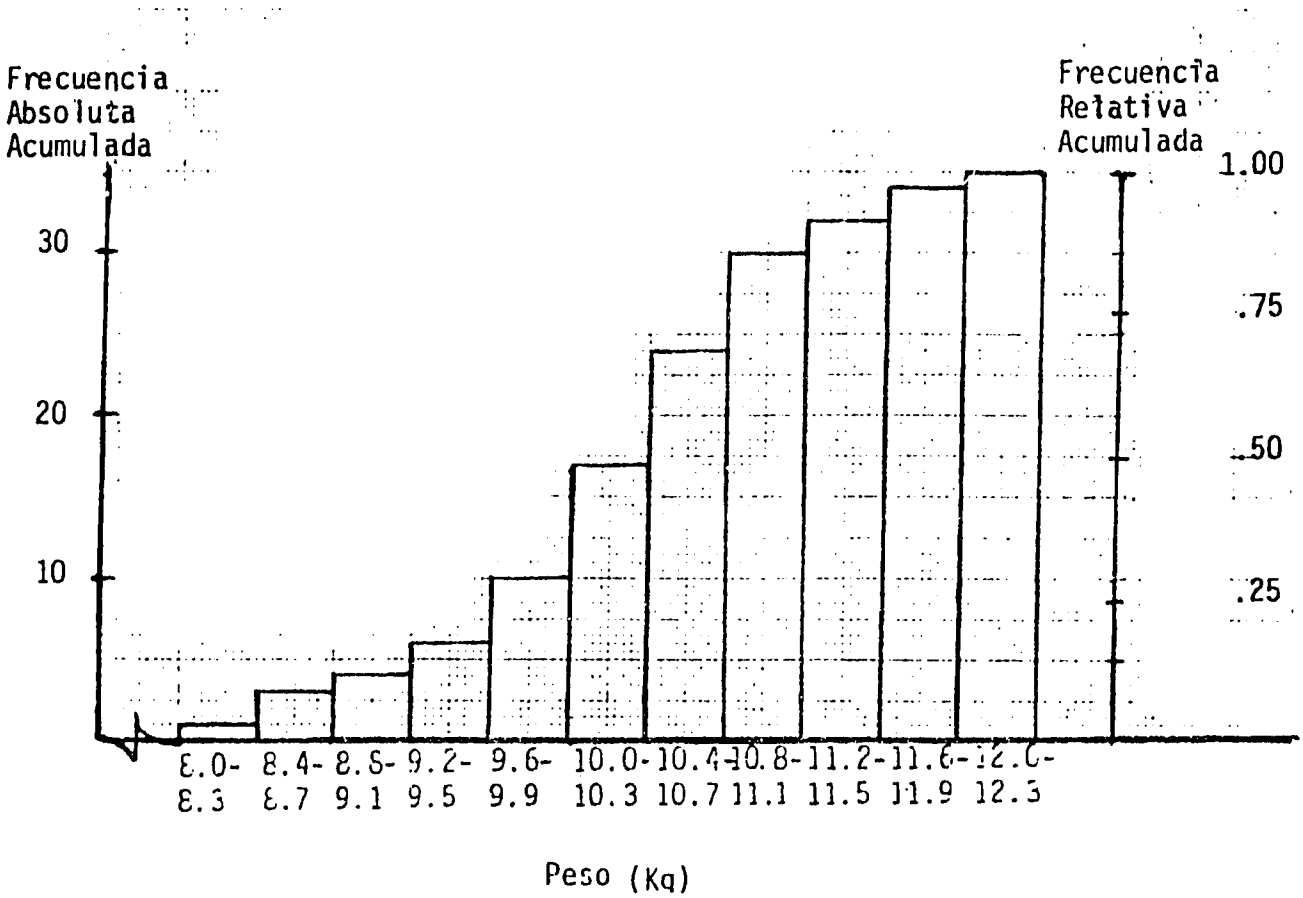
Intervalos de clase (peso kg.)	Frecuencias			
	Absoluta	Absoluta Acumulada	Relativa	Relativa Acumulada
8.0 - 8.3	1	1	.03	.03
8.4 - 8.7	2	3	.06	.09
8.8 - 9.1	1	4	.03	.11
9.2 - 9.5	2	6	.06	.17
9.6 - 9.9	4	10	.11	.29
10.0 - 10.3	7	17	.20	.49
10.4 - 10.7	7	24	.20	.69
10.8 - 11.1	6	30	.17	.86
11.2 - 11.5	2	32	.06	.91
11.6 - 11.9	2	34	.06	.97
12.0 - 12.3	1	35	.03	1.00

Con la información vertida en la tabla de frecuencia se puede ahora proceder a graficar histogramas , frecuencias absolutas o relativas y frecuencias absolutas acumuladas o frecuencias relativas acumuladas. Para este efecto, se especifican a la izquierda del histrograma, las frecuencias y a la derecha, las frecuencias relativas y en la base, los intervalos de clase.

Histograma y Polígono de Frecuencias Absoluta y Relativa



Histograma y Polígono de Frecuencias Acumuladas Absoluta y Relativa

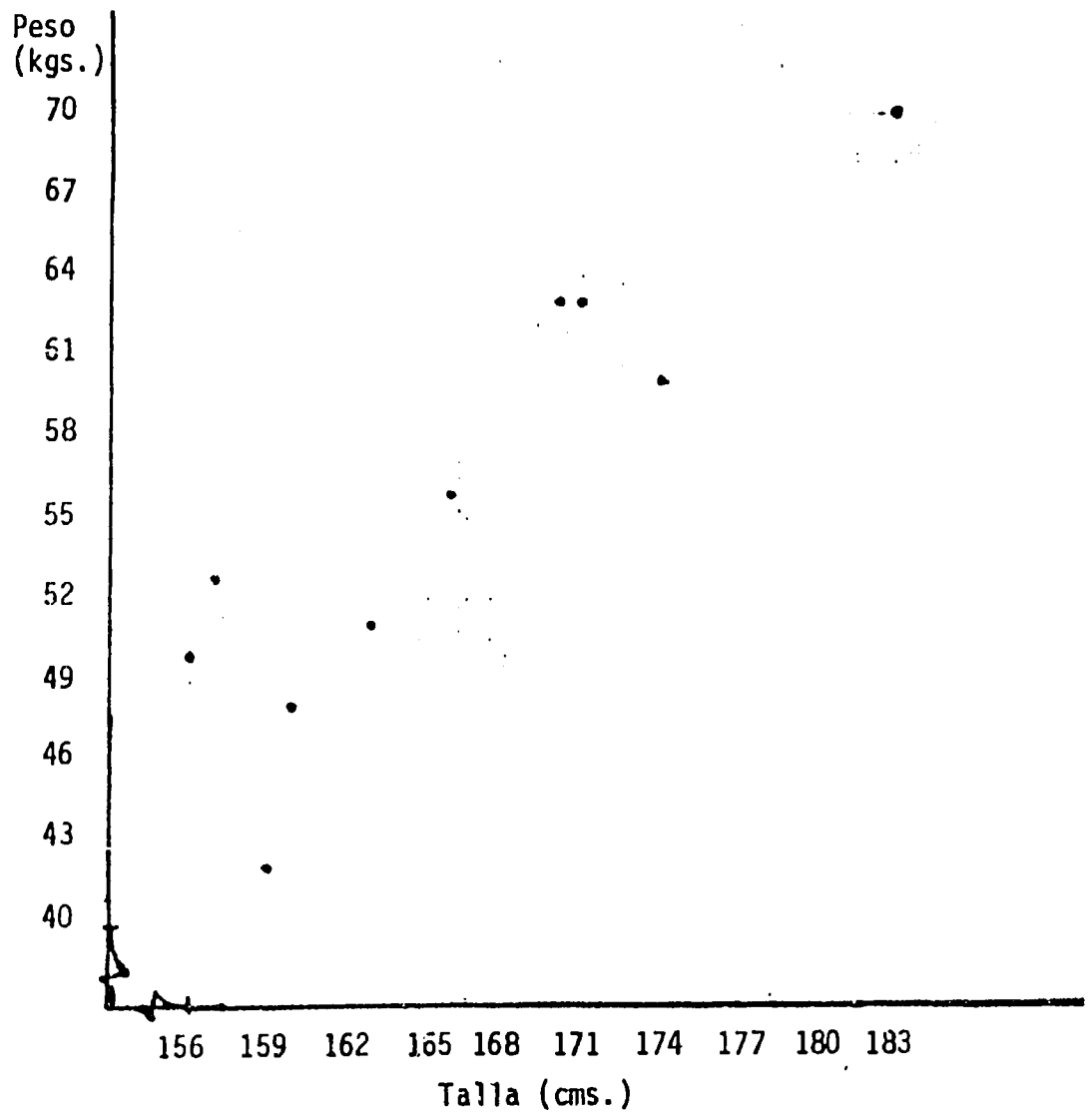


La diferencia básica entre histogramas de frecuencias absolutas y relativas reside en la escala; así, las primeras se refieren al número de casos observados en cada intervalo de clase, es decir, dependiente del número de observaciones, las segundas se refieren a proporciones respecto al total de observaciones. Por otra parte, las frecuencias acumuladas en forma absoluta se refieren al número de casos observados con valores iguales o menores a los especificados en el intervalo de clase, mientras que en forma relativa, se refiere a la proporción de casos ocurridos con valores iguales o menores al indicado por el intervalo de clase.

El diagrama de dispersión describe la relación entre dos variables continuas, es decir, un punto en la gráfica está identificado por dos valores que corresponden a cada una de las variables. Para construir un diagrama de dispersión, se calculan los intervalos de ambas variables y se especifican escalas en número de intervalos semejantes, de manera de obtener una gráfica aproximadamente cuadrada. La escala de cada intervalo dependerá de la magnitud de cada variable. Ejemplo: Graficar los siguientes datos:

x 156, 157, 159, 160, 163, 166, 170, 171, 174, 183 (Talla en cms.)

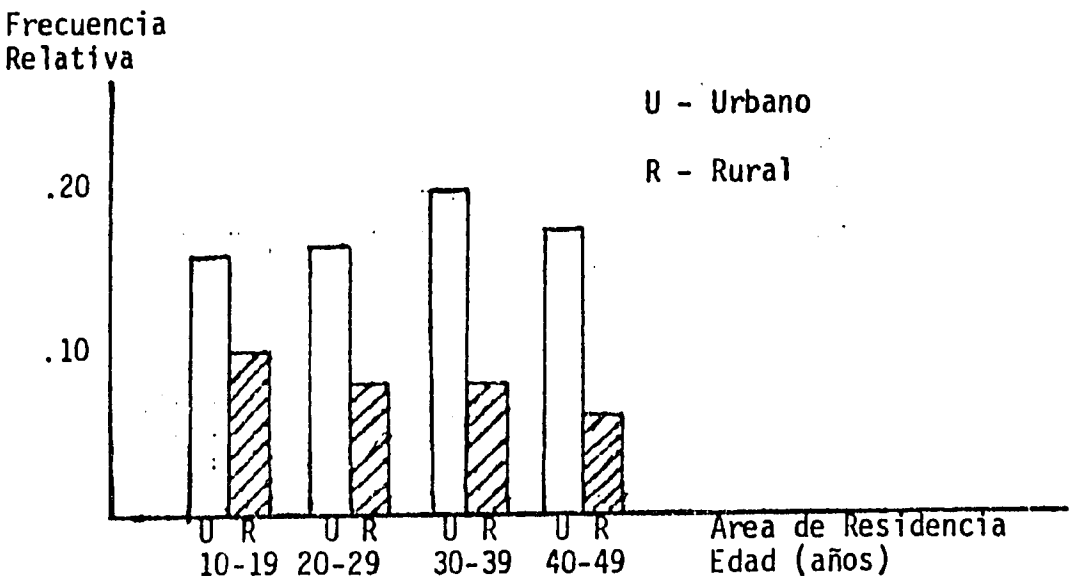
y 50, 53, 42, 48, 51, 56, 63, 63, 60, 70 (Peso en kgs.)



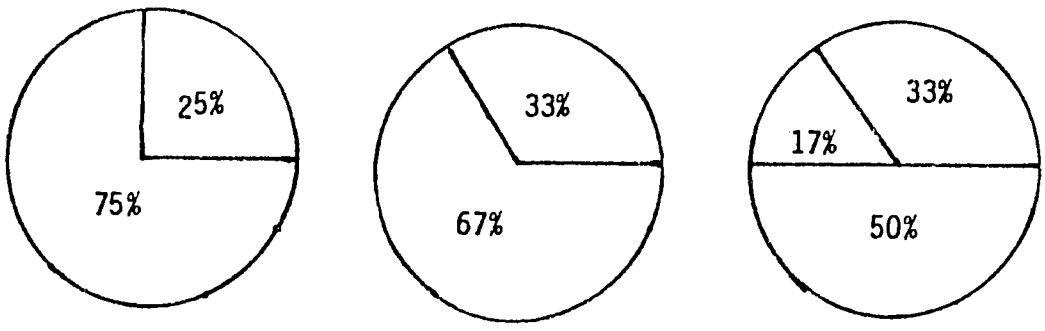
Los polígonos múltiples son distintos polígonos simples o acumulados, absolutos o relativos, los cuales son identificados en distinta forma con líneas continuas, de rayas o de puntos, con el fin de diferenciarlos y contrastarlos.

Los histogramas múltiples consisten en la desagregación de histogramas por distintas características, por ejemplo, por área geográfica, religión, etc.

Histograma Múltiple



Los diagramas circulares son círculos segmentados según el número de características descritas, mostrando los segmentos en forma proporcional. El círculo corresponde al 100 por ciento y la estimación de los segmentos se realiza considerando al 100 por ciento, un ángulo de 360 grados. De esta forma, el 25 por ciento corresponde a un segmento de 90 grados. Ejemplos:



Bibliografía adicional: The American Statistician, 38: 137-147, 1984.

VI. ESTADISTICA DESCRIPTIVA NUMERICA:

1. Tendencia Central:

Las medidas de tendencia central más comúnmente usadas son el promedio, la mediana y la moda. Sin embargo, existen otras que también son útiles, por ejemplo, el promedio del intervalo, el promedio geométrico, el promedio armónico, centiles, deciles, cuartiles, etc.

El promedio se define como la suma de las observaciones dividida entre el número de las observaciones. Utilizando la notación antes descrita, sería:

Promedio = $\sum_{i=1}^{n} x_i/n$ donde n es el número de observaciones.

Al promedio se le designará con $\bar{x}$, es decir,

$$\bar{x} = \sum_{i=1}^{n} x_i/n$$

La mediana se define como el valor de la observación que se localiza en el centro al ordenarse todas las observaciones de menor a mayor. Al considerar las distintas situaciones que pueden ocurrir tomando en cuenta el número de observaciones y la ocurrencia de los valores, se tiene lo siguiente:

a) <u>Número de observaciones (n) par:</u>

Mediana = $\frac{\text{valor a + valor b}}{2}$, donde

$a = \frac{n}{2}$ es la posición del valor a, y

$b = \frac{n+2}{2}$ es la posición del valor b; después de ordenados los valores de menor a mayor.

Considere el tamaño familiar observado en n = 10 hogares:

2,3,3,4,5,6,7,7,8,8

$a = \frac{n}{2} = \frac{10}{2} = 5$; $b = \frac{n+2}{2} = \frac{12}{2} = 6$

Mediana = $\frac{\text{valor (a) + valor (b)}}{2} = \frac{5+6}{2} = 5.5$

b) Número de observaciones (n) impar:

Mediana = valor de la observación en posición a, donde $a = \frac{n+1}{2}$

Si n = 11 hogares con tamaños familiares siguientes:

2,2,3,3,3,4,5,5,6,6,7

$a = \frac{n+1}{2} = \frac{12}{2} = 6$

Mediana = Valor (a) = 4

c) Empate de observaciones en el centro:

Esta situación ocurre cuando el valor que corresponde al punto central está comprendido entre dos valores de una escala en forma desigual. La estimación de la mediana en estas circunstancias requiere de interpolación.

Mediana = $X_I + P\ (X_s - X_I)$ donde

X_I es el valor límite inferior del intervalo, donde se localiza la mediana.

X_s es el valor límite superior del intervalo.

P = A/B, donde A es la diferencia entre n/2 y el número de valores observados hasta la frecuencia anterior y B, es la frecuencia absoluta del valor donde ocurre la mediana.

Si se considera un segundo ejemplo de tamaño familiar de n = 11 hogares:

2,3,3,4,4,4,4,5,6,6,6

Valor	Frecuencia Absolura	Frecuencia Acumulada
2	1	1
3	2	3
4	4	7
5	1	8
6	3	11

$a = \frac{n+1}{2} = \frac{12}{2} = 6$; pero el valor en la posición 6 también ocurre en las posiciones 4,5 y 7, entonces:

Mediana = $X_I + \frac{A}{B} (X_S - X_I)$ donde:

X_I es el límite inferior del intervalo donde ocurre la mediana.

X_S es el límite superior del intervalo donde ocurre la mediana.

A es la diferencia entre n/2 y el número de valores ocurridos antes del intervalo, donde ocurre la mediana.

B es la frecuencia de valores observados en el intervalo donde ocurre la mediana.

Mediana = $3.5 + \frac{(5.5-3.0)}{4.0} (4.5 - 3.5) = 3.5 + .625 = 4.125$

Si se considera un segundo ejemplo de tamaño familiar n = 6 hogares

3,4,5,5,5,6

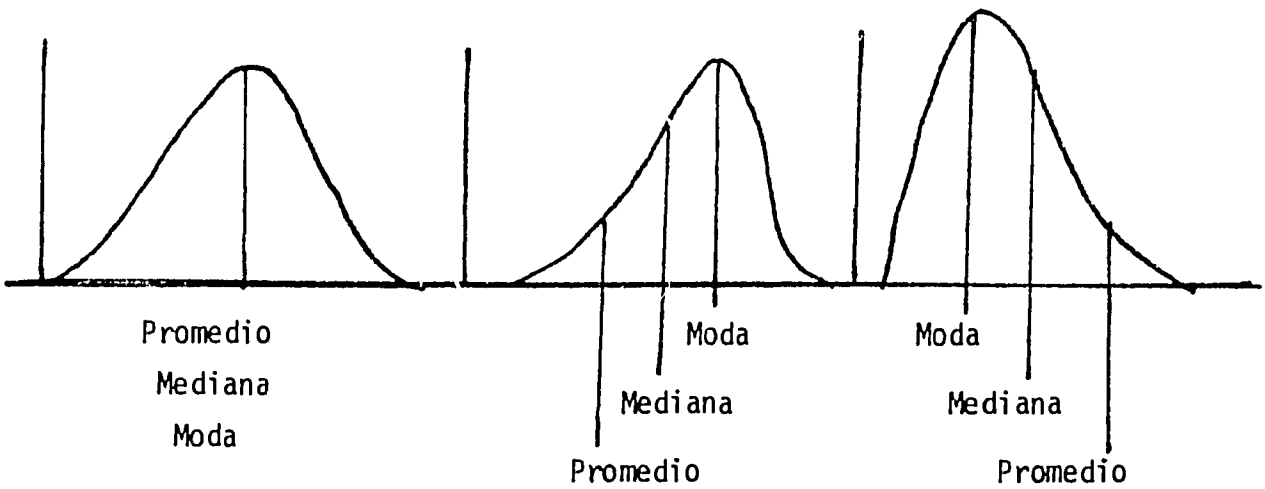
Valor	Frecuencia Absoluta	Frecuencia Acumulada
3	1	1
4	1	2
5	3	5
6	1	6

$a = \frac{n}{2} = \frac{6}{2} = 3$; $b = \frac{n+2}{2} = \frac{8}{2} = 4$; pero la posición 3,4 y 5 tienen el mismo valor, entonces:

Mediana = $4.5 + \frac{(3-2)}{3} (5.5 - 4.5) = 4.5 + .33 = 4.83$

La moda se define como el valor que con más frecuencia ocurre.

Cuando la distribución de las observaciones es simétrica, el promedio, la mediana y la moda son iguales; sin embargo, cuando la distribución es asimétrica, la mediana reside entre el promedio y la moda, es decir, el promedio y la moda son distintos de la mediana. Cuando la mayor frecuencia (la moda) ocurre en valores mayores que la mediana, entonces el promedio es menor que la mediana.



Otras medidas de tendencia central.

El promedio del intervalo se define como el promedio de los valores mínimo y máximo de un conjunto de observaciones, es decir,

$$\bar{X}_{INT} = \frac{X\text{mínimo} + X\text{máximo}}{2}$$

Por ejemplo: Si $X_1 = 1$, $X_2 = 4$; $X_3 = 7$; $X_4 = 9$; entonces $\bar{X}_{INT} = \frac{1+9}{2} = 5$

El promedio geométrico de n observaciones se define como la raíz n del producto de las observaciones, es decir,

$$\bar{G} = (X_1 X_2 \ldots X_n)^{1/n} = [(1)(4)(7)(9)]^{1/4} = (252)^{1/4} = 3.98$$

El promedio armónico se define como el inverso del promedio de los inversos de las observaciones, es decir,

$$\bar{H} = \frac{1}{\sum_{i=1}^{n} \frac{1}{x_i} / n} \quad n/(\sum_{i=1}^{n} 1/x_i) = 4/(\frac{1}{1} + \frac{1}{4} + \frac{1}{7} + \frac{1}{9}) = \frac{4}{1.504} = 2.66$$

El promedio geométrico resulta útil para describir tasas, razones y variables con escalas logarítmicas. En general, el promedio de valores con transformación logarítmica equivale al promedio geométrico de los valores originales.

Los centiles (o percentiles), deciles y cuartiles, son medidas de tendencia central que dividen una distribución de observaciones en fracciones de centésimas, décimas y cuartas partes; de esta manera, el 50º percentil es el valor que divide a la distribución por mitad, el 5º percentil contiene un valorque separa a la distribución en 5 y 95 por ciento; mientras que el 95º percentil contiene un valor que divide a la distribución en 95 y 5 por ciento.

Los deciles fraccionan la distribución en decimas partes, así el 3er. decil divide a la distribución en 30 y 70 por cientos. Los cuartiles dividen a la distribución de observaciones en cuartas partes, el primer cuartil divide la distribución en 25 y 75 por cientos.

En general, se utilizan los percentiles, deciles y cuartiles, cuando el número de observaciones es mayor que 50. Para identificar la posición de un percentil cualquiera, por ejemplo el k percentil, se calcula así:

Posición del percentil $k = \frac{k}{n} \times 100 = n(k)/100$

Si se desea calcular la posición de deciles y cuartiles, se aplica el mismo procedimiento usando las siguientes conversiones a percentiles:

Cuartil	Percentil	Decil	Percentil
1	25	1	10
2	50	2	20
3	75	3	30
4	100	4	40
		5	50
		6	60
		7	70
		8	80
		9	90
		10	100

Ejemplo: Si se desea conocer la posición del 3er cuartil, considerando n=60, entonces, Posic = k(n)/100 = 75(60)/100 = 45.

Dispersión:

Las medidas de dispersión describen la forma en que un conjunto de observaciones se asemejan o difieren entre ellas. A mayor semejanza, las medidas de dispersión son menores y viceversa. Las medidas de dispersión más utilizadas son:

1. Desviación estándar
2. Error estándar
3. Coeficiente de variación
4. Varianza
5. Intervalo
6. Intervalos intercuartiles
7. Razón de variación
8. Desviación de cuartil

Las primeras cuatro medidas de dispersión están asociadas, así la desviación estándar es la raíz cuadrada de la varianza, mientras que el error estándar resulta de dividir la desviación estándar entre la raíz cuadrada del número de observaciones, y finalmente, el coeficiente de variación es la desviación estándar dividida entre el promedio de las observaciones. Como puede verse, la información básica es la varianza.

La varianza se define como el promedio de los cuadrados de las diferencias entre cada observación y su promedio. Como se verá más adelante, el promedio de estas diferencias cuadradas tienen como denominador en su cálculo el número de observaciones si se trata de una población y el número de grados de libertad (n-1) si se trata de una muestra de observaciones.

El intervalo y los intervalos intercuartiles se refieren a la diferencia entre los valores máximo y mínimo, para el primero, y entre cuartiles, especialmente entre el tercero y el primero. Estas medidas de dispersión son especialmente útiles cuando la distribución de las variables es asimétrica.

La razón de varianza se refiere a la magnitud en que la moda representa a una distribución. Resulta útil en variables con respuestas en escala nominal.

Al considerar los datos de estatura en centímetros siguientes:

156, 157, 159, 160, 163, 166, 170, 171, 174, 183

Entonces;

Intervalo = valor máximo - valor mínimo = 27.0

Varianza (población) = $\sum_{i=1}^{N} (X_i - \mu)^2 / N = \sigma^2$

$$[(156-165.9)^2 + \ldots + (183-165.9)^2]/10 = \frac{668.9}{10} = 66.8900$$

$$\text{Varianza (Muestra)} = \sum_{i=1}^{n} (X_i - \bar{X})^2 / gl = S^2$$

$$= [(156-165.9)^2 + \ldots + (183-165.9)^2] / 9 = \frac{668.9}{9} = 74.3222$$

$$\text{Desviación Estándar (Población)} = \sigma = \sqrt{\sigma^2} = \sqrt{66.8900} = 8.1786$$

$$\text{Desviación Estándar (muestra)} = S = \sqrt{s^2} = \sqrt{74.3222} = 8.6210$$

$$\text{Coeficiente de Variación (Población)} = \frac{\sigma}{\mu} = \frac{8.1786}{165.9} = .0493$$

$$\text{Coeficiente de Variación (Muestra)} = S/\bar{X} = \frac{8.6210}{165.9} = 0.520$$

$$\text{Error Estándar (Población)} = \sigma_{\bar{X}} = \sigma/\sqrt{n} = \frac{8.1786}{\sqrt{10}} = 2.5863$$

$$\text{Error Estándar (Muestra)} = S_{\bar{X}} = S/\sqrt{n} = \frac{8.6210}{\sqrt{10}} = 2.7262$$

$$\text{Intervalo } C_{75} - C_{25} = 172.5 - 158.0 = 14.5$$

$$\text{Desviación de Cuartil} = (C_{75} - C_{25}) / 2 = \frac{14.5}{2} = 7.25$$

Al considerar la frecuencia de ocupaciones siguientes:

Agricultor	20
Obrero	8
Administrativo	2

Entonces:

$$\text{Razón de variación} = 1 - \frac{\text{fmoda}}{n} = 1 - \frac{20}{30} = .20$$

NOTA:

Para calcular el numerador de la varianza de una población o una muestra, es decir, $\sum_{i=1}^{n} (x_i-\mu)^2$ ó $\sum_{i=1}^{n} (x_i-\bar{x})^2$ respectivamente, se utilizará las siguientes fórmulas de cálculo:

a. Población: $\sum_{i=1}^{N} (x_i-\mu)^2 = \sum_{i=1}^{N} x_i^2 - (\sum_{i=1}^{N} x_i)^2/N$

b. Muestra: $\sum_{i=1}^{n} (x_i-\bar{x})^2 = \sum_{i=1}^{n} x_i^2 - (\sum_{i=1}^{n} x_i)^2/n$

VII. DISTRIBUCION NORMAL:

La distribución normal es la distribución de los errores que ocurren en forma aleatoria en las variables de escala de intervalo o continua.

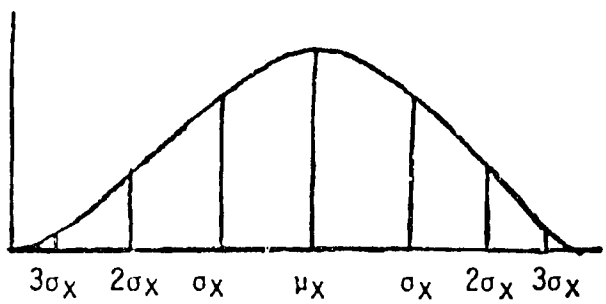
Características:

1. Forma de campana
2. Simétrica respecto al promedio μ
3. Familia de distribuciones caracterizadas por su μ y su σ^2
4. 68.26% de observaciones entre $\mu - \sigma$ y $\mu + \sigma$
   95.45% de observaciones entre $\mu - 2\sigma$ y $\mu + 2\sigma$
   99.73% de observaciones entre $\mu - 3\sigma$ y $\mu + 3\sigma$

Definición: Una variable X es normalmente distribuida si:

$$X = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \quad \exp\left[-\frac{1}{2} (X - \mu_X)/\sigma_X \right]; \; -\infty \leq X \leq \infty$$

Esta función produce una distribución de las observaciones que reune las caraterísticas antes señaladas:



Con el fin de poder estimar probabilidades de cualquiera de las distribuciones de la familia de distribuciones normales, se ha generado la distribución normal estándar (Z), para lo cual, a la distribución en cuestión se le transforma estandarizándola así:

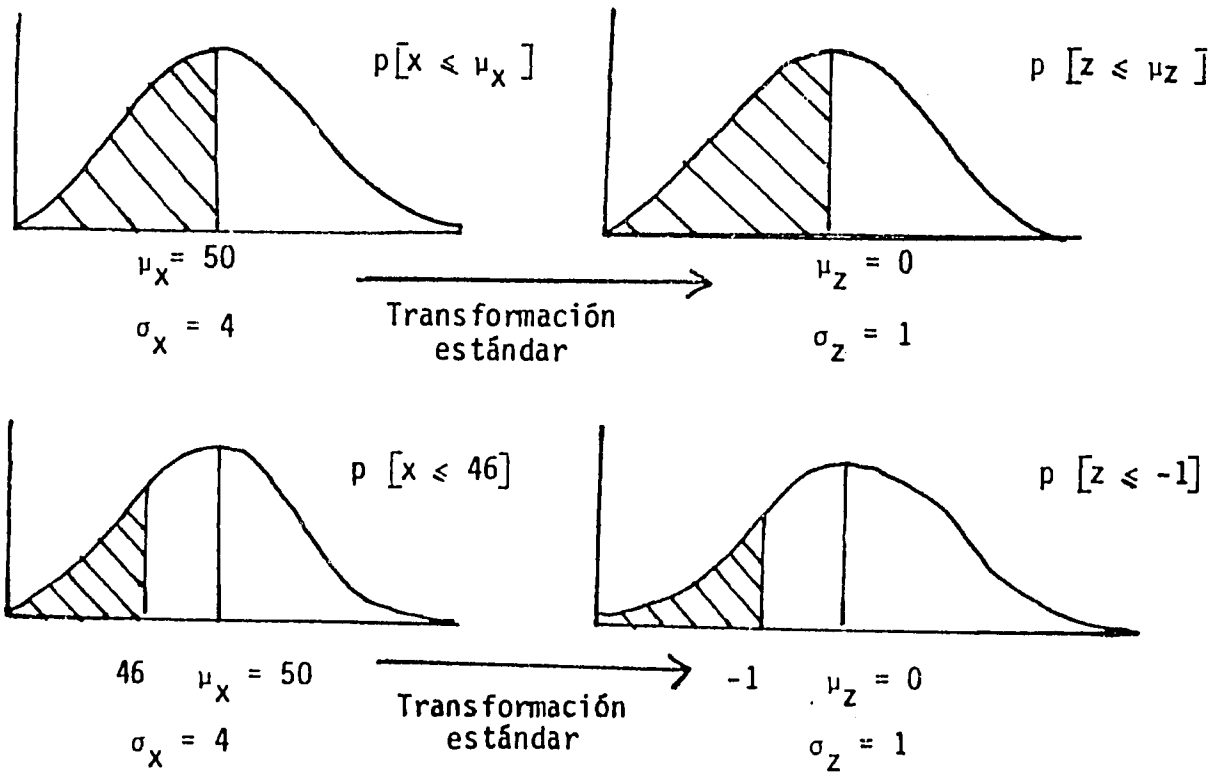
Si X tiene promedio μ_X y σ_X^2 al transformarla resulta Z que tiene promedio $\mu_Z = 0$ y $\sigma_Z^2 = 1$; es decir, $Z = \dfrac{X-\mu_X}{\sigma_X}$

De esta manera si $X \sim N\ (\mu_X = 50,\ \sigma_X^2 = 16)$ se transforma en:

$$Z = \frac{X-\mu_X}{\sigma_X} \quad \text{para obtener } \mu_Z = 0 \text{ y } \sigma_Z^2 = 1$$

la cual es $Z \sim N\ (\mu_Z = 0;\ \sigma_Z^2 = 1)$.

El uso de una tabla que describe la distribución normal estándar permite entonces poder calcular probabilidades respecto a cualquier distribución normal. Por ejemplo, la probabilidad de que se obtenga un valor menor o igual que el promedio μ_X es 50%, es decir, $p\ [X \leq \mu_X] = .50$; también se podría responder a la $p\ [X \leq 46]$, etc. lo cual, correspondería en términos de la distribución normal estándar a $p\ [Z \leq \mu_Z]$ y $p\ [Z \leq Z_1]$ siendo $Z_1 = \dfrac{46-\mu_X}{\sigma_X} = \dfrac{-4}{4} = -1$, respectivamente.



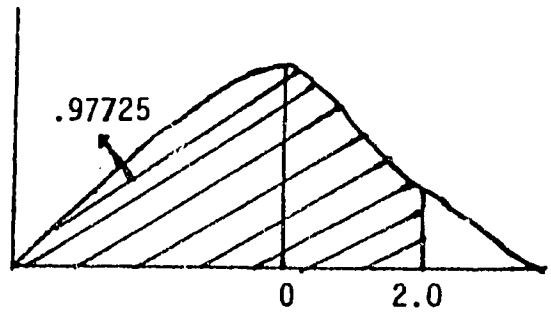
También puede responderse que el valor delimita la ocurrencia del 95 por ciento de las observaciones con valores mayores, menores o del centro de la distribución normal. Los siguientes ejemplos incluyen distintas situaciones de interés en el uso de la distribución normal $Z \sim N(0,1)$:

a) Determinación de probabilidades:

1. $P\,[Z \leqslant 2.0] =$

   i. Identificación del área de interés en la expresión usando valor límite y dirección del signo. Positivo a la izquierda.

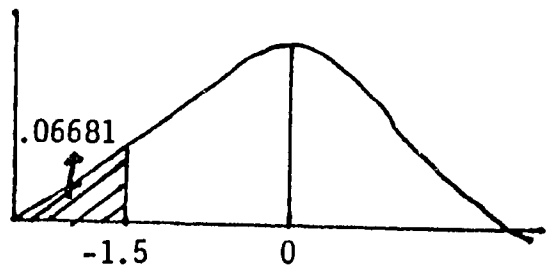
   ii. Según Tabla 1, en valores de Z: $P[Z \leqslant 2.0] = .97725$



2. $P\,[Z \leqslant -1.5] =$

   i. Negativo a la izquierda

   ii. Según Tabla 1, en valores de Z: $P\,[Z \leqslant -1.5] = .06681$

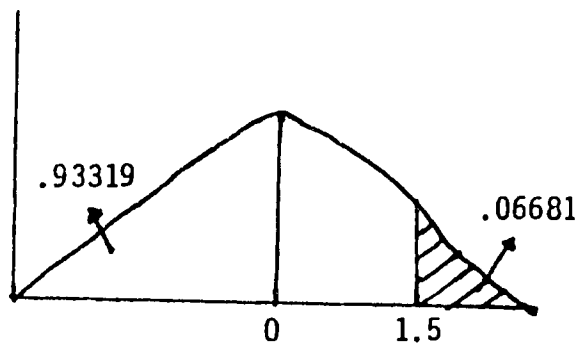


3. $P\,[Z \geqslant 1.5] =$

   i. Positivo a la derecha. La Tabla 1 da la probabilidad del área complementaria y no la de interés, entonces,

   $P\,[Z \geqslant 1.5] = 1 - P\,[Z \leqslant 1.5]$

   ii. Según Tabla 1, en valores de Z: $P\,[Z \geqslant 1.5] = 1 - .93319 = .06681$



NOTA:

Si el área de interés está expresada a la izquierda, la probabilidad en la Tabla 1 se obtiene directamente debido a que la Tabla 1 describe a la distribución hacia la izquierda.

Si el área de interés está expresada a la <u>derecha</u>, la probabilidad debe determinarse a través del área complementaria respecto a la totalidad del área de la distribución, es decir, 1.0 - área complementaria; lo cuál es debido a que la distribución expresa probabilidades o áreas a la <u>izquierda</u>.

4. $P\ [Z \geq -2.2] =$

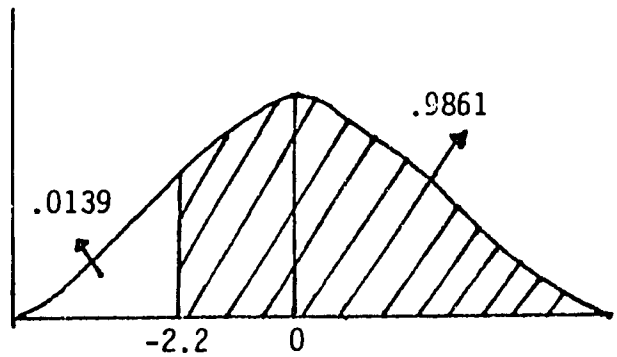
   i. Negativo a la derecha.

   Entonces,

   $P\ [Z \geq -2.2] = 1 - P\ [Z \leq -2.2]$

   ii. Según Tabla 1.

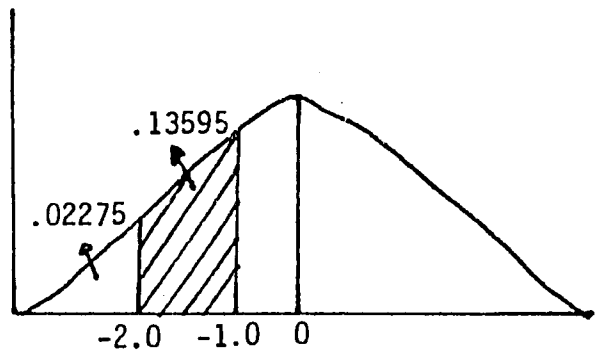
   $P\ [Z \geq -2.2] = 1 - .0139 = .9861$



5. $P\ [-2.0 \leq Z \leq -1.0] =$

   i. Límites negativos.

   ii. $P\ [Z \leq -1.0] = .1587$ según Tabla 1, pero esta probabilidad incluye valores menores a -2.0 que no son de interés, es decir, incluye $P[Z \leq -2.0] = .02275$ adicional. Entonces:



   iii. $P\ [-2.0 \leq Z \leq -1.0] = P\ [Z \leq -1.0] - P\ [Z \leq -2.0] = .1587 - .02275 = .13595$

6. $P\ [.5 \leq Z \leq 1.5] =$

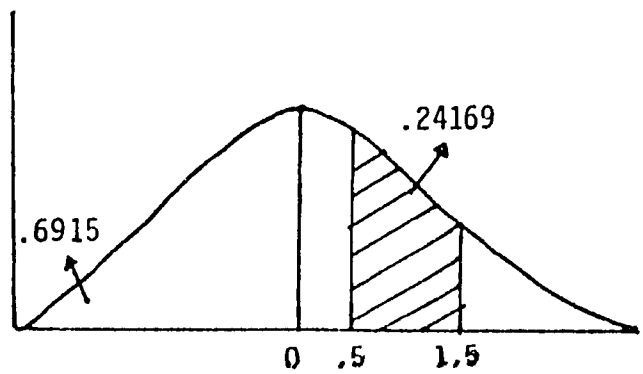
   i. Límites positivos.

   ii. $P\ [.5 \leq Z \leq 1.5] =$

   $P\ [Z \leq 1.5] - P\ [Z \leq .5] =$

   $.93319 - .6915 = .24169,$

   Según Tabla 1.



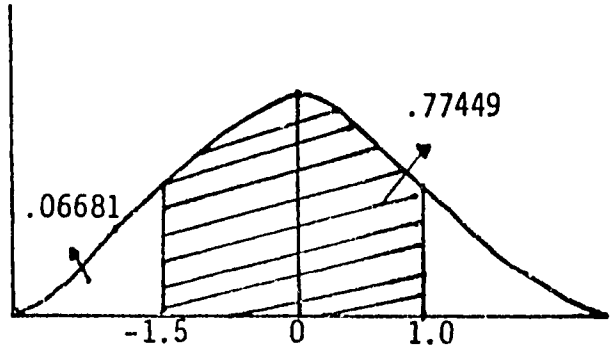
7. $P\ [-1.5 \leqslant Z \leqslant 1.0]$

i. Límites negativo y positivo.

ii. $P\ [-1.5 \leqslant Z \leqslant 1.0] =$

$P\ [Z \leqslant 1.0] - P\ [Z \leqslant -1.5] =$

$.8413 - .06681 = .77449$



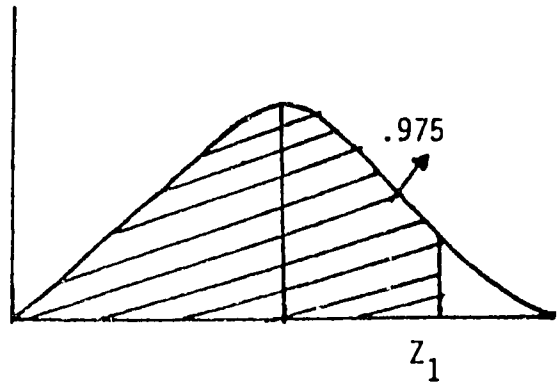
b) <u>Determinación de valores límites (Z_1):</u>

1. $P\ [Z \leqslant Z_1] = .975$ ¿Z_1 = ?

i. Dirección y magnitud de probabilidad. <u>Izquierda</u> y probabilidad mayor que la mitad .5, es decir, Z_1 tiene que localizarse a la <u>derecha del promedio cero</u>.

ii. Buscar en Tabla 1, la probabilidad conocida para determinar el valor de Z_1: $Z_1 = 1.96$. Entonces,

$P\ [Z \leqslant 1.96] = .97725$

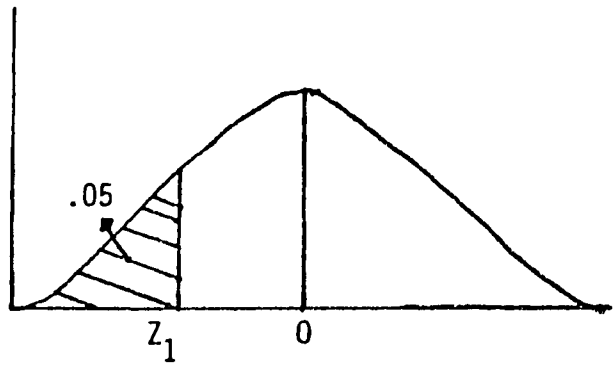


2. $P\ [Z \leqslant Z_1] = .05$ ¿Z_1 = ?

i. Izquierda y probabilidad menor que .5.

ii. Tabla 1 probabilidad conocida indica $Z_1 = -1.645$;

$P\ [\ Z \leqslant -1.645\ ] = .05$



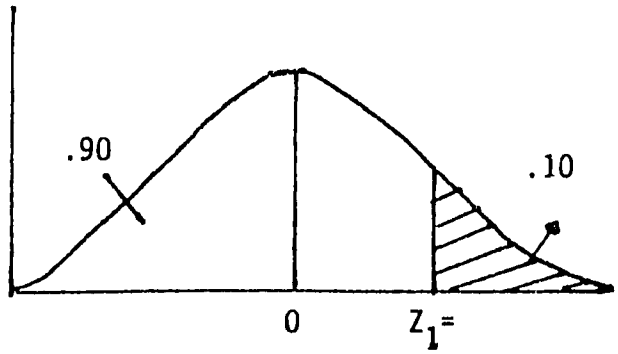
3. $P\ [Z \geqslant Z_1] = .10$

i. Derecha y menor que .5.

Entonces: $P\ [Z \leqslant Z_1] = 1. - .10$

es decir, $P\ [Z \leqslant Z_1] = .90$

ii. Tabla 1 en probabilidades $Z_1 = 1.28$; $P\ [\ Z \geqslant 1.28\ ] = .10$



<u>NOTA:</u> Como la Tabla 1 da probabilidades a la izquierda, entonces usar probabilidad complementaria para determinar Z_1.

4. $P\,[-Z_1 \leq Z \leq Z_1] = .95$ ¿Z_1 = ?

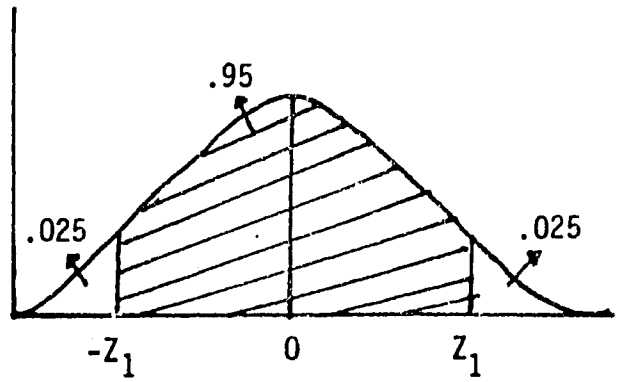
i. Izquierda y derecha, valores simétricos.

ii. Entonces, $P\,[Z \leq -Z_1] = .025$

que según la Tabla 1

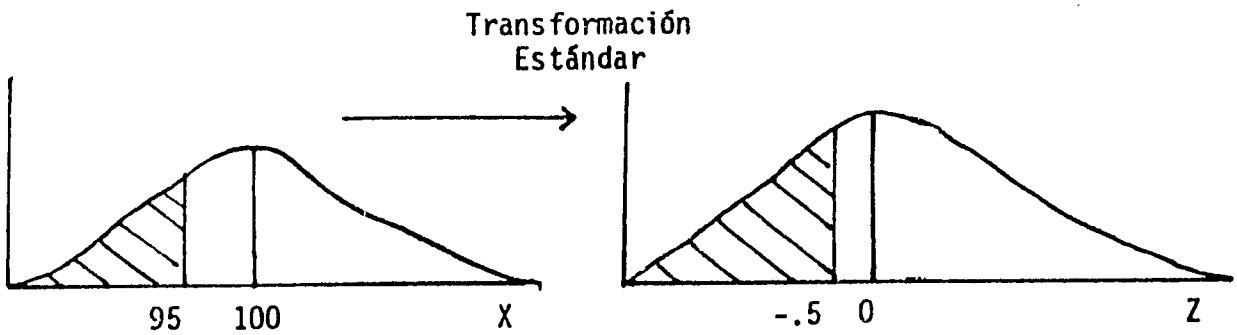
$-Z_1 = -1.96$;

$P\,[-1.96 \leq Z \leq 1.96] = .95$

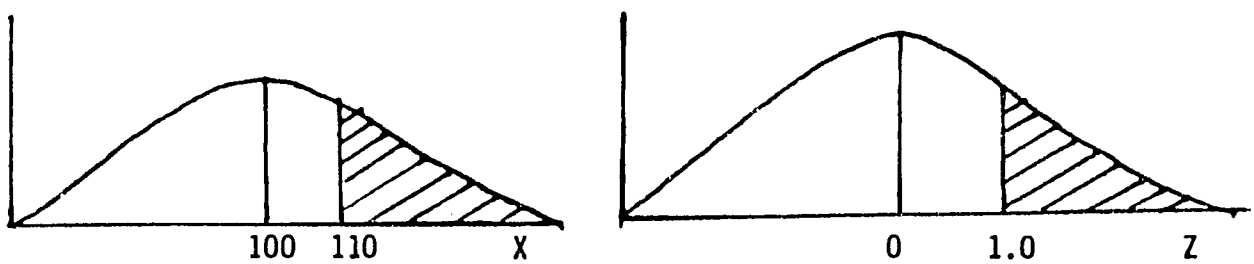


EJEMPLOS: Si $X \sim N\,(100,100) \Longrightarrow Z \sim N\,(0,1)$, $Z_i = \dfrac{X_i - \mu_X}{\sigma_X} = \dfrac{X_i - 100}{10}$

a. $p\,[X \leq 95] \Longrightarrow p[Z \leq (95-100/10)] = p\,[Z \leq -.50] = .3085$



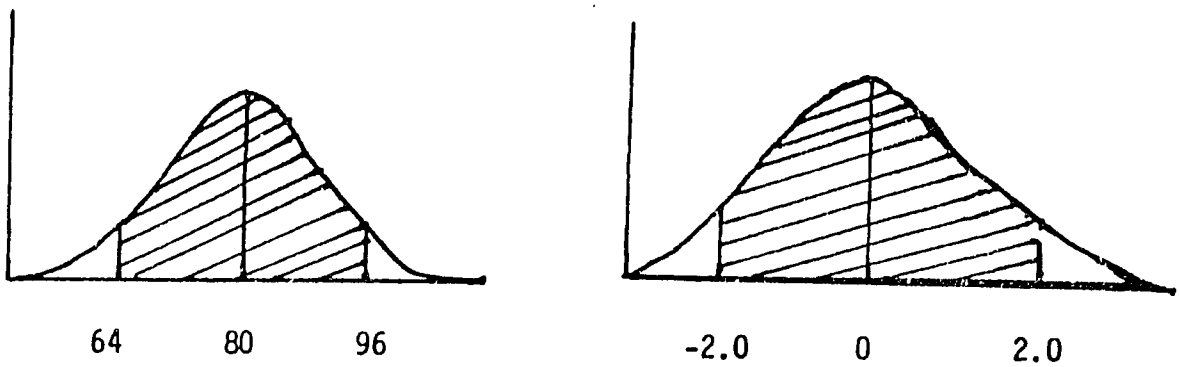
b. $p\,[X \geq 110] = 1.0 - p\,[X \leq 110] = 1.0 - p[Z \leq 1.0] = 1.0 - .8413 = .1587$



EJEMPLO: La fortificación de yodo en sal es normalmente distribuída con promedio de 80 ppm y varianza 64 ppm^2.

Calcule:

a. $p[64 \leq X \leq 96] = p[X \leq 96] - p[X \leq 64] = p[Z \leq \frac{96-80}{8} = 2.0] - p[Z \leq \frac{64-80}{8} = -2.0] = .97725 - .02275 = .9545$



$\mu_X = 80$ $\qquad$ $\mu_Z = 0$

$\sigma_X = 8$ $\qquad$ $\sigma_Z = 1$

b. $p[X_1 \leq X_2] = 90\%$ de las observaciones de enmedio.

$p[X \leq X_2] - p[X \leq X_1] = .90 \Longrightarrow p[Z \leq Z_2] - p[Z \leq Z_1] = .90;$

$p[Z \leq Z_2] = .95 \quad p[Z \leq Z_1] = .05$ Según la Tabla 1

$Z_2 = 1.645$ y $Z_1 = -1.645$ Pero,

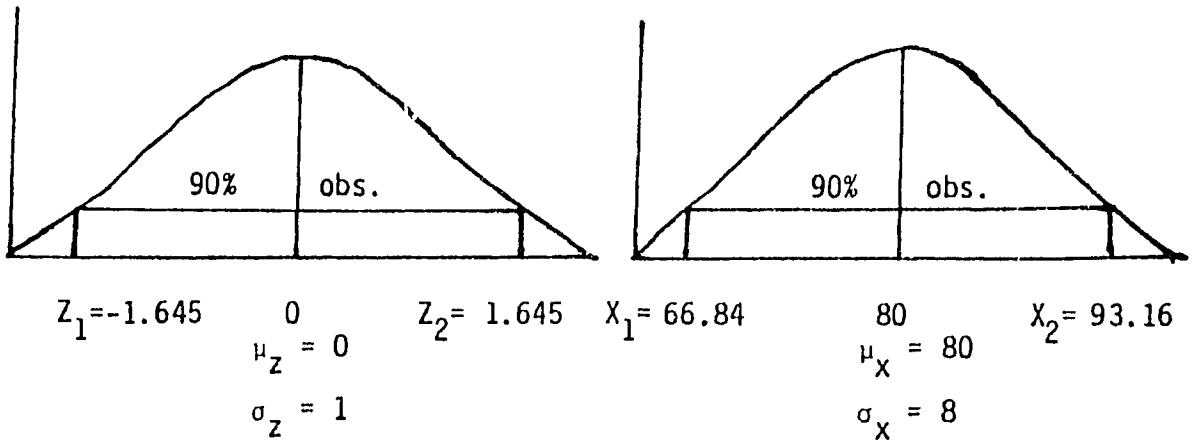
$$Z_1 = \frac{X_1 - \mu_X}{\sigma_X} \Longrightarrow Z_1\sigma_X = X_1 - \mu_X \Longrightarrow X_1 = \mu_X + Z_1\sigma_X$$

entonces $X_1 = 80 + (-1.645)\ 8 = 66.84$

$$Z_2 = \frac{X_2 \mu_X}{\sigma_X} \Longrightarrow Z_2\sigma_X = X_2 - \mu_X \Longrightarrow X_2 = \mu_X + Z_2\sigma_X$$

entonces $X_2 = 80 + (1.645)\ 8 = 93.16$

Es decir, $p\,[66.84 \leq X \leq 93.16] = .90$, y el 90% de las observaciones de enmedio caen entre 66.84 y 93.16 ppm de yodo.



La tabla de Z sirve para calcular probabilidades en variables con una distribución normal y para determinar valores límites.

VIII. DISTRIBUCION DE PROMEDIOS MUESTRALES:

Antes de revisar la distribución de los promedios muestrales, se definirán los siguientes conceptos:

1. Inferencia Estadística: Razonamiento inductivo en la obtención de conclusiones a partir de una parte (muestra) respecto a un todo (población).

2. Población: Totalidad de los elementos definidos adecuadamente sobre los cuáles, se harán inferencias.

3. Muestra: Parte de elementos de una población.

4. Parámetro: Resumen numérico que describe a una población.

5. Estadístico: Resumen numérico que describe a una muestra.

NOTA: Siendo que la muestra puede ser obtenida utilizando mecanismos al azar y ser representativa de una población, los estadísticos sirven para estimar los parámetros de la población.

6. Muestra Aleatoria: Parte de elementos de una población de manera que cada elemento ha tenido la misma oportunidad de ser seleccionado.

Existen dos formas básicas para realizar la selección de los elementos que forman una muestra, a saber:

1. Muestreo con Reemplazo: Un elemento es seleccionado, medido u observado y retornado a la población.

2. Muestreo sin Reemplazo: Un elemento es seleccionado, medido u observado y no devuelto a la población.

Puede observarse que en el muestreo con reemplazo se cumple con el requisito de igualdad de probabilidad de cada elemento de ser escogido; sin embargo, en el muestreo sin reemplazo, solo es cierto si la población es grande.

Si se define una población de tres observaciones (N=3), es decir, $X_1 = 2$, $X_2 = 4$ y $X_3 = 6$, entonces:

i	X_i	$X_i - \mu$	$(X_i - \mu_x)^2$
1	2	-2	4
2	4	0	0
3	6	2	4
Total	12		8

Promedio = $\frac{12}{3} = 4.0$

Varianza = $\frac{8.0}{3} = 2.6667$

Suponiendo que se define un tamaño de muestra n = 2, las muestras posibles con reemplazo son:

Muestra	Observaciones	Valores de las observaciones	Promedio (PROM)
1	X_1, X_1	2,2	2.0
2	X_1, X_2	2,4	3.0
3	X_1, X_3	2,6	4.0
4	X_2, X_1	4,2	3.0
5	X_2, X_2	4,4	4.0
6	X_2, X_3	4,6	4.0
7	X_3, X_1	6,2	4.0
8	X_3, X_2	6,4	5.0
9	X_3, X_3	6,6	6.0
Total			36.0

TABLA RESUMEN

	Promedio	Frecuencia	Total	$(PROM-PROMEDIO)^2$
	2.0	1	2.0	$(2-4)^2$ X1 = 4
	3.0	2	6.0	$(3-4)^2$ X2 = 2
	4.0	3	12.0	$(4-4)^2$ X3 = 0
	5.0	2	10.0	$(5-4)^2$ X2 = 2
	6.0	1	6.0	$(6-4)^2$ X1 = 4
Total	36	9	36.0	12

Promedio de Promedios (PROMPROM) = 36/9 = 4.0
Varianza de promedios (VARPROM) = 12/9 = 1.3333

Promedio de Promedios = Promedio de Población Original = 4.0
Varianza de Promedios = (Varianza de Población Original)/n = $\frac{2.6667}{2}$ = 1.3333

Si se desean obtener muestras de n = 3, entonces:

No.	Muestra	Promedios
1	2,2,2	2.0
2	2,2,4	2.6667
3	2,2,6	3.3333
4	2,4,2	2.6667
5	2,4,4	3.3333
6	2,4,6	4.0
7	2,6,2	3.3333
8	2,6,4	4.0
9	2,6,6	4.6667
10	4,2,2	2.6667
11	4,2,4	3.3333
12	4,2,6	4.0
13	4,4,2	3.3333
14	4,4,4	4.0

Continuación

No.	Muestra	Promedios
15	4,4,6	4.6667
16	4,6,2	4.0
17	4,6,4	4.6667
18	4,6,6	5.3333
19	6,2,2	3.3333
20	6,2,4	4.0
21	6,2,6	4.6667
22	6,4,2	4.0
23	6,4,4	4.6667
24	6,4,6	5.3333
25	6,6,2	4.6667
26	6,6,4	5.3333
27	6,6,6	6.0
	TOTAL	108

TABLA RESUMEN:

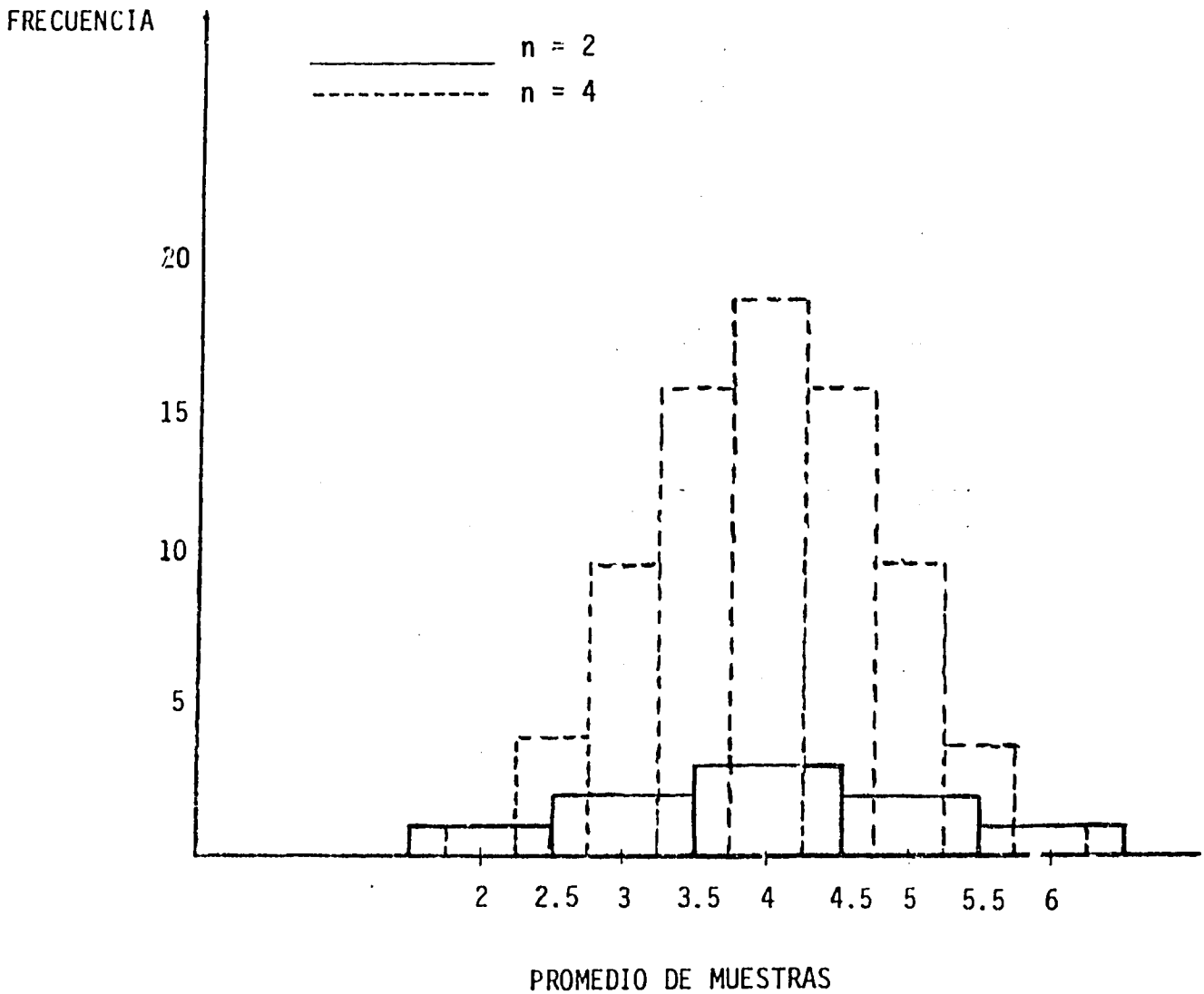
Promedio (PROM)	Frecuencia	Total	$(PROM-PROMPROM)^2$
2.0	1	2.0	$(2-4)^2 x1 = 4$
2.6667	3	8.0	$(2.6667-4)^2 x3 = 5.3331$
3.3333	6	20.0	$(3.3333-4)^2 x6 = 2.6669$
4.0	7	28.0	$(4-4)^2 x7 = 0$
4.6667	6	28.0	$(4.6667-4)^2 x6 = 2.6669$
5.3333	3	16.0	$(5.3333-4)\ x3 = 5.3331$
6.0	1	6.0	$(6-4)^2 x1 = 4$
Total	27	108.0	24.0

Promedio de Promedios = 108/27 = 4.0 (Igual al de la Población Original)
(PROMPROM)

Varianza de Promedios = 24.0/27 = .8889 (Igual al de la Población Original dividido entre n; 2.6667/3 = .8889)

Existen N^n posibles muestras de tamaño n que pueden seleccionarse con reemplazo de una población de tamaño N. Así, cuando N = 3 y n = 2, N^n = 9 posibles muestras, mientras que si n = 3, N^n =27, y para n = 4, N^n = 81 y así sucesivamente.

Una descripción de los promedios de las posibles muestras cuando n = 2 y n = 4 se puede observar a continuación:



Al aumentar n, el histograma muestra la tendencia a concentrar los promedios de las muestras posibles en el centro. Esta característica se enuncia así:

IX. TEOREMA DEL LIMITE CENTRAL:

Al aumentar el tamaño de la muestra n, los promedios de las posibles muestras del mismo tamaño seleccionadas de una población cualquiera, tienden a ser distribuídos normalmente si la varianza de la población es finita. Si la distribución de la población es normal, la distribución de los promedios de las posibles muestras de un mismo tamaño es normal, independiente del tamaño de la muestra.

Se denominará μ_X al promedio de la población y $\mu_{\bar{X}}$ al promedio de los promedios (promedio de la población derivada); asimismo, σ_X^2 a la varianza de la población original y $\sigma_{\bar{X}}^2$ a la varianza de los promedios. Es decir:

$$X \sim N(\mu_X, \sigma_X^2) \quad y \quad \bar{X} \sim N(\mu_{\bar{X}}, \sigma_{\bar{X}}^2).$$

Donde: $\mu_{\bar{X}} = \mu_X$ y $\sigma_{\bar{X}}^2 = \sigma_X^2/n$

La raíz cuadrada de la varianza de la población derivada o de promedios de las posibles muestras, $\sigma_{\bar{X}}$, se conoce como error estándar.

En consecuencia, $\sigma_{\bar{X}}^2$ es una cuantificación de la confiabilidad de la estimación del promedio de la población, es decir, menor $\sigma_{\bar{X}}^2$ significa mayor confiabilidad. Siendo que $\sigma_{\bar{X}}^2 = \frac{\sigma_X^2}{n}$, entonces se identifican dos formas de mejorar la confiabilidad (disminuir $\sigma_{\bar{X}}^2$):

1. Aumentando n
2. Disminuyendo σ_X^2

Si una población X es normal con promedio $\mu_X = 100$ y varianza $\sigma_X^2 = 64$, siendo que independientemente del tamaño, la distribución de los promedios de las posibles muestras serán distribuídas normalmente, con promedio $\mu_{\bar{X}} = 100$ y varianza $\sigma_{\bar{X}}^2 = \sigma_X^2/n = 64/n$, según n que es el tamaño de las muestras, es decir, que el error estándar de la población de promedios de muestras sería $\sigma_{\bar{X}} = \sigma_X/\sqrt{n}$.

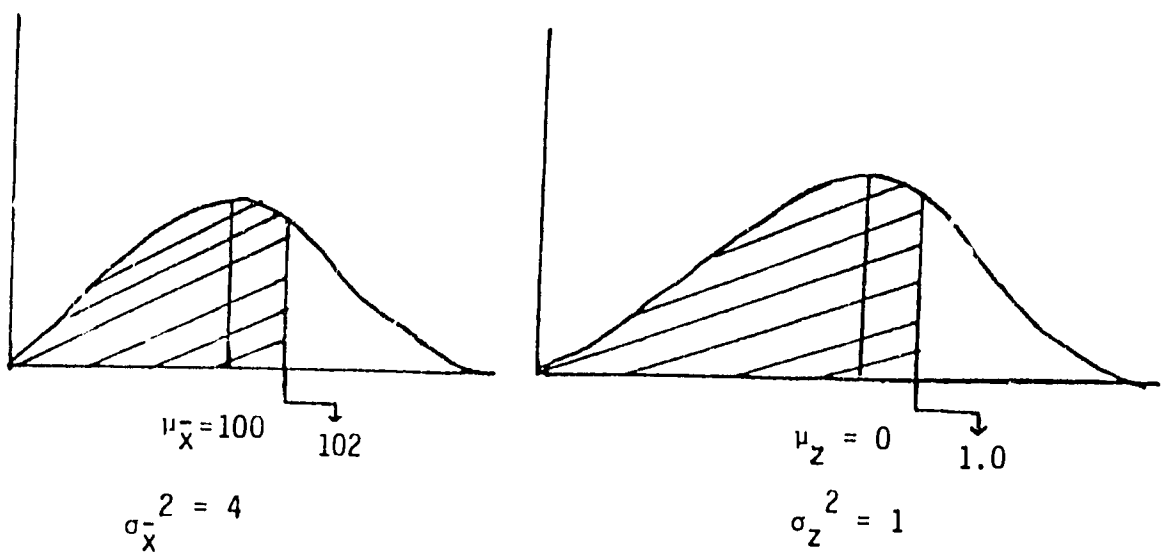
Haciendo uso de la transformación a la distribución normal estándar $Z \sim N(0,1)$ se puede calcular probabilidades respecto a la ocurrencia de promedios. Por ejemplo si $n = 16$, entonces $\bar{X} \sim N(100, \frac{64}{16} = 4)$, de manera que se puede contestar a las siguientes preguntas:

a. $p(\bar{x} \leq 102) = ¿?$ (Probabilidad de obtener un promedio de muestra menor o igual que 102).

$p(\bar{x} \leq 102) \Longrightarrow p(Z_{\bar{X}} \leq \bar{x} - \mu_{\bar{X}}) / \sigma_{\bar{X}}) =$

$p(Z_{\bar{X}} \leq (102-100)/2 = 1.0) = .8413$

Según Tabla de Z (Tabla 1).

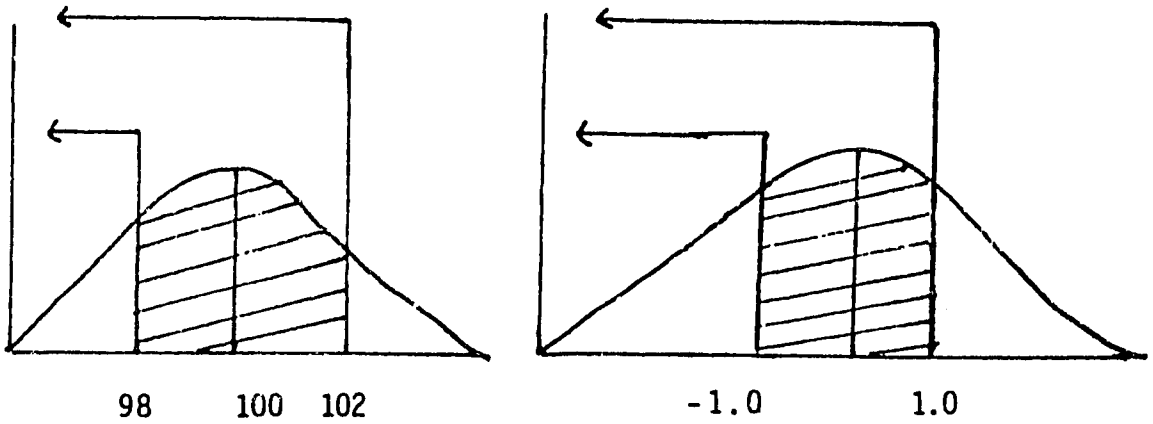


Es decir, la probabilidad de obtener una muestra de tamaño $n = 16$ con promedio $\bar{x}$ menor o igual que 102 es .8413, considerando la distribución de todas las posibles muestras del mismo tamaño, provenientes de la misma población.

b. $p(98 \leq \bar{x} \leq 102) = p(\bar{x} \leq 102) - p(\bar{x} \leq 98)$

$\Longrightarrow p(Z_{\bar{x}} \leq (102-100)/2 = 1.0) - p(Z_{\bar{x}} \leq (98-100)/2 = -1.0)$

$= .8413 - .1587 = .6826$



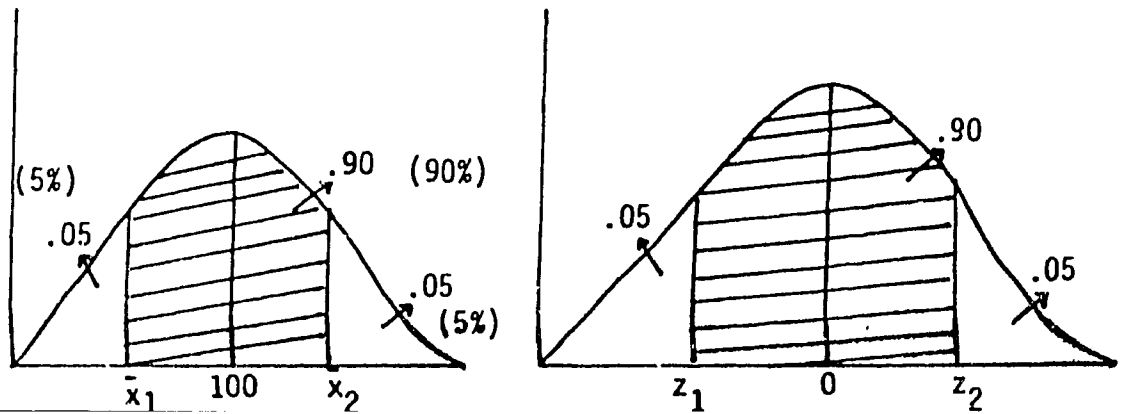
$\mu_{\bar{x}} = 100$ $\qquad$ $\mu_z = 0$

$\sigma_{\bar{x}}^2 = 4$ $\qquad$ $\sigma_z^2 = 1$

Es decir, que la probabilidad de obtener promedios de muestras entre 98 y 102 es de 68.26 por ciento.

c. Entre qué valores de $\bar{x}$ cae el 90% de los promedios de muestras de enmedio, es decir:

$p(\bar{x}_1 \leq \bar{x} \leq \bar{x}_2) = .90$ ó $p(\bar{x} \leq \bar{x}_1) = .05$



Para resolver esta pregunta, se necesita expresarla en términos de la distribución normal estándar:

$p(z_1 \leq z \leq z_2) = .90$ ó $p(z \leq z_1) = .05$ y $p(z \leq z_2) = .95$

Según la tabla 1, $Z_1 = -1.645$ y $Z_2 = 1.645$; pero:

$Z_1 = \frac{\bar{x}_1 - \mu_{\bar{x}}}{\sigma_{\bar{x}}}$, es decir, $-1.645 = \frac{\bar{x}_1 - 100}{2}$ que es lo mismo que:

$\bar{X}_1 - 100 = -1.645(2)$; entonces $\bar{X}_1 = -1.645(2) + 100 = 96.71$ y

$\bar{X}_2 - 100 = 1.645(2)$; entonces $\bar{X}_2 = 1.645(2) + 100 = 103.29$

Es decir que el 90% de los promedios de muestras de enmedio se encuentran entre 96.71 y 103.29

X. PRUEBA DE HIPOTESIS:

Cuando se hace investigación observando una variable en una muestra de tamaño n, en realidad se está estudiando una de las tantas (N^n) posibles muestras, y los datos de esa muestra permiten inferir sobre la población original, utilizando el conocimiento de que esa muestra es un elemento de una población de muestras, la cuál tiene un promedio y una varianza que guardan relación con el promedio y la varianza de la población original y que permite calcular la probabilidad respecto a los promedios de las posibles muestras. Con esta base, se prueban hipótesis respecto al promedio y/o a la varianza de la población, las cuales se desarrollan con el siguiente procedimiento:

a. Definición de la hipótesis. Declaración basada en observaciones preliminares de hechos que pueden o no ser ciertos respecto a una población.

b. Seleccionar una muestra y en base a los datos, decidir si la hipótesis es cierta o falsa con algún grado de confiabilidad.

La hipótesis que se somete a prueba es la hipótesis nula o de igualdad, la cuál al ser rechazada permite optar por la hipótesis alterna conocida en general como hipótesis de trabajo.

Cualquiera que sea la conclusión de la investigación, siempre existe la probabilidad de equivocarse, así, cuando se somete a prueba una hipótesis nula y se rechaza, existe cierta probabilidad de estar en error (tipo I); mientras que cuando tal hipótesis nula no se rechaza, también existe la probabilidad de cometer error (tipo II).

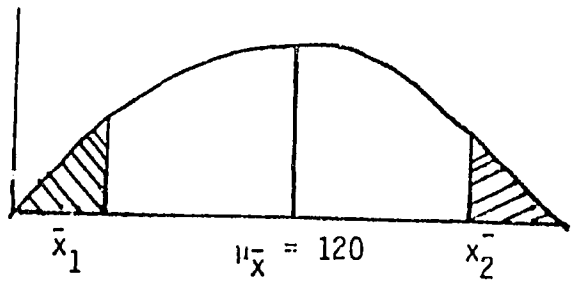
A la probabilidad de cometer error tipo I, es decir, cuando se rechaza la hipótesis nula siendo ésta verdadera, se le denomina nivel de significancia α; por otro lado, a la probabilidad de equivocarse al no rechazar la hipótesis nula debiendo haberlo hecho, se le denomina β. El poder de la prueba de la hipótesis nula, es decir, la probabilidad de rechazar la hipótesis nula cuando realmente debe rechazarse es el complemento respecto a β (Poder = $1-\beta$).

Conociendo estos aspectos, resulta fácil tomar una decisión (rechazo o no rechazo), con especificación de la probabilidad de error al tomar la decisión. Por ejemplo, si se desea saber realmente si una muestra pertenece a una población que tiene un promedio de consumo de μ = 1200 calorías; para afirmar que la muestra proviene de esa población, el promedio $\bar{x}$ debe ser cercano a μ. La pregunta importante aquí es ¿que tan cercano debe estar $\bar{x}$ con respecto a μ para no rechazar la hipótesis?

XI. HIPOTESIS ALTERNA:

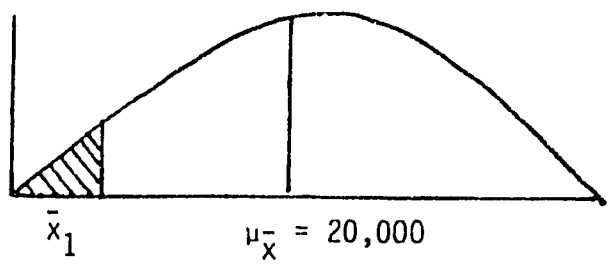
La decisión si la hipótesis alterna es de una o dos colas, depende de la pregunta de interés del investigador. A continuación se describen ejemplos:

a. El contenido envasado en frascos de suspensión de antibióticos es de 120 ml. DOS COLAS; Ha: $\mu_x \neq 120$



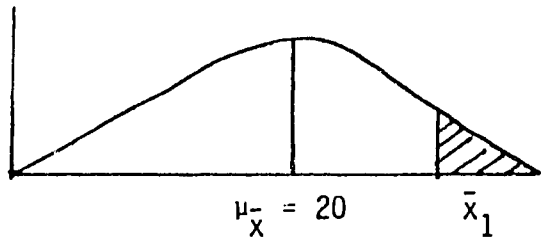
Si el promedio de la muestra investigada es menor o igual que el valor de $\bar{x}_1$ ó mayor o igual que $\bar{x}_2$, se considera de interés para concluir ya sea porque se envasa menos que lo adecuado o porque se excede en el contenido.

b. La distancia recorrida por las llantas Ginsa es de por lo menos 20,000 kms. UNA COLA; $\mu_x < 20{,}000$



El interés en este ejemplo, es identificar la situación en que el recorrido es menor o igual que $\bar{x}_1$ porque se rechaza la hipótesis que sostiene la declaración. Si resultara que es mayor o igual que el recorrido es de 20,000 kms o más, no se rechaza lo que se sostiene.

c. El pago mensual por electricidad en el área urbano residencial de la ciudad de Guatemala no es mayor que 20 quetzales. UNA COLA; Ha: $\mu_x > 20$.



Si el pago mensual fuera igual o menor que Q20.00 no se rechaza lo que se afirma, mientras que si fuera mayor, sí se rechaza y se puede concluir que el cobro es mayor.

XII. RELACION ENTRE α, β y n:

1. La diferencia que exista entre el promedio real de la población (la verdad) y el promedio de la hipótesis (lo que se somete a prueba) afecta la probabilidad de error β, cuando no se rechaza la hipótesis nula. Entre más distantes se encuentran los promedios real e hipotético, menor es β (mayor es el poder de la prueba).

2. Para un mismo tamaño de muestra n, al reducir la probabilidad de error al rechazar la hipótesis (α), se aumenta β.

3. Para una misma α, al aumentar n, se disminuye β.

CAPITULO 2

En el presente capítulo, se revisarán técnicas estadísticas concernientes a la prueba de hipótesis respecto a promedios de poblaciones y sus relaciones entre sí. En general, estas técnicas son de mucho poder o confiabilidad al definir conclusiones; sin embargo, exigen el cumplimiento de algunos supuestos. En el desarrollo de cada situación, se describirán técnicas para probar los supuestos relacionados con la varianza; el supuesto de aleatoriedad y representatividad se dejará como responsabilidad del investigador aunque existen técnicas para probarlas y finalmente, el supuesto de normalidad se considerará aproximado, siendo que en los estudios nutricionales en general, es factible realizar suficientes observaciones de manera que puede recurrirse a la aplicación del teorema del límite central.

I. PROMEDIO DE UNA POBLACION:

Una variable X es una población puede describirse para cada una de las observaciones, de la manera siguiente:

$X_i = \mu + \varepsilon_i$ donde $i = 1, \ldots, N$

X_i es la observación i de la población

μ es el promedio de la poblacion

ε_i es el error o desviación asociado con la observación X_i respecto a su promedio μ.

Este es el modelo de una población. Como μ promedio es constante, entonces ε_i manifiesta la variabilidad de las observaciones, es decir, $\varepsilon_i = X_i - \mu$. La varianza σ_X^2 considera este concepto puesto que: $\sigma_X^2 = \sum_{i=1}^{N} (X_i-\mu)^2/N$, la cuál es un promedio del error cuadrado de las observaciones.

Al seleccionar una muestra, el modelo de la población se convierte en un modelo para una muestra:

$x_i = \bar{X} + e_i$ donde $i = 1,\ldots, n$

x_i es la observación i de la muestra

$\bar{X}$ es el promedio de la muestra

e_i es el error asociado a la observación i; es decir, $X_i - \bar{X}$.

Entonces, a través de una muestra, se pueden estimar los parámetros de la población μ_X y σ_X^2 por medio de $\bar{X}$ y $\sigma^2_{\bar{X}}$ o $S^2_{\bar{X}}$ (si se conoce o no σ^2_X respectivamente).

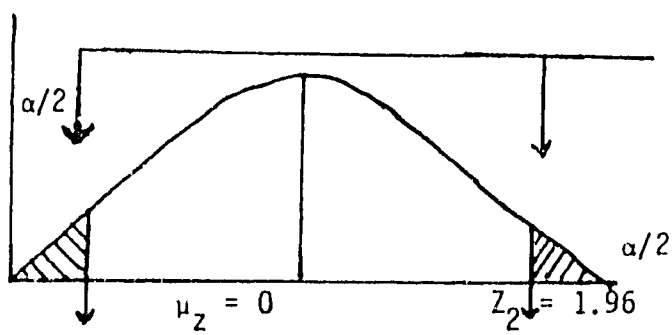
a) <u>Prueba de Z^*:</u>

La prueba de Z es una técnica estadística para someter a prueba hipótesis respecto al promedio de la población, cuando se tiene conocimiento de la variabilidad de la población, utilizando como base lo observado en una muestra. Para someter a prueba una hipótesis en general, se utilizará un procedimiento básico, el cual se describirá usando la prueba de Z^*.

Si un investigador tiene interés en revisar si la yodación de la sal cumple con los requisitos en cuanto al contenido de yodo de 80 partes por millón (μ_x = 80 ppm) y se conoce que σ_x = 8 ppm, selecciona una muestra y procede a probar la hipótesis respectiva.

Procedimiento:

1. Hipótesis nula. Ho: $\mu_x = \mu_0 = 80$
2. Hipótesis alterna. Ha: $\mu_x \neq \mu_0 = 80$
3. Nivel de significancia. $\alpha = .05$
4. Supuestos:
   a. Muestra aleatoria representativa (MAR)
   b. Contenido de yodo con distribución normal o aproximadamente normal (DN)
   c. Varianza conocida $\sigma_x^2 = 64$ ppm^2; $\sigma_x = 8$ ppm
5. Estadístico: $Z^* = (\bar{x} - \mu_0) / \sigma_{\bar{x}}$ donde $\sigma_{\bar{x}} = \sigma_x/\sqrt{n}$
6. Región de rechazo:
   a. Ha: (una o dos colas) - dos colas
   b. $\alpha = .05$
   c. Determinación:



Regiones de rechazo de la hipótesis nula.

(Según Tabla 1)

$Z_1 = -1.96$ (Según Tabla 1)

   d. Declaración:

   Se rechaza Ho: $\mu_x = 80$, si $Z^* \leq -1.96$ ó $Z^* \geq 1.96$.

7. Cálculo del estadístico: A partir de las n observaciones.

   $Z^* = (\bar{x} - \mu_0)/\sigma_{\bar{x}}$; donde $\sigma_{\bar{x}} = \sigma_x/\sqrt{n}$

Se investigaron n = 25 muestras de sal y se determinó el contenido de yodo. Los resultados fueron: $\bar{x}$ = 78 ppm y s_x = 8.5 ppm. (Datos ya calculados). Entonces:

$$Z^* = (78-80)/(8/\sqrt{25}) = -2.0/1.6 = -1.25$$

8. Conclusión:

   a. Como $Z^* = -1.25$ <u>no</u> cae en la región de rechazo, entonces <u>no</u> se rechaza la hipótesis nula.

   b. La yodación de la sal cumple con respecto al contenido de yodo en el nivel requerido.

   c. Existe una probabilidad de error tipo II (β) al llegar a esta conclusión, la cuál se espera sea mínima.

<u>NOTA:</u> El conocimiento de S_x = 8.5 ppm no es importante por incluir únicamente información de una de las posibles muestras, mientras que $\sigma_{\bar{x}}$ el cuál se conoce, corresponde al de todas las posibles muestras.

<u>Intervalo de confianza respecto al promedio.</u>

Cuando las pruebas de hipótesis incluyen una hipótesis alterna de dos colas, la estimación de un intervalo de confianza respecto al promedio resulta equivalente y la interpretación del intervalo es que con el 95 por ciento de confiabilidad, si α = .05, se incluye el promedio de la población dentro de los límites del intervalo. La equivalencia con respecto a la prueba de hipótesis resulta de comparar el valor del promedio hipotetizado con los valores entre los límites, si el valor hipotetizado está incluído entre los límites, entonces, la hipótesis no se rechaza y, si el valor hipotetizado es igual o menor que el límite inferior, o igual o mayor que el

límite superior entonces se rechaza la hipótesis.

En resumen, la prueba de hipótesis utiliza la distribución del estadístico para definir la región de rechazo, mientras que el intervalo utiliza la distribución de la variable observada.

El intervalo de confianza (IC) se define así en general:

$IC = [\, LI, LS \,]$ donde

$LI = \hat{\Psi} - LE$ Límite Inferior de la Estimación

$LS = \hat{\Psi} + LE,$ Límite Superior de la Estimación

$LE = D\,(EE\hat{\Psi})$ Límite de Error de la Estimación

$\hat{\Psi}$ = es la estimación de la cual se desea determinar el intervalo de confianza.

D = es el valor crítico de una distribución.

$EE\hat{\Psi}$ es el error estándar de la estimación.

En el caso del intervalo de confianza respecto al promedio,

$IC = [\, LI, LS \,]$ donde

$LI = \bar{x} - LE;\ LS = \bar{x} + LE,$

$LE = Z_{1-\alpha/2}\,(\sigma_x/\sqrt{n}\,)$

Entonces, en el problema de fortificación de la sal con yodo; si $\alpha = .05$

$IC = [\, 78-1.96(8/\sqrt{25}\,)\,,\ 78+1.96(8/\sqrt{25}\,)\,]$

$= [\, 78-3.1360,\ 78+3.1360\,]$

$= [\, 74.864,\ 81.136\,]$, el cual incluye 80 entre los límites inferior y superior, por lo tanto, no se rechaza la hipótesis Ho: $\mu_x = 80$ ppm. Con el 95% de confianza se incluye al promedio de nivel de yodo entre 74.864 y 81.136 ppm.

b) Prueba de t^*:

En la mayoría de situaciones, el investigador desconoce la variabilidad (σ_x^2) de un fenómeno bajo estudio, es decir, el supuesto de varianza conocida que se especificó al aplicar la prueba de Z^* no es sostenible. En esta situación, la prueba de hipótesis respecto al promedio de una población, se realiza a través de la prueba de t^*. Así, para el ejemplo del contenido de yodo en la sal, si no se tuviera el conocimiento sobre la magnitud de la varianza, se procedería de la siguiente manera:

1. Ho: $\mu_x = \mu_0 = 80$
2. Ha: $\mu_x \neq \mu_0 = 80$
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:

   a. MAR; b. DN; c. Varianza desconocida.
5. Estadístico: $t^* = (\bar{x} - \mu_0) \quad / S_{\bar{x}}$
6. Región de rechazo

   a. Ha: DOS COLAS

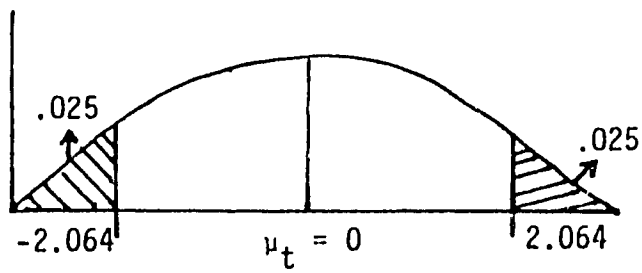
   b. $\alpha = .05$

   c. Grados de libertad (n-1)

   d. Determinación

Para la determinación de la región de rechazo, se necesita hacer uso de la Distribución de t de "Student". La distribución de t posee la misma forma que la distribución normal estándar, sin embargo, existen infinito número de distribuciones t, tantas como grados de libertad existen; es decir, existe una familia de distribuciones t. En este sentido, la definición de valores de t que definen probabilidades depende de cada distribución.

En la Tabla 2, se describen algunas distribuciones, y para cada distribución, valores de t de determinadas probabilidades. Por ejemplo, en el problema de yodo, los límites de t con n-1 = 24 grados de libertad serían t = -2.064 en la columna de .025 y t = 2.064, en la columna de .975 para α = .05.



e. Declaración

Se rechaza Ho: $\mu_x = 80$, si $t^* < -2.064$ ó $t^* > 2.064$

7. Cálculo del estadístico

$t^* = (78-80)/(8.5/\sqrt{25}) = {}^{-2/}1.7 = -1.18$

8. Conclusión:

   a. Como $t^* = -1.18$ no cae en la región de rechazo. No rechazo Ho: $\mu_x = 80$

   b. Se concluye que se cumple con requisitos de contenido.

   c. Se admite posible error tipo II al concluir esperando sea mínimo.

Intervalo de confianza.

$IC = [\, LI,\ LS \,]$, donde

$LI = \hat{\Psi} - LE$

$LS = \hat{\Psi} + LE$

$LE = t_{1-\alpha/2;n-1gl}\ (S_x/\sqrt{n})$

Si $t_{.975;24gl} = 2.064$; $S_x = 8.5$ y $n = 25$, entonces:

$LE = 2.064\ (8.5/\sqrt{25}) = 3.5088$, es decir,

$IC = [\, 78-3.5088,\ 78+3.5088 \,] = [\, 74.4912;\ 81.5088 \,]$

Con 95% de confianza se incluye entre 74.49 y 81.51 el valor del promedio de la población del contenido de yodo al fortificar la sal.

II. VARIANZA DE UNA POBLACION: PRUEBA DE χ^2_*:

Cuando el interés de la hipótesis es respecto a la variabilidad, el segundo parámetro de una distribución normal, entonces se realiza una prueba de χ^2_*. La mayoría de situaciones donde se prueban hipótesis respecto a la varianza, se refieren a control de calidad, es decir, que las unidades de observación sean homogéneas; así, en la producción de medicamentos, se desea que el contenido de elementos activos sea consistentemente el mismo para garantizar resultados similares. La mayoría de hipótesis alternas, en consecuencia, son de una cola, es decir, H_a: $\sigma_x^2 > \sigma_0^2$.

Si en el problema de la sal fortificada con yodo, existiera interés en evaluar la variabilidad respecto a lo que se conoce $\sigma_x^2 = 64$, el procedimiento es como sigue:

1. Ho: $\sigma_x^2 = \sigma_0^2 = 64$
2. Ha: $\sigma_x^2 > \sigma_0^2$
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:

   a. MAR; b. DN
5. Estadístico: $\chi^2_* = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \bar{x})^2 / \sigma_0^2$
6. Región de rechazo:

   a. Ha: Una cola

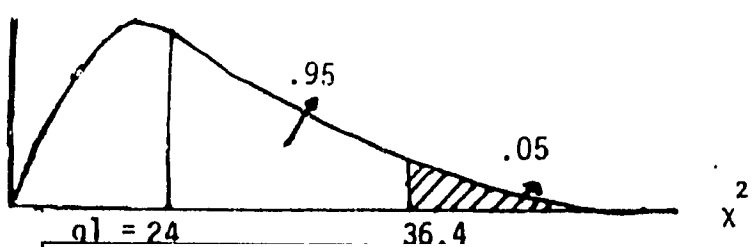
   b. $\alpha = .05$

   c. Grados de libertad n-1 = 24

   d. Determinación

En la determinación de la región de rechazo del estadístico χ^2_* se necesita conocer sobre el uso de la Distribución de χ^2 (Ji-Cuadrado):

Distribución de χ^2: Esta distribución es asimétrica respecto a los grados de libertad y toma valores desde 0 hasta ∞. La Tabla 3, describe distintas distribuciones de χ^2 para distintos grados de libertad para varios niveles de significancia. Por ejemplo, en el problema de yodo, los grados de libertad son n-1 = 24, considerando $\alpha = .05$ y una prueba de hipótesis alterna de una cola, los valores de χ^2 que definen la región de rechazo serían χ^2 (24 gl; .95).



e. Declaración: Se rechaza Ho: $\sigma^2 = 64$ si $\chi^2_* > 36.4$

7. Cálculo del estadístico: En base a los datos $n = 25$; $\bar{x} = 78$; $S = 8.5$

$$\chi^2_* = \frac{\Sigma(x_i-\bar{x})^2}{\sigma_0^2} = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$$

Puesto que: $S^2 = \frac{\Sigma\,(x_i-\bar{x})^2}{n-1}$ Entonces: $\chi^2_* = \frac{24(8.5)^2}{64} = 27.09$

8. Conclusión:

a. Como $\chi^2_* = 27.09$ no cae en la región de rechazo, no rechazo Ho: $\sigma^2 = 64$

b. Se concluye que la variabilidad no excede al límite establecido como aceptable respecto del yodo fortificado en la sal.

c. Se reconoce probabilidad β de error tipo II al llegar a esta conclusión, esperando sea mínima.

Intervalo de confianza de la varianza.

IC = [LI, LS] donde

$$LI = \frac{(n-1)S_x^2}{\chi^2_{1-\alpha/2;gl}} \; ; \quad LS = \frac{(n-1)S_x^2}{\chi^2_{\alpha/2;gl}}$$

En el problema de la fortificación de la sal con yodo, si $\alpha = .05$

$$LI = \frac{24(8.5)^2}{39.4} = 44.01; \quad LS = \frac{24(8.5)^2}{12.4} = 139.84 \quad \text{(Según Tabla 3)}$$

IC = [44.01, 139.84], el cual incluye con 95% de confianza la σ_x^2 verdadera.

Si se deseara determinar el valor máximo permitido en una muestra, este valor sería valor máximo = $(n-1)S_x^2 / \chi^2_{\alpha;gl}$. Entonces, en el problema de yodo en la sal valor máximo = $24(8.5)^2 / 13.8 = 125.6522$. Es decir, que si $S_x^2 \geq 125.6522$ no se cumple con el requisito de control de calidad de la fortificación de sal con yodo.

III. PROMEDIOS DE DOS POBLACIONES INDEPENDIENTES: PRUEBA DE t^*:

En muchas situaciones, el investigador tiene interés en evaluar el efecto entre dos tratamientos o la diferencia entre dos poblaciones. El objetivo principal, en general, es evaluar igualdad entre ambas poblaciones o experimentos; de esta forma, al rechazar la hipótesis de igualdad se concluye que el promedio de una población (o tratamiento) es mayor que otro. Además del interés en la igualdad entre poblaciones o tratamientos, pueden existir otras hipótesis tales como que la variable en observación es el doble en una población respecto a la otra.

En otras palabras, si $X_1 \sim N(\mu_{x_1}, \sigma_{x_1}^2)$ y $X_2 \sim N(\mu_{x2}, \sigma_{x2}^2)$ al obtener dos muestras independientes aleatorias representativas, se puede someter a prueba la hipótesis nula Ho: $\mu_1 = \mu_2$ o sea Ho: $\mu_1 - \mu_2 = 0$. Si la hipótesis nula es cierta, los promedios de las muestras $\bar{X}_1$ y $\bar{X}_2$ serán similares; en contraste, a si los promedios de las poblaciones son distintos, entonces $\bar{X}_1$ y $\bar{X}_2$ obtenidos de las muestras serán diferentes.

El modelo que describe la situación de dos poblaciones independientes será entonces:

$X_{ij} = \mu_i + \varepsilon_{ij} \qquad i = 1,2; \qquad j = 1,\ldots, N_i$

X_{ij} es la observación j de la población i.

μ_i es el promedio de cada población.

ε_{ij} es el error asociado con la observación j de la población i.

Otra forma de expresar este modelo es la siguiente:

$X_{ij} = \mu. + \delta_i + \varepsilon_{ij}$

$\mu.$ es el promedio global de ambas poblaciones.

δ_i es la diferencia entre cada promedio y el promedio global,

$\delta_i = \mu_i - \mu.$

Por esta razón, las hipótesis Ho: $\mu_1 - \mu_2 = 0$ es equivalente a Ho: $\delta_1 - \delta_2 = 0$, puesto que $\mu_1 = \mu. + \delta_1$ y $\mu_2 = \mu. + \delta_2$, entonces Ho: $(\mu. + \delta_1) - (\mu. + \delta_2) = 0$ es igual a Ho: $\mu. + \delta_1 - \mu. - \delta_2 = 0$ que es lo mismo que Ho: $\delta_1 - \delta_2 = 0$. Esta hipótesis se refiere a igualdad de diferencias o efectos de poblaciones o tratamientos.

Continuando con el problema de la fortificación de la sal con yodo, existe interés en evaluar si un método de fortificación acuoso aplicado a nivel de la evaporación del agua en piletas de cristalización produce los mismos resultados que el método tradicional de agregar una pre-mezcla de sal con yodo a la sal producida. Para este efecto, un investigador decide fortificar yodo utilizando ambos métodos y realiza muestreos independientes en la producción de cada uno de ellos. Los resultados se describen a continuación: Yodo en partes por millón

Premezcla: 67,68,69,72,74,76,78,78,80,81,81,82,84,84,87

Piletas: 60,65,67,69,73,75,77,78,78,78,79,81,82,83,83,84,89

Procedimiento:

1. Ho: $\mu(PIL) = \mu(PRE)$

2. Ha: $\mu(PIL) \neq \mu(PRE)$

3. $\alpha = .05$

4. Supuestos:

   a. 2 MAR, b. 2 PND, c. $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ (No probado)

5. Estadístico:

$$t^* = [(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)] / S_{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)} \text{ con } (gl_1 + gl_2) \text{ Grados de libertad}$$

donde

$$S_{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)} = \sqrt{S_c^2 (1/n_1 + 1/n_2)} \; ; \; S_c^2 = \frac{\Sigma(x_{1i} - \bar{x}_1)^2 + \Sigma(x_{2i} - \bar{x}_2)^2}{gl_1 + gl_2} \quad \text{ó}$$

$$S_c^2 = \frac{(n_1 - 1) S_1^2 + (n_2 - 1) S_2^2}{gl_1 + gl_2}$$

NOTA 1: Si Ho: $\mu_1 = \mu_2 \Longrightarrow$ Ho: $\mu_1 - \mu_2 = 0$, entonces $(\mu_1 - \mu_2)$ del numerador de t^* desaparece.

NOTA 2: La varianza de la diferencia entre dos poblaciones independientes normalmente distribuídas es la suma de ambas varianzas; esto mismo se aplica por consiguiente a la estimación del error estándar de la diferencia.

NOTA 3: S_c^2 es la mejor estimación de la varianza de las dos poblaciones por considerar la información de ambas muestras, en contraste con las varianzas S_1^2 y S_2^2, las cuales usan menos información.

NOTA 4: $S_{(\bar{x}_1 - \bar{x}_2)}$ es el error estándar de la diferencia.

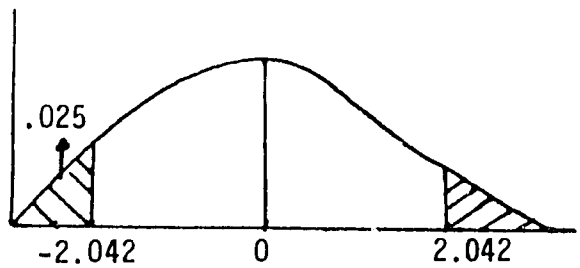
6. Región de Rechazo:

   a. Ha: dos colas

   b. $\alpha = .05$

   c. $gl = gl_1 + gl_2 = 16 + 14 = 30$

   d. Determinación, usando Tabla 2.



   e. Declaración de Rechazo:

   Rechazo Ho: $\mu_1 = \mu_2$ si $t^* \leqslant -2.042$ ó $t^* \geqslant 2.042$

7. Cálculo del Estadístico:

	METODO MEZCLA	METODO PILETAS
$\bar{X}$	77.4000	76.5294
S^2	38.8286	57.8897
n	15	17

$t^* = (77.4000 - 76.5294)/\sqrt{48.9945\ (1/15 + 1/17)} = .8706/2.4796 = .3511$

$S_c^2 = [14\ (38.8286) + 16(57.8897)]\ /\ [14+16] = 1469.8353/30 = 48.9945$

8. Conclusión:

   a. $t^* = .3511$ no cae en región de rechazo, no se rechaza Ho: $\mu_1 = \mu_2$

   b. Se concluye que ambos métodos de fortificación de la sal con yodo producen los mismos resultados.

   c. Se admite una probabilidad β de cometer error tipo II al concluir, esperando sea mínima.

   <u>NOTA:</u> Z^* puede aplicarse sustituyendo σ_1^2 y σ_2^2 en lugar de S_1^2 y S_2^2, cuando las varianzas son conocidas.

Intervalo de confianza.

$$IC = \hat{\Psi} \pm LE$$

$$\hat{\Psi} = \bar{x}_1 - \bar{x}_2$$

$$LE = t(1-\alpha/2;\ (n_1-1) + (n_2-1))\ S_{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)}$$

$$S_{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)} = \sqrt{S_c^2\ (1/n_1 + 1/n_2)}$$

$$S_c^2 = [(n_1-1)\ S_1^2 + (n_2-1)\ S_2^2\ ]\ /\ [\ (n_1-1) + (n_2-1)\ ]$$

Intervalos de confianza en base a Z pueden calcularse usando $Z_{1-\alpha/2}$ en lugar del valor de t; y varianzas σ_1^2 y σ_2^2 en lugar de S_1^2 y S_2^2.

En el problema de los dos métodos de fortificación de la sal con yodo, para un IC al 90% sería:

$$\hat{\Psi} = \bar{x}_1 - \bar{x}_2 = 77.4 - 76.5294 = .8706$$

$$LE = t_{.95;30gl}\ S_{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)} = 1.697\ (2.4796) = 4.2079$$

$$S_{(\bar{x}_1-\bar{x}_2)} = \sqrt{48.9945\ (1/16 + 1/18)} = 2.4796$$

$$S_c^2 = \frac{14(38.8286) + 16\ (\ 57.8897)}{14 + 16} = 48.9945$$

Entonces:

$$IC = [.8706 - 4.2079,\ .8706 + 4.2079] = [-3.3373,\ 5.0785]$$

Es decir, que con 90% de confiabilidad se incluye entre -3.3373 y 5.0785 la diferencia del nivel de fortificación entre ambos métodos. Como puede observarse la no diferencia o igualdad no se rechaza ya que el intervalo de confianza incluye cero, por lo tanto, la Ho: $\mu_1-\mu_2 = 0$ no se rechaza al considerar $\alpha = .10$.

<u>NOTA</u>: El valor de t leído de la Tabla 2 <u>siempre</u> será de la distribución con los grados de libertad de la estimación de S_c^2.

IV. VARIANZAS DE DOS POBLACIONES INDEPENDIENTES. PRUEBA DE F^*:

Cuando se somete a prueba la hipótesis nula de igualdad entre dos promedios provenientes de dos poblaciones independientes, uno de los supuestos que se sustentan es que las varianzas de ambas poblaciones son iguales, es decir, Ho: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2$. En realidad, se debe probar este supuesto antes de proceder a la prueba de la hipótesis Ho: $\mu_1 = \mu_2$. Si este supuesto de igualdad de varianza no se cumple, la prueba de t^* no es aplicable.

En el problema de los métodos de fortificación de la sal con yodo (premezcla y piletas), el supuesto de igualdad de varianzas no fue probado; sin embargo, la prueba correspondiente sería:

1. Ho: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$
2. Ha: $\sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:

   a. 2 MAR b. 2 PND
5. Estadístico:

   $F^* = \dfrac{S_1^2}{S_2^2}$ con (gl_1, gl_2) grados de libertad, donde S_1^2 es la varianza de las observaciones del método MEZCLA y S_2^2 del método de PILETAS.

6. Región de rechazo:

   a. Ha = Dos colas

   b. $\alpha = .05$

   c. $gl_1 = 14$; $gl_2 = 16$

   d. Determinación:

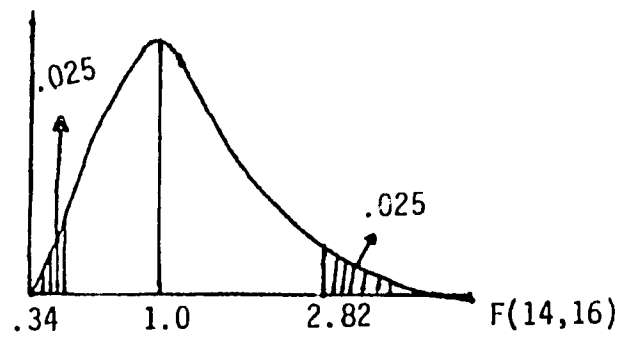
Para determinar la región de rechazo del estadístico F^* se necesita hacer uso de la distribución de F. Una descripción detallada de la distribución de F, para determinar la región de rechazo en la prueba de hipótesis de igualdad de varianzas, se encuentra en la Tabla 4.

Para $\alpha = .05$, con dos colas, $gl_1 = 14$ y $gl_2 = 16$. En la Tabla 4 se lee:

$F_2 = F(1-\alpha/2;\ gl_1, gl_2) = F(.975;\ 14,16) = 2.82$

$F_1 = F(\alpha/2;\ gl_1, gl_2) = 1/F(1-\alpha/2;\ gl_2, gl_1)$

$= 1/F(.975;\ 16,\ 14) = 1/2.92 = .34$



e. Declaración:

Rechazo Ho: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2$ si $F^* \leq .34$ ó $F^* \geq 2.82$

7. Cálculo del estadístico:

$$F^* = \frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{38.8286}{57.8897} = .67 \text{ con } 14,16 \text{ grados de libertad}$$

8. Conclusión:

a. Como $F^* = .67$ no cae en la región de rechazo, no se rechaza la hipótesis nula de igualdad de varianzas.

b. Concluyéndose que el supuesto de igualdad de varianzas es correcto.

c. Se admite una probabilidad mínima de cometer error del tipo II al no rechazar el supuesto.

V. PROMEDIOS DE DOS POBLACIONES DEPENDIENTES:

Se habla de una situación con dos poblaciones dependientes cuando las unidades de observación muestran respuestas asociadas entre ambas poblaciones, es decir, la primera observación de una población está asociada con la primera observación de otra población. Muchas son las situaciones en que las unidades de observación están asociadas, por ejemplo, cuando se evalúa el estado nutricional en un niño, su respuesta estará asociada al estado nutricional de sus hermanos, ya que realmente pertenecen a una misma familia; de la misma forma puede decirse que el ingreso familiar de una familia en una plantación de café estará asociado al ingreso familiar de las otras familias de la misma plantación de café.

La utilidad de tener respuestas relacionadas en las observaciones puede aprovecharse más eficientemente en situaciones experimentales, por ejemplo, cuando la unidad de observación es su propio control, entonces se aplica una dieta para recuperación nutricional y se determina el estado nutricional al inicio y al final para evaluar el efecto del tratamiento. Un niño puede ser distinto de otro en su estado nutricional inicial, es decir, que en la evaluación del efecto del tratamiento debe aislarse la variación entre los niños, lo cual se logra considerando la diferencia entre el estado nutricional final e inicial para cada niño. En este sentido, se formula una hipótesis nula de no diferencia entre el inicio y el final del tratamiento, pero si en realidad existe un efecto en recuperación nutricional por el tratamiento, entonces la hipótesis nula será rechazada.

Otro ejemplo sería, si existe interés en evaluar la diferencia entre los efectos de dos tratamientos en recuperación nutricional, entonces se identifican dos niños con el mismo estado nutricional inicial y en forma aleatoria se asigna un niño a un tratamiento; y el otro, al segundo tratamiento. Puede verse que en este caso, el niño es su propio control y la diferencia en su estado nutricional final e inicial es la variable de evaluación del efecto del tratamiento, por lo tanto, para comparar los tratamientos, se utilizan las diferencias observadas en cada pareja de niños.

Un investigador realizó un estudio con el fin de evaluar la efectividad de un nuevo esquema de tratamiento de niños desnutridos respecto al que actualmente se practicaba en un hospital del área centroamericana. Para este fin, formó pares de niños con características similares en estado de desnutrición y los asignó en forma aleatoria a ambos esquemas de tratamiento después que los niños estaban libres de otra patología. Las ganancias en valores de Z de peso para talla (ZPT final - ZPT inicial) según las normas de la OMS (NCHS), fueron registradas para cada niño. Los datos se describen a continuación:

CAMBIO DE Z DE PESO PARA TALLA

	Pareja de niños	Hospital	Nuevo	Diferencia (nuevo-hospital)
	1	1.0	1.2	.2
	2	1.2	1.8	.6
	3	.8	1.4	.6
	4	.6	1.0	.4
	5	1.1	1.9	.8
	6	.8	1.5	.7
	7	.4	1.4	1.0
	8	.7	1.3	.6
	9	.8	1.2	.4
	10	.6	1.8	1.2
	Σx	8.0	14.5	6.5
	$\bar{x}$	.80	1.45	.65
n=10 parejas	Σx^2	6.94	21.83	5.01

Procedimiento:

1. Ho: $\mu_N = \mu_H \equiv$ Ho: $\mu_N - \mu_H = 0$

2. Ha: $\mu_N - \mu_H \neq 0$

3. $\alpha = .05$

4. Supuestos:

   a. MAR de diferencias

   b. Diferencias PND

5. Estadístico:

   $t^* = \bar{x}_d / S_{\bar{d}}$ con (n-1) grados de libertad

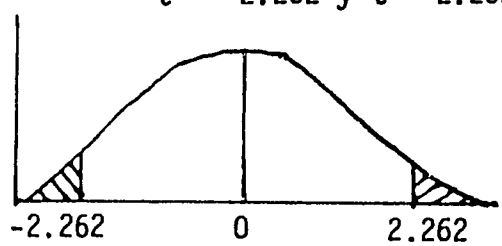
6. Región de rechazo:

   a. Ha = Dos colas

   b. $\alpha = .05$

   c. gl = n-1 = 9

   d. Determinación: t = -2.262 y t = 2.262 (Según Tabla 2).



   e. Declaración:

   Se rechaza Ho: $\mu_N - \mu_H = 0$ si $t^* < -2.262$ ó $t^* > 2.262$

7. Cálculo del Estadístico: Al realizar cálculos; $\bar{x}_d = .65$,

$$S_d = \sqrt{\frac{\Sigma x^2 - (\Sigma x)^2/n}{n-1}} = \sqrt{\frac{5.01-(6.5)^2/10}{9}} = \sqrt{\frac{.7850}{9}} = .2953$$

$$S_{\bar{d}} = \frac{S_d}{\sqrt{n}} = \frac{.2953}{\sqrt{10}} = .0934$$

$$t^* = \bar{x}_d \Big/ S_{\bar{d}} = \frac{.65}{.0934} = 6.96$$

8. Conclusión:

a. Como $t^* = 6.96$ cae en la región de rechazo, entonces se rechaza la Ho: $\mu_N = \mu_H$.

b. Se concluye que el efecto del tratamiento nuevo de niños desnutridos es mayor que el tratamiento propio del hospital

c. Existe la probabilidad de error al llegar a esta conclusión la cuál, es igual o menor al 5%.

Intervalo de confianza.

El intervalo de confianza al 95% se refiere respecto a la diferencia en tratamientos como en el caso de dos poblaciones independientes.

$$IC = \hat{\Psi} \pm LE$$

$$\hat{\Psi} = \bar{x}_N - \bar{x}_H = 1.45 - .80 = .65$$

$$LE = t_{\substack{1-\alpha/2 \\ n-1\ gl}} \quad S_{(\bar{x}_N - \bar{x}_H)} = 2.262\ (.0934) = .21$$

Entonces:

$$IC = [.65 - .21;\ .65 + .21] = [.44,\ .86]$$

Es decir, que entre .44 y .86 se incluye la diferencia en valores Z de peso para talla entre los efectos del tratamiento nuevo y del hospitalario con una confiabilidad del 95%. Dado a que entre los límites del intervalo no se incluyó cero, existe diferencia significativa; esta conclusión es la misma a la que se llegó en la prueba de hipótesis nula Ho: $\mu_N - \mu_H = 0$.

VI. PROMEDIOS DE TRES O MAS POBLACIONES INDEPENDIENTES. PRUEBA DE F^*:

En muchas circunstancias interesa evaluar si los promedios de tres o más problaciones son semejantes o no, y si no existe semejanza entre ellas, cuál o cuáles son las distintas; esto mismo puede decirse, si el interés está relacionado con la evaluación de la efectividad de distintos tratamientos en un conjunto de individuos o unidades experimentales. Así por ejemplo, puede existir interés en evaluar si el nivel de fortificación de la sal con yodo es semejante en los países centroamericanos, e identificar aquellos que son diferentes si este es el caso; por otra parte, puede existir interés en evaluar más de dos distintos métodos para fortificar la sal. Una situación similar podría presentarse en la fortificación de azúcar con vitamina A.

Cuando el interés está relacionado con la determinación de diferencias entre más de dos promedios en base a un criterio que está presente en las unidades de observación, a este criterio se le denomina factor, así por ejemplo, si se desea determinar diferencias de talla en individuos entre distintos grupos de edad, entonces edad es un factor; por otro lado, si el interés es determinar las diferencias o efectos de un criterio adjudicado a las unidades de observación, este criterio se conoce como tratamiento, por ejemplo, al evaluar la efectividad de 4 dietas terapéuticas en niños desnutridos, los niños son asignados a cada dieta o tratamiento.

Una descripción cuantitativa de la relación entre la variable de interés, conocida como variable dependiente, y un factor o tratamiento, o variable independiente, se realiza a través de un modelo, así:

$X_{ij} = \mu. + \delta_i + \varepsilon_{ij}$ donde $i = 1,.., t$ poblaciones o tratamientos;

$j = 1,.., N_i$ observaciones en población o tratamiento i.

X_{ij} es la observación j de la población o tratamiento i.

$\mu.$ es el promedio global o diferencia entre el promedio.

δ_i es el efecto o diferencia entre el promedio de la población o tratamiento i y promedio global, $\mu_i - \mu. = \delta_i$

ε_{ij} es el error asociado con la observación j de la población o tratamiento i; es decir, $X_{ij} - \mu_i$

Los supuestos que este modelo considera son:

1. $\mu.$ es desconocido pero constante.
2. δ_i son desconocidos pero constantes y $\Sigma\delta_i = 0$
3. ε_{ij} son independientes (MAR)
4. ε_{ij} son distribuídos normalmente con promedio 0 y varianza σ^2
5. Las varianzas son iguales, es decir, $\sigma_i^2 = \sigma^2$

Considerando la expresión en el modelo anterior, si el interés es evaluar la igualdad de las poblaciones o tratamientos, es posible construir un modelo basado en muestras aleatorias y representativas extraídas de las poblaciones, o tratamientos asignadas aleatoriamente, a unidades de observación de manera que el modelo en muestras sería:

$X_{ij} = \bar{\bar{X}} + D_i + e_{ij}$ $i = i,..., t$ poblaciones o tratamientos;

$j = 1,..., n_i$ observaciones en muestra de población o tratamiento i.

X_{ij} es la observación j de la muestra i.

$\bar{\bar{X}}$ es el promedio global

D_i es la diferencia entre el promedio de la muestra i y el promedio global $\bar{X}_i - \bar{\bar{X}}$

e_{ij} es el error asociado con la observación j en la muestra i.

Para ejemplificar la situación descrita por el modelo antes referido, se revisará sobre el interés de un investigador de determinar si existen diferencias del estado nutricional actual en 4 comunidades (t=4), para lo cuál, seleccionó muestras de niños entre 18 y 24 meses de edad en cada una de ellas (n_1=10, n_2=11, n_3=12, n_4=11), y el valor de Z de peso para talla fue calculado. El procedimiento correspondiente es como sigue:

1. Ho: $\mu_A = \mu_B = \mu_C = \mu_D$ (Igualdad en estado nutricional actual)
2. Ha: Por lo menos una comunidad tiene diferente estado nutricional actual.
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:
   a. 4 MAR
   b. 4 PND
   c. Igualdad de varianzas, $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma^2$ (No probado)
5. Estadístico:

$$F^* = \frac{gl_E \, \Sigma \, (\bar{X}_i - \bar{\bar{X}})^2}{gl_G \, \Sigma \, (X_{ij} - \bar{X}_i)^2} \quad \text{con } (gl_G, gl_E) \text{ grados de libertad}$$

6. Región de Rechazo:
   a. Ha = una cola (siempre).
   b. $\alpha = .05$
   c. $gl_G = t-1 = 4-1 = 3;$

$$gl_E = \sum_{i=1}^{t} gl_i = (n_1-1) + (n_2-1) + (n_3-1) + (n_4-1)$$
$$= (10-1) + (11-1) + (12-1) + (11-1) = 40$$

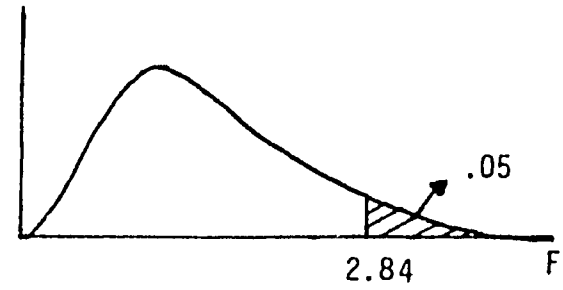
d. Determinación: Según la Tabla 5.

$F(.95;3,40) = 2.84$

e. Declaración:

Se rechaza Ho: $\mu_A = \mu_B = \mu_C = \mu_D$

si $F^* \geq 2.84$



7. Cálculo del Estadístico:

Para calcular el estadístico F^* tal como se definió anteriormente, se procederá a completar una tabla conocida como tabla de análisis de varianza la cuál incluye los elementos necesarios para obtener F^*.

TABLA DE ANALISIS DE VARIANZA (TAV)

Fuente de Variación (FV)	Grados de Libertad (GL)	Suma de Cuadrados (SC)	Cuadrado Promedio (CM)	F^*
Grupos	GL_G	SC_G	$CM_G = SC_G/GL_G$	$F^* = CM_G/CM_E$
Error	GL_E	SC_E	$CM_E = SC_E/GL_E$	

La cual descrita usando las observaciones sería:

TAV:

FV	GL	SC
Grupos	t-1	$SC_G = \Sigma (\bar{X}_i - \bar{\bar{X}})^2$
Error	$\sum_{i-1}^{t} (n_i-1)$	$SC_E = \Sigma (X_{ij} - \bar{X}_i)^2$

Pero resulta más fácil calcular la TAV de la manera siguiente:

TAV:

FV	GL	SC	CM	
Grupos	$t-1$	$SC_G = \sum_{i=1}^{t} \frac{T_i^2}{n_i} - \frac{(\Sigma X_{ij})^2}{n_T}$	$CM_G = \frac{SC_G}{GL_G}$	$F^* = \frac{CM_G}{CM_E}$
Error	$\sum_{i=1}^{t} (n_i-1)$	$SC_E = (\Sigma x_{ij}^2 - (\Sigma x_{ij})^2/n_T) - SC_G$	$CM_E = \frac{SC_E}{GL_E}$	

Donde $T_i = \sum_{j=1}^{n_i} X_{ij}$, es decir la suma de las observaciones en el grupo i.

$n_T = \sum_{i=1}^{t} n_i$, es decir la suma de las observaciones de los grupos

DATOS:

	GRUPO A	GRUPO B	GRUPO C	GRUPO D	TOTAL	
	-2.0	-1.0	-0.5	-1.0		
	-1.8	-0.9	-0.4	-0.5		
	-1.7	-0.5	-0.3	-0.4		
	-1.4	-0.2	-0.2	-0.3		
	-1.3	-0.1	-0.1	0.3		
	-1.2	0.0	0.0	0.4		
	-1.1	0.4	0.0	0.5		
	-0.6	0.7	0.8	0.9		
	0.5	1.0	0.9	1.0		
	0.2	1.5	1.5	1.5		
		1.6	1.6	1.8		
			1.7			
n_i	10	11	12	11	44	$= n_T$
$\bar{X}_i$	- 1.0400	0.2273	0.4167	0.3818	.0295	$= \bar{\bar{X}}$
T_i	-10.4	2.5	5.0	4.2	1.3000	$= \Sigma X_{ij}$
ΣX^2	17.08	8.57	9.70	9.30	44.65	$= \Sigma X_{ij}^2$
S_i^2	0.6960	0.8002	0.6924	0.7696	$S_C^2 = CM_E = .7395$	

$$S^2_C = (n_1-1)\, S_1^2 + (n_2-1)S_2^2 + (n_3-1)S_3^2 + (n_4-1)S_4^2)/(gl_1+gl_2+gl_3+gl_4)$$

$$= (9(.6960)+10(.8002)+11(.6924)+10(.7696))/40 = 29.5784/40 = .7395$$

TAV:

FV	GL	SC	CM	F^*
GRUPOS	3	$(\frac{-10.4^2}{10} + \frac{2.5^2}{11} + \frac{5.0^2}{12} + \frac{4.2^2}{11}) - (\frac{1.3^2}{44}) = 15.0327$	5.0109	6.78
ERROR	40	$(44.65 - 1.69/44 - 15.0327) = 29.5788$	0.7395	

F (.95; 3,40) = 2.84

8. Conclusión:

a. Como $F^* = 6.78$, mayor que F(.95; 3,40) = 2.84, se rechaza Ho:

$\mu_A = \mu_B = \mu_C = \mu_D$

b. Se concluye que el estado nutricional actual es distinto en por lo menos una de las comunidades estudiadas.

c. Se admite posible error tipo I menor o igual que 5% al llegar a esta conclusión.

NOTA 1:

Una forma de verificar si el cálculo del estadístico F^* ha sido correcto es comparando

$$SC_E = \sum_{i=1}^{t} (n_i-1)S_i^2$$

29.5788 = 9(.6960) + 10 (.8002) + 11 (.6924) + 10 (.7696)

29.5788 = 29.584

Lo cual es prácticamente igual, considerando los errores de aproximación en el cálculo de las S_i^2.

NOTA 2:

Si $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma_3^2 = \sigma_4^2 = \sigma^2$, entonces $S_C^2 = CM_E$ es la mejor estimación de la varianza por considerar toda la información disponible, en contraste a las estimaciones S^2_i para cada grupo basadas en menos información.

Intervalo de confianza.

a) Comparaciones binarias (Tukey):

$$IC = [\, LI,\ LS \,]$$

$$LI = \hat{\Psi}_k - LE$$

$$LS = \hat{\Psi}_k + LE$$

$$\hat{\Psi}_k = \bar{X}_i - \bar{X}_j \qquad i < j \ ;\ K = 1,L \ ;\ L = \frac{t(t-1)}{2}$$

$$LE = q(\alpha;t;GL_E)\ EE(\hat{\Psi})$$

$q(\alpha;t;GL_E)$ Según la Tabla 6

$$EE(\hat{\Psi}) = \sqrt{CM_E/n^*}$$

$$n^* = t/\sum_{i=1}^{t} (1/n_i)$$

Si el IC incluye cero entre LI y LS entonces, la diferencia de los promedios i y j no es significativa y la Ho: $\mu_i = \mu_j$ no se rechaza.

En el ejemplo del estado de nutrición actual en las 4 comunidades, las comparaciones binarias serían:

$$L = t(t-1)/2 = 4(3)/2 = 6;\ K = 1,\ldots,6;\ n^* = 4/(\frac{1}{10} + \frac{1}{11} + \frac{1}{12} + \frac{1}{10}) = 10.6883$$

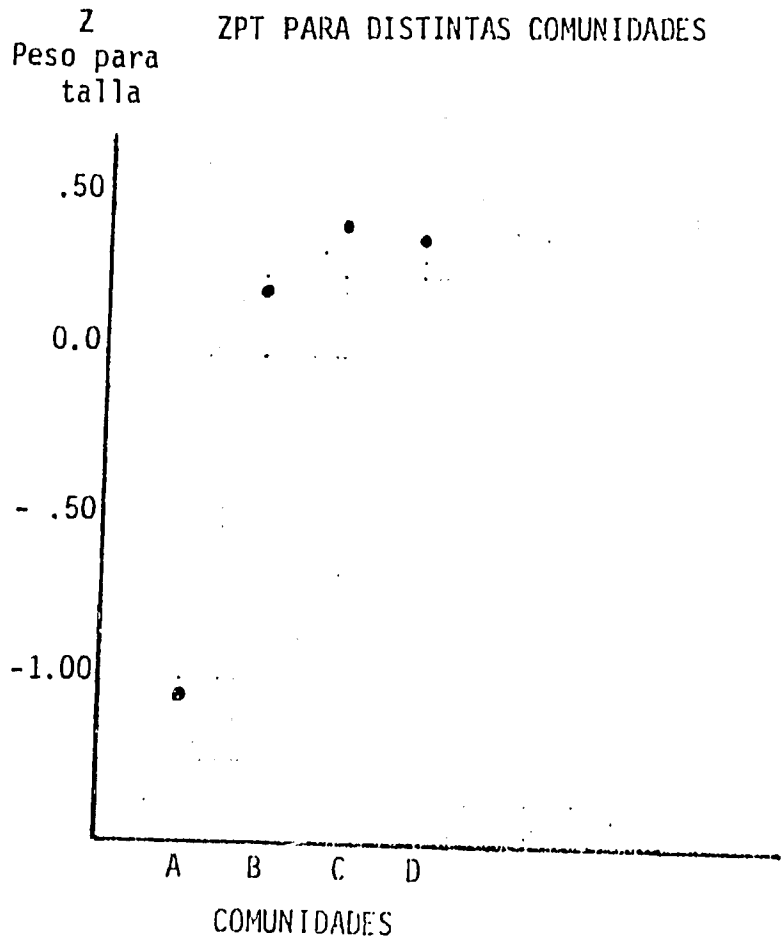
$$LE = q\ EE = (3.79)\ \sqrt{.7395/10.6883} = .9969$$

K	i	j	$\bar{X}_i - \bar{X}_j = \hat{\psi}_k$	LI	LS	Significancia
1	1	2	-1.0400 -.2273 = -1.2673	[-2.2642,	-0.2704]	* (No incluye 0)
2	1	3	-1.0400 -.4167 -1.4567	[-2.4536,	-0.4598]	* (No incluye 0)
3	1	4	-1.0400 -.3818 -1.4218	[-2.4187,	-0.4249]	* (No incluye 0)
4	2	3	0.2273 -.4167 -0.1894	[-1.1863,	0.8075]	NS (Incluye 0)
5	2	4	0.2273 -.3818 -0.1545	[-1.1514,	0.8424]	NS (Incluye 0)
6	3	4	0.4167 -.3818 0.0349	[-0.9620	1.0318]	NS (Incluye 0)

* Significativo; NS = No Significativo

Una descripción de los promedios obtenidos se observa en la siguiente gráfica:

ESTADO NUTRICIONAL SEGUN EL INDICADOR
ZPT PARA DISTINTAS COMUNIDADES



Puede identificarse que la comunidad A posee un estado nutricional actual menor significativamente que las comunidades restantes, de acuerdo con las comparaciones binarias.

Las comparaciones binarias en general, son útiles cuando los grupos o niveles de un factor o tratamiento son de naturaleza cualitativa. Algunos ejemplos, si se desea determinar diferencias entre 5 dietas con distintas fuentes de proteínas, o entre 3 distintos métodos para incorporar el retinol al azúcar, etc.

b) Comparaciones generales (Scheffé):

Cuando existen otras hipótesis aparte de las que evalúan las comparaciones binarias, se realizan comparaciones o contrastes generales. En otras palabras, el número de hipótesis de interés pueden ser en mayor número. En estas circunstancias para garantizar un nivel de significancia específico en la hipótesis a probar, se realiza un contraste de tipo Scheffé en forma de intervalo de confianza. Por ejemplo, en el problema del estado nutricional actual en las 4 comunidades, si las comunidades B, C y D estuvieron bajo un programa de ayuda alimentaria y educación alimentaria nutricional de reflexión-acción, mientras que la comunidad A no ha tenido participación alguna, entonces una hipótesis de interés sería respondiendo a la pregunta: ¿Existe diferencia entre comunidades con programas y sin programas? Esta pregunta en forma de hipótesis nula corresponde a: Ho: $\mu_A = (\mu_B + \mu_C + \mu_D)/3$ ó Ho: $3\mu_A = \mu_B + \mu_C + \mu_D$ ó Ho: $3\mu_A - \mu_B - \mu_C - \mu_D = 0$

Esta hipótesis corresponde al siguiente contraste: $\Psi = \sum_{i=1}^{t} C_i \mu_i$ donde C_i es el coeficiente i del contraste y μ_i es el promedio de la comunidad i.

En base a las muestras de las comunidades, el contraste sería:

$$\hat{\Psi} = \sum_{i=1}^{t} C_i \bar{X}_i$$

$$= 3\bar{X}_A - 1\bar{X}_B - 1\bar{X}_C - 1\bar{X}_D$$

$$IC = (\hat{\Psi}) = [\, LI, LS \,]$$

$$LI = \hat{\Psi} - LE$$

$$LS = \hat{\Psi} + LE$$

$$LE = \sqrt{(GL_G)\, F(1-\alpha;\, GL_G,\, GL_E)} \quad \sqrt{CM_E \;\; \Sigma(c_i^2/n_i)}$$

Es decir,

$$\hat{\Psi} = 3(-1.04) - .2273 - .4167 - .3818 = -4.1458$$

$$LE = \sqrt{3\, F(.95;3,40)} \sqrt{.7395\, (\frac{3^2}{10} + \frac{-1^2}{11} + \frac{-1^2}{12} + \frac{-1^2}{11})}$$ (ver Tabla 5 para F(.95;3,40)

$$LE = \sqrt{3(2.84)} \sqrt{.7395(1.1652)} = \sqrt{8.52} \sqrt{.8616}$$

$$LE = (2.9189)\,(.9282) = 2.7093$$

$$LI = -4.1458 - 2.7093 = -6.8551$$

$$LS = -4.1458 + 2.7093 = -1.4365$$

IC = [-6.8552, -1.4364] el cuál <u>no</u> incluye cero, por lo que la hipótesis Ho: $\mu_A = (\mu_B + \mu_C + \mu_D)/3$ se rechaza, concluyéndose que el estado nutricional actual en las comunidades con programas es mayor significativamente que en la comunidad control. La probabilidad de error al concluir es 5% o menos.

c) <u>Comparaciones ortogonales</u>:

Cuando un factor o tratamiento implica niveles cuantitativos, es decir, por ejemplo si en una comunidad se determina el estado nutricional actual y se desea investigar si la edad de los preescolares está asociado a su situación

nutricional, el factor edad tiene una connotación cuantitativa. Si el factor edad incluye los niveles < 12, 12-23, 24-35, 36-47 y 48-59 meses de edad, entonces los siguientes contrastes permiten determinar las tendencias o asociaciones, según la Tabla 7.

Contrastes	Coeficientes C_i				
Tendencias	< 12	12-23	24-35	36-47	48-59
1. Lineal	-2	-1	0	+1	+2
2. Cuadrática	+2	-1	-2	-1	+2
3. Cúbica	-1	+2	0	-2	+1
4. Cuártica	+1	-4	+6	-4	+1

Entonces, las estimaciones correspondientes son:

$$\hat{\Psi}_{LINEAL} = -2\bar{X}_1 - 1\bar{X}_2 + 0\bar{X}_3 + 1\bar{X}_4 + 2\bar{X}_5$$

$$\hat{\Psi}_{CUADRATICA} = +2\bar{X}_1 - 1\bar{X}_2 - 2\bar{X}_3 - 1\bar{X}_4 + 2\bar{X}_5$$ y así, sucesivamente.

El límite de error LE de cada contraste sería:

$$LE(\hat{\Psi}) = \sqrt{F(1-\alpha;1, GL_E)} \qquad \sqrt{CM_E \ \Sigma(c_i^2/n_i)}$$

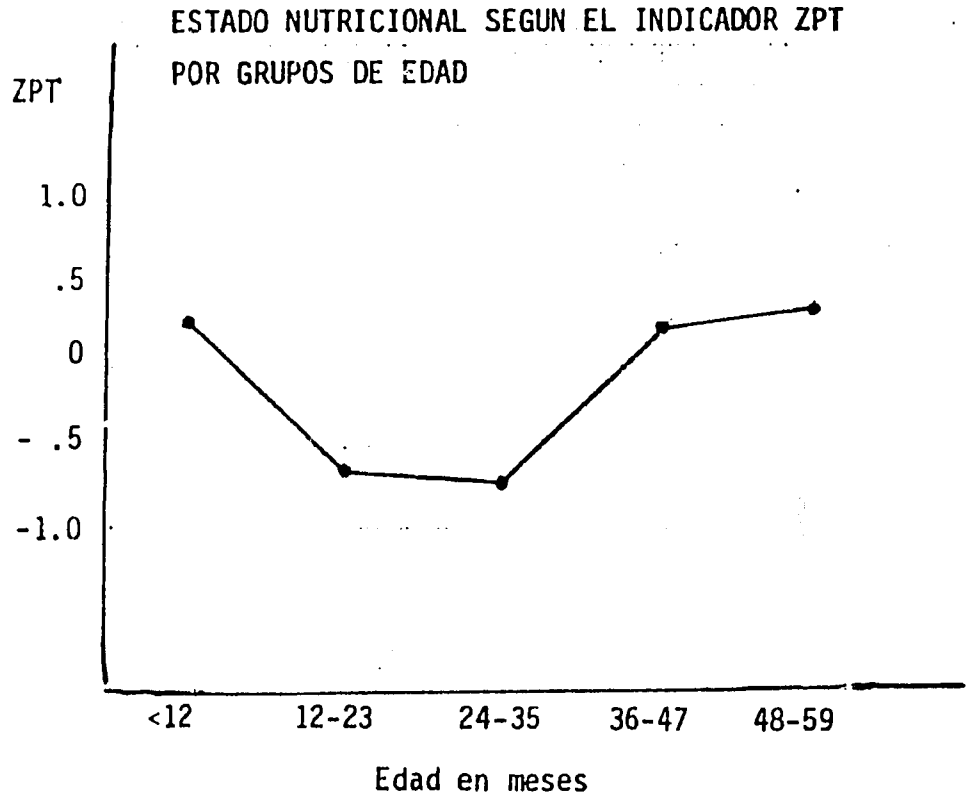
Si $|\hat{\Psi}| \geqslant LE(\hat{\Psi})$ entonces el contraste es significativo.

Se desea realizar una evaluación del estado nutricional actual de preescolares en relación a la edad de los niños. Los resultados que se dan a continuación, muestran valores Z de peso para talla (ZPT):

Grupos de edad en meses

	<12	12-23	24-35	36-47	48-59	
	- .5 1.0 1.3 - .2 - .4 .6 .2	- .5 -1.5 0.0 0.3 - .6 -1.6 - .6 - .4	- .4 -1.4 0.1 - .2 -1.6 -1.5 - .5 - .3	- .1 - .4 .5 1.0 - .1 .5 .5	- 0.4 0.0 1.2 1.5 0.0 - .2 - .2	
n_i	7	8	8	7	7	37
$\bar{X}_i$	.2857	- .6125	- .7250	.2714	.3857	- .1108
T_i	2.0	-4.9	-5.8	1.9	2.7	-4.1
ΣX^2	3.54	6.03	7.32	1.93	3.93	22.75
S^2	.4948	.4327	.4450	.2357	.4814	CM_E = .4192*

* Calculado en la TAV



Los valores absolutos de $\hat{\Psi}$ CUADRATICA y CUBICA son mayores o iguales que su LE($\hat{\Psi}$), es decir, 3.1339 > 1.8233y 1.6678 > 1.5366, la diferencia entre grupos se debe a un comportamiento cuadrático y cúbico del estado nutricional, en función de la edad, existiendo una disminución significativa en los grupos de edad intermedios de 12-23 y 24-35 meses respecto a los otros grupos de edad.

NOTA: Unicamente en comparaciones ortogonales puede utilizarse como distribución base en la estimación del límite de error de las comparaciones, $F(1-\alpha;1,gl_E)$ ó $t(1-\alpha/2;\ gl_E)$. Para comparaciones generales, no ortogonales se recomienda el procedimiento de Scheffé.

TAV:

FV	GL	SC	CM	F^*
Grupos	4	$(\frac{4}{7} + \frac{24.01}{8} + \frac{33.64}{8} + \frac{3.61}{7} + \frac{7.29}{7}) - \frac{16.81}{37} = 8.8805$	2.2201	5.30 P<.05
Error	32	$(22.75 - \frac{16.81}{37} - 8.8805) = 13.4152$	.4192	

F (.95; 4,32) = 2.67

Estimaciones:

$\hat{\Psi}$ =	$\Sigma\, c_i \bar{X}_i$		$\hat{\Psi}$	Significancia
LINEAL	-2(.2857)-1(-.6125)+0(-.725)+1(.2714)+2(.3857)	=	1.0839	NS
CUADRATICA	2(.2857)-1(-.6125)-2(-.725)-1(.2714)+2(.3857)	=	3.1339	P < .05
CUBICA	-1(.2857)+2(-.6125)+0(-.725)-2(.2714)+1(.3857)	=	-1.6678	P < .05
CUARTICA	1(.2857)-4(-.6125)+6(-.725)-4(.2714)+1(.3857)	=	-2.3142	NS

Límites de Error:

$LE(\hat{\Psi})$ =	$\sqrt{F(1-\alpha;1, GL_E)}$		$\sqrt{CM_E\ \Sigma(c_i^2/n_i)}$		$LE(\hat{\Psi})$
LINEAL =	4.15	= 2.0372	$\sqrt{.4192(\frac{-2^2}{7}+\frac{-1^2}{8}+\frac{0^2}{8}+\frac{1^2}{7}+\frac{2^2}{7})}$	= .7690	1.5666
CUADRATICA =		= 2.0372	$\sqrt{.4192(\frac{2^2}{7}+\frac{-1^2}{8}+\frac{-2^2}{8}+\frac{-1^2}{7}+\frac{2^2}{7})}$	= .8950	1.8233
CUBICA =		= 2.0372	$\sqrt{.4192(\frac{-1^2}{7}+\frac{2^2}{8}+\frac{0^2}{8}+\frac{-2^2}{7}+\frac{1^2}{7})}$	= .7543	1.5366
CUARTICA =		= 2.0372	$\sqrt{.4192(\frac{1^2}{7}+\frac{-4^2}{8}+\frac{6^2}{8}+\frac{-4^2}{7}+\frac{1^2}{7})}$	= 1.9501	3.9727

1) Poblaciones Independientes con Más de un Factor:

En algunos casos, el estudio de una variable dependiente se realiza en varias poblaciones independientes incluyendo varios factores o tratamientos, por ejemplo, al incluir varias dietas, considerando que se asignan a niños de distinto sexo; evaluando el estado nutricional según edad y sexo; edad, sexo y región geográfica. Un modelo descriptivo de un análisis de esta naturaleza es el siguiente:

$X_{ijK} = \mu. + \alpha_i + \beta_j + \alpha\beta_{ij} + \varepsilon_{ijK}$ (Modelo de Efectos)

$i = i, \ldots, a$ niveles del factor A (Edad)

$j = 1, \ldots, b$ niveles del factor B (Sexo)

$K = 1, \ldots, n_{ij}$ observaciones

X_{ijK} es la observación K de la población con i en factor A y j en factor B.

$\mu.$ es el promedio global.

α_i es el efecto o diferencia entre promedio del nivel del factor A y el promedio global.

β_j es el efecto o diferencia entre promedio del nivel del factor B y el promedio global.

$\alpha\beta_{ij}$ es el efecto debido a la interacción entre los factores A y B.

ε_{ijK} es el error asociado con la observación X_{ijK}.

Un modelo equivalente sería:

$X_{ijK} = \mu_{ij} + \varepsilon_{ijK}$ (Modelo de Promedios de Celdas)

X_{ijK} = (idem)

μ_{ij} = es el promedio de cada población con i en factor A y j en factor B.

ε_{ijK} = (idem)

Las hipótesis de interés en esta situación corresponden a:

1) Diferencias entre niveles del factor A (edad)

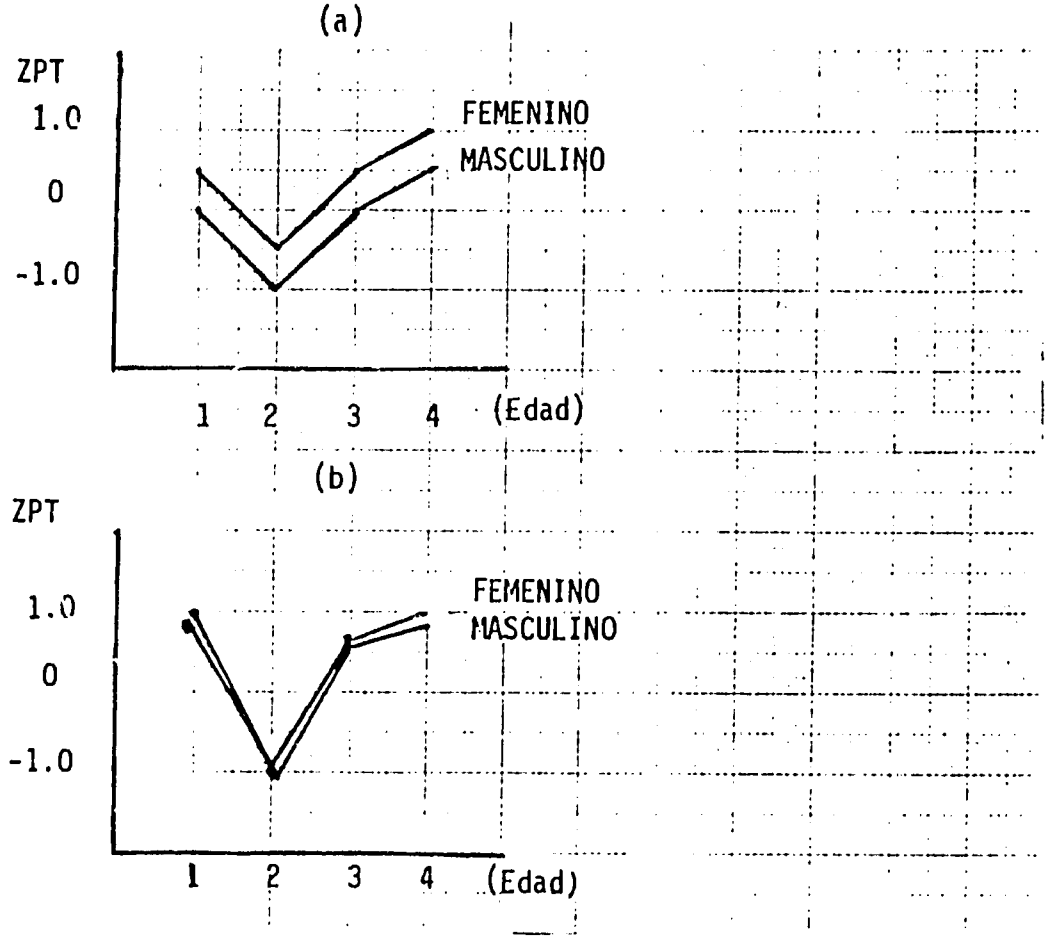
2) Diferencias entre niveles del factor B (sexo)

3) Interacción entre factores A y B (edad y sexo).

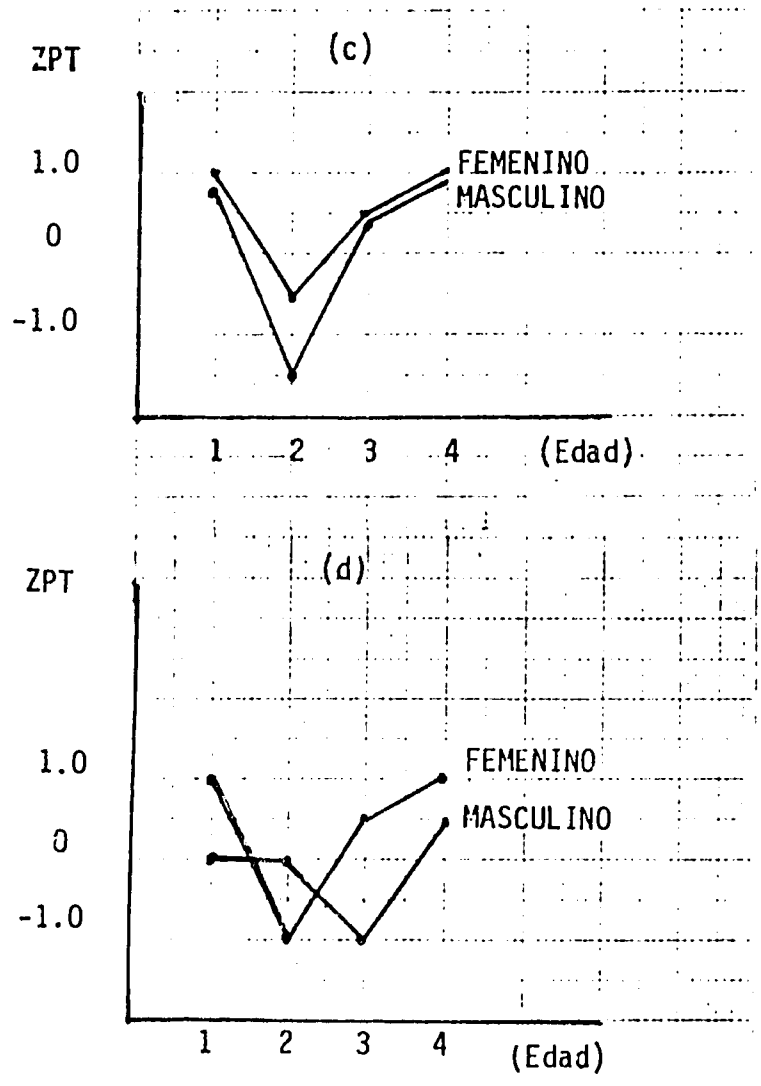
El análisis para las hipótesis 1) y 2) está sujeto a la presencia o ausencia de interacción; es decir, si no hay interacción entre edad y sexo, comparaciones entre niveles de edad y/o sexo son válidas incondicionalmente; en contraste, ante la presencia de interacción, las comparaciones entre edades estarán condicionadas al sexo y viceversa, las comparaciones entre sexos estarán condicionadas a la edad.

Se entenderá como interacción a la presencia de diferencias significativas entre los efectos o diferencias por un factor, sexo por ejemplo, en cada nivel del otro factor, edad.

Las gráficas siguientes describen situaciones de interacción y no interacción.



En la parte (a), el estado nutricional según ZPT, es mejor en el sexo femenino que en el masculino, es distinto en distintas edades, y no hay interacción entre edad y sexo, puesto que la diferencia entre sexos es la misma para todas las edades. La parte (b) muestra igualdad entre sexos, mientras que hay diferencias por edades, pero nuevamente no hay interacción entre edad y sexo.



Finalmente, en la parte (c), la diferencia entre sexos no ocurre en todas las edades, es decir, existe interacción. Esta situación obliga a condicionar las declaraciones de diferencias por sexo según la edad en que ocurre la comparación. En algunas situaciones puede ocurrir que la interacción se manifiesta porque las diferencias son en sentido inverso entre los niveles de edad como se describe en la parte (d).

Las hipótesis correspondientes pueden ser probadas en términos de comparaciones ortogonales o no ortogonales.

Un estudio del estado nutricional evaluado con ZPT, en una población considerando edad en meses y sexo, dio los resultados siguientes:

	MASCULINO			FEMENINO			
	<12	12-23	24-35	<12	12-23	24-35	
	1.0	-1.2	1.5	1.0	-1.4	1.3	
	1.1	-1.3	1.4	1.3	-1.4	1.6	
	1.2	-1.0	1.2	1.1	-1.0	1.5	
	.9	-1.4	1.3	1.0	-1.3	1.4	
	1.1	-1.2	1.2	1.2	-1.2	1.5	
	1.0	-1.1	1.4	1.1	-1.2	1.3	
	1.1	-1.0	1.3		-1.2		
			1.4				
n	7	7	8	6	7	6	$41 = n_T$
$\bar{x}$	1.0571	-1.1714	1.3375	1.1167	-1.2429	1.4333	$.4024 = \bar{\bar{x}}$
T_i	7.4	-8.2	10.7	6.7	-8.7	8.6	$16.5 = \Sigma T = \Sigma X_{ij}$
$\Sigma_x{}^2$	7.88	9.74	14.39	7.55	10.93	12.40	$62.89 = \Sigma X_{ij}^2$
S_i^2	.0095	.0224	.0113	.0137	.0195	.0147	

Procedimiento:

1. Hipótesis nulas:

   a. No interacción Edad y Sexo.

   b. Ho: $\mu_M = \mu_F$

   c. Ho: $\mu_{<12} = \mu_{12-23} = \mu_{24-35}$

2. Hipótesis alternas:

   a. Existe Interacción

   b. Ha: $\mu_M \neq \mu_F$

   c. Ha: Efecto lineal y/o cuadrático de edad.

3. $\alpha = .05$

4. Supuestos:

   a. MAR

   b. PND

   c. $\sigma_i^2 = \sigma^2$

5. Estadístico: F^* constrastes ortogonales

6. Región de Rechazo:

   a. Ha: Una cola

   b. $\alpha = .05$

   c. $GL_E = 35$

   d. Determinación: $F(.95; 1,35) = 4.12$

   e. Declaración: Rechazar constrastes de hipótesis si $F^* > 4.12$

7. Cálculo del Estadístico:

TAV:

FV	GL			CM	
G:	5	$(\frac{7.4^2}{7} + \ldots + \frac{8.6^2}{6}) - \frac{16.5^2}{41}$	$= 55.7208$	$CM_G = \frac{55.7208}{5}$	$= 11.1442$
E:	35	$62.89 - \frac{16.5^2}{41} - 55.7208$	$= .5290$	$CM_E = \frac{.5290}{35}$	$= .0151$

Comparaciones Ortogonales:

SEXO	MASCULINO			FEMENINO		
EDAD	< 12	12-23	24-35	< 12	12-23	24-35
Dif. por sexo	-1	-1	-1	+1	+1	+1
Dif. por edad:						
Lineal	+1	0	+1	-1	0	+1
Cuadrático	+ 1	-2	+1	+1	-2	+1
Sexo * Edad:						
Lineal	+ 1	0	-1	-1	0	+1
Cuadrático	- 1	+ 2	-1	+1	-2	+1

Estimaciones:

Comparación	$\Sigma C_i \bar{X}_i$	$\hat{\Psi}$	
Sexo	(-1)(1.0571) + (-1)(-1.1714) + ... +(1.4333)	+.0839	NS
Edad. Lineal	(-1)(1.0571)+(0) (-1.1714) + ... +(1.4333)	+.5970	P < .05
Cuadrático	(1.0571)+(-2)(-1.1714) + ... +(1.4333)	9.7732	P < .05
Sexo * Edad:			
Lineal	(1.0571)+(0) (-1.1714) + ... +(1.4333)	.0362	NS
Cuadrático	(-1)(1.0571)+(+2)(-1.1714) + ... +(+1)(1.4333)	+.2984	NS

Límites de Error:

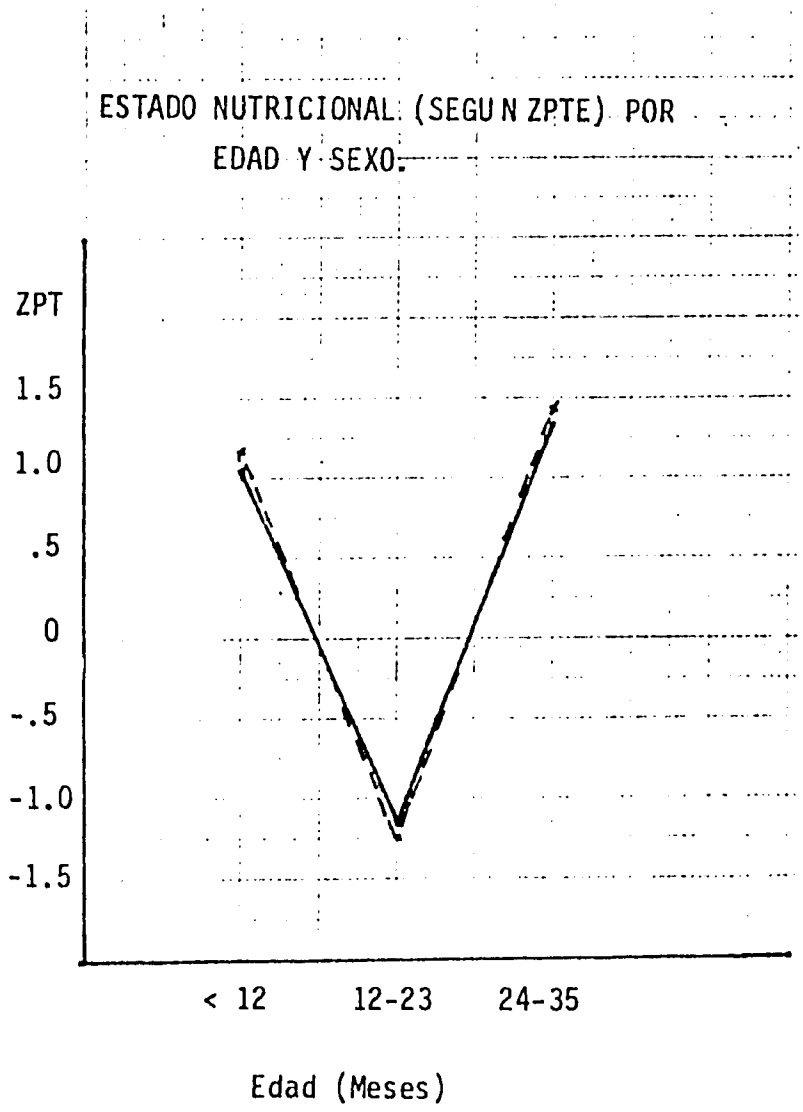
	$\sqrt{F(.95;\ 1,35)}$	$\sqrt{CM_E\ \Sigma\ (C_i^2/n_i)}$	$LE(\hat{\Psi})$
SEXO	$\sqrt{4.12} = 2.0298$	$\sqrt{.0151\ (\frac{1}{7}+\frac{1}{7}+\frac{1}{8}+\frac{1}{6}+\frac{1}{7}+\frac{1}{6})} = .1157$	.2349
EDAD: Lineal	$= 2.0298$	$\sqrt{.0151\ (\frac{1}{7}+\frac{1}{8}+\frac{1}{6}+\frac{1}{6})} = .0953$	.1934
Cuadrático	$= 2.0298$	$\sqrt{.0151\ (\frac{1}{7}+\frac{4}{7}+\frac{1}{8}+\frac{1}{6}+\frac{4}{7}+\frac{1}{6})} = .1623$	.3294
S * E: Lineal	$= 2.0298$	$\sqrt{.0151\ (\frac{1}{7}+\frac{1}{8}+\frac{1}{6}+\frac{1}{6})} = .0953$	.1934
Cuadrático	$= 2.0298$	$\sqrt{.0151\ (\frac{1}{7}+\frac{4}{7}+\frac{1}{8}+\frac{1}{6}+\frac{4}{7}+\frac{1}{6})} = .1623$	.3294

8. Conclusión:

Siendo que IC para interacción entre edad y sexo incluye 0, las diferencias en el estado nutricional entre masculino y femenino son iguales para las distintas edades. Bajo esta condición resulta apropiado interpretar comparaciones por sexo, resultando no significativo. Las diferencias de estado nutricional entre grupos de edad poseen una tendencia lineal y cuadrática significativa, es decir, tiende a aumentar con la edad, evidenciando una disminución drástica entre 12 y 23 meses. Se admite un posible error Tipo I respecto a la decisión sobre diferencias por edad menor o igual 5%; mientras que en el resto de hipótesis es posible error Tipo II esperando sea mínimo.

NOTA: Comparaciones no ortogonales pueden estimarse por el prodecimiento de Scheffé.

Una descripción gráfica de los resultados, se muestra a continuación:



VII. PROMEDIOS DE TRES O MAS POBLACIONES DEPENDIENTES:

Cuando en una unidad de observación se obtienen más de dos determinaciones de la misma variable, entonces al considerar un conjunto de unidades, se tiene una situación de múltiples poblaciones dependientes. En el control de crecimiento de niños en recuperación nutricional, a veces se desea revisar el comportamiento de su progreso, para lo cual, se evalúa nutricionalmente antes de iniciar el tratamiento y a distintos períodos bajo tratamiento. Una situación similar existe por ejemplo, cuando se evalúa el balance de nitrógeno de distintas dietas a un mismo sujeto con el fin de comparar las dietas.

Como se habrá notad, aquí existen 3 fuentes de variación que necesitan cuantificarse: 1) la variabilidad que puede existir en la recuperación nutricional a través de su proceso en el primer ejemplo, y la que puede existir entre las dietas en el balance de nitrógeno, en el segundo; la cual es de gran interés por ser la pregunta que en la mayoría de situaciones origina el estudio; 2) la variación presente entre cada unidad de observación, la cual, debe removerse para no oscurecer la verdadera diferencia que pudiera existir debida a la fuente de variación, dietas o período de tratamiento anterior; y finalmente, 3) la variación que normalmente ocurre, es decir, el error experimental.

La descripción de una situación de varias poblaciones dependientes la define el siguiente modelo:

$$X_{ij} = \mu_{.} + \tau_j + \beta_i + \varepsilon_{ij} \qquad \begin{array}{l} i = 1,\ldots, n \\ j = 1,\ldots, t \end{array}$$

donde:

X_{ij} es la observación j de la población i

μ. es el promedio global

δ_j es la diferencia o efecto entre el promedio de la población o tratamiento j y el promedio global, es decir, $\delta_j = \mu_j - \mu$.

β_i es la diferencia asociada con cada unidad de observación (o sujeto), es decir, $\beta_i = \mu_i - \mu$.

ε_{ij} es el error asociado con cada observación, el cual se supone normalmente distribuído con promedio 0 y varianza σ_ε^2.

En el caso de que las unidades de observación sean una muestra representativa de una población, por ejemplo, de la población de preescolares participantes de un programa de vacunación, entonces se dice que el modelo antes descrito es <u>mixto</u>. Si las unidades de observación constituyen una población, entonces el modelo es <u>fijo</u>. Cuando el modelo es fijo, se requiere evaluar el supuesto de aditividad o independencia entre tratamientos y sujetos (o bloques); si no existe dependencia al no rechazar una hipótesis de igualdad de tratamientos no hay garantía de que realmente no exista diferencia entre los tratamientos, sin embargo, al rechazar tal hipótesis, sí existe confianza de que por lo menos un tratamiento es distinto.

Un investigador evaluó la recuperación nutricional en una muestra de 10 niños desnutridos de ambos sexos con edades de 16 a 45 meses, en un país del área centroamericana. Para tal fin, valores de Z de peso para talla fueron obtenidos en 5 distintos tiempos durante el proceso. Los datos son los siguientes:

Sujeto	TIEMPOS 1	2	3	4	5	$B_{i.}$	$\Sigma x^2_{i.}$	$S^2_{i.}$
1	-2.68	-2.59	-2.49	-2.41	-2.22	-12.39	30.8271	.0312
2	-2.84	-2.73	-2.62	-2.55	-2.21	-12.95	33.7695	.0573
3	-2.78	-2.58	-2.49	-2.29	-2.21	-12.35	30.7131	.0521
4	-1.37	-1.09	-0.99	-0.56	-0.42	- 4.43	4.5351	.1525
5	-1.45	-1.48	-1.48	-0.90	-0.72	- 6.03	7.8117	.1349
6	-1.21	-1.21	-0.92	-0.75	-0.46	- 4.55	4.5487	.1021
7	-1.76	-1.76	-1.47	-1.09	-0.99	- 7.07	10.5243	.1318
8	-1.69	-1.69	-1.43	-1.43	-1.20	- 7.44	11.2420	.0428
9	-2.57	-2.57	-1.98	-1.85	-1.85	-10.82	23.9752	.1402
10	-0.60	-0.25	-0.08	0.06	0.22	- 0.65	.4809	.0991
$T_{.j}$	-18.9500	-17.9500	-15.9500	-13.7700	-12.0600	$-78.68 = \Sigma X_{ij} = \Sigma T_{.j} = \Sigma B_{i.}$		
$\bar{X}_{.j}$	- 1.8950	- 1.7950	- 1.5950	- 1.3770	- 1.2060	$- 1.5736 = \bar{\bar{X}}$		
$\Sigma X^2_{.j}$	41.3385	38.2811	31.4141	25.8999	21.4940	$158.4276 = \Sigma X^2_{ij}$		
$S^2_{.j}$	.6031	.6734	.6638	.7710	.7722			

Procedimiento:

1. Ho: $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5$ (Igualdad del estado nutricional durante el tratamiento).
2. Ha: Por lo menos un tiempo tiene distinto estado nutricional.
3. $\alpha = .05$
4. Supuesto:
   a. MAR de unidades de observación
   b. PND
   c. $\sigma_j^2 = \sigma^2$ (igualdad de varianzas en el tiempo).
   d. Independencia entre sujetos y tiempos de tratamiento.

5. Estadístico:

$F^* = CM_T/CM_E$ con (GL_T, GL_E) grados de libertad.

6. Región de rechazo:

a. Determinación:

Ha. Una cola

$\alpha = .05$

$GL_T = t-1 = 5-1 = 4$

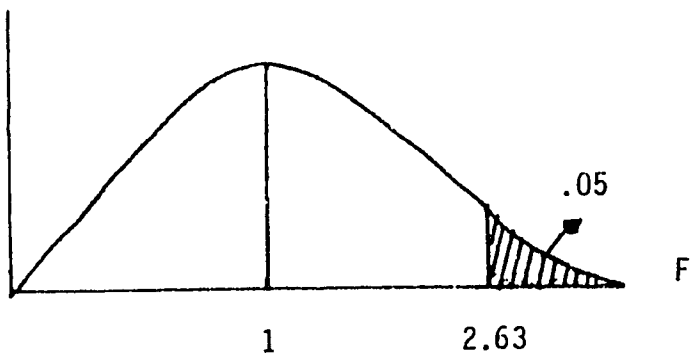
$GL_E = (t-1)(n-1) = (5-1)(10-1) = 36$

$F(1-\alpha; 4,36) = F(.95; 4,36) = 2.63$ según Tabla 5.

b. Declaración de rechazo:

Rechazar Ho: $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5$

si $F^* \geq 2.63$



7. Cálculo del Estadístico:

TAV:

FV	GL	SC	CM	F^*
SUJETO (B)	n-1	$SC_B = \Sigma(B_{i.}^2/t) - (\Sigma B_i)^2/nt$		
TRAT (T)	t-1	$SC_T = \Sigma(T_{.j}^2/n) - (\Sigma T_j)^2/nt$	$CM_T = \frac{SC_T}{GL_T}$	$F^* = \frac{CM_T}{CM_E}$
ERROR (E)	(n-1)(t-1)	$SC_E = \Sigma X_{ij}^2 - (\Sigma X_{ij})^2/nt - SC_B - SC_T$	$CM_E = \frac{SC_E}{GL_E}$	

FV	GL	SC	CM	F^*
B	9	$[(-12.39)^2+\ldots+(-0.65)^2]/5 - (-78.68)^2/50 =$ $773.2588/5 - 6190.5424/50 = 30.8409$		
T	4	$[(-18.95)^2+\ldots+(-12.06)^2]/10-(-78.68)^2/50 =$ $1270.7640/10 - 6190.5424/50 = 3.2656$	$CM_T = \frac{3.2656}{4} = .8164$	$F^* = \frac{.8164}{.0142} = 57.49$
E	36	$158.4276 - (-78.68)^2/50 - 30.8409 - 3.2656 = .5103$	$CM_E = \frac{.5103}{36} = .0142$	

$F(.95;\ 4,36) = 2.63$

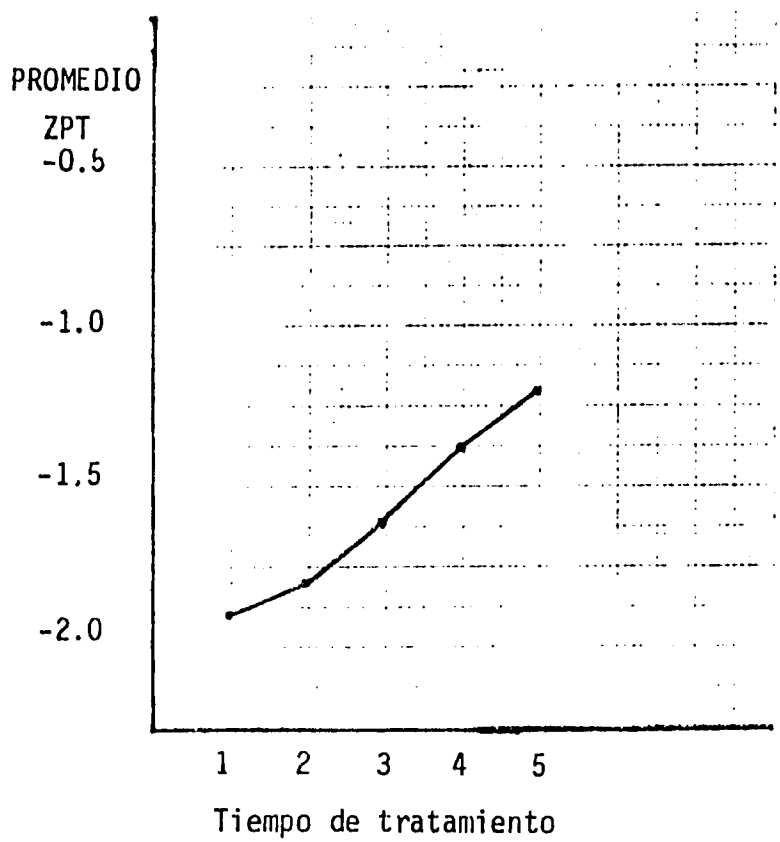
8. Conclusión:

a. Como $F^* = 57.49$ cae en la región de rechazo, se rechaza Ho: $\mu_1 = \mu_2 = \mu_3 = \mu_4 = \mu_5$

b. Se concluye que el estado nutricional es distinto a través de la duración del tratamiento.

c. Se admite posible error tipo I menor o igual al 5% al llegar a esta conclusión.

Una descripción gráfica del comportamiento del estado nutricional a lo largo del período en tratamiento, se muestra a continuación:



VIII. VARIANZA DE TRES O MAS POBLACIONES:

Cuando se realizaron pruebas de hipótesis sobre promedios de tres o más poblaciones, ya sea con uno o más criterios, uno de los supuestos fue el de igualdad de varianzas.

Existen 3 métodos para evaluar igualdad de varianzas:

1. Box
2. Bartlett
3. F max

Aquí se utilizará F max por su facilidad, aunque si existen facilidades de cálculo, se recomienda Bartlett para muestras grandes y Box para muestras pequeñas o grandes.

Considérese el problema respecto al estado nutricional actual en 4 comunidades en la página 59.

<u>Procedimiento:</u>

1. Ho: $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \ldots \sigma_t^2$
2. Ha: <u>Por lo menos</u> una varianza es distinta
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:
   a. MAR
   b. PND
5. Estadístico:

   $F^*_{max} = S^2_{máxima} / S^2_{mínima}$ para t grupos y GL_E grados de libertad

6. Región de rechazo:

   a. Ha: Una cola

   b. $\alpha = .05$

   c. $t = 4$ grupos

   d. $GL_E = 40$ gl

   e. Según Tabla 8, $F(\alpha=.05;\ t=4\ ;\ GL_E = 40) = 2.5333$ (valor interpolado linealmente)

   f. Se rechaza Ho: igualdad de varianzas si: $F^*_{max} \geq 2.5333$

7. Cálculo del Estadístico:

$$F^*_{max} = S^2_{max} / S^2_{min} = .8002/.6924 = 1.1557$$

8. Conclusión:

   a. Como $F^*_{max} = 1.1557$ no cae en la región de rechazo, por lo tanto, no se rechaza Ho.

   b. Se concluye que el supuesto de igualdad de varianza se cumple.

   c. Se admite posible error tipo II esperando sera mínimo.

<u>NOTA</u>:

Al no cumplirse con el supuesto de igualdad de varianza se recomienda:

1. Estabilizar la varianza a través de transformaciones en los datos originales, siempre que las transformaciones tengan sentido.

2. Utilizar estadísticas no paramétricas.

IX. DEPENDENCIA ENTRE DOS VARIABLES CONTINUAS:

Cuando se estudia una variable dependiente en tres o más tratamientos o factores con una connotación cuantitativa, las diferencias observables

se explican por una relación lineal, cuadrática, cúbica, etc., entre los niveles del factor o tratamiento y la variable dependiente.

El modelo revisado, cuando se tienen varias poblaciones definidas por un factor fijo, corresponde entonces a:

$$X_{ij} = \mu_{.} + \tau_i + \varepsilon_{ij}$$

Cuando la relación entre la variable dependiente Y y la variable independiente X es lineal; el modelo que describe la dependencia de Y respecto a X sería:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \varepsilon_i$$

donde:

Y_i es la observación de la variable dependiente en el nivel de X_i

β_0 es el valor de Y cuando $X_i = 0$

β_1 es el aumento en Y cuando X aumenta en una unidad

X_i es la variable independiente

ε_i es el error asociado con la observación Y_i

El razonamiento que apoya este modelo es que si $\beta_1 = 0$, entonces $\beta_0 = \mu_y$ y la variable Y no depende de la variable X, porque no importa el valor de X, la variable Y tomará el mismo valor.

Si la variable Y depende linealmente de la variable X, significa que $\beta_1 \neq 0$; es decir, si $\beta_1 < 0$ entonces el efecto que X tiene sobre Y es en disminuir su magnitud (negativo) y si $\beta_1 > 0$ entonces el efecto es en aumentar el valor de Y (positivo). Sobre esta base, la hipótesis nula de interés resulta ser Ho: $\beta_1 = 0$ de no dependencia.

La dependencia de Y respecto a X, puede ser no lineal.

Esta misma aseveración es válida para $\tau_i = 0$, cuando las poblaciones eran iguales, es decir, independientes de los niveles fijos del factor o tratamiento.

Supuestos del modelo.

$Y_i = \beta_0 + \beta 1 \quad X_i + \varepsilon_i$

1. Y es normalmente distribuída en cada nivel de X con promedio μ_{X_i} y σ_X^2

2. $\sigma^2_{X_i} = \sigma^2_X$ (Igualdad de varianzas en todos los niveles de X_i)

3. Y independientes en cada nivel de X_i

En una encuesta nutricional antropométrica, se revisó la dependencia del estado nutricional según el indicador Z de talla para edad (ZTE) respecto a la edad del niño en meses. Los datos son:

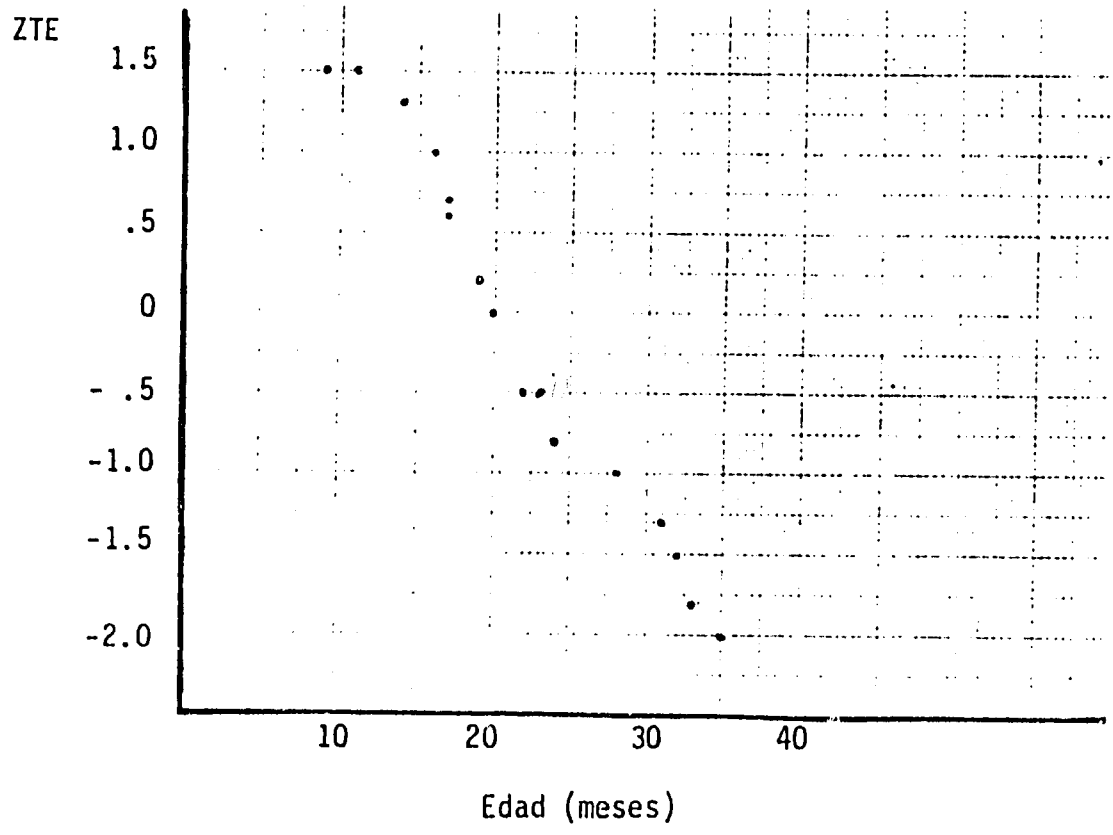
	ZTE(Y)	EDAD(X)	Y^2	X^2	XY
	1.5	9	2.25	81	13.5
	1.5	11	2.25	121	16.5
	1.3	14	1.69	196	18.2
	1.0	16	1.00	256	16.0
	0.6	17	.36	289	10.2
	0.7	17	.49	289	11.9
	0.2	19	.04	361	3.8
	0.0	20	.00	400	0.0
	- .5	22	.25	484	-11.0
	- .5	23	.25	529	-11.5
	- .8	24	.64	576	-19.2
	-1.0	28	1.00	784	-28.0
	-1.3	31	1.69	961	-40.3
	-1.5	32	2.25	1024	-48.0
	-1.8	33	3.24	1089	-59.4
	-2.0	35	4.00	1225	-70.0
TOTAL	-2.6	351	21.40	8665	-197.30

$\Sigma Y_i = -2.6$ $\Sigma Y_i^2 = 21.40$ $\bar{X} = -.1625$

$\Sigma X_i = 351.0$ $\Sigma X_i^2 = 8665.0$ $\bar{X} = 21.9375$

$\Sigma X_i Y_i = -197.30$ $n = 16$

Una descripción gráfica de los datos, se muestra a continuación:



La inspección visual sugiere un comportamiento lineal de ZTE en función de la edad. El análisis cuantitativo de esta dependencia es como sigue:

Procedimiento:

1. Ho: $\beta_1 = 0$ (No dependencia de ZTE respecto a Edad)
2. Ha: $\beta_1 \neq 0$ (Existe dependencia positiva o negativa)
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:
   a. ZTE es distribuída normalmente
   b. Varianzas iguales a cada nivel de X_i
   c. Muestra aleatoria representativa independientes entre niveles.
5. Estadístico:

   $t^*(\hat{\beta}_1) = \hat{\beta}_1/S(\hat{\beta}_1)$ con n-2 grados de libertad

$$\hat{\beta}_1 = PC_{xy}/SC_x \quad y \quad S(\hat{\beta}_1) = \sqrt{[SC_y - (PC_{xy})^2/SC_x] \,/\, [GL_E \; SC_x]}$$

$$PC_{xy} = \Sigma x_i y_i - \Sigma x_i \Sigma y_i/n$$

$$SC_x = \Sigma x_i^2 - (\Sigma x_i)^2/n$$

$$SC_y = \Sigma y_i^2 - (\Sigma y_i)^2/n$$

NOTA: PC_{xy} , SC_x y SC_y son abreviaturas de expresiones de cálculos.

6. Región de Rechazo:

a. Ha: Dos colas

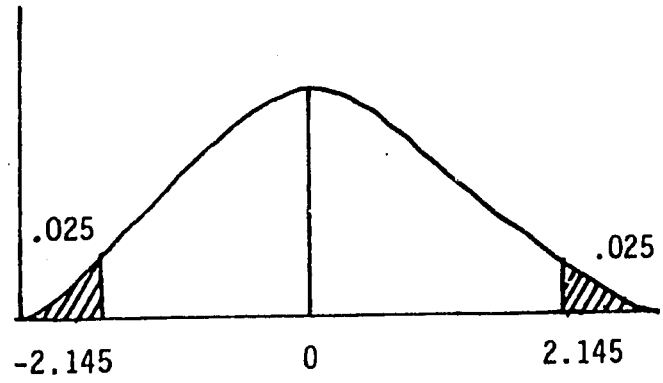
b. $\alpha = .05$

c. $GL_E = n-2 = 16-2 = 14$

d. Según Tabla 2: $t(.975,14) = 2.145$

e. Se rechaza Ho: $\beta_1 = 0$, si

$t^*(\hat{\beta}_1) \leq -2.145$ ó $t^*(\hat{\beta}_1) \geq 2.145$



7. Cálculo del Estadístico:

$GL_E = n-2 = 14$

$PC_{xy} = -197.30 - (351)(-2.6)/16 = -140.4625$

$SC_x = 8665 - 351^2/16 = 964.9375$

$SC_y = 21.40 - (-2.6)^2/16 = 20.9775$. Entonces

$\hat{\beta}_1 = PC_{xy}/SC_x = -140.4625/964.9375 = -.1456$

$$S(\hat{\beta}_1) = \sqrt{[20.9775 - (-140.4625)^2/964.9375)] \;/\; [14(964.9375)]}$$

$$= \sqrt{.5309/13509.1250} = .0063$$

Es decir:

$t^*(\hat{\beta}_1) = \hat{\beta}_1/S(\hat{\beta}_1) = -.1456/.0063 = -23.23$

8. Conclusión:

a. Siendo que $t^*(\hat{\beta}_1) = -23.23$ cae en la región de rechazo, se rechaza Ho: $\beta_1 = 0$

b. Se concluye que ZTE depende de la edad en forma negativa, es decir, una mayor edad del niño conlleva un peor estado nutricional.

c. Se admite posible error tipo I menos o igual al 5% al concluir.

Estimación del modelo (Ecuación de regresión)

$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_o + \hat{\beta}_1 X_i + e_i$

Donde: $e_i \sim N(0, \sigma_e^2)$

$\hat{Y}_i = \hat{\beta}_o + \hat{\beta}_1 X_i$

$\hat{\beta}_1 = PC_{xy}/SC_x = -.1456$

$\hat{\beta}_o = \bar{Y} - \hat{\beta}_1 \bar{X} = -.1625 - (-.1456)(21.9375) = 3.0316$

Es decir:

$\hat{Y}_i = 3.0316 - .1456 X_i$

Bondad del modelo.

La bondad del modelo se refiere a la magnitud en que la variable ZTE depende de la edad, es decir, cuánto de la variabilidad que ocurre en ZTE está explicada por su dependencia a edad. La bondad del modelo puede evaluarse a través del coeficiente de determinación (r^2).

$r^2 = 1-[SC_y - (PC_{xy})^2/SC_x] /SC_y$ ó

$r^2 = \hat{\beta}_1^2 \; SC_x/SC_y$

$r^2 = 1 - .5309/20.9775 = .9747$

$r^2 = (-.1456)^2 \; 964.9375/20.9775 = .9751$

NOTA: $r^2 = \hat{\beta}_1^2 \; SC_x/SC_y$ resulta menos exacto debido a redondeos al calcular $\hat{\beta}_1$. Por lo tanto, se recomienda usar: $r^2 = 1-[SC_y - (PC_{xy})^2/SC_x]/SC_y$

En este caso 97.5% de la variación observada en ZTE se explica por su dependencia a edad y el 2.5% de la variación restante debida al error experimental.

Intervalos de confianza.

a. Estimaciones de β_1

$IC(\hat{\beta}_1) = [LI, LS]$

$LI = \hat{\beta}_1 - LE$

$LS = \hat{\beta}_1 + LE$

$LE = t(1-\alpha/2 \; ; \; n-2) \; S(\hat{\beta}_1)$

$S(\hat{\beta}_1) = \sqrt{[SC_y - (PC_{xy})^2/SC_x] \; / \; [GL_E \; SC_x]}$ (Error Estándar de $\hat{\beta}_1$)

En el problema de ZTE,

$S(\hat{\beta}_1) = .0063$

$LE = 2.145 \; (.0063) = .0135$

$LI = -.1456 - .0135 = -.1591$

$LS = -.1456 + .0135 = -.1321$

$IC(\hat{\beta}_1) = [-.1591, -.1321]$

Es decir, con 95% de confianza, el valor verdadero del incremento negativo de ZTE por cada mes de edad, se incluye entre los valores -.1591 y -.1321

b. Estimaciones de respuestas promedio de Y a diferentes valores de X.

$IC(\hat{Y}_{x_h}) = [LI, LS]$

$\hat{Y}_{x_h} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_h$

$LI = \hat{Y}_{x_h} - LE$

$LS = \hat{Y}_{x_h} + LE$

$$LE = t(1-\alpha/2;\ n-2)\ S(\hat{Y}_{x_h})$$

$$S(\hat{Y}_{x_h}) = S\sqrt{\frac{1}{n} + (X_h-\bar{X})^2/SC_x} \qquad \text{(Error Estándar de } \hat{\Psi}_{x_h}\text{)}$$

$$S = \sqrt{SC_y - (PC_{xy})^2/SC_x)/GL_E} \qquad \text{(Desviación Estándar del Modelo)}$$

En el problema de ZTE, si X_h = 15 meses por ejemplo:

$$S = \sqrt{(20.9775 - (-140.4625)^2/964.9375)/14} = .1947$$

$$S(\hat{Y}_{x=15}) = .1947\sqrt{\frac{1}{16} + (15-21.9375)^2/964.9375} = .\ 0653$$

$$LE = 2.145\ (.0653) = .1400$$

$$\hat{Y}_{x=15} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x_h = 3.0316 - .1456\ (15) = .8476$$

$$LI = .8476 - .1400 = .7076$$

$$LS = .8476 + .1400 = .9876$$

Es decir,

$$IC(\hat{Y}_{x=15}) = [.7076,\ .9876]$$

Con el 95% de confianza, la respuesta promedio a la edad de 15 meses el valor verdadero de ZTE se incluirá entre .7076 y .9876.

En algunas situaciones, cuando la variable independiente puede tomar valores de cero, x = 0, entonces el intervalo de confianza de la estimación $\hat{Y}_{x=0}$ equivale a la estimación del intervalo de β_0, es decir, el intercepto de la ecuación de regresión.

c. Estimaciones de respuestas <u>individuales</u> de Y a diferentes valores de X.

$$IC(\hat{Y}_{X_{h\ ind}}) = [LI, LS]$$

$$\hat{Y}_{X_{h\ ind}} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_{h\ ind}$$

$$LI = \hat{Y}_{X_{h\ ind}} - LE$$

$$LS = \hat{Y}_{X_{h\ ind}} + LE$$

$$LE = t(1-\alpha/2;\ n-2)\ S(\hat{Y}_{X_{h\ ind}})$$

$$S(\hat{Y}_{X_{h\ ind}}) = S\sqrt{1 + \frac{1}{n} + (X_{h\ ind} - \bar{X})^2 / SC_X}$$

Si X_{ind} = 15 meses, la respuesta verdadera de un niño cualquiera con el 95% se incluirá entre LI y LS.

$$S(\hat{Y}_{X\ ind\ =\ 15}) = .1947\ \sqrt{1 + \frac{1}{16} + (15-21.9375)^2/964.9375} = .2053$$

$$LE = 2.145\ (.2053) = .4404$$

$$LI = .8476 - .4404 = .4072$$

$$LS = .8476 + .4404 = 1.2880$$

El intervalo de confianza de la respuesta <u>individual</u> es de mayor amplitud que cuando el intervalo de confianza estimado se refiere a la respuesta promedio.

<u>Banda de confianza.</u>

$$BC\ (\hat{Y}) = [BI, BS]$$

$$BI = \hat{Y} - LE$$

$$BS = \hat{Y} + LE$$

$$LE = S\sqrt{2F\left(\frac{1}{n} + (X - \bar{X})^2/SC_X\right)}$$

F es de la tabla de F.

La amplitud de la banda de confianza $\sqrt{2F}/t$ veces más amplio que la amplitud del intervalo de confianza. La banda de confianza incluye estimaciones en cualquier número de valores de X.

X. RELACION ENTRE DOS VARIABLES CONTINUAS:

Cuando existe interés en estudiar la naturaleza (positiva o negativa) de la relación entre dos variables continuas independientes, se realiza un análisis de correlación. Bajo esta condición, en algunas ocasiones se requiere desarrollar inferencias respecto a una de las variables, considerando que la segunda variable es independiente para lo cual, se utiliza técnicas semejantes a las aplicadas al analizar la dependencia de una variable Y respecto a otra X. Para facilitar la operacionalización del análisis de correlación, se denominarán a las variables como X_1 y X_2, entonces al tener dos variables independientes, existe para cada una de ellas, un promedio y una varianza que las describe. La naturaleza de la relación entre ellas se sumariza por medio del coeficiente de correlación $\rho 12$

$$X_1 \sim (\mu_{x_1}, \sigma_{x_1}^2)$$

$$X_2 \sim (\mu_{x_2}, \sigma_{x_2}^2)$$

$$\rho\ 12 = \frac{\sigma_{x_1 x_2}}{\sigma_{x_1}\ \sigma_{x_2}} \quad \text{donde}$$

$\sigma_{x_1 x_2}$ es la covarianza entre x_1 y x_2

σ_{X_1} es la desviación estándar de X_1

σ_{X_2} es la desviación estándar de X_2

La estimación de ρ_{12} se efectúa por medio de:

$$r_{12} = \hat{\rho}_{12} = \frac{\Sigma\,(X_{i1} - \bar{X}_1)\,(X_{i2} - \bar{X}_2)}{\sqrt{\Sigma(X_{i1} - \bar{X}_1)^2\ \Sigma(X_{i2} - \bar{X}_2)^2}} \qquad \text{ó}$$

$$r_{12} = \hat{\rho}_{12} = \frac{PC_{x_1x_2}}{\sqrt{SC_{x_1}}\ \sqrt{SC_{x_2}}} \qquad \text{con n-2 grados de libertad}$$

La hipótesis a someter a prueba es de no relación entre ambas variables es decir, Ho: $\rho_{12} = 0$. Para tal fin, se utiliza el estadístico

$$t(\hat{\rho}) = \hat{\rho}/\sqrt{(1-\hat{\rho}^2)/(n-2)} \qquad \text{con n-2 grados de libertad.}$$

utilizando el procedimiento de prueba de hipótesis que se ha descrito previamente.

En el caso de una relación lineal entre dos variables, las hipótesis Ho: $\rho_{12} = 0$ y Ho: $\beta_1 = 0$ son equivalentes. Esta es una de las razones de la confusión en la aplicación del análisis de correlación y el de regresión.

La diferencia básica entre regresión y correlación, se resume así: <u>correlación</u> sirve para medir el grado y naturaleza de la relación entre dos variables consideradas independientes, mientras que <u>regresión</u> utiliza

la relación entre las variables para obtener mejores estimaciones de los promedios de una de las variables, la dependiente.

Computacionalmente, se puede calcular $\hat{\rho}$ a partir del análisis de regresión lineal a través de la relación entre $\hat{\rho}$ y $\hat{\beta}_1$:

$$\hat{\rho} = \frac{\hat{\beta}_1 \sqrt{SC_x}}{\sqrt{SC_y}}$$

considerando X a X_1 y Y a X_2.

NOTA:

En estos apuntes no se describirán intervalos de confianza para ρ_{12} siendo que cuando el valor real es distinto de cero, requiere de una transformación para hacer simétrica la distribución de ρ_{12} y que en la mayoría de situaciones, el interés es respecto a Ho: $\rho_{12} = 0$.

CAPITULO 3

En el capítulo 2 se han revisado sucintamente las técnicas estadísticas más útiles para cuando las variables dependientes son de naturaleza cuantitativa continua y adicionalmente, los supuestos que requieren la aplicación de estas técnicas son apropiados. En el presente capítulo, se revisarán las técnicas estadísticas para variables dependientes cuantitativas discretas o continuas en las que los supuestos necesarios para las técnicas descritas en el capítulo 2, no se cumplen. La secuencia de la revisión de estas técnicas será la acostumbrada, es decir, desde inferencias respecto a una población hasta situaciones más complejas.

I. MEDIANA DE UNA POBLACION. PRUEBA DE WILCOXON (W^*):

Cuando se hace inferencia respecto a una población, en el capítulo 2, se sometió a prueba una hipótesis respecto a un promedio hipotético, es decir, Ho: $\mu = \mu_0$; sin embargo, cuando el supuesto de normalidad es cuestionable o la naturaleza de las mediciones conlleva una continuidad con dificultad en su operacionalización, resulta más apropiado realizar inferencias respecto a la mediana, es decir, Ho: $M = M_0$. Las hipótesis alternas serían entonces Ha: $M \neq M_0$ ó Ha: $M < M_0$ ó Ha: $M > M_0$.

Si la distribución de la variable es simétrica, no necesariamente normal, entonces además de inferir sobre la dirección de las hipótesis alternas, la diferencia entre la mediana estimada y la mediana hipotética constituye la magnitud de tal diferencia.

Para realizar el análisis de esta situación, a cada observación se le resta el valor de M_0, cuyo resultado se somete a análisis.

En un país centroamericano, se realizó una evaluación del estado nutricional de escolares según el indicador de Z de talla para edad (ZTE) en 25 comunidades distintas, las cuales constituían una muestra aleatoria de 2000 comunidades. Se calculó la prevalencia de desnutrición para cada comunidad considerando como desnutridos, los escolares con valores ZTE < -2.0. El investigador se cuestionó si la prevalencia de desnutrición era del 15 por ciento.

Los resultados fueron los siguientes:

Comunidad	Prevalencia	Prevalencia corregida	Prevalencia corregida absoluta	Rango	Signo rango
1	28.9	13.9	13.9	25	25
2	25.6	10.6	10.6	24	24
3	23.3	8.3	8.3	18	18
4	22.6	7.6	7.6	16	16
5	22.2	7.2	7.2	14	14
6	21.1	6.1	6.1	12.5	12.5
7	20.0	5.0	5.0	10	10
8	17.8	2.8	2.8	7	7
9	16.0	1.0	1.0	4	4
10	15.2	.2	0.2	2	2
11	14.9	- .1	0.1	1	- 1
12	14.2	- .8	0.8	3	- 3
13	13.6	- 1.4	1.4	5	- 5
14	13.3	- 1.7	1.7	6	- 6
15	12.0	- 3.0	3.0	8	- 8
16	10.7	- 4.3	4.3	9	- 9
17	9.3	- 5.7	5.7	11	-11
18	8.9	- 6.1	6.1	12.5	-12.5
19	7.7	- 7.3	7.3	15	-15
20	7.1	- 7.9	7.9	17	-17
21	6.3	- 8.7	8.7	19	-19
22	5.0	-10.0	10.0	20	-20
23	4.7	-10.3	10.3	21	-21
24	4.6	-10.4	10.4	22	-22
25	4.5	-10.5	10.5	23	-23

$W^* = \text{Min}\,[T(-), T(+)] = 132.5$ $\qquad$ $T(-) = 192.5$

Entonces el estadístico $W^* = 132.5$ $\qquad$ $T(+) = 132.5$

Procedimiento:

1. Ho: $M = M_0 = 15.0$
2. Ha: $M \neq 15.0$
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:

   a. MAR b. Variable cuantitativa discreta
5. Estadístico: Prueba de Wilcoxon (W^*)
6. Región de rechazo:

   a. Dos colas b. $\alpha = .05$ c. $n = 25$

   Según la Tabla 9; si n=25, $W \leqslant 89$. Entonces se rechaza Ho: M = 15.0 si $W < 89$.
7. Cálculo del estadístico:

   Según los datos, $W^* = 132.5$ de acuerdo a lo indicado en la Tabla con los datos.
8. Conclusión:

   a. Como $W^* = 132.5$, no cae en la región de rechazo.

   b. Por lo que se concluye que la prevalencia por desnutrición según ZTE < -2 desviaciones estándar, no es distinto del 15.0 por ciento.

   c. Se admite posible error tipo II esperando sea mínimo.

Para estudios que incluyen muchas observaciones, es posible realizar pruebas de hipótesis haciendo una aproximación a la distribución normal Z, mediante la siguiente definición del estadístico

$$Z^*(W) = [W^* - n(n+1)/4] \;/\; \sqrt{n(n+1)\;(2n+1)/24}$$

En el problema bajo consideración,

$$Z^*(W) = [132.5 - 25(26)/4] / \sqrt{25(26)(51)/24} \qquad Z^*(W) = -.81$$

llegando a la misma conclusión.

NOTA: El procedimiento de prueba . hipótesis usando $Z^*(W)$ requiere la determinación de la región de rechazo en la forma acostumbrada, utilizando la Tabla 1.

II. MEDIANA DE DOS POBLACIONES INDEPENDIENTES.

PRUEBA DE WILCOXON - (MANN-WHITNEY):

La hipótesis de interés cuando se tienen dos poblaciones corresponde a Ho: $M_1 = M_2$, con hipótesis alternas Ha: $M_1 \neq M_2$, Ha: $M_1 > M_2$ o Ha: $M_1 < M_2$.

Si las distribuciones de ambas poblaciones son semejantes, la diferencia entre las medianas constituye una estimación apropiada de tal magnitud; si las distribuciones son simétricas, la diferencia entre las medianas pueden referirse a diferencias de promedios. Si estas situaciones no ocurren, la prueba se limita a hipótesis de igualdad de distribuciones.

Un planificador de alimentación y nutrición en un país del área centroamericana investigó la prevalencia de desnutrición en escolares de primer grado, según el criterio de menos de 90 por ciento de adecuación de talla para edad por regiones. Para ello, seleccionó muestras de escuelas en la región norte y la región sur, para las cuales determinó la prevalencia de desnutrición. Los datos son:

REGION NORTE		REGION SUR	
Escuela	Prevalencia	Escuela	Prevalencia
1	50.5	1	60.4
2	40.7	2	52.5
3	35.8	3	39.7
4	33.7	4	25.4
5	20.1	5	20.1
6	18.2	6	19.2
7	19.4	7	15.3
8	17.7	8	14.1
9	16.2	9	10.7
		10	9.8

Procedimiento:

1. Ho: $M_1 = M_2$

2. Ha: $M_1 \neq M_2$

3. $\alpha = .05$

4. Supuestos:

   a. 2 MAR b. Variable cuantitativa discreta

5. Estadístico: Wilcoxon T^* ó Mann-Whitney U^*

6. Región de rechazo:

   a. Dos colas b. $\alpha = .05$ c. $n_1=9$; $n_2=10$

   Según Tabla 10: Estadístico Wilcoxon T^*:

   $(n_1=9, n_2=10)$; $P(T \leq 65) = .022$ y $P(T \geq 115) = .022$

   Según Tabla 11: Estadístico Mann-Whitney U^*:

   $(n_1=9, n_2=10)$; $\alpha = .025$ $U = 20$

   Se rechaza Ho: $M_1 = M_2$ si

   $T^* \leq 65$ o $T^* \geq 115$ según Wilcoxon.

   Se rechaza Ho: $M_1 = M_2$ si

   $U^* \leq 20$ según Mann-Whitney.

7. Cálculo del estadístico:

   a. Wilcoxon T^*:

   $T^* = \sum_{i=1}^{n_1} R_{i1}$ donde grupo 1 es de n menor.

NORTE	X_{i1}	16.2	17.7	18.2	19.4	20.1	33.7	35.8	40.7	50.5		$T^* =$
	R_{i1}	5	6	7	9	10.5	13	14	16	17		97.5
SUR	X_{i2}	9.8	10.7	14.1	15.3	19.2	20.1	25.4	39.7	52.5	60.4	
	R_{i2}	1	2	3	4	8	10.5	12	15	18	19	

b. Mann-Whitney U^*:

$U^* = T^* - n(n+1)/2$ donde

T^* es el estadístico de Wilcoxon y n, el tamaño del grupo de menor número de observaciones.

$U^* = 97.5 - 9(10)/2 = 97.5 - 45 = 52.5$

8. Conclusión:

a. Como $T^* = 97.5$ y $U^* = 52.5$, no caen en la región de rechazo.

b. Se concluye que la mediana entre ambas poblaciones es igual.

c. Se admite posible error tipo II esperando sea mínimo.

<u>NOTA:</u> Wilcoxon y Mann-Whitney son pruebas equivalentes.

Cuando las observaciones en las muestras son muchas, se utiliza la aproximación a la distribución de Z, así:

$$Z^*(T) = [T^* - n_1(n_1+n_2+1)/2] / \sqrt{(n_1 n_2/12)\ (n_1+n_2+1)}$$

$$Z^*(U) = (U^* - n_1 n_2/2) / \sqrt{n_1 n_2 (n_1+n_2+1) / 12}$$

Procediéndose para probar la hipótesis de la manera acostumbrada.

III. MEDIANA DE DOS POBLACIONES DEPENDIENTES.

PRUEBA DE WILCOXON DE RANGOS PAREADOS:

Al considerar dos determinaciones en una unidad de observación, la hipótesis respecto a la mediana de las diferencias sería Ho: $M_1 = M_2$ ó Ho: $M_1 - M_2 = M_D = 0$, con las hipótesis alternas Ha: $M_1 \neq M_2$ ó Ha: $M_1 - M_2 \neq 0$, Ha: $M_1 > M_2$ ó Ha: $M_1 - M_2 > 0$ y Ha: $M_1 < M_2$ ó Ha: $M_1 - M_2 < 0$.

Un investigador desea determinar si la prevalencia por desnutrición en escolares es semejante al considerar dos criterios: 1. Adecuaciones menores al 85 por ciento de talla para edad (ATE) y 2. Valores de Z menores a -2 de talla para edad (ZTE). Para tal fin, seleccionó una muestra de 16 escuelas en la región occidental y determinó ambas prevalencias. Los datos:

	DATOS:		CALCULO DEL ESTADISTICO			
ESCUELA	ATE < 85%	ZTE < -2.0	DIFERENCIA	DIFERENCIA ABSOLUTA	RANGO	SIGNO RANGO
1	76.5	77.5	-1.0	1.0	5	- 5
2	67.9	73.7	-5.8	5.8	16	-16
3	48.9	50.0	-1.1	1.1	6	- 6
4	47.7	50.0	-2.3	2.3	13	-13
5	44.9	45.6	-0.7	0.7	2	- 2
6	41.3	40.5	+0.8	0.8	3.5	+3.5
7	36.9	35.6	+1.3	1.3	9	+ 9
8	24.6	25.8	-1.2	1.2	7	- 7
9	25.1	28.6	-3.5	3.5	14	-14
10	17.0	18.5	-1.5	1.5	11	-11
11	16.2	18.3	-2.1	2.1	12	-12
12	16.0	17.3	-1.3	1.3	9	- 9
13	12.9	14.2	-1.3	1.3	9	- 9
14	10.1	14.3	-4.2	4.2	15	-15
15	4.7	5.5	-0.8	0.8	3.5	-3.5
16	3.5	3.6	-0.1	0.1	1	-1

$T(-) = 123.50$ $T(+) = 12.5$

Procedimiento:

1. Ho: $M_D = 0$ donde $M_D = M_1 - M_2$
2. Ha: $M_D \neq 0$
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:

   a. MAR b. Variable cuantitativa discreta. c. Dos poblaciones dependientes

5. Estadístico: Wilcoxon de Rangos Pareados T^*(WRP).
6. Región de Rechazo:

   a. Dos colas b. $\alpha = .05$ c. $n = 16$

   Según Tabla 9, T^*(WRP) = 29.

   Se rechaza Ho: $M_D = 0$ si $T^*(WRP) \leqslant 29$.

7. Cálculo del Estadístico:

   T^* (WRP) es el valor menor entre T(-) y T(+).

   T^* (WRP) = MIN [123.50, 12.5] = 12.5

8. Conclusión:

   a. Como T^* (WRP) = 12.5 cae en la región de rechazo, se rechaza Ho: $M_D = 0$.

   b. Se concluye que el criterio de ATE < 85% subestima la prevalencia de desnutrición respecto al criterio ZTE < -2.0

   c. Se admite posible error tipo I con igual o menor chance del 5%.

Para estudios que incluyen una muestra de observaciones mayor que n = 100, una aproximación a la distribución normal estándar de esta prueba, es como sigue:

$$Z^* (TWRP) = [T^* (WRP) - n(n+1)/4] \;/\; \sqrt{n(n+1)\,(2n+1)/24}$$

El procedimiento a seguir es de la manera acostumbrada.

IV. MEDIANA DE TRES O MAS POBLACIONES INDEPENDIENTES.

PRUEBA DE KRUSKAL-WALLIS:

Las hipótesis relacionadas a las medianas de tres o más poblaciones independientes, con uno o más criterios o factores, es decir, Ho: $M_1 = M_2 = \ldots M_k$ pueden probarse con el estadístico H (Kruskal-Wallis). Cuando se tiene un solo criterio o factor, comparaciones generales pueden realizarse utilizando el procedimiento de Scheffé, mientras que cuando existe más de un factor, es posible realizar comparaciones para evaluar hipótesis respecto a cada factor y a las interacciones entre los factores.

Un investigador realizó una evaluación de la prevalencia de desnutrición en niños menores de 9 años, según el indicador ATE < 85% en áreas urbana y rural, para lo cual, seleccionó comunidades en forma aleatoria en forma apropiada. El interés era determinar diferencias por área y edad. Los datos se presentan en la siguiente página.

PREVALENCIAS SEGUN ATE < 85%

U R B A N A				R U R A L			
Preescolares		Escolares		Preescolares		Escolares	
40.0	26.5	46.0	37	72.5	49	77.5	51
39.0	24.5	44.0	34	64.0	45	73.7	50
38.9	22.5	43.0	33	60.6	44	71.3	48
38.8	21	40.5	28	57.9	43	67.6	47
37.9	18.5	38.2	20	52.2	42	64.0	46
35.3	15	35.6	16	45.0	35	50.0	40.5
32.4	14	29.3	13	42.9	31.5	50.0	40.5
28.9	12	27.8	11	42.9	31.5	46.7	38.5
25.6	9	25.8	10	42.2	30	46.7	38.5
23.3	4	25.3	8	41.7	29	45.6	36
22.6	2	24.7	7	40.0	26.5		
21.1	1	24.3	6	39.0	24.5		
		23.9	5	38.9	22.5		
		23.2	3	37.9	18.5		
				36.8	17		
$n_1=12$	$R_1=170.0$	$n_2=14$	$R_2=231.0$	$n_3=15$	$R_3=489.0$	$n_4=10$	$R_4=436.0$
	$\bar{R}_1=14.17$		$\bar{R}_2=16.50$		$\bar{R}_3=32.60$		$\bar{R}_4=43.60$

$n = n_1 + n_2 + n_3 + n_4 = 12 + 14 + 15 + 10 = 51$

Procedimiento:

1. Ho: $M_1 = M_2 = M_3 = M_4$

2. Ha: Por lo menos una mediana es distinta.

3. $\alpha = .05$

4. Supuestos:

   a. MAR b. Variable Cuantitativa Discreta

5. Estadístico: Kruskal-Wallis H.

6. Región de Rechazo:

   a. Una Cola b. $\alpha = .05$ c. GL(H) = k-1 = 4-1 = 3 grados de libertad

   Según Tabla 3; χ^2 (.95; 3 GL) = 7.81

   Se rechaza Ho: $M_1 = M_2 = M_3 = M_4$ si $H \geqslant 7.81$

7. Cálculo del estadístico: H

$$H = \left(\frac{12}{n(n+1)}\right) \left(\sum_{i=1}^{k} \frac{R_i^2}{n_i}\right) - 3(n+1)$$

   Según los datos en la Tabla,

$$H = \left(\frac{12}{51(52)}\right) \left(\frac{170.0^2}{12} + \frac{231.0^2}{14} + \frac{489.0^2}{15} + \frac{436.0^2}{10}\right) - 3(52)$$

$$H = \left(\frac{12}{2652}\right) (41170.8333) - 156$$

$$H = 186.29 - 156.0$$

$$H = 30.29$$

8. Conclusión:

   a. Como H = 30.29 cae en la región de rechazo, se rechaza la Ho: $M_1 = M_2 = M_3 = M_4$.

   b. Se concluye que por lo menos, una mediana es distinta.

   c. Se admite posible error tipo I con igual o menos del 5% de probabilidad al concluir.

NOTA: Esta prueba es de caracter global.

El investigador deseaba determinar diferencias entre áreas, grupos de edad e interacción de área y edad. Para tal fin, se realizan comparaciones específicas, a través de la estimación de los intervalos de confianza correspondientes, de acuerdo a la forma siguiente:

$$IC(\hat{\Psi}_i) = [LI, LS]$$

$$LI = \hat{\Psi}_i - LE_i$$

$$LS = \hat{\Psi}_i + LE_i$$

$$\hat{\Psi} = \sum_{i=1}^{k} C_i \bar{R}_i$$

$$LE = \sqrt{\chi^2_{(k-1)gl:1-\alpha}} \sqrt{S^2(\hat{\Psi})}$$

$$S^2(\hat{\Psi}) = [n(n+1)/12] \left[\sum_{i=1}^{K} \frac{C_i^2}{n_i}\right]$$

$\hat{\Psi}_i$	URBANA		RURAL		$\hat{\Psi}_i$	$IC(\hat{\Psi}_i)$
	PREESCOL.	ESC.	PREESCOL.	ESC.		
	$C_i(\bar{R}_1)$	$C_2(\bar{R}_2)$	$C_3(\bar{R}_3)$	$C_4(\bar{R}_4)$		
AREA: URB vs RUR	1(14.17)	1(16.50)	-1(32.60)	-1(43.60)	-45.53	[-69.08, -21.98]
EDAD: P vs E	1(14.17)	- 1(16.50)	1(32.60)	-1(43.60)	-13.33	[-36.88, 10.22]
INT: AREA * EDAD	1(14.17)	- 1(16.50)	-1(32.60)	1(43.60)	8.67	[-14.88, 32.22]

$$LE = \sqrt{\chi^2_{k-1;.95}} \sqrt{S^2(\hat{\Psi})} = \sqrt{7.81} \; [51(52)/12] \left[\frac{1}{12} + \frac{1}{14} + \frac{1}{15} + \frac{1}{10}\right] = 23.55$$

Siendo que el único intervalo de confianza que no incluyó 0 es el referente a la diferencia entre área, se concluye, respecto a las prevalencias de desnutrición según ATE < 85%, que: No hay interacción entre edad y área, y no hay diferencia entre preescolares y escolares, mientras que sí hay diferencia significativa entre áreas de residencia, resultando el área rural con prevalencias mayores al compararlas con las del área urbana.

La prueba de Kruskal-Wallis es también útil cuando se tienen frecuencias de categorías de factor con una connotación cuantitativa.

Supóngase en el problema anterior que se dispone únicamente de las frecuencias de cada una de las muestras en términos de gravedad de la desnutrición por los niveles de la prevalencia clasificadas, así:

PREVALENCIAS	URB		RUR		TOTAL	RANGOS
	P	E	P	E		
60 ó más	0	0	0	5	5	$\frac{1}{5}\left(\frac{1}{2}(51)(52) - \frac{1}{2}(46)(47)\right) = 49.0$
40 - 59	0	4	5	5	14	$\frac{1}{14}\left(\frac{1}{2}(46)(47) - \frac{1}{2}(32)(33)\right) = 39.5$
20 - 39	4	10	8	0	22	$\frac{1}{22}\left(\frac{1}{2}(32)(33) - \frac{1}{2}(10)(11)\right) = 21.5$
< 20	8	0	2	0	10	$\frac{1}{10}\left(\frac{1}{2}(10)(11)\right) = 5.5$
n_i	12	14	15	10		
R_i	130.0	373.0	380.5	465.5		
$\bar{R}_i$	10.83	26.64	25.37	46.55		

$R_1 = 5.5\ (8) + 21.5\ (4) + 39.5\ (0) + 49.0\ \ (0) = 130$

$R_2 = 5.5\ (0) + 21.5\ (10) + 39.5\ (4) + 49.0\ \ (0) = 373$

$R_3 = 5.5\ (2) + 21.5\ (8) + 39.5\ (5) + 49.0\ \ (0) = 380.5$

$R_4 = 5.5\ (0) + 21.5\ (0) + 39.5\ (5) + 49.0\ \ (5) = 442.5$

La hipótesis Ho: $M_1 = M_2 = M_3 = M_4$ se prueba entonces con el estadístico:

$$H = \frac{12}{51(52)} \left[\frac{130^2}{12} + \frac{373^2}{14} + \frac{380.5^2}{15} + \frac{442.5}{10} \right] - 3(52)$$

$$= \frac{12}{51(52)} (40578.76) - 156$$

$$= 183.61 - 156$$

$$= 27.61$$

Llegando a una misma conclusión.

Las comparaciones específicas:

$\hat{\Psi}_i$	$C_1(\bar{R}_1)$	$C_2(\bar{R}_2)$	$C_3(\bar{R}_3)$	$C_4(\bar{R}_4)$	$\hat{\Psi}_i$	IC $(\hat{\Psi}_i)$
Area	1(10.83)	1(26.64)	-1(25.37)	-1(46.55)	-34.45	[-58.0, -10.9]
Edad	1(10.83)	-1(26.64)	1(25.37)	-1(46.55)	-36.99	[-64.54, -13.44]
A*E	1(10.83)	-1(26.64)	1(25.37)	1(46.55)	5.37	[-18.18, 28.92]

LE $(\hat{\Psi}_i) = 23.55$

Los resultados indican que <u>no</u> hay interacción entre área y edad; sin embargo, señalan que las prevalencias son mayores en el área rural y en los niños escolares en forma significativa.

La diferencia en las conclusiones entre ambos análisis estriba en el hecho de contar con menos información en la última situación, siendo que los datos no consideran la distribución dentro de cada categoría. Cabe señalar la importancia de este aspecto al desarrollar los planes de análisis en los estudios que se propongan realizar.

V. MEDIANA DE TRES O MAS POBLACIONES DEPENDIENTES. PRUEBA DE FRIEDMAN:

Las determinaciones repetidas en tres o más veces en una misma unidad de observación, produce una situación de tres o más poblaciones dependientes. Las hipótesis Ho: $M_1 = M_2 = \ldots = M_k$ con hipótesis alternas Ha: por lo menos una mediana es distinta, pueden someterse a prueba con el estadístico FR*.

Un planificador alimentario nutricional impulsó un programa de atención directa de alimentación escolar en una región con alta prevalencia de desnutrición, según el indicador de menos de -2 desviaciones estándar ZTE < -2. Con el fin de obtener una estimación del progreso del impacto de estas acciones evaluó el estado nutricional de una muestra de escuelas participantes a distintas etapas del programa. Los datos se muestran en la siguiente página.

MUESTRA ESCUELAS	TIEMPO INICIAL	TIEMPO 1 PREVALENCIAS	TIEMPO 2	RANGOS TI	T1	T2
1	72.3	60.1	60.2	3	1	2
2	64.0	58.7	58.0	3	2	1
3	60.6	54.0	53.0	3	2	1
4	57.9	53.1	50.0	3	2	1
5	52.2	49.0	45.0	3	2	1
6	45.5	44.0	45.0	3	1	2
7	45.1	43.0	43.0	3	1.5	1.5
8	43.1	40.0	40.5	3	1	2
9	42.0	42.0	41.0	2.5	2.5	1
10	41.7	42.0	41.0	2	3	1
11	41.3	40.0	38.0	3	2	1
12	40.0	35.0	33.0	3	2	1
13	39.8	35.0	33.0	3	2	1
14	39.4	36.0	31.0	3	2	1
15	38.9	36.0	34.0	3	2	1
16	38.5	35.0	30.0	3	2	1
17	37.6	34.0	29.0	3	2	1
18	37.2	35.5	25.0	3	2	1
19	36.0	33.0	30.0	3	2	1
20	31.5	30.0	24.0	3	2	1
n=20			R_i	58.5	38	23.5
			$\bar{R}_i$	2.925	1.9	1.175

NOTA: Los rangos se definen entre los valores para cada muestra.

Procedimiento:

1. Ho: $M_I = M_1 = M_2$

2. Ha: Por lo menos una mediana es distinta

3. $\alpha = .05$

4. Supuestos:

   a. MAR b. 3 Poblaciones Dependientes c. Variable Cuantitativa Discreta

5. Estadístico: Friedman FR*

6. Región de rechazo:

   a. Una cola b. $\alpha = .05$ c. n=20 d. GL = k-1

   Según Tabla 3, $\chi^2_{.95;\ 3-1gl} = 5.99$

   Se rechaza Ho: $M_1 = M_1 = M_2$ si $FR^* \geq 5.99$

7. Cálculo del Estadístico:

$$FR^* = \left[\frac{12}{nk(k+1)}\right] \left[\sum_{i=1}^{k} R_i^2\right] - 3n\,(k+1)$$

$$FR^* = 12/[20(3)(4)]\ [58.5^2+38^2+23.5^2] - 3(20)(4)$$

$$FR^* = 30.925$$

8. Conclusión:

   a. FR* = 30.925 cae en la región de rechazo, se rechaza Ho.

   b. Se concluye que por lo menos una mediana es distinta.

   c. Se admite posible error tipo I con 5% o menos de probabilidad al concluir.

Si los tiempos en que se realizaron las evaluaciones son igualmente espaciados, es posible realizar comparaciones para explicar la hipótesis alterna concluída, mediante intervalos de confianza de contrastes específicos, así:

$$IC \quad (\hat{\Psi}) = [LI, LS]$$

$$LI = \hat{\Psi} - LE$$

$$LS = \hat{\Psi} + LE$$

$$\hat{\Psi} = \sum_{i=1}^{k} C_i \bar{R}_i$$

$$LE = \sqrt{\chi^2_{1-\alpha;k-1gl}} \sqrt{S^2(\hat{\Psi})}$$

$$S^2(\hat{\Psi}) = [k(k+1)/12] \left[\sum_{i=1}^{k} \frac{C_i^2}{n}\right]$$

Según los datos,

$$S^2(\hat{\Psi}_L) = [3(4)/12] \left[\frac{-1^2}{20} + \frac{0^2}{20} + \frac{1^2}{20}\right] = 0.10 \qquad \chi^2_{1-\alpha;\ 2\ gl} = 5.99$$

$$S^2(\hat{\Psi}_C) = [3(4)/12] \left[\frac{1^2}{20} + \frac{-2^2}{20} + \frac{1^2}{20}\right] = 0.30$$

Entonces:

	TI	T1	T2				
$\hat{\Psi}$	$C_1\bar{R}_1$	$C_2\bar{R}_2$	$C_3\bar{R}_3$	$\hat{\Psi}$	$S^2(\Psi)$	LE	$IC(\hat{\Psi})$
Lineal	-1(2.925)	0(1.9)	+1(1.175)	-1.75	.10	0.77	[-2.52, -3.50]
Cuadrático	+1(2.925)	-2(1.9)	+1(1.175)	.30	.30	1.34	[-1.04, 1.64]

Siendo que el intervalo de confianza de una tendencia lineal es el único que no incluye o, resulta significativa la disminución observada durante el tiempo de participación en el programa.

NOTA: Los coeficientes para las comparaciones lineales y cuadráticos, aparecen en la Tabla 7.

VI. DEPENDENCIA ENTRE DOS VARIABLES:

La dependencia de una variable y respecto a otra x, se analiza a través de la Prueba de Wilcoxon W*(REG), la cual evalúa la hipótesis respecto al coeficiente β; es decir, Ho: $\beta = 0$ con alternativas Ha: $\beta < 0$; Ha: $\beta > 0$ ó Ha: $\beta \neq 0$.

Un investigador deseaba determinar la dependencia del estado nutricional y el tiempo de permanencia en un programa de atención de alimentación complementaria en una región, para lo cual seleccionó una muestra aleatoria representativa de participantes. El investigador sustenta que APT aumenta en 1% por día de participación. Los niños considerados poseían igual estado nutricional al inicio de la participación. Los datos son:

Primera Mitad		Segunda Mitad				Betas (β)		
APT	DIAS	APT	DIAS	BETAS	Betas (β)	Absoluta	Rango	Rango Signo
90.0	28	83.0	5	(83.0-90.0)/(5-28) = 0.30	-0.70	.70	14	-14
89.5	24	82.9	6	(82.9-89.5)/(6-24) = 0.37	-0.63	.63	13	-13
88.0	18	82.6	5	(82.6-88.0)/(5-18) = 0.42	-0.58	.58	12	-12
87.8	15	82.4	4	(82.4-87.8)/(4-15) = 0.49	-0.51	.51	10	-10
87.6	11	82.3	4	(82.3-87.6)/(4-11) = 0.76	-0.24	.24	5	- 5
87.5	11	82.1	4	(82.1-87.5)/(4-11) = 0.77	-0.23	.23	4	- 4
87.4	10	81.4	3	(81.4-87.4)/(3-10) = 0.86	-0.14	.14	2	- 2
87.4	11	80.8	2	(80.8-87.4)/(2-11) = 0.73	-0.27	.27	6	- 6
87.3	9	80.7	4	(80.7-87.3)/(4- 9) = 1.32	+0.32	.32	7	+ 7
86.9	10	80.8	3	(80.0-86.9)/(3-10) = 0.99	-0.01	.01	1	- 1
86.7	9	79.4	2	(79.4-86.7)/(2- 9) = 1.22	+0.22	.22	3	+ 3
86.4	9	78.0	3	(78.0-86.4)/(3- 9) = 1.40	+0.40	.40	8	+ 8
86.1	8	77.2	3	(77.2-86.1)/(3- 8) = 1.78	+0.78	.78	15	+15
84.9	8	76.1	2	(76.1-84.9)/(2- 8) = 1.47	+0.47	.47	9	+ 9
84.5	8	75.3	2	(75.3-84.5)/(2- 8) = 1.53	+0.53	.53	11	+11
84.4	6	73.0	2	(73.0-84.4)/(2- 6) = 2.85	+1.85	1.85	16	+16

β = Beta - 1.0

T(+) = 69.0 ; T(-) = 67.0

W*(REG) = min [69.0,67.0] = 67.0

Procedimiento:

1. Ho: $\beta_1 = \beta_0 = 1.0$ (por ciento de APT)

2. Ha: $\beta_1 \neq 1.0$

3. $\alpha = .05$

4. Supuestos:

   a. MAR b. Variables Cuantitativas Discretas

5. Estadístico: Wilcoxon W*(REG)

6. Región de rechazo:

   a. Dos colas b. $\alpha = .05$ c. n=16 (Pares)

   Según la Tabla 9 W (REG) = 29

   Rechazar Ho: $\beta_1 = 1.0$ si W*(REG) $\leq$ 29

7. Cálculo del Estadístico:

   a. Dividir la serie de observaciones ordenadas por la variable dependiente y considerar las parejas de observaciones como se indica en la tabla de datos.

   b. Estimar β para cada par de observaciones así: $\hat{\beta}_i = (y_i - y_i')/(x_i - x_i')$

   c. Corregir cada $\hat{\beta}_i$ restando β_0 y proceder con las diferencias, si $\beta_0 = 0$, entonces se procede al análisis con las $\hat{\beta}_i$ directamente.

   W*(REG) = 67.0

8. Conclusión:

   a. Como W*(REG) = 67.0 no cae en la región de rechazo, no se rechaza Ho: $\beta_1 = 0$.

   b. Se concluye que el investigador está en lo correcto.

   c. Se admite posible error, tipo II esperando sea mínimo.

NOTA: En el caso que n sea impar, eliminar observación de enmedio.

VII. RELACION ENTRE DOS VARIABLES:

Para evaluar la hipótesis sobre la naturaleza de la relación entre dos variables cuantitativas discretas, se realiza por medio del coeficiente de correlación de Spearman r_s, es decir, Ho: $\rho_s = 0$ de <u>no</u> relación, con hipótesis alternas Ha: $\rho_s \neq 0$, Ha: $\rho_s > 0$ ó Ha: $\rho_s < 0$ cuando existe alguna relación.

$$r_s = 1 - [\, 6 \, \Sigma \, d_i^{\,3}/(n^3 - n) \,]$$

donde

$di = R_{ix_1} - R_{i_{x_2}}$, es decir, la diferencia entre los rangos de los valores originales. Otra forma es calcular r, utilizando los rangos, según el procedimiento descrito en el Capítulo 2, Sección X.

Cuando $n > 30$, una aproximación a la distribución normal estándar sería: $Z^*(\rho_s) = r_s \sqrt{n-1}$ definiéndose las regiones de rechazo utilizando la Tabla 1.

Cuando $n \leqslant 30$, para definir la región de rechazo, se utiliza entonces, los valores de la siguiente tabla.

VALORES CRITICOS PARA EL ESTADISTICO r_s, COEFICIENTE DE CORRELACION DE SPEARMAN

n	$\alpha = .05$	$\alpha = .025$	$\alpha = .01$	$\alpha = .005$
5	0.900	—	—	—
6	0.829	0.886	0.943	—
7	0.714	0.786	0.893	—
8	0.643	0.738	0.833	0.881
9	0.600	0.683	0.783	0.833
10	0.564	0.648	0.745	0.794
11	0.523	0.623	0.736	0.818
12	0.497	0.591	0.703	0.780
13	0.475	0.566	0.673	0.745
14	0.457	0.545	0.646	0.716
15	0.441	0.525	0.623	0.689
16	0.425	0.507	0.601	0.666
17	0.412	0.490	0.582	0.645
18	0.399	0.476	0.564	0.625
19	0.388	0.462	0.549	0.608
20	0.377	0.450	0.534	0.591
21	0.368	0.438	0.521	0.576
22	0.359	0.428	0.508	0.562
23	0.351	0.418	0.496	0.549
24	0.343	0.409	0.485	0.537
25	0.336	0.400	0.475	0.526
26	0.329	0.392	0.465	0.515
27	0.323	0.385	0.456	0.505
28	0.317	0.377	0.448	0.496
29	0.311	0.370	0.440	0.487
30	0.305	0.364	0.432	0.478

CAPITULO 4

Cuando las respuestas de una variable de interés son de naturaleza binomial (dicotómica) o existen criterios, aunque generalmente arbitrarios, para forzar una respuesta binomial, el análisis estadístico generalmente se realiza para hacer inferencia respecto a proporciones.

Conviene hacer notar que la dicotomización de una variable cuantitativa, continua o discreta, ofrece menos información; sin embargo, en muchas situaciones resulta útil desarrollar pruebas estadísticas con este enfoque.

Por otra parte, en muchas situaciones no es factible obtener más que información de esta naturaleza, como en sexo, presencia de enfermedades, etc., por lo que las técnicas a revisarse en este capítulo cobran especial importancia.

La secuencia de revisión de las técnicas estadísticas, de nuevo será de lo sencillo a lo complejo.

I. PROPORCION DE UNA POBLACION:

1) Binomial:

Cuando una variable puede ser observable en únicamente dos posibles respuestas, se dice que es una variable binomial. Ejemplos de estas variables son sexo (masculino o femenino), rendimiento de un seminario (aprobado o reprobado), estado nutricional (desnutrido, no desnutrido), etc.

Si por ejemplo, en una población de niños preescolares X es el número de niños desnutridos y (N-X) los no desnutridos, entonces $P_0 = X/N$ es la proporción de desnutridos en dicha población.

Las hipótesis de interés bajo estas circunstancias, serían Ho: $P = P_0$ donde P_0 puede ser cualquier proporción hipotética. Un ejemplo sería, si se desease revisar si la proporción de desnutridos es igual al 30%; entonces Ho: $P = .30$ ó sea $P_0 = .30$.

Al seleccionar una muestra representativa de tamaño $n = 20$ y si al observar los niños desnutridos $x = 8$, entonces la estimación de P_D es $\hat{P}_D = x/n$, aquí $n-8 = 12$ son no desnutridos, entonces, el procedimiento para la prueba de hipótesis sería:

1. Ho: $P = P_0$ donde $P_0 = .30$ (30 por ciento)
2. Ha: $P \neq P_0$
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:

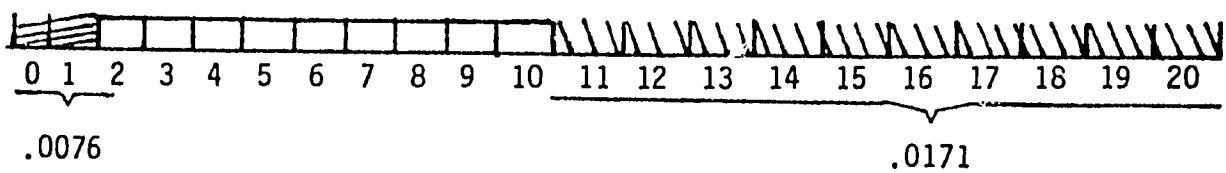
   a. MAR b. Variable Binomial
5. Estadístico: Prueba Binomial
6. Región de Rechazo

   a. Dos colas b $\alpha = .05$ c. $n=20$ d. $P_0 = .30$

   Según la Tabla 12, $\chi \leq 1$ ó $\chi \geq 11$ ya $P(\chi \leq 1) = .0076 < \alpha/2 = .025$ y $P(\chi \geq 11) = 1.-P(\chi \leq 10) = 1. - .9829 = .0171 < \alpha/2 = .025$

   Se rechaza Ho: $P = .30$ si $\chi \leq 1$ ó $\chi \geq 11$

   REGION DE NO RECHAZO



7. Cálculo del Estadístico:

   $\chi = 8$

8. Conclusión

a. Como $x = 8$, no cae en la región de rechazo.

b. Se concluye que no hay evidencia para pensar que la proporción de desnutridos sea distinta de $P_0 = .30$.

c. Existe posibilidad de cometer error tipo II esperando sea mínimo.

Cuando se tienen muchas observaciones es factible realizar una aproximación a la distribución normal estándar así:

$$Z = [(x \pm \frac{1}{2}) - np_0] / \sqrt{np_0 q_0}$$

donde: x es el número de respuestas de una categoría (desnutridos)

p_0 es la proporción hipotética

q_0 es $1.0 - P_0$

Se usa el signo (+) si $x < np_0$ ó (-) si $x > np_0$.

En el caso de la evaluación nutricional, si $n = 60$ y $x = 24$, entonces

$$Z = [(x - \frac{1}{2}) - np_0] / \sqrt{np_0 q_0} \quad \text{ya que } x = 24 > np_0 = 18$$

$$Z = (23.5 - 18) / \sqrt{60(.3)(.7)} = 5.50/\sqrt{12.60} = 1.55$$

llegando a la misma conclusión.

<u>NOTA:</u> La región de rechazo se define usando la Tabla 1, en la forma acostumbrada.

Intervalo de confianza.

$IC(\hat{\Psi}) = [LI, LS]$

$LI = \hat{P} - LE$

$LS = \hat{P} + LE$

$LE = Z_{1-\alpha/2}\, S(\hat{\Psi})$

$S(\hat{\Psi}) = \sqrt{\hat{p}\,\hat{q}/n}$

En el problema sobre desnutrición: $\hat{P} = 24/60 = .40$; $\hat{q} = 1-\hat{P} = .60$

$S(\hat{\Psi}) = \sqrt{(.40)(.60)/60} = 0.0632$

$LE = 1.96(.0632) = 0.1239$

$LI = .40 - .1239 = 0.2761$

$LS = .40 + .1239 = 0.5239$

$IC(\hat{\Psi}) = [.2761, .5239]$

Es decir, con 95% de confianza se incluye el valor real de P entre .2761 y .5239. Nótese que el intervalo incluye $P_0 = .30$, razón por la cual no se rechazó la Ho: $P = P_0$

2) Multinomial:

Cuando la respuesta es de naturaleza cualitativa y las posibles respuestas son más de dos, entonces se tiene una variable multinomial. Las proporciones en que ocurren estas respuestas suman la totalidad, es decir, el 100 por ciento; por lo tanto estas respuestas son excluyentes entre sí. La naturaleza de las hipótesis es como sigue:

$$Ho: \begin{bmatrix} P_1 = P_1^0 \\ P_2 = P_2^0 \\ P_3 = P_3^0 \\ \vdots \\ P_k = P_k^0 \end{bmatrix} \quad \text{ó} \quad Ho: D_1 = D_0 \quad \text{donde:}$$

$$D_1 = P_1, P_2, P_3, \ldots, P_k$$

$$D_0 = P_1^0, P_2^0, P_3^0, \ldots, P_k^0$$

es decir, que las proporciones en las k respuestas tienen una distribución como la descrita por P_1^0, P_2^0, ... P_k^0. Si la distribución observada difiere de la hipotética, la hipótesis formulada se rechaza, en otras palabras, por lo menos una proporción es distinta de las propuestas.

Este tipo de hipótesis puede evaluarse a través de la prueba multinomial, la cual es compleja en su aplicación, razón por lo que no se revisará aquí.

Una prueba más fácil de desarrollarse, aunque aplicable si $P_i^0 n > 5$ para todas las posibles respuestas, es la prueba de aproximación a χ^2_*. La hipótesis de igualdad entre la distribución observada y la hipotética, es decir, Ho: $D_1 = D_0$ se evalúa entonces con χ^2_* con (k-1) grados de libertad.

Considérese el interés de revisar si la proporción de desnutridos según la Clasificación de Gómez, ocurre como a nivel del país $P^0_{D2+D3} = .25$; $P^0_{D1} = .35$ y $P^0_N = .40$; en la región norte de un país del área centroamericana, se procedió a seleccionar una muestra aleatoria representativa de la región. Los resultados evidenciaron:

DISTRIBUCION OBSERVADA		DISTRIBUCION DE LA HIPOTESIS	
Frecuencias	Proporciones	Proporciones	Frecuencias
$X_{D3} = 4$	$P_{D3} = .04$	$P^0_{D3+D2} = .25$	$X^0_{D3+D2} = .25(100) = 25$
$X_{D2} = 24$	$P_{D2} = .24$	$P^0_{D1} = .35$	X^0_{D1} 35(100) = 35
$X_{D1} = 36$	$P_{D1} = .36$	$P^0_N = .40$	X^0_N = .40(100) = 40
$X_N = 36$	$P_N = .36$		

n = 100

Procedimiento:

1. Ho: $D_1 = D_0$

2. Ha: $D_1 \neq D_0$

3. $\alpha = .05$

4. Supuestos:

   a. MAR b. Variable Multinomial

5. Estadístico:

   Siendo que $P^0_{D3+D2}(n) = .25\ (100) = 25$; $P^0_{D1}(n) = .35\ (100) = 35$ y $P^0_N(n) = .40\ (100) = 40$, se cumple que $P_i^0\ n > 5$, entonces se utilizará χ^2_* con (k-1) = 2 grados de libertad.

6. Región de Rechazo:

a. Una cola b. $\alpha = .05$ c. gl = 2, según Tabla 3

χ^2 (.95; 2 gl) = 5.99; entonces se rechaza Ho: $D_1 = D_0$

si $\chi^2_* \geqslant 5.99$.

7. Cálculo del Estadístico:

$$\chi^2_* = \sum_{i=1}^{3} (O_i - E_i)^2/E_i$$, donde O_i = frecuencia observada en categoría i,

E_i = frecuencia esperada en categoría i, de acuerdo a la hipótesis.

$= (28-25)^2/25 + (36=35)^2/35 = (36-40)^2/40$

$= .79$

8. Conclusión:

a. $\chi^2_* = .79$ no cae en la región de rechazo, no se rechaza Ho: $D_1 = D_0$.

b. Se concluye que la distribución de las categorías del estado nutricional, según la Clasificación de Gómez, en la región, es semejante a las del país.

c. Se admite posible error tipo II, esperando sea mínimo.

II. PROPORCION DE DOS POBLACIONES INDEPENDIENTES.

1) Binomial:

Las hipótesis relacionadas con dos proporciones provenientes de dos poblaciones independientes generalmente se refieren en términos de igualdad, es decir: Ho: $P_1 = P_2$. Las hipótesis de esta naturaleza se prueban con el procedimiento de Irwin-Fisher.

Considere el interés de un nutricionista de evaluar el impacto nutricional de un programa de desarrollo, en la región de un país del área. Al inicio del programa realizó una evaluación del estado nutricional por medio de una muestra aleatoria representativa de niños de 18 a 23 meses de edad y después de 5 años de ejecución del programa, realizó una evaluación similar. Los datos:

INICIAL	FINAL
$n_1 = 12$	$n_2 = 15$
$x_1 = 8$	$x_2 = 2$
$\hat{P}_1 = 8/12$	$\hat{P}_2 = 2/15$

Procedimiento:

1. Ho: $P_1 = P_2$
2. Ha: $P_1 \neq P_2$
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:

   a. 2 MAR b. Variable Binomial
5. Estadístico: Irwin-Fisher
6. Región de Rechazo:

   a. Dos colas b. $\alpha = .05$ c. $n_1 = 12$; $n_2 = 15$

   Según la Tabla 13.

7. Cálculo del Estadístico:

	Inic.	Final		
D	A 8	B 2	10	$n_{1.}$
ND	C 4	D 13	17	$n_{2.}$
	12 $n_{.1}$	15 $n_{.2}$	27 n	

D = Desnutridos

ND = No Desnutridos

a. Colocar en A+B y C+D los totales marginales más cercanos, de manera que (A+B) $\geq$ C+D. En el presente caso, los marginales más cercanos son 15 y 12, y los más lejanos, 10 y 17.

	D	ND	
Final	A 2	B 13	15
Inic.	C 8	D 4	12
	10	17	27

b. A+B = 15 y C+D = 12 y B = 13, entonces D $\leq$ 5 para $\alpha/2$, según la Tabla 13.

8. Conclusión:

a. Como D = 4 cae en la región de rechazo, se rechaza Ho: $P_1 = P_2$.

b. Se concluye que ha habido un impacto asociado con la ejecución del programa.

c. Se admite error tipo I con probabilidad igual o menor al 5%.

Un desarrollo alterno para cuando no existan tablas apropiadas se describe a continuación:

DATOS:

	I	F	
D	8	2	10
ND	4	13	17
	12	15	27

<u>Distribución</u>: Llevando la celda mínima desde 0 hasta su valor observado y marginales fijos, se tiene:

1.

10	0	10
2	15	17
12	15	27

$$\text{PROB} = \frac{10!\ 17!\ 12!\ 15!}{10!\ 0!\ 2!\ 15!\ 27!} = .0000078$$

PROB (ACUMULADA) = .0000078

2.

9	1	10
3	14	17
12	15	27

$$\text{PROB} = \frac{10!\ 17!\ 12!\ 15!}{9!\ 1!\ 3!\ 14!\ 27!} = .00039$$

PROB (ACUMULADA) = .000399

3.

8	2	10
4	13	17
12	15	27

$$\text{PROB} = \frac{10!\ 17!\ 12!\ 15!}{8!\ 2!\ 4!\ 13!\ 27!} = .00616$$

PROB (ACUMULADA) = .00656

<u>N O T A</u>: 2! = 2x1, 8! = 8x7x6x5x4x3x2x1

Siendo que PROB (ACUMULADA) = .00656 de obtener un valor más extremo o igual que el observado es menor que $\alpha/2$ = .025 se rechaza la hipótesis Ho: $P_1=P_2$.

Cuando las observaciones son suficientes, entonces se realiza una aproximación a la distribución normal estándar. Se considera n observaciones suficientes si todos los $E_{ij} > 5$, si $E_{ij} = \frac{n_{i.}(n_{.j})}{n}$, $i = 1,2$ $j = 1,2$

$$Z^* = (\hat{p}_1 - \hat{p}_2)/ \sqrt{(\hat{p}_o\hat{q}_o /n_1) + (\hat{p}_o\hat{q}_o /n_2)}$$

donde $\hat{p}_o = (x_1 + x_2)/(n_1 + n_2)$

$\hat{p}_1 = x_1/n_1$

$\hat{p}_2 = x_2/n_2$

$\hat{q}_o = 1 - \hat{p}_o$

La región de rechazo para Z* se define usando la Tabla 1.

2) <u>Multinomial</u>:

La situación multinomial ocurre cuando la variable posee tres o más posibles respuestas cualitativas y se desean comparar las poblaciones independientes. La hipótesis en este caso, sería: Ho: $D_1 = D_2$, es decir, que la distribución entre ambas poblaciones es semejante. Otra forma de describir la hipótesis sería la siguiente: Ho:

$$\begin{bmatrix} P_{1,1} = P_{2,1} \\ P_{1,2} = P_{2,2} \\ \vdots \\ P_{1,k} = P_{2,k} \end{bmatrix}$$

Donde $P_{1,1}$ y $P_{2,1}$ son las proporciones de respuestas en la primera categoría para la población 1 y 2, respectivamente, $P_{1,2}$ y $P_{2,2}$ son las proporciones de la segunda categoría y así, sucesivamente.

Siendo que la distribución multinomial resulta compleja en su definición y aplicación, se hará uso de una aproximación a la distribución de χ^2_*.

Un nutricionista desea revisar si la ocurrencia del estado nutricional según la Clasificación de Gómez, es semejante en las regiones oriental y occidental del país. Para tal fin, en base a muestras aleatorias de niños de ambas regiones, obtuvo los siguientes resultados:

	Occidente	Oriente		
$D_2 + D_3$	32	16	48	$n_{1.}$
D_1	45	60	105	$n_{2.}$
N	60	30	90	$n_{3.}$
	$n_{.1} = 137$	$n_{.2} = 106$	$n = 243$	

Procedimiento:

1. Ho: $D_1 = D_2$
2. Ha: Distribuciones distintas
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:

   a. 2 MAR b. Variable multinomial

5. Estadístico:

Siendo que $E_{ij} > 5$

E_{ij}:	1	2	
D_2+D_3	27.06	20.94	48 $n_{1.}$
D_1	59.20	45.80	105 $n_{2.}$
N	50.74	39.26	90 $n_{3.}$
	137	106	243
	$n_{.1}$	$n_{.2}$	

$$E_{ij} = \frac{n_{i.}\ n_{.j}}{n} \quad , \ i = 1,3 \quad j = 1,2$$

Entonces, χ^2_* con (K-1) = 2 gl.

6. Región de Rechazo:

a. Una cola b. $\alpha = .05$ c. GL = 2

Según Tabla 3, χ^2 (.95; 2gl) = 5.99,

se rechaza Ho: si $\chi^2_* \geqslant 5.99$.

7. Cálculo del Estadístico:

$$\chi^2_* = (32-27.06)^2/27.06 + (45-59.2)^2/59.2 + \ldots$$

$$+ (60-45.8)^2/45.8 + (30-39.26)^2/39.26$$

$$= 13.7$$

8. Conclusión:

a. Como $\chi^2_* = 13.7$, cae en la región de rechazo, se rechaza Ho: $D_1 = D_2$

b. Se concluye que la ocurrencia de la desnutrición es distribuída en forma distinta en ambas regiones, al considerar el criterio de Gómez.

c. Se admite posible error tipo I igual o menor al 5% al concluir.

III. PROPORCIONES DE DOS POBLACIONES DEPENDIENTES: PRUEBA DE McNEMAR:

1) Binomial:

Muchas son las situaciones en las que una unidad se observa en más de una vez. Cuando se desea evaluar la participación de niños desnutridos en un programa de recuperación, o el cambio de actitud o conocimientos en madres de niños desnutridos en un programa de alimentación complementaria, o en cambio del estado nutricional comunitario a corto plazo, la utilidad de la prueba de McNemar es importante.

La naturaleza de la hipótesis a probar en esta situación es de igualdad entre proporciones dependientes, es decir, Ho: $P_1 = P_2$ donde P_1 es la proporción de unidades en una primera condición y P_2 es la proporción de unidades en una segunda condición. Estas condiciones pueden darla factores como el tiempo, o acciones con interés de ser evaluadas. Aquí, las unidades son su propio control.

Si se considera la descripción de los datos de la siguiente manera:

SITUACION 2

		SI	NO		
SITUACION 1	SI	x_{11}	x_{12}	$x_{1.}$	$\hat{P}_1 = \frac{x_{1.}}{n}$
	NO	x_{21}	x_{22}	$x_{2.}$	
		$x_{.1}$	$x_{.2}$	n	
		$\hat{P}_2 = x_{.1}/n$			

X_{11} Son las observaciones que respondieron SI (o +) tanto en la primera situación como en la segunda.

X_{22} Son las observaciones que respondieron NO (O -) en ambas situaciones.

X_{12} Son aquellas que respondieron SI (O +) en la primera situación y NO (O -) en la segunda.

X_{21} Son las observaciones que respondieron NO (O -) en la situación 1 y SI (O +) en la situación 2.

La solución puede desarrollarse con dos enfoques: primero, mediante un análisis de cambios x_{12} y x_{21} que describen cambios en ambas direcciones;

y segundo, considerando la comparación entre las proporciones en ambas situaciones, usando las estimaciones $\hat{P}_1 = x_{1.}/n$ y $\hat{P}_2 = x_{.1}/n$.

Ambas interpretaciones son equivalentes y basándose en esta equivalencia, se puede probar la Ho: $P_1 = P_2$ con el enfoque de cambios, usando la distribución binomial. En otras palabras, del total de cambios $m = x_{12} + x_{21}$, si $x = x_{12}$ y $n = m$, entonces se aplica la prueba binomial como se describió para proporción de una población bajo la Ho: $P_{SI/NO} = P_{NO/SI} = .5$ es decir, los cambios en ambas direcciones son iguales.

Un investigador evaluó el cambio de actitud a la lactancia natural por mujeres embarazadas, de áreas marginales, como resultado a un programa educativo sobre el tema, utilizando técnicas participativas, para lo cual seleccionó una muestra aleatoria representativa de embarazadas. Los resultados tabulados se describen a continuación:

Frecuencias

		POST PROGRAMA EDUCATIVO D	POST PROGRAMA EDUCATIVO ND		
PRE PROGRAMA EDUCATIVO	D	X_{11} 10	X_{12} 3	13	$X_{1.}$
	ND	X_{21} 15	X_{22} 8	23	$X_{2.}$
		25 $X_{.1}$	11 $X_{.2}$	36 n	

Proporciones

		POST D	POST ND		
PRE	D	$\hat{P}_{11}$ .28	$\hat{P}_{12}$ .08	.36	$\hat{P}_{1.}$
	ND	$\hat{P}_{21}$ .42	$\hat{P}_{22}$ .22	.64	$\hat{P}_{2.}$
		.69 $\hat{P}_{.1}$	.31 $\hat{P}_{.2}$	1.00	

D = Actitud Deseable

ND = Actitud No Deseable

Procedimiento.

1. Ho: $P_{1.} = P_{.1}$ ó Ho: $P_1 = P_2$

2. Ha: $P_{1.} \neq P_{.1}$ ó Ha: $P_1 \neq P_2$

3. $\alpha = .05$

4. Supuestos:

   a. MAR b. Variable Binomial c. Dos observaciones repetidas

5. Estadístico: Prueba de McNemar

6. Región de Rechazo:

   a. Dos colas b. $\alpha = .05$ c. $m = x_{12} + x_{21} = 18$

   Según la Tabla 12 para $P = .50$ y $n = 18$

   $x \leqslant 4$ ó $(n-x) \leqslant 4$, ya que $P(x \leqslant 4) = .0154 < \alpha/2 = .025$

   y $P(x \geqslant 14) = 1. - P(x \leqslant 13) = 1. - .9846 = .0154 < \alpha/2 = .025$

7. Cálculo del Estadístico:

   $x = 3$ (ó $x = 15$)

8. Conclusión:

   a. Como $x = 3$, cae en la región de rechazo, se rechaza Ho: $P_{1.} = P_{.1}$

   b. Se concluye que ha habido un cambio de actitud de no deseable a deseable respecto a la lactancia natural en las embarazadas, asociado al programa educativo.

   c. Se admite posible error Tipo I igual o menor del 5% al concluir.

Al considerar suficientes observaciones en cambios, tal que x_{12} (.50) > 5 y x_{21} (.50) > 5, puede realizarse una aproximación a la distribución normal estándar de la manera descrita en proporción para una población.

De la misma forma, es posible estimar intervalos de confianza.

2) <u>Multinomial</u>:

Cuando la variable es multinomial y observada en forma repetida, es decir, que las respuestas son dependientes en cada unidad de observación existe interés en evaluar cambios en términos de proporciones entre dos situaciones. Considérese el siguiente cuadro, describiendo las posibles respuestas

SITUACION 2

SITUACION 1	1	2	3	
1	X_{11}	X_{12}	X_{13}	$X_{1.}$ $P_{1.} = X_{1.}/N$
2	X_{21}	X_{22}	X_{23}	$X_{2.}$ $P_{2.} = X_{2.}/N$
3	X_{31}	X_{32}	X_{33}	$X_{3.}$ $P_{3.} = X_{3.}/N$
	$X_{.1}$	$X_{.2}$	$X_{.3}$	N

$$P_{.1} = \frac{X_{.1}}{N} \quad P_{.2} = \frac{X_{.2}}{N} \quad P_{.3} = \frac{X_{.3}}{N}$$

N es el número de observaciones en ambas situaciones.

X_{11}, X_{22} y X_{33} son las observaciones con la misma categoría en la variable cualitativa en ambas situaciones, es decir, <u>sin</u> experimentar cambios.

X_{12}, X_{13} y X_{23} son las observaciones que mostraron cambios en una dirección (de 1 a 2 ó 3 y 2 a 3) entre ambas situaciones.

X_{21}, X_{31} y X_{32} son las observaciones que evidenciaron cambios en la otra dirección (de 2 ó 3 a 1 y 3 a 2) entre ambas situaciones.

$P_{1.}, P_{2.}$ y $P_{3.}$ son las proporciones en que ocurren las respuestas en las observaciones en la situación 1.

$P_{.1}, P_{.2}$ y $P_{.3}$ son las proporciones en que ocurren las respuestas en la situación 2.

La hipótesis sería de igualdad entre proporciones de la misma categoría entre ambas situaciones, es decir,

Ho: $P_{i.} = P_{.i}$ para todas las categorías, ó

$$\text{Ho:} \begin{bmatrix} P_{1.} = P_{.1} \\ P_{2.} = P_{.2} \\ P_{3.} = P_{.3} \end{bmatrix}$$

Un investigador interesado en evaluar los cambios ocurridos en participantes, en un programa de alimentación complementaria, en función del estado nutricional actual, según el indicador adecuación de peso para edad (APE) en niños de 12 a 23 meses, tomó una muestra de niños y los midió al inicio y a los dos meses. Los resultados se describen como sigue:

DOS MESES
APE %

	APE%	85>	75-84	<75		
	85>	10	1	0	11	$\hat{P}_{1.} = 11/57$
INICIO	75-84	15	8	1	24	$\hat{P}_{2.} = 24/57$
	< 75	5	11	6	22	$\hat{P}_{3.} = 22/57$
		30	20	7	57	

$\hat{P}_{.1} = \frac{30}{57}$ $\hat{P}_{.2} = \frac{20}{57}$ $\hat{P}_{.3} = \frac{7}{57}$

NOTA: Se consideraron niños con adecuaciones de peso para talla (APT) < 90%.

Procedimiento:

1. Ho: $P_{85>(I)} = P_{85>(2M)}$

   $P_{75-84(I)} = P_{75-84(2M)}$

   $P_{<75(I)} = P_{<75(2M)}$

2. Ha: Por lo menos una proporción es distinta.
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:

   a. MAR b. Variable Multinomial c. Dos repeticiones.
5. Estadístico: Stuart
6. Región de Rechazo:

   a. Una cola b. α .05 c. GL = K-1 = 3-1 = 2

   Según Tabla 3; $\chi^2(.95;\ 2\ gl) = 5.99$

   Se rechaza Ho: si $\chi^2_* \geq 5.99$

7. Cálculo del estadístico:

   Se realiza para cada comparación de proporciones.

   $\chi^2_{*i} = (P_{1.} - P_{.1})^2 / S_i^2 (P_{1.} - P_{.1})$ donde

   $S_i^2\ (P_{i.} - P_{.i}) = [X_{.i}(n - X_{.i}) + X_{i.}(n - X_{i.}) - 2n\ X_{ii} + 2\ X_{.i} X_{i.}] / n^3$

   $\chi^2_{*1} = (\frac{11}{57} - \frac{30}{57})^2 / (.0045) = 24.6$

$$S_1^2 = [30(27) + 11(46) - 2(57)(10) + 2(30)(11)] / (57)^3 = .0045$$

$$\chi^2{}_{*2} = (\frac{24}{57} - \frac{20}{57})^2 / (.0085) = .58$$

$$S_2^2 = [20(37) + 24(33) - 2(57)(8) + 2(20)(24)] / (57)^3 = .0085$$

$$\chi^2{}_{*3} = (\frac{22}{57} - \frac{7}{57})^2 / .0040 = 17.2$$

$$S_3^2 = [7(50) + 22(35) - 2(57)(6) + 2(7)(22)] / (57)^3 = .0040$$

8. Conclusión:

a. Como $\chi^2{}_{*2} = .58$ no cae en región de rechazo no se rechaza Ho: $P_{2.} = P_{.2}$

Como $\chi^2{}_{*1} = 24.6$ y $\chi^2{}_{*3} = 17.2$ caen en región de rechazo, se rechaza hipótesis de igualdad para ambas comparaciones.

b. Se concluye que las proporciones de las categorías extremas son distintas así:

$P_{1.} < P_{.1}$, es decir, la proporción en la <u>mejor</u> condición nutricional del análisis es <u>mayor</u> a los 2 meses que al inicio; $P_{3.} > P_{.3}$, es decir, la proporción en la <u>peor</u> condición nutricional del análisis es <u>menor</u> a los 2 meses.

En otras palabras, ha habido un mejoramiento global, identificado únicamente en las categorías extremas.

c. Se admite posible error tipo II en la priemra parte de la conclusión, esperando sea mínimo, y posiblemente tipo I en la segunda igual o menor al 5%.

IV. PROPORCION DE TRES O MAS POBLACIONES INDEPENDIENTES:

1) Binomial:

La situación de tres o más poblaciones es una extensión del caso de dos poblaciones independientes. Aquí la hipótesis se refiere a Ho: $P_1 = P_2 = P_3 = \ldots = P_k$, es decir, que las proporciones de las poblaciones respecto a una de las dos posibles respuestas son iguales.

Debido a que la distribución multinomial resulta complicada en su aplicación, la prueba de esta hipótesis se realiza a través de una aproximación a la distribución de χ^2, si los valores esperados son mayores que 5.0. Supóngase el interés de un planificador de determinar si la prevalencia de desnutrición en niños preescolares es igual para las distintas regiones de salud de un país, según el criterio 2°y 3er. grado de la clasificación de Gómez. Los datos de muestras aleatorias de cada región son:

	Región 1	Región 2	Región 3	Región 4	Total
Desnutridos (II y III)	X_{11} 10	X_{12} 20	X_{13} 15	X_{14} 16	61
No desnutridos (I y N)	X_{21} 30	X_{22} 25	X_{23} 28	X_{24} 32	115
TOTAL	40	45	43	48	176

Procedimiento:

1. Ho: $P_1 = P_2 = P_3 = P_4$
2. Ha: Por lo menos una prevalencia es distinta.
3. $\alpha = .05$.
4. Supuestos: a. 4 MAR b. Variable binomial

5. Estadístico:

χ^2 ya que $E_{ij} > 5$ ($E_{ij\ min} = 61(40)/176 = 13.86$)

6. Región de Rechazo:

a. Una cola b. $\alpha = .05$ c. GL = (k-1) = 4-1 = 3

Según la Tabla 3, $\chi^2(.95;\ 3\ gl) = 7.81$; entonces se rechaza

Ho: $P_1 = P_2 = P_3 = P_4$ si $\chi^2_* \geq 7.81$

7. Cálculo del Estadístico:

$$\chi^2_* = \sum_{i=1}^{2} \sum_{j=1}^{4} (X_{ij} - E_{ij})^2 / E_{ij}$$

$$E_{ij} = X_{i.}\ X_{.j} / n$$

$$\chi^2_* = (10 - 13.8636)^2 / 13.8636 + (20 - 15.5966)^2 / 15.5966 +$$
$$(15 - 14.9034)^2 / 14.9034 + (16 - 16.6364)^2 / 16.6364 +$$
$$(30 - 26.1364)^2 / 26.1364 + (25 - 29.4034)^2 / 29.4034 +$$
$$(28 - 28.0966)^2 / 28.0966 + (32 - 31.3636)^2 / 31.3636 = 3.59$$

8. Conclusión:

a. Siendo que $\chi^2_* = 3.59$ no cae en la región de rechazo, no se rechaza Ho: $P_1 = P_2 = P_3 = P_4$

b. Concluyéndose que no hay evidencia suficiente para aseverar que las regiones difieren en la magnitud de la desnutrición en términos de prevalencia según grados II y III de la clasificación de Gómez.

c. Se admite posible error Tipo II esperando que sea mínimo.

<u>NOTA:</u> En el caso de que $E_{ij} < 5$, la aplicación de esta prueba no es adecuada; sin embargo, es posible combinar grupos, regiones en este caso, para llenar este requisito.

2) Multinomial:

Cuando la variable cualitativa ofrece más de dos posibles respuestas y se tiene 3 ó más poblaciones independientes de las cuales se desea realizar inferencias, las hipótesis se refieren a igualdad de distribuciones de respuestas.

Ho: $D_1 = D_2 = \ldots. = D_k$

ó Ho:

$$\begin{array}{ccccccc} P_{11} & = & P_{21} & = & P_{31} & = \ldots = & P_{k1} \\ P_{12} & = & P_{22} & = & P_{32} & = \ldots = & P_{k2} \\ \cdot & & \cdot & & \cdot & & \cdot \\ \cdot & & \cdot & & \cdot & & \cdot \\ P_{1L} & = & P_{2L} & = & P_{3L} & = \ldots = & P_{kL} \end{array}$$

De la misma forma que para el caso binomial, la aplicación de la distribución multinomial resulta compleja, siendo más conveniente utilizar una aproximación a la distribución de χ^2 para probar la hipótesis de interés.

Supóngase que en otro estudio, se consideraron los índices de ZPT en las categorías < - 2 desvíos, -2 a -1 desvíos, -1 a +1 desvíos y > + 1 desvíos en tres regiones del país. Los datos:

L		Región 1	Región 2	Región 3	Total
1	< -2 DE	27	20	8	55
2	- 2 a -1 DE	8	8	22	38
3	- 1 a +1 DE	2	5	13	20
4	> +1 DE	3	6	10	19
	TOTAL	40	39	53	132

Procedimiento:

1. Ho: $D_1 = D_2 = D_3$ (Igualdad de Distribuciones)
2. Ha: Por lo menos una distribución es distinta.
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:

   a. 3 MAR b. Variable multinomial
5. Estadístico: χ^2 ya que $E_{ij} > 5$ (E_{ij} min = 19(39)/132 = 5.6)
6. Región de rechazo:

   a. Una cola b. $\alpha = .05$ c. GL = (L-1) (K-1) = (4-1)(3-1) = 6

   Según la Tabla 3, χ^2 (.95; 6 gl) = 12.6, entonces se rechaza Ho: si $\chi^2_* > 12.6$
7. Cálculo del Estadístico:

$$\chi^2_* = \sum_{i=1}^{4} \sum_{j=1}^{3} (X_{ij} - E_{ij})^2 / E_{ij}$$

$$= (27 - 16.6667)^2/16.6667 + (8 - 11.5152)^2/11.5152 + \ldots + (10-7.6288)^2/7.6288$$

$$= 29.25$$

8. Conclusión:

   a. Como $\chi^2_* = 29.25$, cae en la región de rechazo, se rechaza Ho: $D_1=D_2=D_3$

   b. Se concluye que por lo menos una de las regiones evidencia distinta distribución en la ocurrencia de desnutrición, según las categorías definidas del indicador ZPT.

3) Contrastes de hipótesis específicas:

Si en un problema de prevalencias de desnutrición existe la interrogante sobre cuál o cuáles son las regiones que difieren, o alguna otra comparación específica, es posible estimar intervalos de confianza de tales comparaciones y probar hipótesis al respecto.

Supóngase que se define desnutrido al niño con ZTE < - 2 Desviaciones Estándar, y se realiza una investigación basada en muestras de cada región de salud de un país. Los datos serían:

ZTE	Región 1	Región 2	Región 3	Región 4	Total
< -2 DE	25	26	30	10	
> -2 DE	15	13	23	39	
Total	40	39	53	49	

Si la Región 4 corresponde a la metropolitana, una hipótesis sería por ejemplo, revisar si la desnutrición es semejante o distinta entre la región metropolitana y el resto de regiones; esta hipótesis podría ser revisada si las regiones no metropolitanas son distintas entre ellas.

Procedimiento general:

$$IC\ (\hat{\Psi}_i) = [LI, LS]$$

$$LI = \hat{\Psi}_i - LE_i$$

$$LS = \hat{\Psi}_i + LE_i$$

$$\hat{\Psi}_i = \sum_{i=1}^{k} C_i \ \hat{P}_i$$

$$LE_i = \sqrt{\chi^2_{1-\alpha;K-1\ gl}} \quad \sqrt{S^2(\hat{\Psi}_i)}$$

$\chi^2_{1-\alpha;\ K-1\ gl}$ según la Tabla 3

$$S^2(\hat{\Psi}_i) = \sum_{i=1}^{k} C^2_i \ S^2(\hat{P}_i) = \sum_{i=1}^{k} C^2_i \ (\hat{p}_i\hat{q}_i/n_i)$$

Entonces, en la primera pregunta:

$$\hat{\Psi}_1 = \left(\frac{25}{40} + \frac{26}{39} + \frac{30}{53}\right) - \left(3\left(\frac{10}{49}\right)\right) = 1.2455$$

$$S^2(\hat{\Psi}_1) = 1^2\left[\left(\frac{25}{40}\right)\left(\frac{15}{40}\right) / 40\right] + 1^2\left[\left(\frac{26}{39}\right)\left(\frac{13}{39}\right) / 39\right] + 1^2\left[\left(\frac{30}{53}\right)\left(\frac{23}{53}\right) /53\right]$$

$$+ (-3)^2 \left[\left(\frac{10}{49}\right)\left(\frac{39}{49}\right) /49\right]$$

$$= .0059 + .0057 + .0046 + .0298$$

$$= .0460$$

$\chi^2_{.95;\ 3\ gl} = 7.81$ según Tabla 3.

$$LE = \sqrt{7.81} \ \sqrt{.0460}$$

$$= .5994$$

$LI = 1.2455 - .5994 = .6461$

$LS = 1.2455 + .5994 = 1.8449$, es decir,

$IC(\hat{\Psi}_1) = [.6461,\ 1.8449]$, el cual no incluye cero, por lo que existe diferencia significativa entre regiones no metropolitanas y metropolitanas.

Respecto a la segunda pregunta:

$$\hat{\Psi}_{R1-R2} = \frac{25}{40} - \frac{26}{39} = -.0417$$

$$S^2(\hat{\Psi}_{R1-R2}) = 1^2[(\frac{25}{40})(\frac{15}{40})/40] + (-1)^2\ [(\frac{26}{39})(\frac{13}{39})\ /39]$$

$$= .0059 + .0057 = .0116$$

$$LE = \sqrt{7.81}\ \sqrt{.0116} = .3010$$

$$LI = -.041 - .3010 = -.3427$$

$LS = -.0417 + .3010 = .2593$, es decir, $IC(\hat{\Psi}_{R1-R2}) = [-.3427, .2593]$

No significativo

Por otra parte,

$$\hat{\Psi}_{R1-R_3} = \frac{25}{40} - \frac{30}{53} = -.0590$$

$$S^2\ (\hat{\Psi}_{R1-R3}) = 1^2[(\frac{25}{40})(\frac{15}{40})/40] + (-1)^2\ [(\frac{30}{53})(\frac{23}{53})/53]$$

$$= .0059 + .0046 = .0105$$

$$LE = \sqrt{7.81}\ \sqrt{.0105} = .2864$$

$$LI = .0590 - .2864 = -.2274$$

$LS = .0590 + .2864 = + .3454$, es decir,

$IC(\hat{\Psi}_{R1-R3}) = [-.2274, + .3454]$ No significativo

Finalmente,

$$\hat{\Psi}_{R2-R3} = \frac{26}{39} - \frac{30}{53} = .1006$$

$$S^2\ (\hat{\Psi}_{R2-R3}) = 1^2[(\frac{26}{39})\ (\frac{13}{39})/\ 39] + (-1)^2\ [(\frac{30}{53})(\frac{23}{53})/53]$$

$$= .0057 + .0046 = .0103$$

$LE = \sqrt{7.81}\ \sqrt{.0103} = .2836$

$LI = .1006 - .2836 = -.1830$

$LS = .1006 + .2836 = +.3842$, es decir,

$IC(\hat{\Psi}_{R2-R3}) = [-.1830, +.3842]$ No significativo

En resumen, no hay evidencia para afirmar que las regiones no metropolitanas sean distintas.

Los contrastes específicos evaluados con el procedimiento aquí descrito, también aplicable para revisar tendencias lineales, cuadráticas, etc., según la Tabla 7, cuando las poblaciones tienen una connotación cuantitativa.

V. PROPORCIONES DE TRES O MAS POBLACIONES DEPENDIENTES:

Si las unidades de observación son medidas o valoradas en más de dos veces y la respuesta de la variable resulta ser binomial, entonces se tiene una situación con interés en proporciones de tres o más poblaciones dependientes. Esta situación es en realidad, una extensión de cuando se tienen dos mediciones en una misma unidad de observación. La repetición de mediciones, no necesariamente puede responser a la misma variable en función del tiempo, sino además puede ser aplicable a distintas variables en la misma unidad de observación cuya connotación sea comparable.

Consíderese por ejemplo, que en una evaluación sobre el cumplimiento de normas en un programa nacional de ayuda alimentaria materno-infantil, puede existir interés en revisar si las normas de supervisión, de distribución, de definición de participantes, de actividades educativas, etc.

son igualmente realizadas; en esta situación se tienen dos respuestas, cumplida o no cumplida. Si el evaluador de este programa selecciona una muestra de servicios que ejecutan las acciones a nivel nacional, puede responder al interés. Claro está que la definición de cumplimiento o no de una norma deberá ser precisa según el criterio del programa. Asímismo, es factible elaborar respuesta respecto a aspectos específicos dentro de un área, por ejemplo, dentro del cumplimiento de normas, cuáles normas específicamente. El cuadro siguiente describe esta situación:

Unidad de Observación	Condición			
	1	2	....	K
1	X_{11}	X_{12}	....	X_{1K}
2	X_{21}	X_{22}	....	X_{2K}
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
.	.	.	.	.
n	X_{n1}	X_{n2}	....	X_{nK}

X_{ij} = 1 cuando la norma <u>sí</u> es cumplida.

X_{ij} = 0 cuando la norma <u>no</u> es cumplida.

Las hipótesis son de la naturaleza Ho: $P_1 = P_2 = ... = P_K$ y la prueba se realiza por medio del estadístico Q de Cochran.

Un evaluador del impacto nutricional de programas de alimentación complementaria, interesado en revisar la naturaleza de la recuperación nutricional en niños menores de 2 años, seleccionó una muestra de niños los cuales fueron medidos en su peso y talla cada 3 meses durante el tiempo, normado de su participación en un año. Se consideró desnutrido al niño con adecuación de peso para talla menor a 90 por ciento. Los datos:

Trimestre de Participación

Niños	TI	T1	T2	T3	T4	$T_{i.}$	$T_{i.}^2$
1	0	0	0	1	1	2	4
2	0	0	1	1	1	3	9
3	0	0	0	0	1	1	1
4	0	1	1	1	1	4	16
5	0	0	0	0	1	1	1
6	0	1	1	1	1	4	16
7	0	0	0	1	1	2	4
8	0	0	1	1	1	3	9
9	0	0	1	1	1	3	9
10	0	0	0	0	0	0	0
11	0	1	1	1	1	4	16
12	0	0	0	0	0	0	0
13	0	1	1	1	1	4	16
1) Todas las observaciones							
$T_{.j}$	0	4	7	9	11	31	101
$\bar{T}_{.j}$	0/13	4/13	7/13	9/13	11/13	$\bar{T}_{..} = \sum_{i=1}^{n} T_{i./K} = 31/5 = 6.2$	
2) Observaciones Informativas							
$T_{.j}$	0	4	7	9	11	31	101
$\bar{T}_{.j}$	0/11	4/11	7/11	9/11	11/11	$\bar{T}_{..} = 31/5 = 6.2$	

<u>NOTA:</u> Observaciones en niños 10 y 12 son no informativas.

Procedimiento:

1. Ho: $P_I = P_1 = P_2 = P_3 = P_4$

2. Ha: Por lo menos una proporción es distinta.

3. $\alpha = .05$

4. Supuestos:

   a. MAR b. Variable binomial c. Medidas repetidas en una misma unidad de observación.

5. Estadístico: Q Cochran

6. Región de rechazo:

   a. Una cola b. $\alpha = .05$ c. GL = K-1 = 5-1 = 4,

   según la Tabla 3, χ^2 (.95; 4gl) = 9.49, entonces

   se rechaza Ho: si $\chi^2_* \geq 9.49$

7. Cálculo del estadístico: Posterior a la eliminación de casos no informativos (todos 0 ó 1),

$$\chi^2_* = [K(K-1) \sum_{j=1}^{K} (T_{.j} - \bar{T}_{..})^2] \,/\, [K \sum_{i=1}^{n} T_{i.} - \Sigma T_{i.}^2]$$

$$\chi^2_* = \frac{[5(4)\ \{(0-6.2)^2 + (4-6.2)^2 + (7-6.2)^2 + (9-6.2)^2 + (11-6.2)^2]}{[\ 5(31) - 101\ ]}$$

$$= 20(74.8)/54 = 27.70$$

8. Conclusión:

   a. Siendo $\chi^2_* = 27.70$ cae en la región de rechazo, se rechaza Ho: $P_I = P_1 = P_2 = P_3 = P_4$

   b. Se concluye que la proporción de desnutridos es distinta a través del período de participación en el programa de alimentación complementaria.

   c. Se admite posible error tipo I igual o menor al 5 por ciento al concluir.

Intervalos de confianza.

Cuando existen hipótesis específicas, entonces se realizan estimaciones de intervalo, de contrastes que responden a tales hipótesis.

Supóngase que existe interés en observar la tendencia de la recuperación nutricional respecto al tiempo, en el problema anterior. En este caso:

$IC(\hat{\Psi}) = [LI, LS]$ utilizando TODAS las observaciones.

$LI = \hat{\Psi} - LE$

$LS = \hat{\Psi} + LE$

$$\hat{\Psi} = \sum_{j=1}^{K} C_j \bar{T}_{.j}$$

$$LE = \sqrt{\chi^2_{1-\alpha;\ K-1gl}} \sqrt{S^2(\hat{\Psi})}$$

$$S^2(\hat{\Psi}) = \left(\sum_{j=1}^{K} C_j^2/n\right) \left\{\left[K \sum_{i=1}^{n} T_{i.} - \sum_{i=1}^{n} T_{i.}^2\right] / [n\ k\ (K-1)]\right\}$$

En el caso del problema, entonces: (Haciendo uso de la Tabla 7, para determinar los coeficientes de los contrastes lineal, cuadrático y cúbico).

$$\hat{\Psi}_{LIN} = (-2)0/13 + (-1)4/13 + (0)7/13 + (1)9/13 + (2)11/13 = \frac{27}{13} = 2.08$$

$$S^2(\hat{\Psi}_{LIN}) = \left[\frac{(-2)^2 + (-1)^2 + (0)^2 + (1)^2 + (2)^2}{13}\right] \left[5(31) - 101\right] \Big/ \left[13(5)(4)\right]$$

$$= (10/13)\ (54)/260$$

$$= .1598$$

$LE = \sqrt{9.49}\ \sqrt{.1598} = 1.2313$

$LI = 2.08 - 1.23 = 0.85$

$LS = 2.08 + 1.23 = 3.31$

$IC(\hat{\Psi}_{LIN}) = [.85, 3.31]$ Significativo.

$\hat{\Psi}_{CUA} = (+2)0/13 + (-1)4/13 + (-2)7/13 + (-1)9/13 + (+2)11/13 = -5/13 = -.38$

$$S^2(\hat{\Psi}_{CUA}) = \left[\frac{(2)^2 + (-1)^2 + (-2)^2 + (-1)^2 + (2)^2}{13}\right] [5(31) - 101] \;/\; [13(5)(4)]$$

$$= (14/13)\ (54)/(260)$$

$$= .2237$$

$LE = \sqrt{9.49}\ \sqrt{.2237} = 1.4569$

$LI = -.38 - 1.4569 = -1.8369$

$LS = -.38 + 1.4569 = 1.0769$

$IC(\hat{\Psi}_{CUA}) = [-1.8369,\ 1.0769]$ No significativo.

$\hat{\Psi}_{CUB} = (-1)0/13 + (2)4/13 + (0)7/13 + (-2)9/13 + (1)11/13 = 1/13 = .08$

$$S^2(\hat{\Psi}_{CUB}) = \left[\frac{(-1)^2 + (2)^2 + (0)^2 + (-2)^2 + (1)^2}{13}\right] [5(31) - 101] \;/\; [13(5)(4)]$$

$$= (10/13)\ (54)/(260)$$

$$= .1598$$

$LE = \sqrt{9.49}\ \sqrt{.1598} = 1.2313$

$LI = .8 - 1.2313 = -.4313$

$LS = .8 + 1.2313 = +2.0313$

$IC(\hat{\Psi}_{CUB}) = [-.4313,\ 2.0313]$ No significativo.

En resumen, la recuperación nutricional mejora consistentemente con la misma velocidad a través del período de un año, como la manifiesta el contraste lineal significativo obtenido.

Otros contrastes pueden ser estimados cuando se tienen otros intereses, por ejemplo, comparaciones entre las condiciones, en el caso de no existir una connotación cuantitativa entre las condiciones.

VI. RELACION ENTRE DOS VARIABLES. PRUEBA HIPERGEOMETRICA Y ϕ:

En algunas situaciones, existe interés en evaluar la naturaleza de la relación entre dos variables independientes o la dependencia entre dos variables cualitativas que ocurren en una población. La interpretación de relación o dependencia estará en función del significado de las variables. En otras palabras, la hipótesis se refiere a que la correlación es cero si no hay relación o dependencia entre las variables y distinta de cero, negativa o positiva, si la relación o dependencia es negativa o positiva, respectivamente.

Cuando las variables cualitativas son de caracter binomial, se tiene la siguiente situación:

		Variable 2		
		+(SI)	-(NO)	
Variable 1	+(SI)	X_{11}	X_{12}	$X_{1.}$
	-(NO)	X_{21}	X_{22}	$X_{2.}$
		$X_{.1}$	$X_{.2}$	n

Esta descripción hace recordar situaciones similares para cuando el interés fue de probar Ho: $P_1 = P_2$ en dos poblaciones (dependientes o independientes), las cuales son realmente distintas. En este caso, se trata de una población en la que se estudian dos variables.

La prueba de la hipótesis de no relación, se realiza utilizando la distribución hipergeométrica, la cual se ha descrito en la Tabla 13 para cuando $n \leq 30$ y calculando la probabilidad exacta cuando $n > 30$, tal como se describió en la aplicación de la técnica de Irwin-Fisher. Sin embargo, para conocer la naturaleza de la relación, es necesario calcular el coeficiente de correlación ϕ.

Considere el interés en evaluar la relación entre adecuación de peso para talla (APT) y la adecuación de talla para edad (ATE) para lo cual se seleccionó una muestra aleatoria, en una región de salud. Los datos:

		ATE < 85	ATE ≥ 85	
APT	< 90	A 8	B 5	13
	≥ 90	C 2	D 13	15
		10	18	28

Aplicando la sugerencia dada cuando se utiliza la prueba de Irwin-Fisher Capítulo 4 y Sección II,1), entonces:

		ATE < 85	ATE ≥ 85	
APT		A 2	B 13	15
		C 8	D 5	13
		10	18	28

<u>Procedimiento</u>:

1. Ho: $\phi = 0$
2. Ha: $\phi \neq 0$
3. $\alpha = .05$
4. Supuestos:
   a. MAR b. Dos variables binomiales
5. Estadístico: Hipergeométrica y ϕ
6. Región de Rechazo:
   a. Dos colas b. Según Tabla 13.
   Se rechaza la hipótesis si: $A + B = 15$; $C + D = 13$ y $B = 13$, entonces $D \leq 5$.

7. Cálculo del estadístico:

$D = 5$

$\hat{\phi} = (n X_{11} - X_{1.} X_{.1}) / \sqrt{(n X_{1.} - X^2_{1.}) (n X_{.1} - X_{.1}^2}$

$\hat{\phi} = [(28)(8) - (13)(10)] / \sqrt{[28(13) - 13(13)] [28(10) - 10(10)]}$

$\hat{\phi} = 94 / \sqrt{35100}$

$\hat{\phi} = .50$

8. Conclusión:

a. Siendo que $D = 5$ cae en la región de rechazo, se rechaza Ho: $\phi = 0$. Como $\hat{\phi} = .50$ la relación es positiva.

b. Se concluye que las variables APT y ATE están positivamente relacionadas.

c. Se admite posible error tipo I igual o menor al 5 por ciento al concluir.

<u>NOTA</u>:

Cuando existen muchas observaciones, se puede realizar una aproximación a la distribución normal como la descrita en Irwin-Fisher, para la prueba de la hipótesis y $\hat{\phi}$ para la naturaleza de la relación.

CAPITULO 5

Existen varios aspectos que están relacionados entre sí con los objetivos de la investigación, entre ellas:

1. La definición de las variables.
2. La naturaleza de la medida de las variables; es decir, respuestas binomiales, multinomiales, cuantitativa discreta o continua.
3. El método de análisis.
4. La utilización de los resultados, específicamente si son de naturaleza exploratoria o confirmativa.
5. La precisión deseada de los resultados.

En este sentido, conviene separar la discusión de muestreo en dos aspectos: a) el cálculo del tamaño de muestras y b) el diseño de la muestra.

I. CALCULO DEL TAMAÑO DE MUESTRAS:

Cuando se tiene interés en realizar estimaciones, ya sea en términos de promedios, mediana o proporciones, la precisión deseada se refiere a la probabilidad de incluir al parámetro que se estima dentro de ciertos límites; como consecuencia a mayor número de observaciones mejor precisión en la estimación.

Por otra parte, cuando se realizan pruebas de hipótesis, se incorporan además de la precisión deseada, otros elementos de importancia, entre ellos las probabilidades de error tipo I y II. Considerando la probabilidad de error tipo I, α, cuando se concluye que la hipótesis nula de igualdad se

rechaza, y en realidad existe igualdad. Normalmente, este es el tipo de error que más se documenta en la presentación de resultados, generalmente $\alpha < .05$.

La probabilidad de error tipo II, β, ocurre cuando se sostiene que la hipótesis nula de igualdad es cierta, cuando en realidad esta declaración es falsa. Este tipo de error no es de importancia si las diferencias entre lo observado y lo hipotetizado es prácticamente mínima; sin embargo, es de considerar cuando lo observado dista notablemente de lo hipotetizado. En otras palabras, al calcular el tamaño de la muestra, debe especificarse claramente cada uno de estos elementos que identifican la confiabilidad de las conclusiones a obtener.

En algunas situaciones, la decisión sobre el tamaño de la muestra responde a consideraciones de naturaleza presupuestaria, de recurso técnico, de materiales o de tiempo. Bajo estas circunstancias, el tamaño de muestra a emplear permite cierta confiabilidad, la cual puede describirse en términos de α, β y la distancia entre lo observable y lo hipotético que es factible detectar.

1. Procedimientos para el Cálculo de Tamaños de Muestra de Estimación:

a) Promedio:

Utilizando el enfoque de la estimación de intervalos de confianza, donde

$$IC = [LI, LS] \; ; \; LI = \hat{\mu} - LE \text{ y } LS = \hat{\mu} + LE$$

LE es el límite de error considerado adecuado para la estimación .

$LE = t(1-\alpha/2;\ GL)\ S(\hat{\mu})$

$t_{1-\alpha/2}$ es el valor de la distribución t con n-1 grados de libertad.

$S(\hat{\mu})$ es el error estándar de la estimación del promedio $\hat{\mu}$.

$$S(\hat{\mu}) = \frac{S}{\sqrt{n}} \sqrt{\left(\frac{N-n}{N-1}\right)} \qquad \text{donde}$$

S es la desviación estándar.

N es el tamaño de la población.

n es el tamaño de la muestra.

En otras palabras, el tamaño de la muestra se estima mediante

$$n = \frac{NS^2}{\dfrac{(N-1)(LE)^2}{t^2_{(1-\alpha/2;\ GL)}} + S^2}$$

Como puede observarse, el procedimiento requiere cálculos sucesivos debido a que para resolver n, se requiere resolver también $t_{1-\alpha/2}$ con (n-1) grados de libertad. Aquí se recomienda iniciar con un $t_{1-\alpha/2} = 2.0$, aunque puede comenzarse con cualquier valor, y luego en la segunda estimación, adjudicar el valor adecuado según la Tabla 2. Cuando dos estimaciones sucesivas producen un resultado similar, se considera que se tiene la estimación del tamaño de la muestra adecuada. Conviene indicar que el valor de n es <u>siempre</u> el entero inmediato superior no importando la magnitud de la fracción.

Para evitar los cálculos sucesivos, algunos autores recomiendan el uso del valor de $Z_{1-\alpha/2}$ mientras que otros, recomiendan la constante 2.

Por ejemplo, el tamaño de la muestra para estimar el promedio del contenido de yodo en sal fortificada con el 95 por ciento de confianza con un límite de error del 5 por ciento (80 ppm x .05 = 4.0 ppm), con una desviación estándar de 8 ppm en la producción de un millón de sacos de sal, tendríamos;

$$n_1 = \frac{1000000\ (64.0)}{\frac{(999999)\ (16.0)}{(4.0)} + (64.0)} = 16 \qquad t = 2.0$$

$$n_2 = \frac{1000000\ (64)}{\frac{999999\ (16)}{(2.131)^2} + 64} = 19 \qquad t(.975;15) = 2.131$$

$$n_3 = \frac{1000000\ (64)}{\frac{999999\ (16)}{(2.101)^2} + 64} = 18 \qquad t(.975;18) = 2.101$$

$$n_4 = \frac{1000000\ (64)}{\frac{999999\ (16)}{(2.110)^2} + 64} = 18 \qquad t(.975;17) = 2.110$$

Por lo tanto, n = 18

Si la varianza estimada S^2 fuera de 100, por ejemplo, el procedimiento aplicado sería:

$$n_1 = \frac{1000000\ (100)}{\frac{999999\ (16)}{(4.0)} + 100} = 25 \qquad t = 2.0$$

$$n_2 = \frac{1000000\ (100)}{\frac{999999\ (16)}{(2.064)^2} + 100} = 27 \qquad t(.975;24) = 2.064$$

$$n_3 = \frac{1000000\ (100)}{\frac{999999\ (16)}{(2.056)^2} + 100} = 27 \qquad t(.975;26) = 2.056$$

Por lo tanto, n = 27

La diferencia entre ambos resultados es producto de la menor confiabilidad del segundo caso, para estimar promedios con la misma probabilidad considerando el mismo límite de error.

b) Mediana:

El cálculo del tamaño de la muestra, cuando la variable es distribuída en forma asimétrica o de naturaleza cuantitativa discreta, se resuelve haciendo uso del concepto de eficiencia de la estimación. La eficiencia se refiere a la relación entre el tamaño de muestra requerido para la estimación del promedio y para la estimación de la mediana. Así:

$$E(\bar{X}, M) = n_M/n_{\bar{X}}$$

Otra forma de definir la eficiencia, es en base a la relación entre las varianzas del promedio y de la mediana. En tal caso:

$$E(\bar{X}, M) = S^2(M)/S^2(\bar{X}) = \frac{(\frac{\pi}{2})\ (\frac{S}{n})^2}{(\frac{S^2}{n})} = \frac{\pi}{2} = 1.57$$

En otras palabras, en el ejemplo para el cálculo de tamaño de muestra del promedio de contenido de yodo en sal, si se sospecha asimetría en la distribución de esta variable, n = n (1.57) = (18)(1.57) = 29 y n = n(1.57) = 27 (1.57) = 43 para ambos cálculos, considerando el resto de características son similares.

c) Proporción:

Cuando en la investigación el interés principal es la estimación de una proporción en que una respuesta de naturaleza binomial, o ajustada a ser binomial, el cálculo del tamaño de la muestra, utilizando el mismo enfoque, sería:

$$IC(\hat{P}) = [LI, LS]$$

$$\hat{P} = \frac{\sum_{i=1}^{n} X_i}{n}$$ de manera que $X_i = 1$ cuando ocurre la respuesta 1 (i.e. niños desnutridos), y

$X_i = 0$ cuando ocurre la otra respuesta (niños no desnutridos).

$$LI = \hat{P} - LE$$

$$LS = \hat{P} + LE$$

$$LE = t(1-\alpha/2;\ n-1)\ S(\hat{P})$$

$$S(\hat{P}) = \sqrt{\frac{\hat{p}\hat{q}}{(n-1)}\left(\frac{N-n}{N}\right)}$$

Expresado en términos de n,

$$n = \frac{N\,\hat{p}\,\hat{q}}{\frac{(N-1)\,(LE)^2}{t^2(1-\alpha/2;GL)} + \hat{p}\,\hat{q}}$$

$\hat{P}$ = es la proporción que se tiene conocimiento podría ocurrir, pero si se desconoce entonces $\hat{P} = .5$ (máxima variabilidad).

$\hat{q} = 1 - \hat{p}$

N = es el tamaño de la población.

LE = es el límite de error.

$t_{1-\alpha/2}$ es el valor de la distribución t con (n-1) grados de libertad.

Por ejemplo, si se quiere calcular el tamaño de muestra para estimar la prevalencia de desnutrición en menores de 2 años, con el 10 por ciento de límite de error en una población de 500 niños, entonces: (Asumiendo que P es desconocido).

$$n_1 = \frac{500(.5)(.5)}{\frac{499(.05)^2}{4} + (.5)(.5)} = 223 \qquad t = 2.0$$

$$n_2 = \frac{500(.5)(.5)}{\frac{499(.05)^2}{(1.9715)^2} + .25} = 219$$

$$\left.\begin{array}{l} t_{1-\alpha/2;\ 200gl} = 1.9720 \\ t_{1-\alpha/2;\ 500gl} = 1.9650 \end{array}\right\rangle t_{1-\alpha/2;\ 222gl} = 1.972 - \frac{(222-200)(1.972-1.965)}{(500-200)} = 1.9715$$

$$n_3 = \frac{500(.5)(.5)}{\frac{499(.05)^2}{(1.9716)^2} + .25} = 219$$

$$\left.\begin{array}{l} t_{1-\alpha/2;\ 200gl} = 1.9720 \\ t_{1-\alpha/2;\ 500gl} = 1.9650 \end{array}\right\rangle t_{1-\alpha/2;\ 218gl} = 1.972 - \frac{(218-200)(1.972-1.965)}{(500-200)} = 1.9716$$

Entonces,

$$n = 219$$

Cuando en una investigación existen distintas variables de interés, es recomendable realizar cálculos de tamaños de muestras para todas las variables, luego el tamaño de muestra será determinado por la variable que

mayor número de observaciones requiere. En general, resulta ser aquella de mayor variabilidad, o de menor límite de error considerado, o de naturaleza binomial. De esta forma, resulta conveniente realizar cálculos de tamaño de muestra, para las distintas situaciones.

2. Procedimiento para Cálculo de Tamaños de Muestra de Pruebas de Hipótesis:

a) Ho: $\mu = \mu_o$

El cálculo del tamaño de muestra para la prueba de hipótesis respecto a un promedio hipotético μ_o, considerando α (probabilidad de error tipo I), β (probabilidad de error tipo II) y δ, la diferencia mínima detectable definida como importante entre lo real y lo hipotético.

El procedimiento es esencialmente el mismo que el descrito anteriormente, definiéndose el tamaño de la muestra así:

$n = S^2(t_{1-\alpha/2} + t_{1-\beta})^2/\delta^2$ donde

$\delta = \mu - \mu_o$

$t_{1-\alpha/2}$ es el valor de la distribución t con (n-1) grados de libertad para α.

$t_{1-\beta}$ es el valor de la distribución t con (n-1) grados de libertad para β.

S^2 es la varianza estimada.

$t_{1-\alpha/2}$ inicial recomendable es 2.

$t_{1-\beta}$ inicial recomendable es 1.

Supóngase que se requiere calcular el tamaño de muestra para probar la hipótesis Ho: $\mu = \mu_o$ con Ha: $\mu > \mu_o$. Considerando $\alpha = .05$ y $\beta = .10$, $\mu = 80$ ppm y $S = 8$ ppm. La diferencia mínima de importancia en el contenido de yodo es de 8 ppm (10 por ciento).

$n = S^2(t_{1-\alpha} + t_{1-\beta})^2/\delta^2$

$n_1 = 64(2+1)^2/8^2 = 9$

$t_{1-\alpha} = 2.0;\ t_{1-\beta} = 1.0$

$n_2 = 64(1.86 + 1.397)^2/64 = 10.61 \simeq 11$

$t(.95;8) = 1.86;\ t(.90;8) = 1.397$

$n_3 = 64(1.812 + 1.372)^2/64 = 10.14 \simeq 11$

$t(.95;10) = 1.812;\ t(.90;10) = 1.372$

Es decir, $n = 11$

Si la Ha: $\mu \neq \mu_o$, entonces

$n = S^2(t_{1-\alpha/2} + t_{1-\beta})^2/\delta^2$

$n_1 = 64(2+1)^2/64 = 9$

$t_{1-\alpha/2} = 2.0;\ t_{1-\beta} = 1.0$

$n_2 = 64(2.306 + 1.397)^2/64 = 13.71 \simeq 14$

$t(.975;8) = 2.306;\ t(.90;8) = 1.397$

$n_3 = 64(2.16 + 1.35)^2/64 = 12.32 \simeq 13$

$t(.975;13) = 2.16;\ t(.90;13) = 1.35$

$n_4 = 64(2.179 + 1.356)^2/64 = 12.50 \simeq 13$

$t(.975;12) = 2.179;\ t(.90;12) = 1.356$

Es decir, $n = 13$

Si la diferencia mínima detectable fuera $\delta = 4$ ppm, y Ha: $\mu \neq \mu_o$ entonces:

$$n_1 = 64(2+1)^2/16 = 36$$

$$t_{1-\alpha/2} = 2.0; \; t_{1-\beta} = 1.0$$

$$n_2 = 64(2.0315 + 1.3065)^2/16 = 45$$

$$\left.\begin{array}{l} t(.975;30) = 2.042 \\ t(.975;40) = 2.021 \end{array}\right\rangle \; t(.975;35) = 2.042 - \frac{(35-30)\,(2.042 - 2.021)}{(40-30)}$$

$$= 2.0315$$

$$\left.\begin{array}{l} t(.90;30) = 1.310 \\ t(.90;40) = 1.303 \end{array}\right\rangle \; t(.90;35) = 1.310 - \frac{(35-30)\,(1.310 - 1.303)}{(40-30)}$$

$$= 1.3065$$

$$n_3 = 64(2.0162 + 1.3010)^2/16 = 45$$

$$\left.\begin{array}{l} t(.975;40) = 2.0210 \\ t(.975;50) = 2.0090 \end{array}\right\rangle \; t(.975;44) = 2.021 - \frac{(44-40)\,(2.021 - 2.009)}{(50-40)}$$

$$= 2.0162$$

$$\left.\begin{array}{l} t(.90;40) = 1.303 \\ t(.90;50) = 1.298 \end{array}\right\rangle \; t(.90;44) = 1.303 - \frac{(44-40)\,(1.303 - 1.298)}{(50-40)}$$

$$= 1.3010$$

Es decir, $n = 45$

b) Ho: $M = M_0$

Cuando la hipótesis se refiere a la mediana, el tamaño de muestra puede obtenerse aplicando el ajuste por eficiencia como se hizo anteriormente, es decir,

$$E(\bar{X},M) = \pi/2 = 1.57$$

Según el último ejemplo, n = 45. Al aplicar el ajuste,

$$n = 45\ (1.57) = 70.65 = 71$$

Es decir, n = 71 para probar Ho: $M = M_0$ con Ha: $M \neq M_0$, $\alpha = .05$, $\beta = .10$ y $\delta = M - M_0 = 8$ (10 por ciento).

c) Ho: $P = P_0$

El cálculo de tamaño de muestras, para probar la hipótesis Ho: $P = P_0$, se enfocará en una forma distinta a la revisada anteriormente.

Se propondrán distintos tamaños de muestras para determinados α y $\delta = P_0 - P$ para las cuales, se calcula el poder. Así cuando Ha: $P \neq P_0$,

$$\text{Poder } (1 - \beta) = \text{Probabilidad}\left[Z < \frac{P_0 - P}{\sqrt{p\ q\ /n}} + Z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{P_0 q_0}{p\ q}}\right] +$$

$$\text{Probabilidad}\left[Z > \frac{P_0 - P}{\sqrt{p\ q\ /n}} + Z_{1-\alpha/2}\sqrt{\frac{P_0 q_0}{p\ q}}\right]$$

Por otra parte, cuando Ha: $P > P_0$

$$\text{Poder } (1 - \beta) = \text{Probabilidad}\left[Z > \frac{P_0 - P}{\sqrt{p\ q\ /n}} + Z_{1-\alpha} \sqrt{\frac{p_0 q_0}{p\ q}} \right]$$

Finalmente, cuando Ha: $P < P_0$

$$\text{Poder } (1 - \beta) = \text{Probabilidad}\left[Z < \frac{P_0 - P}{\sqrt{p\ q\ /n}} + Z_{\alpha} \sqrt{\frac{p_0 q_0}{p\ q}} \right]$$

Si en la prueba Ho: $P = P_0 = .50$, $n = 220$. Usando la Tabla 1 para la determinación de probabilidad respecto a Z.

- Ha: $P = .30$, entonces

$$\text{Poder} = P\left[Z < \frac{(.50 - .30)}{\sqrt{.3(.7)/220}} + (-1.96) \sqrt{\frac{.5(.5)}{.3(.7)}} \right] +$$

$$P\left[Z > \frac{(.50 - .30)}{\sqrt{.3(.7)/220}} + (1.96 \sqrt{\frac{.5(.5)}{.3(.7)}} \right]$$

$$= P\ [Z < 4.33\ ] + P\ [\ Z > 8.61\ ]$$

$$= 1.0 + 0.0$$

$$= 1.0$$

- Ha: P = .40

Poder = P [Z < 1.03] + P [Z > 5.03]

= .8485 + 0 = .8485

- Ha: P = .50

Poder = P [Z < -1.96] + P [Z > 1.96]

= .025 + .025 = .05

- Ha: P = .60

Poder = P [Z < -5.03] + P [Z > -1.03]

= 0 + (1 - .1515) = .8485

- Ha: P = .70

Poder = P [Z < -8.61] + P [Z > -4.03]

= 0 + (1 -.0) = 1.0

Suponiendo Ho: P = .5, n = 150.

- Ha: P = .30, entonces:

Poder = P [Z < 3.21] + P [Z > 7.48]

= .9993363 + 0 = .9993

- Ha: P = .40, entonces

Poder = P [Z < .50] + P [Z > 4.50]

= .6915 + .0 = .6915

- Ha: P = .50

Poder = P [Z < -1.96] + P [Z > 1.96]

= .025 + .025 = .05

- Ha: P = .60

Poder = P [Z < -4.50] + P [Z > .50]

= 0 + (1 - .3085) = .6915

- Ha: P = .70

Poder = P [Z < -7.48] + P [Z > -3.21]

= 0 + (1 - .0006637) = .999336

En resumen, el poder, según $\delta = P - P_0$ y n, sería:

$\delta = P-P_0$	n = 220	n = 150
.20	1.0000	.9993
.10	.8485	.6915
.00	.0500	.0500
- .10	.8485	.6915
- .20	1.0000	.9993

Es decir, que a mayor diferencia a detectar, mayor es el poder para un mismo tamaño de muestra, y para una misma diferencia a mayor tamaño de muestra, mayor es el poder. A través de aproximaciones sucesivas, se puede calcular el tamaño de la muestra para obtener un poder $(1 - \beta)$ determinado, y para detectar una diferencia específica.

Un procedimiento alterno para calcular el tamaño de muestra para probar la hipótesis Ho: $P = P_0$, útil además para cuando P_0 se acerca a cero, consiste en calcular límites inferior y superior en la estimación del intervalo de confianza, con $1-\alpha$ como coeficiente de confiabilidad. De esta forma se proponen distintos tamaños de muestra; la no inclusión de valores de P_0 dentro del intervalo de confianza permitirá determinar el tamaño de muestra.

$$IC = [LI, LS]$$

$$LI = \frac{(2nP + Z^2_{\alpha/2} - 1) - Z_{\alpha/2}\sqrt{Z^2_{\alpha/2} - (2+1/n) + 4P(nq + 1)}}{2(n + Z^2_{\alpha/2})}$$

$$LS = \frac{(2nP + Z^2_{\alpha/2} + 1) + Z_{\alpha/2}\sqrt{Z^2_{\alpha/2} + (2-1/n) + 4P(nq - 1)}}{2(n + Z^2_{\alpha/2})}$$

donde

LI es el límite inferior del intervalo de confianza.

LS es el límite superior del intervalo de confianza.

P es la proporción de ocurrencia hipotética.

$q = 1. - P$

$Z_{\alpha/2}$ es el valor de la distribución normal estándar para α, en la Tabla 1.

Por ejemplo, si P = .01 y q = .99, entonces los intervalos de confianza al 95 por ciento, para distintos tamaños de muestra serían, utilizando las fórmulas anteriores:

P = .01

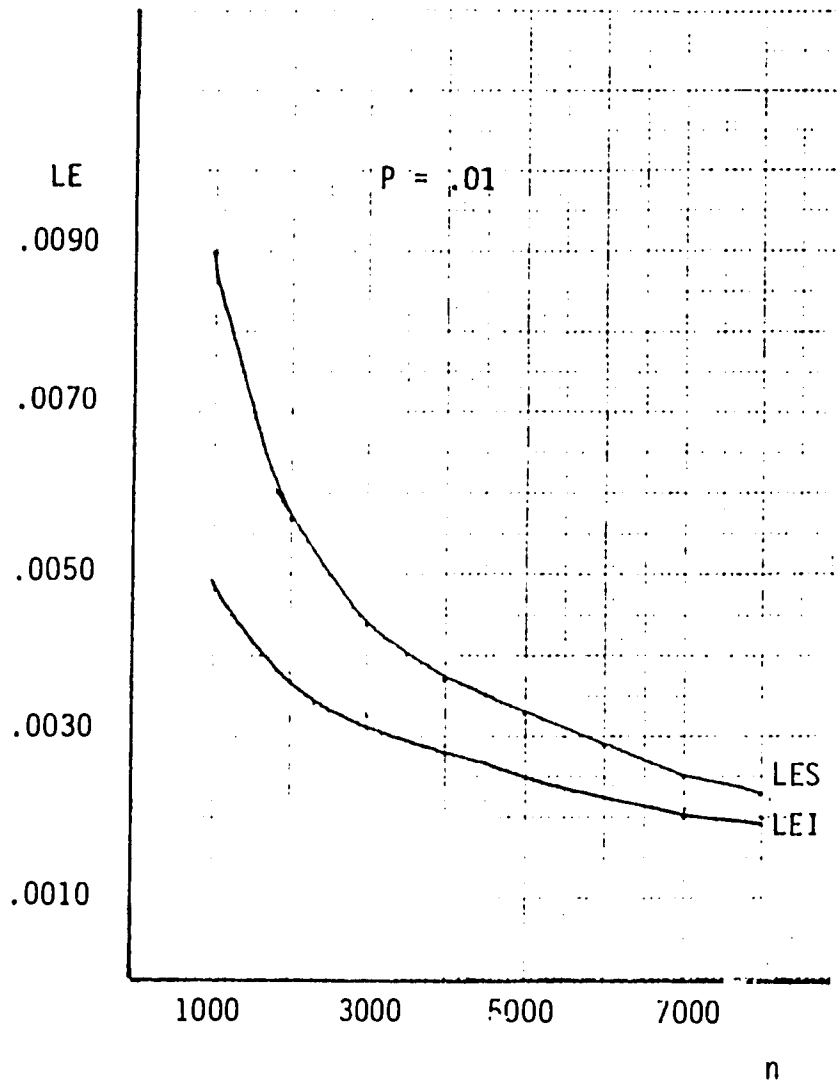
n	LI	LS	LEI $\hat{P}$-LI	LES LS-$\hat{P}$
1000	.0051	.0190	.0049	.0090
2000	.0063	.0157	.0037	.0057
3000	.0069	.0144	.0031	.0044
4000	.0072	.0137	.0028	.0037
5000	.0075	.0133	.0025	.0033
6000	.0077	.0129	.0023	.0029
7000	.0079	.0127	.0021	.0027
8000	.0080	.0125	.0020	.0025
9000	.0081	.0123	.0019	.0023
10000	.0082	.0122	.0018	.0022

En este caso, se rechaza Ho: P = .01 si $\hat{P}$ < LI ó $\hat{P}$ > LS con el tamaño de muestra propuesto.

Una forma para decidir el tamaño de muestra, es la de examinar el comportamiento de los límites de error, superior e inferior, LES = LS - P y LEI = $\hat{P}$ - LI; en este sentido, cuando estas diferencias se estabilizan en función del tamaño de la muestra, el incremento de unidades de observación no mejoran la confiabilidad de las conclusiones.

La siguiente gráfica describe el comportamiento de la magnitud de los límites de error en función del tamaño de muestra.

COMPORTAMIENTO DE LOS LEI Y LES



LES = Límite de Error Superior

LEI = Límite de Error Inferior

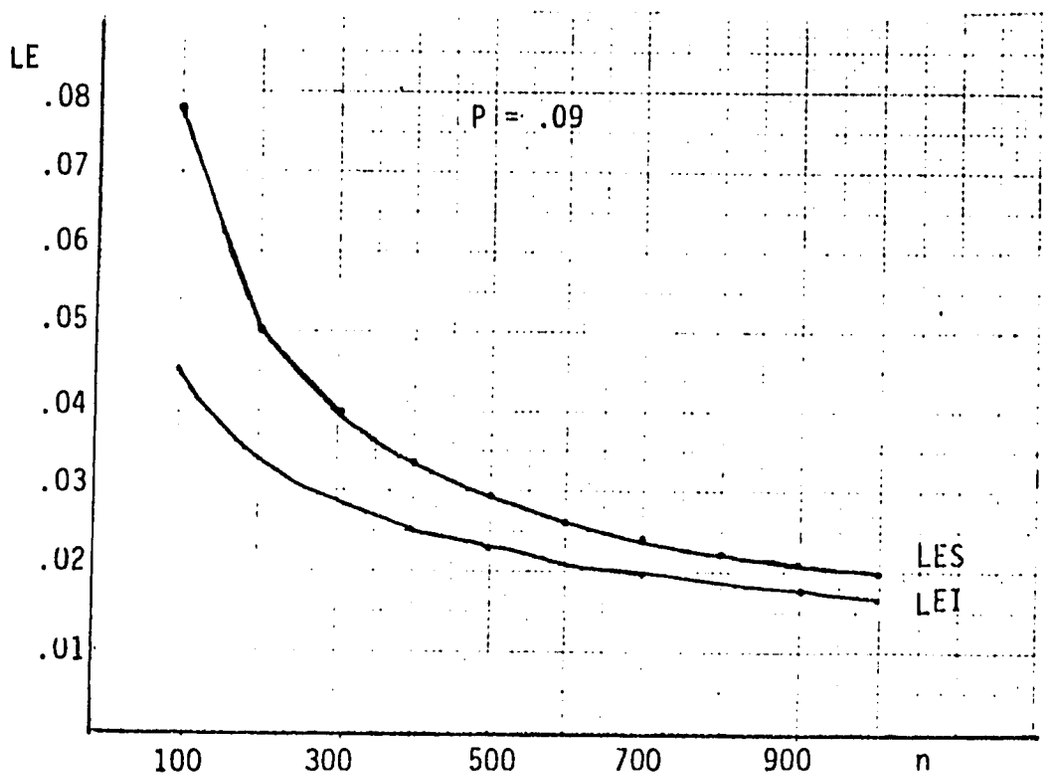
Otro ejemplo, si P = .09 y q = .91, entonces intervalos de confianza para distintas n, serían:

P = .09

n	LI	LS	LEI $\hat{P}$-LI	LES LS-$\hat{P}$
100	.0446	.1683	.0454	.0783
200	.0557	.1407	.0343	.0507
300	.0612	.1297	.0288	.0397
400	.0647	.1235	.0253	.0335
500	.0671	.1194	.0229	.0294
600	.0689	.1165	.0211	.0265
700	.0703	.1143	.0197	.0243
800	.0715	.1125	.0185	.0225
900	.0725	.1111	.0175	.0211
1000	.0733	.1099	.0167	.0199

El comportamiento de los LES y LEI, se describen en la siguiente gráfica.

COMPORTAMIENTO DE LOS LES Y LEI



LES = Límite de Error Superior

LEI = Límite de Error Inferior

d) Ho: $\mu_1 = \mu_2$

El tamaño de muestra para la hipótesis de igualdad entre dos promedios se resuelve mediante:

$n = (S_1^2 + S_2^2)\ (t_{1-\alpha/2} + t_{1-\beta})^2/\delta$ donde

$\delta = \mu_1 - \mu_2$ considerando mínimo con significado para definirlo como importante.

S_1^2 y S_2^2 son las estimaciones de varianza de cada población.

$t_{1-\alpha/2}$ es el valor de la distribución de t con (n-1) GL para α

$t_{1-\beta}$ es el valor de la distribución de t con (n-1) GL para β

El procedimiento es similar al revisado anteriormente, realizado en forma sucesiva. El tamaño calculado corresponde a cada una de las muestras.

e) Ho: $M_1 = M_2$

El cálculo del tamaño de muestras se realiza aplicando el ajuste de eficiencia de la prueba de Mann-Whitney ó Wilcoxon al cálculo realizado para la hipótesis relacionada con los promedios. La eficiencia de estas pruebas es de $\pi/3 = 1.05$, es decir, que al tamaño calculado para esta hipótesis sería:

$n_M = n_{\bar{X}}\ (1.05)$

Si por ejemplo $n_{\bar{X}} = 45$, entonces:

$n_M = n_{\bar{X}}\ (1.05) = 48$

f) Ho: $P_1 = P_2$

En el caso de hipótesis de igualdad entre dos proporciones, el cálculo de los tamaños de muestras n_1 y n_2 se obtienen a través del uso de la Tabla 14.

La Tabla 14 simplifica el cálculo del tamaño de las muestras para ser seleccionadas en cada una de las poblaciones.

Supóngase Ho: $P_1 = P_2$ y se estima que $P_1 = .60$, considerándose que debe ser $P_2 = .70$ como mínimo para que la diferencia entre P_1 y P_2 sea importante.

Tomando $P_1 = .60$, $P_2 = .70$, $\alpha = .01$ y Poder $= 1-\beta = .95$, según la Tabla 14, se requieren $n_1 = n_2 = 827$ observaciones en cada grupo.

Cuando se realizan estudios donde la ocurrencia o los tamaños de las poblaciones son distintos, los tamaños de las muestras resultan ser desiguales.

Si $n_T = m + r\,m \qquad 1 < r < \infty$

m es el tamaño de muestra de la población 1.

r es el número de veces de la población 2 respecto a la población 1 en tamaño.

n_T es el total de muestras de ambos grupos o poblaciones.

El tamaño de muestra para el grupo 1 sería:

$$m = \frac{m'}{4}\left(1+\sqrt{1+\frac{2(r+1)}{m'r|P_2-P_1|}}\right)^2$$

donde:

$$m' = \frac{\left(Z_{\alpha/2} \sqrt{(r+1)\bar{P}\bar{q}} - Z_{1-\beta} \sqrt{rP_1q_1 + P_2q_2} \right)^2}{r\,(P_2 - P_1)^2}$$

$\bar{P} = (P_1+rP_2)/(r+1)$

$\bar{q} = 1 - \bar{P}$

Si por ejemplo, $P_1 = .25$, $P_2 = .40$, $\alpha = .01$, $\beta = .05$ y el $r = .5$, es decir, m corresponde a la población 1 y m/2 a la población 2, entonces;

$\bar{P} = (.25 + .40/2)/(.5 + 1.0) = .30$

$\bar{q} = 1 - .30 = .70$

$$m' = \frac{\left[2.576 \sqrt{1.5(.30)(.70)} - (-1.645) \sqrt{.5(.25)(.75) + .40(.60)} \right]^2}{.5\,(.15)^2}$$

$m' = 510.34$

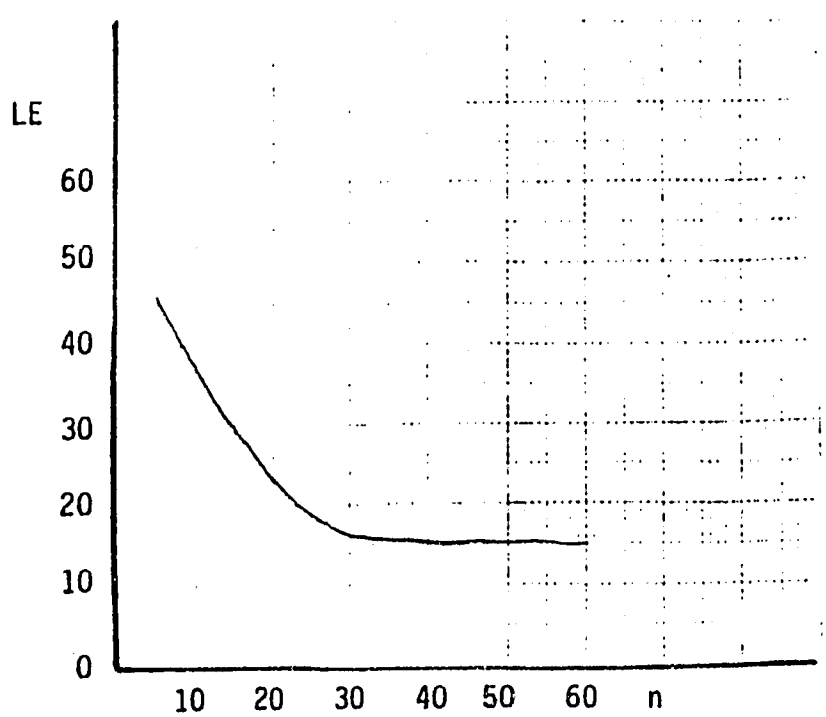
$$m = \frac{510.34}{4} \left(1 + \sqrt{1 + \frac{2(1.5)}{510.34(.5)(.15)}} \right)^2$$

$m = 530$; $rm = 530/2 = 265$; $n_T = 975$

g) $\underline{Ho: \sum_{i=1}^{k} C_i\mu_i = 0 \qquad k > 2}$

La determinación del tamaño de muestras para más de 2 poblaciones o tratamientos, depende de las hipótesis específicas de interés a probar. El procedimiento sugerido requiere calcular los límites de error de los distintos contrastes para varias propuestas de tamaños de muestra. La escogencia del tamaño se realiza cuando los límites de error se estabilizan.

La siguiente gráfica describe el comportamiento observable en el límite de error en función del tamaño de muestra.



h) $\underline{Ho:} \sum_{i=1}^{k} \underline{C_i M_i = 0}$ $\qquad k > 2$

El cálculo de tamaños de muestras para cuando las hipótesis se refieren a contrastes de medianas, se obtiene realizando un ajuste de eficiencia de la técnica de Kruskal-Wallis. La eficiencia a aplicar es de $\pi/3 = 1.05$, al igual que para la técnica de Mann-Whitney.

i) $\underline{Ho:} \sum_{i=1}^{k} \underline{C_i P_i = 0}$ $\qquad k > 2$

Comparaciones específicas entre proporciones pueden realizarse con el enfoque Scheffé. Distintos tamaños de muestra pueden proponerse y observar el comportamiento de los límites de error de los contrastes así como asegurar que $n_i P_i > 5$ para todas las muestras consideradas.

II. DISEÑO DE LA MUESTRA:

1. Diseño Simple Aleatorio (DSA):

Los tamaños de muestra calculados en la parte anterior, se realizaron considerando para seleccionar la muestra, un diseño simple aleatorio, es decir, que cada elemento de la población tiene la misma oportunidad de ser seleccionado.

Para desarrollar un diseño simple aleatorio, resulta conveniente utilizar una tabla de números aleatorios para definir cuáles son los elementos de la muestra.

La Tabla 15 contiene 20,000 números aleatorios, los cuales están agrupados en cinco dígitos. Esta agrupación facilita el uso en la selección de los elementos que componen la muestra.

El procedimiento a seguir consiste en:

- Al azar determinar el punto inicial de la identificación de números, para lo cual se debe tener decidido previamente el rumbo a seguir en las tablas de números aleatorios (norte, sur, este u oeste). Utilícese la punta de un lápiz.

- Buscar los números de interés ignorando aquellos que se repiten (sin reemplazo).

Es recomendable usar el número de dígitos que contiene el número mayor que puede ser escogido, por ejemplo, si de la población de donde se escogen es de 80 elementos, usar 2 dígitos, o si se tienen 700 elementos, utilizar 3 dígitos y así, sucesivamente.

Si en una situación, donde N = 900 y se seleccionan n = 45, entonces se identifican números de 3 dígitos. Luego se decide el inicio en la primera página; supóngase que se marcó el inicio con la punta de un lápiz, en el número 6 del grupo 98627 de la columna 7, entonces habiendo decidido que se buscará hacia el sur, se forman la lista a partir del siguiente número así: 900, 376, 108, 162, 536, 132, 36, 227, 425, en la columna 7 de la primera página; 734, 139, 68, 24, 091, etc.... en la columna 7 de la segunda página y así en la tercera página, hasta completar n = 45.

Nótese que 627, el primer número, no fue incluido; así también 376 repetido se ignora; 986 se omite al no ser de interés.

Para una mejor operacionalización, se sugiere contar con una lista de números en este caso, del 1 al 900 para ir registrando los elementos incluídos nuevamente, a la vez que ir contando los elementos registrados

para controlar que han sido seleccionados n = 45 exactamente.

En general, se recomienda identificar elementos reemplazantes de los seleccionados que no son posibles de incluir, el número de ellos puede variar dependiendo de la situación, sin embargo, cualquiera que sea este el número, la designación de reemplazante será en el orden de aparecimiento en la tabla de números aleatorios. Supóngase que en el caso que se describe, se decide que n (reemplazantes) = 10, entonces se identifican en la lista sugerida indicando el orden que le corresponde.

El DSA es recomendable cuando el costo de la valoración de cada unidad es homogéneo, situación encontrada normalmente en encuestas de viviendas en el área urbana, por ejemplo.

2. Diseño Aleatorio de Estratos (DAE):

Cuando existe una variable que puede estar incidiendo en la respuesta de las unidades de observación, es posible considerar este conocimiento en el diseño de la muestra. De esta manera, el tamaño n se puede dividir por un número de estratos formados de acuerdo a la variable incidente. Si por ejemplo, se tienen 4 estratos (i.e. grupos de edad)entonces $n_1 + n_2 + n_3 + n_4 = n$. Los tamaños n_1, n_2, n_3 y n_4 son seleccionados con un DSA en cada estrato, de la forma descrita anteriormente.

Este diseño requiere en consecuencia la definición de cada estrato en forma completa, tarea que a veces resulta difícil operacionalizar.

La adjudicación de n_1, n_2, n_3 y n_4 responde a distintos factores: el tamaño de los estratos, la variabilidad de las observaciones en cada

estrato; en otras palabras, estratos más grandes deben contener mayor tamaño de muestra, al igual que estratos con mayor variabilidad en la respuesta a fin de mejorar la confiabilidad, y finalmente, a mayor costo de cada observación de estrato a estrato, menor será el tamaño de la muestra.

La ventaja de este diseño estriba en el hecho de que la variabilidad dentro de cada estrato, es menor que en el conjunto de estratos en forma global, mejorando la confiabilidad de la estimación del parámetro. También en algunas ocasiones, ahorros pueden realizarse en la operacionalización separada de los estratos. Finalmente, estimaciones independientes para cada estrato pueden realizarse.

El procedimiento para la estimación del intervalo de confianza, es diferente al caso cuando se utiliza un DSA, debido a que considera como fuente de error a la variación dentro de cada estrato, es decir,

$$IC(\hat{\Psi}) = [LI, LS]$$

$$LI = \hat{\Psi} - LE$$

$$LS = \hat{\Psi} + LE$$

$$LE = t(1-\alpha/2;\ GL)\ S(\hat{\Psi})$$

t es el valor de la distribución t con GL grados de libertad para α.

$$S^2(\hat{\Psi}) = \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^{E} N_i^2 \left(\frac{N_i - n_i}{N_i}\right) \left(\frac{S_i^2}{n_i}\right)$$

El tamaño de la muestra, para DAE se reduce a:

$$n = \frac{\sum_{i=1}^{E} (N_i^2\ S_i^2 / W_i)}{\dfrac{N^2\ LE^2}{t^2_{1-\alpha/2;gl}} + \sum_{i=1}^{E} N_i\ S_i^2}$$

donde,

N_i = son los tamaños de los estratos.

S^2_i = son las estimaciones de varianzas de los estratos.

E = es el número de estratos.

W_i = es la fracción del total de observaciones que se incluyen en el estrato i.

LE = es el límite de error respectivo.

$$N = \sum_{i=1}^{E} N_i$$

Es conveniente señalar que W_i puede determinarse en distintas formas, por ejemplo, si se distribuyen las observaciones en igual forma entre los estratos, entonces $W_i = 1/E$, donde E es el número de estratos.

Otro criterio que minimiza el costo para una varianza específica, o que minimiza la varianza para un costo específico sería:

$$W_i = \frac{n_i}{n} \quad \text{donde} \quad n = \sum_{i=1}^{E} n_i \quad y$$

$$n_i = [n(N_i S_i/\sqrt{C_i})] \,/\, [N_1 S_1/\sqrt{C_1} + \ldots + N_E S_E/\sqrt{C_E}]$$

donde, N_i = es el tamaño del estrato i.

S_i = es la desviación estándar del estrato i.

C_i = es el costo de obtener una observación en el estrato i.

En otras palabras, en función del tamaño de la muestra,

$$n = \frac{\sum_{i=1}^{E} (N_i S_i/\sqrt{C_i}) \sum_{i=1}^{E} (N_i S_i \sqrt{C_i})}{\dfrac{N^2 LE^2}{t^2_{(1-\alpha/2;gl)}} + \sum_{i=1}^{E} N_i S_i^2}$$

La solución de n, se realiza en forma sucesiva con un valor inicial de $t = 2.0$ como en las situaciones anteriores.

Por otra parte, para la determinación de tamaños de muestra y la estimación de intervalos de confianza de proporciones, usando el DAE se sigue el mismo procedimiento descrito en las últimas páginas, sustituyendo $\hat{P}$ por $\hat{Y}$ y S_i^2 por $(\hat{P}_i\hat{q}_i)$, donde $\hat{P}_i$ es la proporción de ocurrencia de una respuesta y $\hat{q}_i = 1 - \hat{P}_i$.

3. Diseño Aleatorio de Grupos (DAG):

El DAG es una DSA de elementos agrupados. La utilidad de este diseño es manifiesto cuando no se dispone de un listado detallado de los elementos de una población, pero que operacionalmente es factible identificar grupos de elementos, los cuales pueden ser listados y seleccionados en forma simple aleatoria; otra situación en la que el uso del DAG es importante ocurre cuando el costo para valorar cada unidad o elemento separadamente como en el DSA, es muy alto y la valoración de un conjunto reduce considerablemente el esfuerzo al compararlo con el incremento del tamaño de la muestra que este diseño requiere.

El incremento del tamaño de la muestra bajo este diseño es en función de la diferencia entre la variabilidad de los elementos seleccionados dentro de cada grupo (cluster), la cual es menor en general, y la variabilidad entre grupos. Cuando los grupos incluyen elementos heterogéneos, la estimación

del parámetro resulta ser de gran confiabilidad. A este ajuste de tamaño de muestra se le denomina ajuste por efecto de diseño (DEFF). Cuando la relación entre la variabilidad entre grupos y dentro de grupos es de 3, por ejemplo, se calcula el tamaño de la muestra, suponiendo un DSA y luego se triplica, es decir, $n_{DAG} = 3n_{DSA}$.

Es importante contar con una estimación de esta relación para aplicar el ajuste adecuado a cada situación; sin embargo, la aplicación de un DEFF = 4.0 es una posición conservadora para obtener una confiabilidad apropiada, si los recursos lo permiten.

Es recomendable que el tamaño de los grupos sea homogéneo a fin de estabilizar la varianza entre los grupos, manteniendo en cuenta aspectos operacionales que faciliten su identificación.

La estimación del intervalo de confianza resulta ser:

$$IC(\hat{\Psi}) = [LI, LS]$$

$$LI = \hat{\Psi} - LE$$

$$LS = \hat{\Psi} + LE$$

$$LE = t(1-\alpha/2;\ gl)\ S(\hat{\Psi})$$

$$S^2(\hat{\Psi}) = \left[(M-m) \sum_{i=1}^{m} (Y_i - \bar{Y}\, n_i)^2\right] / \left[Mm \left(\sum_{i=1}^{m} n_i/M\right)^2 (m-1)\right]$$

donde

M = es el número de grupos (clusters) de la población.

m = es la muestra de grupos.

Y_i = es el total de todas las observaciones en grupo i.

$\bar{Y}$ = es la estimación del promedio global, es decir, $\sum_{i=1}^{m} Y_i / \sum_{i=1}^{m} n_i$

n_i = es el tamaño del grupo seleccionado i.

El mismo procedimiento aplica para la estimación del intervalo de confianza de proporciones, sustituyendo en el descrito antes, $\hat{P}$ por $\bar{Y}$ y a_i por Y_i, donde $\hat{P}_i = \sum_{i=1}^{m} a_i / \sum_{i=1}^{m} n_i$ y a_i es el número de observaciones con la respuesta del grupo i.

REFERENCIAS

1. Conover, W.
   Practical Nonparametric Statistics. 2a. Edición. New York, N.Y., John Wiley & Sons, Inc., 1980.

2. Fleiss, J.
   Statistical Methods for Rates and Proportions. 2a. Edición. New York, N.Y., John Wiley & Sons, Inc., 1981.

3. Harshbarger, T.
   Introductory Statistics. 2a. Edición. New York, N.Y., MacMillan Publishing Co., Inc., 1977.

4. Kish, L.
   Survey Sampling. 2a. Edición. New York, N.Y., John Wiley & Sons, Inc., 1967.

5. Marascuilo, L.A. y M. Mc Sweeney.
   Nonparametric and Distribution-Free Methods for the Social Sciences. Monterey, California, Brooks/Cole Publishing Co., 1977.

6. Mendenhall, W.
   Introducción a la Probabilidad Estadística. 5a. Edición, California, Wadsworth International/Iberoamericana, 1982.

7. Ott, L.
   An Introduction to Statistical Methods and Data Analysis. North Scituate, Massachusetts, Duxbury Press, 1977.

8. Scheaffer, R.L., W. Mendenhall y L. Ott.
   Elementary Survey Sampling. 2a. Edición, Belmont, California, Duxbury Press, 1979.

9. Siegel, S.
   Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences. New York, N.Y., McGraw-Hill Book Company, 1956.

10. Winer, B.
    Statistical Principles in Experimental Design. New York, N.Y. McGraw-Hill Book Company, 1962.

TABLA 1

DISTRIBUCION NORMAL ESTANDAR

Z	·00	·01	·02	·03	·04	·05	·06	·07	·08	·09
− ·0	·5000	·4960	·4920	·4880	·4840	·4801	·4761	·4721	·4681	·4641
− ·1	·4602	·4562	·4522	·4483	·4443	·4404	·4364	·4325	·4286	·4247
− ·2	·4207	·4168	·4129	·4090	·4052	·4013	·3974	·3936	·3897	·3859
− ·3	·3821	·3783	·3745	·3707	·3669	·3632	·3594	·3557	·3520	·3483
− ·4	·3446	·3409	·3372	·3336	·3300	·3264	·3228	·3192	·3156	·3121
− ·5	·3085	·3050	·3015	·2981	·2946	·2912	·2877	·2843	·2810	·2776
− ·6	·2743	·2709	·2676	·2643	·2611	·2578	·2546	·2514	·2483	·2451
− ·7	·2420	·2389	·2358	·2327	·2297	·2266	·2236	·2206	·2177	·2148
− ·8	·2119	·2090	·2061	·2033	·2005	·1977	·1949	·1922	·1894	·1867
− ·9	·1841	·1814	·1788	·1762	·1736	·1711	·1685	·1660	·1635	·1611
−1·0	·1587	·1562	·1539	·1515	·1492	·1469	·1446	·1423	·1401	·1379
−1·1	·1357	·1335	·1314	·1292	·1271	·1251	·1230	·1210	·1190	·1170
−1·2	·1151	·1131	·1112	·1093	·1075	·1056	·1038	·1020	·1003	·09853
−1·3	·09680	·09510	·09342	·09176	·09012	·08851	·08691	·08534	·08379	·08226
−1·4	·08076	·07927	·07780	·07636	·07493	·07353	·07215	·07078	·06944	·06811
−1·5	·06681	·06552	·06426	·06301	·06178	·06057	·05938	·05821	·05705	·05592
−1·6	·05480	·05370	·05262	·05155	·05050	·04947	·04846	·04746	·04648	·04551
−1·7	·04457	·04363	·04272	·04182	·04093	·04006	·03920	·03836	·03754	·03673
−1·8	·03593	·03515	·03438	·03362	·03288	·03216	·03144	·03074	·03005	·02938
−1·9	·02872	·02807	·02743	·02680	·02619	·02559	·02500	·02442	·02385	·02330
−2·0	·02275	·02222	·02169	·02118	·02068	·02018	·01970	·01923	·01876	·01831
−2·1	·01786	·01743	·01700	·01659	·01618	·01578	·01539	·01500	·01463	·01426
−2·2	·01390	·01355	·01321	·01287	·01255	·01222	·01191	·01160	·01130	·01101
−2·3	·01072	·01044	·01017	$\cdot 0^{2}9903$	$\cdot 0^{2}9642$	$\cdot 0^{2}9387$	$\cdot 0^{2}9137$	$\cdot 0^{2}8894$	$\cdot 0^{2}8656$	$\cdot 0^{2}8424$
−2·4	$\cdot 0^{2}8198$	$\cdot 0^{2}7976$	$\cdot 0^{2}7760$	$\cdot 0^{2}7549$	$\cdot 0^{2}7344$	$\cdot 0^{2}7143$	$\cdot 0^{2}6947$	$\cdot 0^{2}6756$	$\cdot 0^{2}6569$	$\cdot 0^{2}6387$
−2·5	$\cdot 0^{2}6210$	$\cdot 0^{2}6037$	$\cdot 0^{2}5868$	$\cdot 0^{2}5703$	$\cdot 0^{2}5543$	$\cdot 0^{2}5386$	$\cdot 0^{2}5234$	$\cdot 0^{2}5085$	$\cdot 0^{2}4940$	$\cdot 0^{2}4799$
−2·6	$\cdot 0^{2}4661$	$\cdot 0^{2}4527$	$\cdot 0^{2}4396$	$\cdot 0^{2}4269$	$\cdot 0^{2}4145$	$\cdot 0^{2}4025$	$\cdot 0^{2}3907$	$\cdot 0^{2}3793$	$\cdot 0^{2}3681$	$\cdot 0^{2}3573$
−2·7	$\cdot 0^{2}3467$	$\cdot 0^{2}3364$	$\cdot 0^{2}3264$	$\cdot 0^{2}3167$	$\cdot 0^{2}3072$	$\cdot 0^{2}2980$	$\cdot 0^{2}2890$	$\cdot 0^{2}2803$	$\cdot 0^{2}2718$	$\cdot 0^{2}2035$
−2·8	$\cdot 0^{2}2555$	$\cdot 0^{2}2477$	$\cdot 0^{2}2401$	$\cdot 0^{2}2327$	$\cdot 0^{2}2256$	$\cdot 0^{2}2186$	$\cdot 0^{2}2118$	$\cdot 0^{2}2052$	$\cdot 0^{2}1988$	$\cdot 0^{2}1926$
−2·9	$\cdot 0^{2}1866$	$\cdot 0^{2}1807$	$\cdot 0^{2}1750$	$\cdot 0^{2}1695$	$\cdot 0^{2}1641$	$\cdot 0^{2}1589$	$\cdot 0^{2}1538$	$\cdot 0^{2}1489$	$\cdot 0^{2}1441$	$\cdot 0^{2}1395$
−3·0	$\cdot 0^{2}1350$	$\cdot 0^{2}1306$	$\cdot 0^{2}1264$	$\cdot 0^{2}1223$	$\cdot 0^{2}1183$	$\cdot 0^{2}1144$	$\cdot 0^{2}1107$	$\cdot 0^{2}1070$	$\cdot 0^{2}1035$	$\cdot 0^{2}1001$
−3·1	$\cdot 0^{3}9676$	$\cdot 0^{3}9354$	$\cdot 0^{3}9043$	$\cdot 0^{3}8740$	$\cdot 0^{3}8447$	$\cdot 0^{3}8164$	$\cdot 0^{3}7888$	$\cdot 0^{3}7622$	$\cdot 0^{3}7364$	$\cdot 0^{3}7114$
−3·2	$\cdot 0^{3}6871$	$\cdot 0^{3}6637$	$\cdot 0^{3}6410$	$\cdot 0^{3}6190$	$\cdot 0^{3}5976$	$\cdot 0^{3}5770$	$\cdot 0^{3}5571$	$\cdot 0^{3}5377$	$\cdot 0^{3}5190$	$\cdot 0^{3}5009$
−3·3	$\cdot 0^{3}4834$	$\cdot 0^{3}4665$	$\cdot 0^{3}4501$	$\cdot 0^{3}4342$	$\cdot 0^{3}4189$	$\cdot 0^{3}4041$	$\cdot 0^{3}3897$	$\cdot 0^{3}3758$	$\cdot 0^{3}3624$	$\cdot 0^{3}3495$
−3·4	$\cdot 0^{3}3369$	$\cdot 0^{3}3248$	$\cdot 0^{3}3131$	$\cdot 0^{3}3018$	$\cdot 0^{3}2909$	$\cdot 0^{3}2803$	$\cdot 0^{3}2701$	$\cdot 0^{3}2602$	$\cdot 0^{3}2507$	$\cdot 0^{3}2415$
−3·5	$\cdot 0^{3}2326$	$\cdot 0^{3}2241$	$\cdot 0^{3}2158$	$\cdot 0^{3}2078$	$\cdot 0^{3}2001$	$\cdot 0^{3}1926$	$\cdot 0^{3}1854$	$\cdot 0^{3}1785$	$\cdot 0^{3}1718$	$\cdot 0^{3}1653$
−3·6	$\cdot 0^{3}1591$	$\cdot 0^{3}1531$	$\cdot 0^{3}1473$	$\cdot 0^{3}1417$	$\cdot 0^{3}1363$	$\cdot 0^{3}1311$	$\cdot 0^{3}1261$	$\cdot 0^{3}1213$	$\cdot 0^{3}1166$	$\cdot 0^{3}1121$
−3·7	$\cdot 0^{3}1078$	$\cdot 0^{3}1036$	$\cdot 0^{4}9961$	$\cdot 0^{4}9574$	$\cdot 0^{4}9201$	$\cdot 0^{4}8842$	$\cdot 0^{4}8496$	$\cdot 0^{4}8162$	$\cdot 0^{4}7841$	$\cdot 0^{4}7532$
−3·8	$\cdot 0^{4}7235$	$\cdot 0^{4}6948$	$\cdot 0^{4}6673$	$\cdot 0^{4}6407$	$\cdot 0^{4}6152$	$\cdot 0^{4}5906$	$\cdot 0^{4}5669$	$\cdot 0^{4}5442$	$\cdot 0^{4}5223$	$\cdot 0^{4}5012$
−3·9	$\cdot 0^{4}4810$	$\cdot 0^{4}4615$	$\cdot 0^{4}4427$	$\cdot 0^{4}4247$	$\cdot 0^{4}4074$	$\cdot 0^{4}3908$	$\cdot 0^{4}3747$	$\cdot 0^{4}3594$	$\cdot 0^{4}3446$	$\cdot 0^{4}3304$
−4·0	$\cdot 0^{4}3167$	$\cdot 0^{4}3036$	$\cdot 0^{4}2910$	$\cdot 0^{4}2789$	$\cdot 0^{4}2673$	$\cdot 0^{4}2561$	$\cdot 0^{4}2454$	$\cdot 0^{4}2351$	$\cdot 0^{4}2252$	$\cdot 0^{4}2157$
−4·1	$\cdot 0^{4}2066$	$\cdot 0^{4}1978$	$\cdot 0^{4}1894$	$\cdot 0^{4}1814$	$\cdot 0^{4}1737$	$\cdot 0^{4}1662$	$\cdot 0^{4}1591$	$\cdot 0^{4}1523$	$\cdot 0^{4}1458$	$\cdot 0^{4}1395$
−4·2	$\cdot 0^{4}1335$	$\cdot 0^{4}1277$	$\cdot 0^{4}1222$	$\cdot 0^{4}1168$	$\cdot 0^{4}1118$	$\cdot 0^{4}1069$	$\cdot 0^{4}1022$	$\cdot 0^{5}9774$	$\cdot 0^{5}9345$	$\cdot 0^{5}8934$
−4·3	$\cdot 0^{5}8540$	$\cdot 0^{5}8163$	$\cdot 0^{5}7801$	$\cdot 0^{5}7455$	$\cdot 0^{5}7124$	$\cdot 0^{5}6807$	$\cdot 0^{5}6503$	$\cdot 0^{5}6212$	$\cdot 0^{5}5934$	$\cdot 0^{5}5668$
−4·4	$\cdot 0^{5}5413$	$\cdot 0^{5}5169$	$\cdot 0^{5}4935$	$\cdot 0^{5}4712$	$\cdot 0^{5}4498$	$\cdot 0^{5}4294$	$\cdot 0^{5}4098$	$\cdot 0^{5}3911$	$\cdot 0^{5}3732$	$\cdot 0^{5}3561$
−4·5	$\cdot 0^{5}3398$	$\cdot 0^{5}3241$	$\cdot 0^{5}3092$	$\cdot 0^{5}2949$	$\cdot 0^{5}2813$	$\cdot 0^{5}2682$	$\cdot 0^{5}2558$	$\cdot 0^{5}2439$	$\cdot 0^{5}2325$	$\cdot 0^{5}2216$
−4·6	$\cdot 0^{5}2112$	$\cdot 0^{5}2013$	$\cdot 0^{5}1919$	$\cdot 0^{5}1828$	$\cdot 0^{5}1742$	$\cdot 0^{5}1660$	$\cdot 0^{5}1581$	$\cdot 0^{5}1506$	$\cdot 0^{5}1434$	$\cdot 0^{5}1366$
−4·7	$\cdot 0^{5}1301$	$\cdot 0^{5}1239$	$\cdot 0^{5}1179$	$\cdot 0^{5}1123$	$\cdot 0^{5}1069$	$\cdot 0^{5}1017$	$\cdot 0^{6}9680$	$\cdot 0^{6}9211$	$\cdot 0^{6}8765$	$\cdot 0^{6}8339$
−4·8	$\cdot 0^{6}7933$	$\cdot 0^{6}7547$	$\cdot 0^{6}7178$	$\cdot 0^{6}6827$	$\cdot 0^{6}6492$	$\cdot 0^{6}6173$	$\cdot 0^{6}5869$	$\cdot 0^{6}5580$	$\cdot 0^{6}5304$	$\cdot 0^{6}5042$
−4·9	$\cdot 0^{6}4792$	$\cdot 0^{6}4554$	$\cdot 0^{6}4327$	$\cdot 0^{6}4111$	$\cdot 0^{6}3906$	$\cdot 0^{6}3711$	$\cdot 0^{6}3525$	$\cdot 0^{6}3348$	$\cdot 0^{6}3179$	$\cdot 0^{6}3019$

Tabla 1 (Cont.)

DISTRIBUCION NORMAL ESTANDAR

Z	·00	·01	·02	·03	·04	·05	·06	·07	·08	·09
·0	·5000	·5040	·5080	·5120	5160	·5199	·5239	·5279	·5319	·5359
·1	·5398	·5438	·5478	·5517	·5557	·5596	·5636	·5675	·5714	·5753
·2	·5793	·5832	·5871	·5910	·5948	·5987	·6026	·6064	·6103	·6141
·3	·6179	·6217	·6255	·6293	·6331	·6368	·6406	·6443	·6480	·6517
·4	·6554	·6591	·6628	·6664	·6700	·6736	·6772	6808	·6844	·6879
·5	·6915	·6950	·6985	·7019	·7054	·7088	·7123	·7157	·7190	·7224
·6	·7257	·7291	·7324	·7357	·7389	·7422	·7454	·7486	·7517	·7549
·7	·7580	·7611	·7642	·7673	·7703	·7734	·7764	·7794	·7823	·7852
·8	·7881	·7910	·7939	·7967	·7995	·8023	·8051	·8078	·8106	·8133
·9	·8159	·8186	·8212	·8238	·8264	·8289	·8315	·8340	·8365	·8389
1·0	·8413	·8438	·8461	·8485	·8508	·8531	·8554	·8577	·8599	·8621
1·1	·8643	·8665	·8686	·8708	·8729	·8749	·8770	·8790	·8810	·8830
1·2	·8849	·8869	·8888	·8907	·8925	·8944	·8962	·8980	·8997	·90147
1·3	·90320	·90490	·90658	·90824	·90988	·91149	·91309	·91466	·91621	·91774
1·4	·91924	·92073	·92220	·92364	·92507	·92647	·92785	·92922	·93056	·93189
1·5	·93319	·93448	·93574	·93699	·93822	·93943	·94062	·94179	·94295	·94408
1·6	·94520	·94630	·94738	·94845	·94950	·95053	·95154	·95254	·95352	·95449
1·7	·95543	·95637	·95728	·95818	·95907	·95994	·96080	·96164	·96246	·96327
1·8	·96407	·96485	·96562	·96638	·96712	·96784	·96856	·96926	·96995	·97062
1·9	·97128	·97193	·97257	·97320	·97381	·97441	·97500	·97558	·97615	·97670
2·0	·97725	·97778	·97831	·97882	·97932	·97982	·98030	·98077	·98124	·98169
2·1	·98214	·98257	·98300	·98341	·98382	·98422	·98461	·98500	·98537	·98574
2·2	·98610	·98645	·98679	·98713	·98745	·98778	·98809	·98840	·98870	·98899
2·3	·98928	·98956	·98983	$9^{2}0097$	$9^{2}0358$	$9^{2}0613$	$9^{2}0863$	$9^{2}1106$	$9^{2}1344$	$9^{2}1576$
2·4	$9^{2}1802$	$9^{2}2024$	$9^{2}2240$	$9^{2}2451$	$9^{2}2656$	$9^{2}2857$	$9^{2}3053$	$9^{2}3244$	$9^{2}3431$	$9^{2}3613$
2·5	$9^{2}3790$	$9^{2}3963$	$9^{2}4132$	$9^{2}4297$	$9^{2}4457$	$9^{2}4614$	$9^{2}4766$	$9^{2}4915$	$9^{2}5060$	$9^{2}5201$
2·6	$9^{2}5339$	$9^{2}5473$	$9^{2}5604$	$9^{2}5731$	$9^{2}5855$	$9^{2}5975$	$9^{2}6093$	$9^{2}6207$	$9^{2}6319$	$9^{2}6427$
2·7	$9^{2}6533$	$9^{2}6636$	$9^{2}6736$	$9^{2}6833$	$9^{2}6928$	$9^{2}7020$	$9^{2}7110$	$9^{2}7197$	$9^{2}7282$	$9^{2}7365$
2·8	$9^{2}7445$	$9^{2}7523$	$9^{2}7599$	$9^{2}7673$	$9^{2}7744$	$9^{2}7814$	$9^{2}7882$	$9^{2}7948$	$9^{2}8012$	$9^{2}8074$
2·9	$9^{2}8134$	$9^{2}8193$	$9^{2}8250$	$9^{2}8305$	$9^{2}8359$	$9^{2}8411$	$9^{2}8462$	$9^{2}8511$	$9^{2}8559$	$9^{2}8605$
3·0	$9^{2}8650$	$9^{2}8694$	$9^{2}8736$	$9^{2}8777$	$9^{2}8817$	$9^{2}8856$	$9^{2}8893$	$9^{2}8930$	$9^{2}8965$	$9^{2}8999$
3·1	$9^{3}0324$	$9^{3}0646$	$9^{3}0957$	$9^{3}1260$	$9^{3}1553$	$9^{3}1836$	$9^{3}2112$	$9^{3}2378$	$9^{3}2636$	$9^{3}2886$
3·2	$9^{3}3129$	$9^{3}3363$	$9^{3}3590$	$9^{3}3810$	$9^{3}4024$	$9^{3}4230$	$9^{3}4429$	$9^{3}4623$	$9^{3}4810$	$9^{3}4991$
3·3	$9^{3}5166$	$9^{3}5335$	$9^{3}5499$	$9^{3}5658$	$9^{3}5811$	$9^{3}5959$	$9^{3}6103$	$9^{3}6242$	$9^{3}6376$	$9^{3}6505$
3·4	$9^{3}6631$	$9^{3}6752$	$9^{3}6869$	$9^{3}6982$	$9^{3}7091$	$9^{3}7197$	$9^{3}7299$	$9^{3}7398$	$9^{3}7493$	$9^{3}7585$
3·5	$9^{3}7674$	$9^{3}7759$	$9^{3}7842$	$9^{3}7922$	$9^{3}7999$	$9^{3}8074$	$9^{3}8146$	$9^{3}8215$	$9^{3}8282$	$9^{3}8347$
3·6	$9^{3}8409$	$9^{3}8469$	$9^{3}8527$	$9^{3}8583$	$9^{3}8637$	$9^{3}8689$	$9^{3}8739$	$9^{3}8787$	$9^{3}8834$	$9^{3}8879$
3·7	$9^{3}8922$	$9^{3}8964$	$9^{4}0039$	$9^{4}0426$	$9^{4}0799$	$9^{4}1158$	$9^{4}1504$	$9^{4}1838$	$9^{4}2159$	$9^{4}2468$
3·8	$9^{4}2765$	$9^{4}3052$	$9^{4}3327$	$9^{4}3593$	$9^{4}3848$	$9^{4}4094$	$9^{4}4331$	$9^{4}4558$	$9^{4}4777$	$9^{4}4988$
3·9	$9^{4}5190$	$9^{4}5385$	$9^{4}5573$	$9^{4}5753$	$9^{4}5926$	$9^{4}6092$	$9^{4}6253$	$9^{4}6406$	$9^{4}6554$	$9^{4}6696$
4·0	$9^{4}6833$	$9^{4}6964$	$9^{4}7090$	$9^{4}7211$	$9^{4}7327$	$9^{4}7439$	$9^{4}7546$	$9^{4}7649$	$9^{4}7748$	$9^{4}7843$
4·1	$9^{4}7934$	$9^{4}8022$	$9^{4}8106$	$9^{4}8186$	$9^{4}8263$	$9^{4}8338$	$9^{4}8409$	$9^{4}8477$	$9^{4}8542$	$9^{4}8605$
4·2	$9^{4}8665$	$9^{4}8723$	$9^{4}8778$	$9^{4}8832$	$9^{4}8882$	$9^{4}8931$	$9^{4}8978$	$9^{5}0226$	$9^{5}0655$	$9^{5}1066$
4·3	$9^{5}1460$	$9^{5}1837$	$9^{5}2199$	$9^{5}2545$	$9^{5}2876$	$9^{5}3193$	$9^{5}3497$	$9^{5}3788$	$9^{5}4066$	$9^{5}4332$
4·4	$9^{5}4587$	$9^{5}4831$	$9^{5}5065$	$9^{5}5288$	$9^{5}5502$	$9^{5}5706$	$9^{5}5902$	$9^{5}6089$	$9^{5}6268$	$9^{5}6439$
4·5	$9^{5}6602$	$9^{5}6759$	$9^{5}6908$	$9^{5}7051$	$9^{5}7187$	$9^{5}7318$	$9^{5}7442$	$9^{5}7561$	$9^{5}7675$	$9^{5}7784$
4·6	$9^{5}7888$	$9^{5}7987$	$9^{5}8081$	$9^{5}8172$	$9^{5}8258$	$9^{5}8340$	$9^{5}8419$	$9^{5}8494$	$9^{5}8566$	$9^{5}8634$
4·7	$9^{5}8699$	$9^{5}8761$	$9^{5}8821$	$9^{5}8877$	$9^{5}8931$	$9^{5}8983$	$9^{6}0320$	$9^{6}0789$	$9^{6}1235$	$9^{6}1661$
4·8	$9^{6}2067$	$9^{6}2453$	$9^{6}2822$	$9^{6}3173$	$9^{6}3508$	$9^{6}3827$	$9^{6}4131$	$9^{6}4420$	$9^{6}4696$	$9^{6}4958$
4·9	$9^{6}5208$	$9^{6}5446$	$9^{6}5673$	$9^{6}5889$	$9^{6}6094$	$9^{6}6289$	$9^{6}6475$	[illegible]	$9^{6}6821$	$9^{6}6981$

TABLA 2

DISTRIBUCION DE t

G.L. \ P	.0005	.001	.005	.01	.025	.05	.10	.20	.30	.40
1	-636·6	-318·3	-63·66	-31·82	-12·71	-6·314	-3·078	-1·376	-·727	-·325
2	-31·60	-22·33	-9·925	-6·965	-4·303	-2·920	-1·886	-1·061	-·617	-·289
3	-12·94	-10·22	-5·841	-4·541	-3·182	-2·353	-1·638	-·978	-·584	-·277
4	-8·610	-7·173	-4·604	-3·747	-2·776	-2·132	-1·533	-·941	-·569	-·271
5	-6·859	-5·893	-4·032	-3·365	-2·571	-2·015	-1·476	-·920	-·559	-·267
6	-5·959	-5·208	-3·707	-3·143	-2·447	-1·943	-1·440	-·906	-·553	-·265
7	-5·405	-4·785	-3·499	-2·998	-2·365	-1·895	-1·415	-·896	-·549	-·263
8	-5·041	-4·501	-3·355	-2·896	-2·306	-1·860	-1·397	-·889	-·546	-·262
9	-4·781	-4·297	-3·250	-2·821	-2·262	-1·833	-1·383	-·883	-·543	-·261
10	-4·587	-4·144	-3·169	-2·764	-2·228	-1·812	-1·372	-·879	-·542	-·260
11	-4·437	-4·025	-3·106	-2·718	-2·201	-1·796	-1·363	-·876	-·540	-·260
12	-4·318	-3·930	-3·055	-2·681	-2·179	-1·782	-1·356	-·873	-·539	-·259
13	-4·221	-3·852	-3·012	-2·650	-2·160	-1·771	-1·350	-·870	-·538	-·259
14	-4·140	-3·787	-2·977	-2·624	-2·145	-1·761	-1·345	-·868	-·537	-·258
15	-4·073	-3·733	-2·947	-2·602	-2·131	-1·753	-1·341	-·866	-·536	-·258
16	-4·015	-3·686	-2·921	-2·583	-2·120	-1·746	-1·337	-·865	-·535	-·258
17	-3·965	-3·646	-2·898	-2·567	-2·110	-1·740	-1·333	-·863	-·534	-·257
18	-3·922	-3·611	-2·878	-2·552	-2·101	-1·734	-1·330	-·862	-·534	-·257
19	-3·883	-3·579	-2·861	-2·539	-2·093	-1·729	-1·328	-·861	-·533	-·257
20	-3·850	-3·552	-2·845	-2·528	-2·086	-1·725	-1·325	-·860	-·533	-·257
21	-3·819	-3·527	-2·831	-2·518	-2·080	-1·721	-1·323	-·859	-·532	-·257
22	-3·792	-3·505	-2·819	-2·508	-2·074	-1·717	-1·321	-·858	-·532	-·256
23	-3·767	-3·485	-2·807	-2·500	-2·069	-1·714	-1·319	-·858	-·532	-·256
24	-3·745	-3·467	-2·797	-2·492	-2·064	-1·711	-1·318	-·857	-·531	-·256
25	-3·725	-3·450	-2·787	-2·485	-2·060	-1·708	-1·316	-·856	-·531	-·256
26	-3·707	-3·435	-2·779	-2·479	-2·056	-1·706	-1·315	-·856	-·531	-·256
27	-3·690	-3·421	-2·771	-2·473	-2·052	-1·703	-1·314	-·855	-·531	-·256
28	-3·674	-3·408	-2·763	-2·467	-2·048	-1·701	-1·313	-·855	-·530	-·256
29	-3·659	-3·396	-2·756	-2·462	-2·045	-1·699	-1·311	-·854	-·530	-·256
30	-3·646	-3·385	-2·750	-2·457	-2·042	-1·697	-1·310	-·854	-·530	-·256
40	-3·551	-3·307	-2·704	-2·423	-2·021	-1·684	-1·303	-·851	-·529	-·255
50	-3·495	-3·262	-2·678	-2·403	-2·009	-1·676	-1·298	-·849	-·528	-·255
60	-3·460	-3·232	-2·660	-2·390	-2·000	-1·671	-1·296	-·848	-·527	-·254
80	-3·415	-3·195	-2·639	-2·374	-1·990	-1·664	-1·292	-·846	-·527	-·254
100	-3·389	-3·174	-2·626	-2·365	-1·984	-1·660	-1·290	-·845	-·526	-·254
200	-3·339	-3·131	-2·601	-2·345	-1·972	-1·653	-1·286	-·843	-·525	-·254
500	-3·310	-3·106	-2·586	-2·334	-1·965	-1·648	-1·283	-·842	-·525	-·253
∞	-3·291	-3·090	-2·576	-2·326	-1·960	-1·645	-1·282	-·842	-·524	-·253

GL \ P	.60	.70	.80	.90	.95	.975	.99	.995	.999	.9995
1	·325	·727	1·376	3·078	6·314	12·71	31·82	63·66	318·3	636·6
2	·289	·617	1·061	1·886	2·920	4·303	6·965	9·925	22·33	31·60
3	·277	·584	·978	1·638	2·353	3·182	4·541	5·841	10·22	12·94
4	·271	·569	·941	1·533	2·132	2·776	3·747	4·604	7·173	8·610
5	·267	·559	·920	1·476	2·015	2·571	3·365	4·032	5·893	6·859
6	·265	·553	·906	1·440	1·943	2·447	3·143	3·707	5·208	5·959
7	·263	·549	·896	1·415	1·895	2·365	2·998	3·499	4·785	5·405
8	·262	·546	·889	1·397	1·860	2·306	2·896	3·355	4·501	5·041
9	·261	·543	·883	1·383	1·833	2·262	2·821	3·250	4·297	4·781
10	·260	·542	·879	1·372	1·812	2·228	2·764	3·169	4·144	4·587
11	·260	·540	·876	1·363	1·796	2·201	2·718	3·106	4·025	4·437
12	·259	·539	·873	1·356	1·782	2·179	2·681	3·055	3·930	4·318
13	·259	·538	·870	1·350	1·771	2·160	2·650	3·012	3·852	4·221
14	·258	·537	·868	1·345	1·761	2·145	2·624	2·977	3·787	4·140
15	·258	·536	·866	1·341	1·753	2·131	2·602	2·947	3·733	4·073
16	·258	·535	·865	1·337	1·746	2·120	2·583	2·921	3·686	4·015
17	·257	·534	·863	1·333	1·740	2·110	2·567	2·898	3·646	3·965
18	·257	·534	·862	1·330	1·734	2·101	2·552	2·878	3·611	3·922
19	·257	·533	·861	1·328	1·729	2·093	2·539	2·861	3·579	3·883
20	·257	·533	·860	1·325	1·725	2·086	2·528	2·845	3·552	3·850
21	·257	·532	·859	1·323	1·721	2·080	2·518	2·831	3·527	3·819
22	·256	·532	·858	1·321	1·717	2·074	2·508	2·819	3·505	3·792
23	·256	·532	·858	1·319	1·714	2·069	2·500	2·807	3·485	3·767
24	·256	·531	·857	1·318	1·711	2·064	2·492	2·797	3·467	3·745
25	·256	·531	·856	1·316	1·708	2·060	2·485	2·787	3·450	3·725
26	·256	·531	·856	1·315	1·706	2·056	2·479	2·779	3·435	3·707
27	·256	·531	·855	1·314	1·703	2·052	2·473	2·771	3·421	3·690
28	·256	·530	·855	1·313	1·701	2·048	2·467	2·763	3·408	3·674
29	·256	·530	·854	1·311	1·699	2·045	2·462	2·756	3·396	3·659
30	·256	·530	·854	1·310	1·697	2·042	2·457	2·750	3·385	3·646
40	·255	·529	·851	1·303	1·684	2·021	2·423	2·704	3·307	3·551
50	·255	·528	·849	1·298	1·676	2·009	2·403	2·678	3·262	3·495
60	·254	·527	·848	1·296	1·671	2·000	2·390	2·660	3·232	3·460
80	·254	·527	·846	1·292	1·664	1·990	2·374	2·639	3·195	3·415
100	·254	·526	·845	1·290	1·660	1·984	2·365	2·626	3·174	3·389
200	·254	·525	·843	1·286	1·653	1·972	2·345	2·601	3·131	3·339
500	·253	·525	·842	1·283	1·648	1·965	2·334	2·586	3·106	3·310
∞	·253	·524	·842	1·282	1·645	1·960	2·326	2·576	3·090	3·291

TABLA 3

DISTRIBUCION DE χ^2 (ji cuadrado)

G.L. \ P	.0005	.001	.005	.010	.025	.050	.100	.200	.300	.400
1	$\cdot 0^{6}393$	$\cdot 0^{5}157$	$\cdot 0^{4}393$	$\cdot 0^{3}157$	$\cdot 0^{3}982$	$\cdot 0^{2}393$	·0158	·0642	·148	·275
2	$\cdot 0^{3}100$	$\cdot 0^{3}200$	·0100	·0201	·0506	·103	·211	·446	·713	1·02
3	·0153	·0243	·0717	·115	·216	·352	·584	1·00	1·42	1·87
4	·0639	·0908	·207	·297	·484	·711	1·06	1·65	2·19	2·75
5	·158	·210	·412	·554	·831	1·15	1·61	2·34	3·00	3·66
6	·299	·381	·676	·872	1·24	1·64	2·20	3·07	3·83	4·57
7	·485	·598	·989	1·24	1·69	2·17	2·83	3·82	4·67	5·49
8	·710	·857	1·34	1·65	2·18	2·73	3·49	4·59	5·53	6·42
9	·972	1·15	1·73	2·09	2·70	3·33	4·17	5·38	6·39	7·36
10	1·26	1·48	2·16	2·56	3·25	3·94	4·87	6·18	7·27	8·30
11	1·59	1·83	2·60	3·05	3·82	4·57	5·58	6·99	8·15	9·24
12	1·93	2·21	3·07	3·57	4·40	5·23	6·30	7·81	9·03	10·2
13	2·31	2·62	3·57	4·11	5·01	5·89	7·04	8·63	9·93	11·1
14	2·70	3·04	4·07	4·66	5·63	6·57	7·79	9·47	10·8	12·1
15	3·11	3·48	4·60	5·23	6·26	7·26	8·55	10·3	11·7	13·0
16	3·54	3·94	5·14	5·81	6·91	7·96	9·31	11·2	12·6	14·0
17	3·98	4·42	5·70	6·41	7·56	8·67	10·1	12·0	13·5	14·9
18	4·44	4·90	6·26	7·01	8·23	9·39	10·9	12·9	14·4	15·9
19	4·91	5·41	6·84	7·63	8·91	10·1	11·7	13·7	15·4	16·9
20	5·40	5·92	7·43	8·26	9·59	10·9	12·4	14·6	16·3	17·8
21	5·90	6·45	8·03	8·90	10·3	11·6	13·2	15·4	17·2	18·8
22	6·40	6·98	8·64	9·54	11·0	12·3	14·0	16·3	18·1	19·7
23	6·92	7·53	9·26	10·2	11·7	13·1	14·8	17·2	19·0	20·7
24	7·45	8·08	9·89	10·9	12·4	13·8	15·7	18·1	19·9	21·7
25	7·99	8·65	10·5	11·5	13·1	14·6	16·5	18·9	20·9	22·6
26	8·54	9·22	11·2	12·2	13·8	15·4	17·3	19·8	21·8	23·6
27	9·09	9·80	11·8	12·9	14·6	16·2	18·1	20·7	22·7	24·5
28	9·66	10·4	12·5	13·6	15·3	16·9	18·9	21·6	23·6	25·5
29	10·2	11·0	13·1	14·3	16·0	17·7	19·8	22·5	24·6	26·5
30	10·8	11·6	13·8	15·0	16·8	18·5	20·6	23·4	25·5	27·4
31	11·4	12·2	14·5	15·7	17·5	19·3	21·4	24·3	26·4	28·4
32	12·0	12·8	15·1	16·4	18·3	20·1	22·3	25·1	27·4	29·4
33	12·6	13·4	15·8	17·1	19·0	20·9	23·1	26·0	28·3	30·3
34	13·2	14·1	16·5	17·8	19·8	21·7	24·0	26·9	29·2	31·3
35	13·8	14·7	17·2	18·5	20·6	22·5	24·8	27·8	30·2	32·3
36	14·4	15·3	17·9	19·2	21·3	23·3	25·6	28·7	31·1	33·3
37	15·0	16·0	18·6	20·0	22·1	24·1	26·5	29·6	32·1	34·2
38	15·6	16·6	19·3	20·7	22·9	24·9	27·3	30·5	33·0	35·2
39	16·3	17·3	20·0	21·4	23·7	25·7	28·2	31·4	33·9	36·2
40	16·9	17·9	20·7	22·2	24·4	26·5	29·1	32·3	34·9	37·1
41	17·5	18·6	21·4	22·9	25·2	27·3	29·9	33·3	35·8	38·1
42	18·2	19·2	22·1	23·7	26·0	28·1	30·8	34·2	36·8	39·1
43	18·8	19·9	22·9	24·4	26·8	29·0	31·6	35·1	37·7	40·0
44	19·5	20·6	23·6	25·1	27·6	29·8	32·5	36·0	38·6	41·0
45	20·1	21·3	24·3	25·9	28·4	30·6	33·4	36·9	39·6	42·0
46	20·8	21·9	25·0	26·7	29·2	31·4	34·2	37·8	40·5	43·0
47	21·5	22·6	25·8	27·4	30·0	32·3	35·1	38·7	41·5	43·9
48	22·1	23·3	26·5	28·2	30·8	33·1	35·9	39·6	42·4	44·9
49	22·8	24·0	27·2	28·9	31·6	33·9	36·8	40·5	43·4	45·9
50	23·5	24·7	28·0	29·7	32·4	34·8	37·7	41·4	44·3	46·9

TABLA 3 (Cont.)

.500	.600	.700	.800	.900	.950	.975	.990	.995	.999	.9995	P/G.L.
·455	·708	1·07	1·64	2·71	3·84	5·02	6·63	7·88	10·8	12·1	1
1·39	1·83	2·41	3·22	4·61	5·99	7·38	9·21	10·6	13·8	15·2	2
2·37	2·95	3·67	4·64	6·25	7·81	9·35	11·3	12·8	16·3	17·7	3
3·36	4·04	4·88	5·99	7·78	9·49	11·1	13·3	14·9	18·5	20·0	4
4·35	5·13	6·06	7·29	9·24	11·1	12·8	15·1	16·7	20·5	22·1	5
5·35	6·21	7·23	8·56	10·6	12·6	14·4	16·8	18·5	22·5	24·1	6
6·35	7·28	8·38	9·80	12·0	14·1	16·0	18·5	20·3	24·3	26·0	7
7·34	8·35	9·52	11·0	13·4	15·5	17·5	20·1	22·0	26·1	27·9	8
8·34	9·41	10·7	12·2	14·7	16·9	19·0	21·7	23·6	27·9	29·7	9
9·34	10·5	11·8	13·4	16·0	18·3	20·5	23·2	25·2	29·6	31·4	10
10·3	11·5	12·9	14·6	17·3	19·7	21·9	24·7	26·8	31·3	33·1	11
11·3	12·6	14·0	15·8	18·5	21·0	23·3	26·2	28·3	32·9	34·8	12
12·3	13·6	15·1	17·0	19·8	22·4	24·7	27·7	29·8	34·5	36·5	13
13·3	14·7	16·2	18·2	21·1	23·7	26·1	29·1	31·3	36·1	38·1	14
14·3	15·7	17·3	19·3	22·3	25·0	27·5	30·6	32·8	37·7	39·7	15
15·3	16·8	18·4	20·5	23·5	26·3	28·8	32·0	34·3	39·3	41·3	16
16·3	17·8	19·5	21·6	24·8	27·6	30·2	33·4	35·7	40·8	42·9	17
17·3	18·9	20·6	22·8	26·0	28·9	31·5	34·8	37·2	42·3	44·4	18
18·3	19·9	21·7	23·9	27·2	30·1	32·9	36·2	38·6	43·8	46·0	19
19·3	21·0	22·8	25·0	28·4	31·4	34·2	37·6	40·0	45·3	47·5	20
20·3	22·0	23·9	26·2	29·6	32·7	35·5	38·9	41·4	46·8	49·0	21
21·3	23·0	24·9	27·3	30·8	33·9	36·8	40·3	42·8	48·3	50·5	22
22·3	24·1	26·0	28·4	32·0	35·2	38·1	41·6	44·2	49·7	52·0	23
23·3	25·1	27·1	29·6	33·2	36·4	39·4	43·0	45·6	51·2	53·5	24
24·3	26·1	28·2	30·7	34·4	37·7	40·6	44·3	46·9	52·6	54·9	25
25·3	27·2	29·2	31·8	35·6	38·9	41·9	45·6	48·3	54·1	56·4	26
26·3	28·2	30·3	32·9	36·7	40·1	43·2	47·0	49·6	55·5	57·9	27
27·3	29·2	31·4	34·0	37·9	41·3	44·5	48·3	51·0	56·9	59·3	28
28·3	30·3	32·5	35·1	39·1	42·6	45·7	49·6	52·3	58·3	60·7	29
29·3	31·3	33·5	36·3	40·3	43·8	47·0	50·9	53·7	59·7	62·2	30
30·3	32·3	34·6	37·4	41·4	45·0	48·2	52·2	55·0	61·1	63·6	31
31·3	33·4	35·7	38·5	42·6	46·2	49·5	53·5	56·3	62·5	65·0	32
32·3	34·4	36·7	39·6	43·7	47·4	50·7	54·8	57·6	63·9	66·4	33
33·3	35·4	37·8	40·7	44·9	48·6	52·0	56·1	59·0	65·2	67·8	34
34·3	36·5	38·9	41·8	46·1	49·8	53·2	57·3	60·3	66·6	69·2	35
35·3	37·5	39·9	42·9	47·2	51·0	54·4	58·6	61·6	68·0	70·6	36
36·3	38·5	41·0	44·0	48·4	52·2	55·7	59·9	62·9	69·3	72·0	37
37·3	39·6	42·0	45·1	49·5	53·4	56·9	61·2	64·2	70·7	73·4	38
38·3	40·6	43·1	46·2	50·7	54·6	58·1	62·4	65·5	72·1	74·7	39
39·3	41·6	44·2	47·3	51·8	55·8	59·3	63·7	66·8	73·4	76·1	40
40·3	42·7	45·2	48·4	52·9	56·9	60·6	65·0	68·1	74·7	77·5	41
41·3	43·7	46·3	49·5	54·1	58·1	61·8	66·2	69·3	76·1	78·8	42
42·3	44·7	47·3	50·5	55·2	59·3	63·0	67·5	70·6	77·4	80·2	43
43·3	45·7	48·4	51·6	56·4	60·5	64·2	68·7	71·9	78·7	81·5	44
44·3	46·8	49·5	52·7	57·5	61·7	65·4	70·0	73·2	80·1	82·9	45
45·3	47·8	50·5	53·8	58·6	62·8	66·6	71·2	74·4	81·4	84·2	46
46·3	48·8	51·6	54·9	59·8	64·0	67·8	72·4	75·7	82·7	85·6	47
47·3	49·8	52·6	56·0	60·9	65·2	69·0	73·7	77·0	84·0	86·9	48
48·3	50·9	53·7	57·1	62·0	66·3	70·2	74·9	78·2	85·4	88·2	49
49·3	51·9	54·7	58·2	63·2	67·5	71·4	76·2	79·5	86·7	89·6	50

TABLA 4

DISTRIBUCION DE F AL 97.5%

GL_1

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1	648	800	864	900	922	937	948	957	963	969	973	977	980	983	985	987	989	990
2	38·5	39·0	39·2	39·2	39·3	39·3	39·4	39·4	39·4	39·4	39·4	39·4	39·4	39·4	39·4	39·4	39·4	39·4
3	17·4	16·0	15·4	15·1	14·9	14·7	14·6	14·5	14·5	14·4	14·4	14·3	14·3	14·3	14·3	14·2	14·2	14·2
4	12·2	10·6	9·98	9·60	9·36	9·20	9·07	8·98	8·90	8·84	8·79	8·75	8·72	8·69	8·66	8·64	8·62	8·60
5	10·0	8·43	7·76	7·39	7·15	6·98	6·85	6·76	6·68	6·62	6·57	6·52	6·49	6·46	6·43	6·41	6·39	6·37
6	8·81	7·26	6·60	6·23	5·99	5·82	5·70	5·60	5·52	5·46	5·41	5·37	5·33	5·30	5·27	5·25	5·23	5·21
7	8·07	6·54	5·89	5·52	5·29	5·12	4·99	4·90	4·82	4·76	4·71	4·67	4·63	4·60	4·57	4·54	4·52	4·50
8	7·57	6·06	5·42	5·05	4·82	4·65	4·53	4·43	4·36	4·30	4·24	4·20	4·16	4·13	4·10	4·08	4·05	4·03
9	7·21	5·71	5·08	4·72	4·48	4·32	4·20	4·10	4·03	3·96	3·91	3·87	3·83	3·80	3·77	3·74	3·72	3·70
10	6·94	5·46	4·83	4·47	4·24	4·07	3·95	3·85	3·78	3·72	3·66	3·62	3·58	3·55	3·52	3·50	3·47	3·45
11	6·72	5·26	4·63	4·28	4·04	3·88	3·76	3·66	3·59	3·53	3·47	3·43	3·39	3·36	3·33	3·30	3·28	3·26
12	6·55	5·10	4·47	4·12	3·89	3·73	3·61	3·51	3·44	3·37	3·32	3·28	3·24	3·21	3·18	3·15	3·13	3·11
13	6·41	4·97	4·35	4·00	3·77	3·60	3·48	3·39	3·31	3·25	3·20	3·15	3·12	3·08	3·05	3·03	3·00	2·98
14	6·30	4·86	4·24	3·89	3·66	3·50	3·38	3·29	3·21	3·15	3·09	3·05	3·01	2·98	2·95	2·92	2·90	2·88
15	6·20	4·76	4·15	3·80	3·58	3·41	3·29	3·20	3·12	3·06	3·01	2·96	2·92	2·89	2·86	2·84	2·81	2·79
16	6·12	4·69	4·08	3·73	3·50	3·34	3·22	3·12	3·05	2·99	2·93	2·89	2·85	2·82	2·79	2·76	2·74	2·72
17	6·04	4·62	4·01	3·66	3·44	3·28	3·16	3·06	2·98	2·92	2·87	2·82	2·79	2·75	2·72	2·70	2·67	2·65
18	5·98	4·56	3·95	3·61	3·38	3·22	3·10	3·01	2·93	2·87	2·81	2·77	2·73	2·70	2·67	2·64	2·62	2·60
19	5·92	4·51	3·90	3·56	3·33	3·17	3·05	2·96	2·88	2·82	2·76	2·72	2·68	2·65	2·62	2·59	2·57	2·55
20	5·87	4·46	3·86	3·51	3·29	3·13	3·01	2·91	2·84	2·77	2·72	2·68	2·64	2·60	2·57	2·55	2·52	2·50
21	5·83	4·42	3·82	3·48	3·25	3·09	2·97	2·87	2·80	2·73	2·68	2·64	2·60	2·56	2·53	2·51	2·48	2·46
22	5·79	4·38	3·78	3·44	3·22	3·05	2·93	2·84	2·76	2·70	2·65	2·60	2·56	2·53	2·50	2·47	2·45	2·43
23	5·75	4·35	3·75	3·41	3·18	3·02	2·90	2·81	2·73	2·67	2·62	2·57	2·53	2·50	2·47	2·44	2·42	2·39
24	5·72	4·32	3·72	3·38	3·15	2·99	2·87	2·78	2·70	2·64	2·59	2·54	2·50	2·47	2·44	2·41	2·39	2·36
25	5·69	4·29	3·69	3·35	3·13	2·97	2·85	2·75	2·68	2·61	2·56	2·51	2·48	2·44	2·41	2·38	2·36	2·34
26	5·66	4·27	3·67	3·33	3·10	2·94	2·82	2·73	2·65	2·59	2·54	2·49	2·45	2·42	2·39	2·36	2·34	2·31
27	5·63	4·24	3·65	3·31	3·08	2·92	2·80	2·71	2·63	2·57	2·51	2·47	2·43	2·39	2·36	2·34	2·31	2·29
28	5·61	4·22	3·63	3·29	3·06	2·90	2·78	2·69	2·61	2·55	2·49	2·45	2·41	2·37	2·34	2·32	2·29	2·27
29	5·59	4·20	3·61	3·27	3·04	2·88	2·76	2·67	2·59	2·53	2·48	2·43	2·39	2·36	2·32	2·30	2·27	2·25
30	5·57	4·18	3·59	3·25	3·03	2·87	2·75	2·65	2·57	2·51	2·46	2·41	2·37	2·34	2·31	2·28	2·26	2·23
32	5·53	4·15	3·56	3·22	3·00	2·84	2·72	2·62	2·54	2·48	2·43	2·38	2·34	2·31	2·28	2·25	2·22	2·20
34	5·50	4·12	3·53	3·19	2·97	2·81	2·69	2·59	2·52	2·45	2·40	2·35	2·31	2·28	2·25	2·22	2·19	2·17
36	5·47	4·09	3·51	3·17	2·94	2·79	2·66	2·57	2·49	2·43	2·37	2·33	2·29	2·25	2·22	2·20	2·17	2·15
38	5·45	4·07	3·48	3·15	2·92	2·76	2·64	2·55	2·47	2·41	2·35	2·31	2·27	2·23	2·20	2·17	2·15	2·13
40	5·42	4·05	3·46	3·13	2·90	2·74	2·62	2·53	2·45	2·39	2·33	2·29	2·25	2·21	2·18	2·15	2·13	2·11
42	5·40	4·03	3·45	3·11	2·89	2·73	2·61	2·51	2·44	2·37	2·32	2·27	2·23	2·20	2·16	2·14	2·11	2·09
44	5·39	4·02	3·43	3·09	2·87	2·71	2·59	2·50	2·42	2·36	2·30	2·26	2·21	2·18	2·15	2·12	2·10	2·07
46	5·37	4·00	3·42	3·08	2·86	2·70	2·58	2·48	2·41	2·34	2·29	2·24	2·20	2·17	2·13	2·11	2·08	2·06
48	5·35	3·99	3·40	3·07	2·84	2·69	2·57	2·47	2·39	2·33	2·27	2·23	2·19	2·15	2·12	2·09	2·07	2·05
50	5·34	3·98	3·39	3·06	2·83	2·67	2·55	2·46	2·38	2·32	2·26	2·22	2·18	2·14	2·11	2·08	2·06	2·03
55	5·31	3·95	3·36	3·03	2·81	2·65	2·53	2·43	2·36	2·29	2·24	2·19	2·15	2·11	2·08	2·05	2·03	2·01
60	5·29	3·93	3·34	3·01	2·79	2·63	2·51	2·41	2·33	2·27	2·22	2·17	2·13	2·09	2·06	2·03	2·01	1·98
65	5·27	3·91	3·32	2·99	2·77	2·61	2·49	2·39	2·32	2·25	2·20	2·15	2·11	2·07	2·04	2·01	1·99	1·97
70	5·25	3·89	3·31	2·98	2·75	2·60	2·48	2·38	2·30	2·24	2·18	2·14	2·10	2·06	2·03	2·00	1·97	1·95
80	5·22	3·86	3·28	2·95	2·73	2·57	2·45	2·36	2·28	2·21	2·16	2·11	2·07	2·03	2·00	1·97	1·95	1·93
90	5·20	3·84	3·27	2·93	2·71	2·55	2·43	2·34	2·26	2·19	2·14	2·09	2·05	2·02	1·98	1·95	1·93	1·91
100	5·18	3·83	3·25	2·92	2·70	2·54	2·42	2·32	2·24	2·18	2·12	2·08	2·04	2·00	1·97	1·94	1·91	1·89
125	5·15	3·80	3·22	2·89	2·67	2·51	2·39	2·30	2·22	2·15	2·10	2·05	2·01	1·97	1·94	1·91	1·89	1·86
150	5·13	3·78	3·20	2·87	2·65	2·49	2·37	2·28	2·20	2·13	2·08	2·03	1·99	1·95	1·92	1·89	1·87	1·84
200	5·10	3·76	3·18	2·85	2·63	2·47	2·35	2·26	2·18	2·11	2·06	2·01	1·97	1·93	1·90	1·87	1·84	1·82
300	5·08	3·74	3·16	2·83	2·61	2·45	2·33	2·23	2·16	2·09	2·04	1·99	1·95	1·91	1·88	1·85	1·82	1·80
500	5·05	3·72	3·14	2·81	2·59	2·43	2·31	2·22	2·14	2·07	2·02	1·97	1·93	1·89	1·86	1·83	1·80	1·78
1000	5·04	3·70	3·13	2·80	2·58	2·42	2·30	2·20	2·13	2·06	2·01	1·96	1·92	1·88	1·85	1·82	1·79	1·77
∞	5·02	3·69	3·12	2·79	2·57	2·41	2·29	2·19	2·11	2·05	1·99	1·94	1·90	1·87	1·84	1·80	1·78	1·75

$$F_{.025}(gl_1, gl_2) = 1/F_{.975}(gl_2, gl_1)$$

GL_1

19	20	22	24	26	28	30	35	40	45	50	60	80	100	200	500	∞	
991	993	995	997	999	1000	1001	1004	1006	1007	1008	1010	1012	1013	1016	1017	1018	1
39.4	39.4	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5	39.5	2
14.2	14.2	14.1	14.1	14.1	14.1	14.1	14.1	14.0	14.0	14.0	14.0	14.0	14.0	13.9	13.9	13.9	3
8.58	8.56	8.53	8.51	8.49	8.48	8.46	8.44	8.41	8.39	8.38	8.36	8.33	8.32	8.29	8.27	8.26	4
6.33	6.33	6.30	6.28	6.26	6.24	6.23	6.20	6.18	6.16	6.14	6.12	6.10	6.08	6.05	6.03	6.02	5
5.17	5.17	5.14	5.12	5.10	5.08	5.07	5.04	5.01	4.99	4.98	4.96	4.93	4.92	4.88	4.86	4.85	6
4.47	4.47	4.44	4.42	4.39	4.38	4.36	4.33	4.31	4.29	4.28	4.25	4.23	4.21	4.18	4.16	4.14	7
4.00	4.00	3.97	3.95	3.93	3.91	3.89	3.86	3.84	3.82	3.81	3.78	3.76	3.74	3.70	3.68	3.67	8
3.67	3.67	3.64	3.61	3.59	3.58	3.56	3.53	3.51	3.49	3.47	3.45	3.42	3.40	3.37	3.35	3.33	9
3.42	3.42	3.39	3.37	3.34	3.33	3.31	3.28	3.26	3.24	3.22	3.20	3.17	3.15	3.12	3.09	3.08	10
3.23	3.23	3.20	3.17	3.15	3.13	3.12	3.09	3.06	3.04	3.03	3.00	2.97	2.96	2.92	2.90	2.88	11
3.07	3.07	3.04	3.02	3.00	2.98	2.96	2.93	2.91	2.89	2.87	2.85	2.82	2.80	2.76	2.74	2.72	12
2.95	2.95	2.92	2.89	2.87	2.85	2.84	2.80	2.78	2.76	2.74	2.72	2.69	2.67	2.63	2.61	2.60	13
2.84	2.84	2.81	2.79	2.77	2.75	2.73	2.70	2.67	2.65	2.64	2.61	2.58	2.56	2.53	2.50	2.49	14
2.76	2.76	2.73	2.70	2.68	2.66	2.64	2.61	2.58	2.56	2.55	2.52	2.49	2.47	2.44	2.41	2.40	15
2.68	2.68	2.65	2.63	2.60	2.58	2.57	2.53	2.51	2.49	2.47	2.45	2.42	2.40	2.36	2.33	2.32	16
2.62	2.62	2.59	2.56	2.54	2.52	2.50	2.47	2.44	2.42	2.41	2.38	2.35	2.33	2.29	2.26	2.25	17
2.56	2.56	2.53	2.50	2.48	2.46	2.44	2.41	2.38	2.36	2.35	2.32	2.29	2.27	2.23	2.20	2.19	18
2.51	2.51	2.48	2.45	2.43	2.41	2.39	2.36	2.33	2.31	2.30	2.27	2.24	2.22	2.18	2.15	2.13	19
2.46	2.46	2.43	2.41	2.39	2.37	2.35	2.31	2.29	2.27	2.25	2.22	2.19	2.17	2.13	2.10	2.09	20
2.42	2.42	2.39	2.37	2.34	2.33	2.31	2.27	2.25	2.23	2.21	2.18	2.15	2.13	2.09	2.06	2.04	21
2.39	2.39	2.36	2.33	2.31	2.29	2.27	2.24	2.21	2.19	2.17	2.14	2.11	2.09	2.05	2.02	2.00	22
2.36	2.36	2.33	2.30	2.28	2.26	2.24	2.20	2.18	2.15	2.14	2.11	2.08	2.06	2.01	1.99	1.97	23
2.33	2.33	2.30	2.27	2.25	2.23	2.21	2.17	2.15	2.12	2.11	2.08	2.05	2.02	1.98	1.95	1.94	24
2.30	2.30	2.27	2.24	2.22	2.20	2.18	2.15	2.12	2.10	2.08	2.05	2.02	2.00	1.95	1.92	1.91	25
2.28	2.28	2.24	2.22	2.19	2.17	2.16	2.12	2.09	2.07	2.05	2.03	1.99	1.97	1.92	1.90	1.88	26
2.25	2.25	2.22	2.19	2.17	2.15	2.13	2.10	2.07	2.05	2.03	2.00	1.97	1.94	1.90	1.87	1.85	27
2.23	2.23	2.20	2.17	2.15	2.13	2.11	2.08	2.05	2.03	2.01	1.98	1.94	1.92	1.88	1.85	1.83	28
2.21	2.21	2.18	2.15	2.13	2.11	2.09	2.06	2.03	2.01	1.99	1.96	1.92	1.90	1.86	1.83	1.81	29
2.20	2.20	2.16	2.14	2.11	2.09	2.07	2.04	2.01	1.99	1.97	1.94	1.90	1.88	1.84	1.81	1.79	30
2.16	2.16	2.13	2.10	2.08	2.06	2.04	2.00	1.98	1.95	1.93	1.91	1.87	1.85	1.80	1.77	1.75	32
2.13	2.13	2.10	2.07	2.05	2.03	2.01	1.97	1.95	1.92	1.90	1.88	1.84	1.82	1.77	1.74	1.72	34
2.11	2.11	2.08	2.05	2.03	2.00	1.99	1.95	1.92	1.90	1.88	1.85	1.81	1.79	1.74	1.71	1.69	36
2.09	2.09	2.05	2.03	2.00	1.98	1.96	1.93	1.90	1.87	1.85	1.82	1.79	1.76	1.71	1.68	1.66	38
2.07	2.07	2.03	2.01	1.98	1.96	1.94	1.90	1.88	1.85	1.83	1.80	1.76	1.74	1.69	1.66	1.64	40
2.05	2.05	2.02	1.99	1.96	1.94	1.92	1.89	1.86	1.83	1.81	1.78	1.74	1.72	1.67	1.64	1.62	42
2.03	2.03	2.00	1.97	1.95	1.93	1.91	1.87	1.84	1.82	1.80	1.77	1.73	1.70	1.65	1.62	1.60	44
2.02	2.02	1.99	1.96	1.93	1.91	1.89	1.85	1.82	1.80	1.78	1.75	1.71	1.69	1.63	1.60	1.58	46
2.01	2.01	1.97	1.94	1.92	1.90	1.88	1.84	1.81	1.79	1.77	1.73	1.69	1.67	1.62	1.58	1.56	48
1.99	1.99	1.96	1.93	1.91	1.88	1.87	1.83	1.80	1.77	1.75	1.72	1.68	1.66	1.60	1.57	1.55	50
1.97	1.97	1.93	1.90	1.88	1.86	1.84	1.80	1.77	1.74	1.72	1.69	1.65	1.62	1.57	1.54	1.51	55
1.94	1.94	1.91	1.88	1.86	1.83	1.82	1.78	1.74	1.72	1.70	1.67	1.62	1.60	1.54	1.51	1.48	60
1.93	1.93	1.89	1.86	1.84	1.82	1.80	1.76	1.72	1.70	1.68	1.65	1.60	1.58	1.52	1.48	1.46	65
1.91	1.91	1.88	1.85	1.82	1.80	1.78	1.74	1.71	1.68	1.66	1.63	1.58	1.56	1.50	1.46	1.44	70
1.88	1.88	1.85	1.82	1.79	1.77	1.75	1.71	1.68	1.65	1.63	1.60	1.55	1.53	1.47	1.43	1.40	80
1.86	1.86	1.83	1.80	1.77	1.75	1.73	1.69	1.66	1.63	1.61	1.58	1.53	1.50	1.44	1.40	1.37	90
1.85	1.85	1.81	1.78	1.76	1.74	1.71	1.67	1.64	1.61	1.59	1.56	1.51	1.48	1.42	1.38	1.35	100
1.82	1.82	1.79	1.75	1.73	1.71	1.68	1.64	1.61	1.58	1.56	1.52	1.48	1.45	1.38	1.34	1.30	125
1.80	1.80	1.77	1.74	1.71	1.69	1.67	1.62	1.59	1.56	1.54	1.50	1.45	1.42	1.35	1.31	1.27	150
1.78	1.78	1.74	1.71	1.68	1.66	1.64	1.60	1.56	1.53	1.51	1.47	1.42	1.39	1.32	1.27	1.23	200
1.75	1.75	1.72	1.69	1.66	1.64	1.62	1.57	1.54	1.51	1.48	1.45	1.39	1.36	1.28	1.23	1.18	300
1.74	1.74	1.70	1.67	1.64	1.62	1.60	1.55	1.51	1.49	1.46	1.42	1.37	1.34	1.25	1.19	1.14	500
1.72	1.72	1.69	1.65	1.63	1.60	1.58	1.54	1.50	1.47	1.44	1.41	1.35	1.32	1.23	1.15	1.09	1000
1.71	1.71	1.67	1.64	1.61	1.59	1.57	1.52	1.48	1.45	1.43	1.39	1.33	1.30	1.21	1.13	1.00	∞

$$F_{.025}(gl_1, gl_2) = 1/F_{.975}(gl_2, gl_1)$$

TABLA 5

DISTRIBUCION DE F al 95%

GL_G

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
1	161	200	216	225	230	234	237	239	241	242	243	244	245	245	246	246	247	247
2	18·5	19·0	19·2	19·2	19·3	19·3	19·4	19·4	19·4	19·4	19·4	19·4	19·4	19·4	19·4	19·4	19·4	19·4
3	10·1	9·55	9·28	9·12	9·01	8·94	8·89	8·85	8·81	8·79	8·76	8·74	8·73	8·71	8·70	8·69	8·68	8·67
4	7·71	6·94	6·59	6·39	6·26	6·16	6·09	6·04	6·00	5·96	5·94	5·91	5·89	5·87	5·86	5·84	5·83	5·82
5	6·61	5·79	5·41	5·19	5·05	4·95	4·88	4·82	4·77	4·74	4·70	4·68	4·66	4·64	4·62	4·60	4·59	4·58
6	5·99	5·14	4·76	4·53	4·39	4·28	4·21	4·15	4·10	4·06	4·03	4·00	3·98	3·96	3·94	3·92	3·91	3·90
7	5·59	4·74	4·35	4·12	3·97	3·87	3·79	3·73	3·68	3·64	3·60	3·57	3·55	3·53	3·51	3·49	3·48	3·47
8	5·32	4·46	4·07	3·84	3·69	3·58	3·50	3·44	3·39	3·35	3·31	3·28	3·26	3·24	3·22	3·20	3·19	3·17
9	5·12	4·26	3·86	3·63	3·48	3·37	3·29	3·23	3·18	3·14	3·10	3·07	3·05	3·03	3·01	2·99	2·97	2·96
10	4·96	4·10	3·71	3·48	3·33	3·22	3·14	3·07	3·02	2·98	2·94	2·91	2·89	2·86	2·85	2·83	2·81	2·80
11	4·84	3·98	3·59	3·36	3·20	3·09	3·01	2·95	2·90	2·85	2·82	2·79	2·76	2·74	2·72	2·70	2·69	2·67
12	4·75	3·89	3·49	3·26	3·11	3·00	2·91	2·85	2·80	2·75	2·72	2·69	2·66	2·64	2·62	2·60	2·58	2·57
13	4·67	3·81	3·41	3·18	3·03	2·92	2·83	2·77	2·71	2·67	2·63	2·60	2·58	2·55	2·53	2·51	2·50	2·48
14	4·60	3·74	3·34	3·11	2·96	2·85	2·76	2·70	2·65	2·60	2·57	2·53	2·51	2·48	2·46	2·44	2·43	2·41
15	4·54	3·68	3·29	3·06	2·90	2·79	2·71	2·64	2·59	2·54	2·51	2·48	2·45	2·42	2·40	2·38	2·37	2·35
16	4·49	3·63	3·24	3·01	2·85	2·74	2·66	2·59	2·54	2·49	2·46	2·42	2·40	2·37	2·35	2·33	2·32	2·30
17	4·45	3·59	3·20	2·96	2·81	2·70	2·61	2·55	2·49	2·45	2·41	2·38	2·35	2·33	2·31	2·29	2·27	2·26
18	4·41	3·55	3·16	2·93	2·77	2·66	2·58	2·51	2·46	2·41	2·37	2·34	2·31	2·29	2·27	2·25	2·23	2·22
19	4·38	3·52	3·13	2·90	2·74	2·63	2·54	2·48	2·42	2·38	2·34	2·31	2·28	2·26	2·23	2·21	2·20	2·18
20	4·35	3·49	3·10	2·87	2·71	2·60	2·51	2·45	2·39	2·35	2·31	2·28	2·25	2·22	2·20	2·18	2·17	2·15
21	4·32	3·47	3·07	2·84	2·68	2·57	2·49	2·42	2·37	2·32	2·28	2·25	2·22	2·20	2·18	2·16	2·14	2·12
22	4·30	3·44	3·05	2·82	2·66	2·55	2·46	2·40	2·34	2·30	2·26	2·23	2·20	2·17	2·15	2·13	2·11	2·10
23	4·28	3·42	3·03	2·80	2·64	2·53	2·44	2·37	2·32	2·27	2·23	2·20	2·18	2·15	2·13	2·11	2·09	2·07
24	4·26	3·40	3·01	2·78	2·62	2·51	2·42	2·36	2·30	2·25	2·21	2·18	2·15	2·13	2·11	2·09	2·07	2·05
25	4·24	3·39	2·99	2·76	2·60	2·49	2·40	2·34	2·28	2·24	2·20	2·16	2·14	2·11	2·09	2·07	2·05	2·04
26	4·23	3·37	2·98	2·74	2·59	2·47	2·39	2·32	2·27	2·22	2·18	2·15	2·12	2·09	2·07	2·05	2·03	2·02
27	4·21	3·35	2·96	2·73	2·57	2·46	2·37	2·31	2·25	2·20	2·17	2·13	2·10	2·08	2·06	2·04	2·02	2·00
28	4·20	3·34	2·95	2·71	2·56	2·45	2·36	2·29	2·24	2·19	2·15	2·12	2·09	2·06	2·04	2·02	2·00	1·99
29	4·18	3·33	2·93	2·70	2·55	2·43	2·35	2·28	2·22	2·18	2·14	2·10	2·08	2·05	2·03	2·01	1·99	1·97
30	4·17	3·32	2·92	2·69	2·53	2·42	2·33	2·27	2·21	2·16	2·13	2·09	2·06	2·04	2·01	1·99	1·98	1·96
32	4·15	3·29	2·90	2·67	2·51	2·40	2·31	2·24	2·19	2·14	2·10	2·07	2·04	2·01	1·99	1·97	1·95	1·94
34	4·13	3·28	2·88	2·65	2·49	2·38	2·29	2·23	2·17	2·12	2·08	2·05	2·02	1·99	1·97	1·95	1·93	1·92
36	4·11	3·26	2·87	2·63	2·48	2·36	2·28	2·21	2·15	2·11	2·07	2·03	2·00	1·98	1·95	1·93	1·92	1·90
38	4·10	3·24	2·85	2·62	2·46	2·35	2·26	2·19	2·14	2·09	2·05	2·02	1·99	1·96	1·94	1·92	1·90	1·88
40	4·08	3·23	2·84	2·61	2·45	2·34	2·25	2·18	2·12	2·08	2·04	2·00	1·97	1·95	1·92	1·90	1·89	1·87
42	4·07	3·22	2·83	2·59	2·44	2·32	2·24	2·17	2·11	2·06	2·03	1·99	1·96	1·93	1·91	1·89	1·87	1·86
44	4·06	3·21	2·82	2·58	2·43	2·31	2·23	2·16	2·10	2·05	2·01	1·98	1·95	1·92	1·90	1·88	1·86	1·84
46	4·05	3·20	2·81	2·57	2·42	2·30	2·22	2·15	2·09	2·04	2·00	1·97	1·94	1·91	1·89	1·87	1·85	1·83
48	4·04	3·19	2·80	2·57	2·41	2·29	2·21	2·14	2·08	2·03	1·99	1·96	1·93	1·90	1·88	1·86	1·84	1·82
50	4·03	3·18	2·79	2·56	2·40	2·29	2·20	2·13	2·07	2·03	1·99	1·95	1·92	1·89	1·87	1·85	1·83	1·81
55	4·02	3·16	2·77	2·54	2·38	2·27	2·18	2·11	2·06	2·01	1·97	1·93	1·90	1·88	1·85	1·83	1·81	1·79
60	4·00	3·15	2·76	2·53	2·37	2·25	2·17	2·10	2·04	1·99	1·95	1·92	1·89	1·86	1·84	1·82	1·80	1·78
65	3·99	3·14	2·75	2·51	2·36	2·24	2·15	2·08	2·03	1·98	1·94	1·90	1·87	1·85	1·82	1·80	1·78	1·76
70	3·98	3·13	2·74	2·50	2·35	2·23	2·14	2·07	2·02	1·97	1·93	1·89	1·86	1·84	1·81	1·79	1·77	1·75
80	3·96	3·11	2·72	2·49	2·33	2·21	2·13	2·06	2·00	1·95	1·91	1·88	1·84	1·82	1·79	1·77	1·75	1·73
90	3·95	3·10	2·71	2·47	2·32	2·20	2·11	2·04	1·99	1·94	1·90	1·86	1·83	1·80	1·78	1·76	1·74	1·72
100	3·94	3·09	2·70	2·46	2·31	2·19	2·10	2·03	1·97	1·93	1·89	1·85	1·82	1·79	1·77	1·75	1·73	1·71
125	3·92	3·07	2·68	2·44	2·29	2·17	2·08	2·01	1·96	1·91	1·87	1·83	1·80	1·77	1·75	1·72	1·70	1·69
150	3·90	3·06	2·66	2·43	2·27	2·16	2·07	2·00	1·94	1·89	1·85	1·82	1·79	1·76	1·73	1·71	1·69	1·67
200	3·89	3·04	2·65	2·42	2·26	2·14	2·06	1·98	1·93	1·88	1·84	1·80	1·77	1·74	1·72	1·69	1·67	1·66
300	3·87	3·03	2·63	2·40	2·24	2·13	2·04	1·97	1·91	1·86	1·82	1·78	1·75	1·72	1·70	1·68	1·66	1·64
500	3·86	3·01	2·62	2·39	2·23	2·12	2·03	1·96	1·90	1·85	1·81	1·77	1·74	1·71	1·69	1·66	1·64	1·62
1000	3·85	3·00	2·61	2·38	2·22	2·11	2·02	1·95	1·89	1·84	1·80	1·76	1·73	1·70	1·68	1·65	1·63	1·61
∞	3·84	3·00	2·60	2·37	2·21	2·10	2·01	1·94	1·88	1·83	1·79	1·75	1·72	1·69	1·67	1·64	1·62	1·60

GL_G

19	20	22	24	26	28	30	35	40	45	50	60	80	100	200	500	∞	
248	248	249	249	249	250	250	251	251	251	252	252	252	253	254	254	254	1
19·4	19·4	19·5	19·5	19·5	19·5	19·5	19·5	19·5	19·5	19·5	19·5	19·5	19·5	19·5	19·5	19·5	2
8·67	8·66	8·65	8·64	8·63	8·62	8·62	8·60	8·59	8·59	8·58	8·57	8·56	8·55	8·54	8·53	8·53	3
5·81	5·80	5·79	5·77	5·76	5·75	5·75	5·73	5·72	5·71	5·70	5·69	5·67	5·66	5·65	5·64	5·63	4
4·57	4·56	4·54	4·53	4·52	4·50	4·50	4·48	4·46	4·45	4·44	4·43	4·41	4·41	4·39	4·37	4·37	5
3·88	3·87	3·86	3·84	3·83	3·82	3·81	3·79	3·77	3·76	3·75	3·74	3·72	3·71	3·69	3·68	3·67	6
3·46	3·44	3·43	3·41	3·40	3·39	3·38	3·36	3·34	3·33	3·32	3·30	3·29	3·27	3·25	3·24	3·23	7
3·16	3·15	3·13	3·12	3·10	3·09	3·08	3·06	3·04	3·03	3·02	3·01	2·99	2·97	2·95	2·94	2·93	8
2·95	2·94	2·92	2·90	2·89	2·87	2·86	2·84	2·83	2·81	2·80	2·79	2·77	2·76	2·73	2·72	2·71	9
2·78	2·77	2·75	2·74	2·72	2·71	2·70	2·68	2·66	2·65	2·64	2·62	2·60	2·59	2·56	2·55	2·54	10
2·66	2·65	2·63	2·61	2·59	2·58	2·57	2·55	2·53	2·52	2·51	2·49	2·47	2·46	2·43	2·42	2·40	11
2·56	2·54	2·52	2·51	2·49	2·48	2·47	2·44	2·43	2·41	2·40	2·38	2·36	2·35	2·32	2·31	2·30	12
2·47	2·46	2·44	2·42	2·41	2·39	2·38	2·36	2·34	2·33	2·31	2·30	2·27	2·26	2·23	2·22	2·21	13
2·40	2·39	2·37	2·35	2·33	2·32	2·31	2·28	2·27	2·25	2·24	2·22	2·20	2·19	2·16	2·14	2·13	14
2·34	2·33	2·31	2·29	2·27	2·26	2·25	2·22	2·20	2·19	2·18	2·16	2·14	2·12	2·10	2·08	2·07	15
2·29	2·28	2·25	2·24	2·22	2·21	2·19	2·17	2·15	2·14	2·12	2·11	2·08	2·07	2·04	2·02	2·01	16
2·24	2·23	2·21	2·19	2·17	2·16	2·15	2·12	2·10	2·09	2·08	2·06	2·03	2·02	1·99	1·97	1·96	17
2·20	2·19	2·17	2·15	2·13	2·12	2·11	2·08	2·06	2·05	2·04	2·02	1·99	1·98	1·95	1·93	1·92	18
2·17	2·16	2·13	2·11	2·10	2·08	2·07	2·05	2·03	2·01	2·00	1·98	1·96	1·94	1·91	1·89	1·88	19
2·14	2·12	2·10	2·08	2·07	2·05	2·04	2·01	1·99	1·98	1·97	1·95	1·92	1·91	1·88	1·86	1·84	20
2·11	2·10	2·07	2·05	2·04	2·02	2·01	1·98	1·96	1·95	1·94	1·92	1·89	1·88	1·84	1·82	1·81	21
2·08	2·07	2·05	2·03	2·01	2·00	1·98	1·96	1·94	1·92	1·91	1·89	1·86	1·85	1·82	1·80	1·78	22
2·06	2·05	2·02	2·00	1·99	1·97	1·96	1·93	1·91	1·90	1·88	1·86	1·84	1·82	1·79	1·77	1·76	23
2·04	2·03	2·00	1·98	1·97	1·95	1·94	1·91	1·89	1·88	1·86	1·84	1·82	1·80	1·77	1·75	1·73	24
2·02	2·01	1·98	1·96	1·95	1·93	1·92	1·89	1·87	1·86	1·84	1·82	1·80	1·78	1·75	1·73	1·71	25
2·00	1·99	1·97	1·95	1·93	1·91	1·90	1·87	1·85	1·84	1·82	1·80	1·78	1·76	1·73	1·71	1·69	26
1·99	1·97	1·95	1·93	1·91	1·90	1·88	1·86	1·84	1·82	1·81	1·79	1·76	1·74	1·71	1·69	1·67	27
1·97	1·96	1·93	1·91	1·90	1·88	1·87	1·84	1·82	1·80	1·79	1·77	1·74	1·73	1·69	1·67	1·65	28
1·96	1·94	1·92	1·90	1·88	1·87	1·85	1·83	1·81	1·79	1·77	1·75	1·73	1·71	1·67	1·65	1·64	29
1·95	1·93	1·91	1·89	1·87	1·85	1·84	1·81	1·79	1·77	1·76	1·74	1·71	1·70	1·66	1·64	1·62	30
1·92	1·91	1·88	1·86	1·85	1·83	1·82	1·79	1·77	1·75	1·74	1·71	1·69	1·67	1·63	1·61	1·59	32
1·90	1·89	1·86	1·84	1·82	1·80	1·80	1·77	1·75	1·73	1·71	1·69	1·66	1·65	1·61	1·59	1·57	34
1·88	1·87	1·85	1·82	1·81	1·79	1·78	1·75	1·73	1·71	1·69	1·67	1·64	1·62	1·59	1·56	1·55	36
1·87	1·85	1·83	1·81	1·79	1·77	1·76	1·73	1·71	1·69	1·68	1·65	1·62	1·61	1·57	1·54	1·53	38
1·85	1·84	1·81	1·79	1·77	1·76	1·74	1·72	1·69	1·67	1·66	1·64	1·61	1·59	1·55	1·53	1·51	40
1·84	1·83	1·80	1·78	1·76	1·74	1·73	1·70	1·68	1·66	1·65	1·62	1·59	1·57	1·53	1·51	1·49	42
1·83	1·81	1·79	1·77	1·75	1·73	1·72	1·69	1·67	1·65	1·63	1·61	1·58	1·56	1·52	1·49	1·48	44
1·82	1·80	1·78	1·76	1·74	1·72	1·71	1·68	1·65	1·64	1·62	1·60	1·57	1·55	1·51	1·48	1·46	46
1·81	1·79	1·77	1·75	1·73	1·71	1·70	1·67	1·64	1·62	1·61	1·59	1·56	1·54	1·49	1·47	1·45	48
1·80	1·78	1·76	1·74	1·72	1·70	1·69	1·66	1·63	1·61	1·60	1·58	1·54	1·52	1·48	1·46	1·44	50
1·78	1·76	1·74	1·72	1·70	1·68	1·67	1·64	1·61	1·59	1·58	1·55	1·52	1·50	1·46	1·43	1·41	55
1·76	1·75	1·72	1·70	1·68	1·66	1·65	1·62	1·59	1·57	1·56	1·53	1·50	1·48	1·44	1·41	1·39	60
1·75	1·73	1·71	1·69	1·67	1·65	1·63	1·60	1·58	1·56	1·54	1·52	1·49	1·46	1·42	1·39	1·37	65
1·74	1·72	1·70	1·67	1·65	1·64	1·62	1·59	1·57	1·55	1·53	1·50	1·47	1·45	1·40	1·37	1·35	70
1·72	1·70	1·68	1·65	1·63	1·62	1·60	1·57	1·54	1·52	1·51	1·48	1·45	1·43	1·38	1·35	1·32	80
1·70	1·69	1·66	1·64	1·62	1·60	1·59	1·55	1·53	1·51	1·49	1·46	1·43	1·41	1·36	1·32	1·30	90
1·69	1·68	1·65	1·63	1·61	1·59	1·57	1·54	1·52	1·49	1·48	1·45	1·41	1·39	1·34	1·31	1·28	100
1·67	1·65	1·63	1·60	1·58	1·57	1·55	1·52	1·49	1·47	1·45	1·42	1·39	1·36	1·31	1·27	1·25	125
1·66	1·64	1·61	1·59	1·57	1·55	1·53	1·50	1·48	1·45	1·44	1·41	1·37	1·34	1·29	1·25	1·22	150
1·64	1·62	1·60	1·57	1·55	1·53	1·52	1·48	1·46	1·43	1·41	1·39	1·35	1·32	1·26	1·22	1·19	200
1·62	1·61	1·58	1·55	1·53	1·51	1·50	1·46	1·43	1·41	1·39	1·36	1·32	1·30	1·23	1·19	1·15	300
1·61	1·59	1·56	1·54	1·52	1·50	1·48	1·45	1·42	1·40	1·38	1·34	1·30	1·28	1·21	1·16	1·11	500
1·60	1·58	1·55	1·53	1·51	1·49	1·47	1·44	1·41	1·38	1·36	1·33	1·29	1·26	1·19	1·13	1·08	1000
1·59	1·57	1·54	1·52	1·50	1·48	1·46	1·42	1·39	1·37	1·35	1·32	1·27	1·24	1·17	1·11	1·00	∞

TABLA 6

VALORES DE $q(\alpha;t;GL_E)$ PARA COMPARACIONES BINARIAS DE TUKEY

GL_E	α	t = Número de Grupos																			α	
		2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20		
5	.05	3.64	4.60	5.22	5.67	6.03	6.33	6.58	6.80	6.99	7.17	7.32	7.47	7.60	7.72	7.83	7.93	8.03	8.12	8.21	.05	5
	.01	5.70	6.98	7.80	8.42	8.91	9.32	9.67	9.97	10.24	10.48	10.70	10.89	11.08	11.24	11.40	11.55	11.68	11.81	11.93	.01	
6	.05	3.46	4.34	4.90	5.30	5.63	5.90	6.12	6.32	6.49	6.65	6.79	6.92	7.03	7.14	7.24	7.34	7.43	7.51	7.59	.05	6
	.01	5.24	6.33	7.03	7.56	7.97	8.32	8.61	8.87	9.10	9.30	9.48	9.65	9.81	9.95	10.08	10.21	10.32	10.43	10.54	.01	
7	.05	3.34	4.16	4.68	5.06	5.36	5.61	5.82	6.00	6.16	6.30	6.43	6.55	6.66	6.76	6.85	6.94	7.02	7.10	7.17	.05	7
	.01	4.95	5.92	6.54	7.01	7.37	7.68	7.94	8.17	8.37	8.55	8.71	8.86	9.00	9.12	9.24	9.35	9.46	9.55	9.65	.01	
8	.05	3.26	4.04	4.53	4.89	5.17	5.40	5.60	5.77	5.92	6.05	6.18	6.29	6.39	6.48	6.57	6.65	6.73	6.80	6.87	.05	8
	.01	4.75	5.64	6.20	6.62	6.96	7.24	7.47	7.68	7.86	8.03	8.18	8.31	8.44	8.55	8.66	8.76	8.85	8.94	9.03	.01	
9	.05	3.20	3.95	4.41	4.76	5.02	5.24	5.43	5.59	5.74	5.87	5.98	6.09	6.19	6.28	6.36	6.44	6.51	6.58	6.64	.05	9
	.01	4.60	5.43	5.96	6.35	6.66	6.91	7.13	7.33	7.49	7.65	7.78	7.91	8.03	8.13	8.23	8.33	8.41	8.49	8.57	.01	
10	.05	3.15	3.88	4.33	4.65	4.91	5.12	5.30	5.46	5.60	5.72	5.83	5.93	6.03	6.11	6.19	6.27	6.34	6.40	6.47	.05	10
	.01	4.48	5.27	5.77	6.14	6.43	6.67	6.87	7.05	7.21	7.36	7.49	7.60	7.71	7.81	7.91	7.99	8.08	8.15	8.23	.01	
11	.05	3.11	3.82	4.26	4.57	4.82	5.03	5.30	5.35	5.49	5.61	5.71	5.81	5.90	5.98	6.06	6.13	6.20	6.27	6.33	.05	11
	.01	4.39	5.15	5.62	5.97	6.25	6.48	6.67	6.84	6.99	7.13	7.25	7.36	7.46	7.56	7.65	7.73	7.81	7.88	7.95	.01	
12	.05	3.08	3.77	4.20	4.52	4.75	4.95	5.12	5.27	5.39	5.51	5.61	5.71	5.80	5.88	5.95	6.02	6.09	6.15	6.21	.05	12
	.01	4.32	5.05	5.50	5.84	6.10	6.32	6.51	6.67	6.81	6.94	7.06	7.17	7.26	7.36	7.44	7.52	7.59	7.66	7.73	.01	
13	.05	3.06	3.73	4.15	4.45	4.69	4.88	5.05	5.19	5.32	5.43	5.53	5.63	5.71	5.79	5.86	5.93	5.99	6.05	6.11	.05	13
	.01	4.26	4.96	5.40	5.73	5.98	6.19	6.37	6.53	6.67	6.79	6.90	7.01	7.10	7.19	7.27	7.35	7.42	7.48	7.55	.01	
14	.05	3.03	3.70	4.11	4.41	4.64	4.83	4.99	5.13	5.25	5.36	5.46	5.55	5.64	5.71	5.79	5.85	5.91	5.97	6.03	.05	14
	.01	4.21	4.89	5.32	5.63	5.88	6.08	6.26	6.41	6.54	6.66	6.77	6.87	6.96	7.05	7.13	7.20	7.27	7.33	7.39	.01	
15	.05	3.01	3.67	4.08	4.37	4.59	4.78	4.94	5.08	5.20	5.31	5.40	5.49	5.57	5.65	5.72	5.78	5.85	5.90	5.96	.05	15
	.01	4.17	4.84	5.25	5.56	5.80	5.99	6.16	6.31	6.44	6.55	6.66	6.76	6.84	6.93	7.00	7.07	7.14	7.20	7.26	.01	
16	.05	3.00	3.65	4.05	4.33	4.56	4.74	4.90	5.03	5.15	5.26	5.35	5.44	5.52	5.59	5.66	5.73	5.79	5.84	5.90	.05	16
	.01	4.13	4.79	5.19	5.49	5.72	5.92	6.08	6.22	6.35	6.46	6.56	6.66	6.74	6.82	6.90	6.97	7.03	7.09	7.15	.01	
17	.05	2.98	3.63	4.02	4.30	4.52	4.70	4.86	4.99	5.11	5.21	5.31	5.39	5.47	5.54	5.61	5.67	5.73	5.79	5.84	.05	17
	.01	4.10	4.74	5.14	5.43	5.66	5.85	6.01	6.15	6.27	6.38	6.48	6.57	6.66	6.73	6.81	6.87	6.94	7.00	7.05	.01	
18	.05	2.97	3.61	4.00	4.28	4.49	4.67	4.82	4.96	5.07	5.17	5.27	5.35	5.43	5.50	5.57	5.63	5.69	5.74	5.79	.05	18
	.01	4.07	4.70	5.09	5.38	5.60	5.79	5.94	6.08	6.20	6.31	6.41	6.50	6.58	6.65	6.73	6.79	6.85	6.91	6.97	.01	
19	.05	2.96	3.59	3.98	4.25	4.47	4.65	4.79	4.92	5.04	5.14	5.23	5.31	5.39	5.46	5.53	5.59	5.65	5.70	5.75	.05	19
	.01	4.05	4.67	5.05	5.33	5.55	5.73	5.89	6.02	6.14	6.25	6.34	6.43	6.51	6.58	6.65	6.72	6.78	6.84	6.89	.01	
20	.05	2.95	3.58	3.96	4.23	4.45	4.62	4.77	4.90	5.01	5.11	5.20	5.28	5.36	5.43	5.49	5.55	5.61	5.66	5.71	.05	20
	.01	4.02	4.64	5.02	5.29	5.51	5.69	5.84	5.97	6.09	6.19	6.28	6.37	6.45	6.52	6.59	6.65	6.71	6.77	6.82	.01	
24	.05	2.92	3.53	3.90	4.17	4.37	4.54	4.68	4.81	3.92	5.01	5.10	5.18	5.25	5.32	5.38	5.44	5.49	5.55	5.59	.05	24
	.01	3.96	4.55	4.91	5.17	5.37	5.54	5.69	5.81	5.92	6.02	6.11	6.19	6.26	6.33	6.39	6.45	6.51	6.56	6.61	.01	
30	.05	2.89	3.49	3.85	4.10	4.30	4.46	4.60	4.72	4.82	4.92	5.00	5.08	5.15	5.21	5.27	5.33	5.38	5.43	5.47	.05	30
	.01	3.89	4.45	4.80	5.05	5.24	5.40	5.54	5.65	5.76	5.85	5.93	6.01	6.08	6.14	6.20	6.26	6.31	6.36	6.41	.01	
40	.05	2.86	3.44	3.79	4.04	4.23	4.39	4.52	4.63	4.73	4.82	4.90	4.98	5.04	5.11	5.16	5.22	5.27	5.31	5.36	.05	40
	.01	3.82	4.37	4.70	4.93	5.11	5.26	5.39	5.50	5.60	5.69	5.76	5.83	5.90	5.96	6.02	6.07	6.12	6.16	6.21	.01	
60	.05	2.83	3.40	3.74	3.98	4.16	4.31	4.44	4.55	4.65	4.73	4.81	4.88	4.94	5.00	5.06	5.11	5.15	5.20	5.24	.05	60
	.01	3.76	4.28	4.59	4.82	4.99	5.13	5.25	5.36	5.45	5.53	5.60	5.67	5.73	5.78	5.84	5.89	5.93	5.97	6.01	.01	
120	.05	2.80	3.36	3.68	3.92	4.10	4.24	4.36	4.47	4.56	4.64	4.71	4.78	4.84	4.90	4.95	5.00	5.04	5.09	5.13	.05	120
	.01	3.70	4.20	4.50	4.71	4.87	5.01	5.12	5.21	5.30	5.37	5.44	5.50	5.56	5.61	5.66	5.71	5.75	5.79	5.83	.01	
∞	.05	2.77	3.31	3.63	3.86	4.03	4.17	4.29	4.39	4.47	4.55	4.62	4.68	4.74	4.80	4.85	4.89	4.93	4.97	5.01	.05	∞
	.01	3.64	4.12	4.40	4.60	4.76	4.88	4.99	5.08	5.16	5.23	5.29	5.35	5.40	5.45	5.49	5.54	5.57	5.61	5.65	.01	

GRUPOS	POLINOMIO	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8	T9	T10	T11	T12	Σc_i^2
2	1	- 1	+ 1											2
3	1	- 1	0	+ 1										2
	2	+ 1	- 2	+ 1										6
4	1	- 3	- 1	+ 1	+ 3									20
	2	+ 1	- 1	- 1	+ 1									4
	3	- 1	+ 3	- 3	+ 1									20
5	1	- 2	- 1	0	+ 1	+ 2								10
	2	+ 2	- 1	- 2	- 1	+ 2								14
	3	- 1	+ 2	0	- 2	+ 1								10
	4	+ 1	- 4	+ 6	- 4	+ 1								70
6	1	- 5	- 3	- 1	+ 1	+ 3	+ 5							70
	2	+ 5	- 1	- 4	- 4	- 1	+ 5							84
	3	- 5	+ 7	+ 4	- 4	- 7	+ 5							180
	4	+ 1	- 3	+ 2	+ 2	- 3	+ 1							28
	5	- 1	+ 5	-10	+10	- 5	+ 1							252
7	1	- 3	- 2	- 1	0	+ 1	+ 2	+ 3						28
	2	+ 5	0	- 3	- 4	- 3	0	+ 5						84
	3	+ 1	- 1	- 1	0	- 1	- 1	+ 1						6
	4	+ 3	- 7	+ 1	+ 6	+ 1	- 7	+ 3						154
	5	- 1	+ 4	- 5	0	+ 5	- 4	+ 1						84
8	1	- 7	- 5	- 3	- 1	+ 1	+ 3	+ 5	+ 7					168
	2	+ 7	+ 1	- 3	- 5	- 5	- 5	+ 1	+ 7					168
	3	- 7	+ 5	+ 7	+ 3	- 3	- 7	- 5	+ 7					264
	4	+ 7	-13	- 3	+ 9	+ 9	- 3	-13	+ 7					616
	5	- 7	+23	-17	-15	+15	+17	-23	+ 7					2184
9	1	- 4	- 3	- 2	- 1	0	+ 1	+ 2	+ 3	+ 4				60
	2	+28	+ 7	- 8	-17	-20	-17	- 8	+ 7	+28				2772
	3	-14	+ 7	+13	+ 9	0	- 9	-13	- 7	+14				990
	4	+14	-21	-11	+ 9	+18	+ 9	-11	-21	+14				2002
	5	- 4	+11	- 4	- 9	0	+ 9	+ 4	-11	+ 4				468
10	1	- 9	- 7	- 5	- 3	- 1	+ 1	+ 3	+ 5	+ 7	+ 9			330
	2	+ 6	+ 2	- 1	- 3	- 4	- 4	- 3	- 1	+ 2	+ 6			132
	3	-42	+14	+35	+31	+12	-12	-31	-35	-14	+42			8580
	4	+18	-22	-17	+ 3	+18	+18	+ 3	-17	-22	+18			2860
	5	- 6	+14	- 1	-11	- 6	+ 6	+11	+ 1	-14	+ 6			780
11	1	- 5	- 4	- 3	- 2	- 1	0	+ 1	+ 2	+ 3	+ 4	+ 5		110
	2	+15	+ 6	- 1	- 6	- 9	-10	- 9	- 6	- 1	+ 6	+15		858
	3	-30	+ 6	+22	+23	+14	0	-14	-23	-22	- 6	+30		4290
	4	+ 6	- 6	- 6	- 1	+ 4	+ 6	+ 4	- 1	- 6	- 6	+ 6		286
	5	- 3	+ 6	+ 1	- 4	- 4	0	+ 4	+ 4	- 1	- 6	+ 3		156
12	1	-11	- 9	- 7	- 5	- 3	- 1	+ 1	+ 3	+ 5	+ 7	+ 9	+11	572
	2	+55	+25	+ 1	-17	-29	-35	-35	-29	-17	+ 1	+25	+55	12012
	3	-33	+ 3	+21	+25	+19	+ 7	- 7	-19	-25	-21	- 3	+33	5148
	4	+33	-27	-33	-13	+12	+28	+28	+12	-13	-33	-27	+33	8008
	5	-33	+57	+21	-29	-44	-20	+20	+44	+29	-21	-57	+33	15912

TABLA 8

VALORES DE F_{max} $(\alpha;t;GL_E)$

α = .05

GL_E \ t	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
2	87.5	142	202	266	333	403	475	550	626	704
3	27.8	39.2	50.7	62.0	72.9	83.5	93.9	104	114	124
4	15.5	20.6	26.2	29.5	33.6	37.5	41.1	44.6	48.0	51.4
5	10.8	13.7	16.3	18.7	20.8	22.9	24.7	26.5	28.2	29.9
6	8.38	10.4	12.1	13.7	15.0	16.3	17.5	18.6	19.7	20.7
7	6.94	8.44	9.70	10.8	11.8	12.7	13.5	14.3	15.1	15.8
8	6.00	7.18	8.12	9.03	9.78	10.5	11.1	11.7	12.2	12.7
9	5.34	6.31	7.11	7.80	8.41	8.95	9.45	9.91	10.3	10.7
10	4.85	5.67	6.34	6.92	7.42	7.87	8.28	8.66	9.01	9.34
12	4.16	4.79	5.30	5.72	6.09	6.42	6.72	7.00	7.25	7.48
15	3.54	4.01	4.37	4.68	4.95	5.19	5.40	5.59	5.77	5.93
20	2.95	3.29	3.54	3.76	3.94	4.10	4.24	4.37	4.49	4.59
30	2.40	2.61	2.78	2.91	3.02	3.12	3.21	3.29	3.36	3.39
60	1.85	1.96	2.04	2.11	2.17	2.22	2.26	2.30	2.33	2.36
∞	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00	1.00

α = .01

GL_E \ t	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
2	448	729	1036	1362	1705	2063	2432	2813	3204	3605
3	85	120	151	184	21(6)	24(9)	28(1)	31(0)	33(7)	36(1)
4	37	49	59	69	79	89	97	106	113	120
5	22	28	33	38	43	46	50	54	57	60
6	15.5	19.1	22	25	27	30	32	34	36	37
7	12.1	14.5	16.5	18.4	20	22	23	24	26	27
8	9.9	11.7	13.2	14.5	15.8	16.9	17.9	18.9	19.8	21
9	8.5	9.9	11.1	12.1	13.1	13.9	14.7	15.3	16.0	16.6
10	7.4	8.6	9.6	10.4	11.1	11.8	12.4	12.9	13.4	13.9
12	6.1	6.9	7.6	8.2	8.7	9.1	9.5	9.9	10.2	10.6
15	4.9	5.5	6.0	6.4	6.7	7.1	7.3	7.5	7.8	8.0
20	3.8	4.3	4.6	4.9	5.1	5.3	5.5	5.6	5.8	5.9
30	3.0	3.3	3.4	3.6	3.7	3.8	3.9	4.0	4.1	4.2
60	2.2	2.3	2.4	2.4	2.5	2.5	2.6	2.6	2.7	2.7
∞	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0	1.0

TABLA 9

VALORES CRITICOS DEL ESTADISTICO W^*, T^*(WRP) Y W^* (REG)

n = Numéro de pares	α para dos colas .10	.05	.02	.01	MAX
	α para una cola .05	.025	.01	.005	
4					10
5	0				15
6	2	0			21
7	3	2	0		28
8	5	3	1	0	36
9	8	5	3	1	45
10	10	8	5	3	55
11	13	10	7	5	66
12	17	13	9	7	78
13	21	17	12	9	91
14	25	21	15	12	105
15	30	25	19	15	120
16	35	29	23	19	136
17	41	34	27	23	153
18	47	40	32	27	171
19	53	46	37	32	190
20	60	52	43	37	210
21	67	58	49	42	231
22	75	65	55	48	253
23	83	73	62	54	276
24	91	81	69	61	300
25	100	89	76	68	325
26	110	98	84	75	351
27	119	107	92	83	378
28	130	116	101	91	406
29	140	126	110	100	435
30	151	137	120	109	465
31	163	147	130	118	496
32	175	159	140	128	528
33	187	170	151	138	561
34	200	182	162	148	595
35	213	195	173	159	630
36	227	208	185	171	666
37	241	221	198	182	703
38	256	235	211	194	741
39	271	249	224	207	780
40	286	264	238	220	820
41	302	279	252	233	861
42	319	294	266	247	903
43	336	310	281	261	946
44	353	327	296	275	990
45	371	343	312	291	1035
46	389	361	328	307	1081
47	407	378	345	322	1128
48	426	396	362	339	1176
49	446	415	379	355	1225
50	466	434	397	373	1275
51	486	453	416	390	1326

TABLA 9 (Cont.)

n = Número de pares	α para dos colas .10	.05	.02	.01	MAX
	α para una cola .05	.025	.01	.005	
52	507	473	434	408	1378
53	529	494	454	427	1431
54	550	514	473	445	1485
55	573	536	493	465	1540
56	595	557	514	484	1596
57	618	579	535	504	1653
58	642	602	556	525	1711
59	666	625	578	546	1770
60	690	648	600	567	1830
61	715	672	623	589	1891
62	741	697	646	611	1953
63	767	721	669	634	2016
64	793	747	693	657	2080
65	820	772	718	681	2145
66	847	798	742	705	2211
67	875	825	768	729	2278
68	903	852	793	754	2346
69	931	879	819	779	2415
70	960	907	846	805	2485
71	990	936	873	831	2556
72	1020	964	901	858	2628
73	1050	994	928	884	2701
74	1081	1023	957	912	2775
75	1112	1053	986	940	2850
76	1144	1084	1015	968	2926
77	1176	1115	1044	997	3003
78	1209	1147	1075	1026	3081
79	1242	1179	1105	1056	3160
80	1276	1211	1136	1086	3240
81	1310	1244	1168	1116	3321
82	1345	1277	1200	1147	3403
83	1380	1311	1232	1178	3486
84	1415	1345	1265	1210	3570
85	1451	1380	1298	1242	3655
86	1487	1415	1332	1275	3741
87	1524	1451	1366	1308	3828
88	1561	1487	1400	1342	3916
89	1599	1523	1435	1376	4005
90	1638	1560	1471	1410	4095
91	1676	1597	1507	1445	4186
92	1715	1635	1543	1480	4278
93	1755	1674	1580	1516	4371
94	1795	1712	1617	1552	4465
95	1836	1752	1655	1589	4560
96	1877	1791	1693	1626	4656
97	1918	1832	1731	1664	4753
98	1960	1872	1770	1702	4851
99	2003	1913	1810	1740	4950
100	2045	1955	1850	1779	5050

TABLA 10

PROBABILIDADES DEL ESTADISTICO T^* (WILCOXON)

T_1	T_2	α
	(1,1)	
1	2	.500
	(1,2)	
1	3	333
2	3	.667
	(1,3)	
1	4	.250
2	3	.500
	(1,4)	
1	5	.200
2	4	.400
3	3	.600
	(1,5)	
1	6	.167
2	5	.333
3	4	.500
	(1,6)	
1	7	.143
2	6	.286
3	5	.428
4	4	.571
	(1,7)	
1	8	.125
2	7	.250
3	6	.375
4	5	.500
	(1,8)	
1	9	.111
2	8	.222
3	7	.333
4	6	.444
5	5	.556
	(1,9)	
1	10	.100
2	9	.200
3	8	.300
4	7	.400
5	6	.500
	(1,10)	
1	11	.091
2	10	.182
3	9	.273
4	8	.364
5	7	.455
6	6	.545

T_1	T_2	α
	(2,2)	
3	7	.167
4	6	.333
5	5	.667
	(2,3)	
3	9	.100
4	8	.200
5	7	.400
6	6	.600
	(2,4)	
3	11	.067
4	10	.133
5	9	.267
6	8	.400
7	7	.600
	(2,5)	
3	13	.047
4	12	.095
5	11	.190
6	10	.286
7	9	.429
8	8	.571
	(2,6)	
3	15	.036
4	14	.071
5	13	.143
6	12	.214
7	11	.321
8	10	.429
9	9	.571
	(2,7)	
3	17	.028
4	16	.056
5	15	.111
6	14	.167
7	13	.250
8	12	.333
9	11	.444
10	10	.556
	(2,8)	
3	19	.022
4	18	.044
5	17	.089
6	16	.133
7	15	.200

T_1	T_2	α
	(2,8) (*Cont.*)	
8	14	.267
9	13	356
10	12	.444
11	11	.556
	(2,9)	
3	21	.018
4	20	.036
5	19	073
6	18	.109
7	17	.164
8	16	.218
9	15	.291
10	14	.364
11	13	.455
12	12	.545
	(2,10)	
3	23	.015
4	22	.030
5	21	.061
6	20	.091
7	19	.136
8	18	.182
9	17	.242
10	16	.303
11	15	.379
12	14	.455
13	13	.545
	(3,3)	
6	15	.050
7	14	.100
8	13	.200
9	12	.350
10	11	.500
	(3,4)	
6	18	.028
7	17	.057
8	16	.114
9	15	.200
10	14	.314
11	13	.429
12	12	.571
	(3,5)	
6	21	.018
7	20	.036

T_1	T_2	α
	(3,5) (*Cont.*)	
8	19	.071
9	18	.125
10	17	.196
11	16	.286
12	15	.393
13	14	.500
	(3,6)	
6	24	.012
7	23	.024
8	22	.048
9	21	.083
10	20	.131
11	19	.190
12	18	.274
13	17	.357
14	16	.452
15	15	.548
	(3,7)	
6	27	.008
7	26	.017
8	25	.033
9	24	.058
10	23	.092
11	22	.133
12	21	.192
13	20	.258
14	19	.333
15	18	417
16	17	.500
	(3,8)	
6	30	.006
7	29	.012
8	28	.024
9	27	.042
10	26	.067
11	25	.097
12	24	.139
13	23	.188
14	22	.248
15	21	.315
16	20	.387
17	19	.461
18	18	.539

TABLA 10 (Cont.)

T_1	T_2	α
	(3,9)	
6	33	.005
7	32	.009
8	31	.018
9	30	.032
10	29	.050
11	28	.073
12	27	.105
13	26	.141
14	25	.186
15	24	.241
16	23	.300
17	22	.363
18	21	.432
19	20	.500
	(3,10)	
6	36	.003
7	35	.007
8	34	.014
9	33	.024
10	32	.038
11	31	.056
12	30	.080
13	29	.108
14	28	.143
15	27	.185
16	26	.234
17	25	.287
18	24	.346
19	23	.406
20	22	.469
21	21	.531
	(4,4)	
10	26	.014
11	25	.029
12	24	.057
13	23	.100
14	22	.171
15	21	.243
16	20	.343
17	19	.443
18	18	.557
	(4,5)	
10	30	.008
11	29	.016
12	28	.032
13	27	.056
14	26	.095
15	25	.143
16	24	.206

T_1	T_2	α
	(4,5) (*Cont.*)	
17	23	.278
18	22	.365
19	21	.452
20	20	.548
	(4,6)	
10	34	.005
11	33	.010
12	32	.019
13	31	.033
14	30	.057
15	29	.086
16	28	.129
17	27	.176
18	26	.238
19	25	.305
20	24	.381
21	23	.457
22	22	.545
	(4,7)	
10	38	.003
11	37	.006
12	36	.012
13	35	.021
14	34	.036
15	33	.055
16	32	.082
17	31	.115
18	30	.158
19	29	.206
20	28	.264
21	27	.324
22	26	.394
23	25	.464
24	24	.538
	(4,8)	
10	42	.002
11	41	.004
12	40	.008
13	39	.014
14	38	.024
15	37	.036
16	36	.055
17	35	.077
18	34	.107
19	33	.141
20	32	.184
21	31	.230
22	30	.285
23	29	.341

T_1	T_2	α
	(4,8) (*Cont.*)	
24	28	.404
25	27	.467
26	26	.533
	(4,9)	
10	46	.001
11	45	.003
12	44	.006
13	43	.010
14	42	.017
15	41	.025
16	40	.038
17	39	.053
18	38	.074
19	37	.099
20	36	.130
21	35	.165
22	34	.207
23	33	.252
24	32	.302
25	31	.355
26	30	.413
27	29	.470
28	28	.530
	(4,10)	
10	50	.001
11	49	.002
12	48	.004
13	47	.007
14	46	.012
15	45	.018
16	44	.026
17	43	.038
18	42	.053
19	41	.071
20	40	.094
21	39	.120
22	38	.152
23	37	.187
24	36	.227
25	35	.270
26	34	.318
27	33	.367
28	32	.420
29	31	.473
30	30	.527
	(5,5)	
15	40	.004
16	39	.008
17	38	.016

T_1	T_2	α
	(5,5) (*Cont.*)	
18	37	.028
19	36	.048
20	35	.075
21	34	.111
22	33	.155
23	32	.210
24	31	.274
25	30	.345
26	29	.421
27	28	.500
	(5,6)	
15	45	.002
16	44	.004
17	43	.009
18	42	.015
19	41	.026
20	40	.041
21	39	.063
22	38	.089
23	37	.123
24	36	.165
25	35	.214
26	34	.268
27	33	.331
28	32	.396
29	31	.465
30	30	.535
	(5,7)	
15	50	.001
16	49	.003
17	48	.005
18	47	.009
19	46	.015
20	45	.024
21	44	.037
22	43	.053
23	42	.074
24	41	.101
25	40	.134
26	39	.172
27	38	.216
28	37	.265
29	36	.319
30	35	.378
31	34	.438
32	33	.500
	(5,8)	
15	55	.001
16	54	.002

TABLA 10 (Cont.)

T_1	T_2	α
(5,8) (*Cont.*)		
17	53	.003
18	52	.005
19	51	.009
20	50	.015
21	49	.023
22	48	.033
23	47	.047
24	46	.064
25	45	.085
26	44	.111
27	43	.142
28	42	.177
29	41	.217
30	40	.262
31	39	.311
32	38	.362
33	37	.416
34	36	.472
35	35	.528
(5,9)		
15	60	.000
16	59	.001
17	58	.002
18	57	.003
19	56	.006
20	55	.009
21	54	.014
22	53	.021
23	52	.030
24	51	.041
25	50	.056
26	49	.073
27	48	.095
28	47	.120
29	46	.149
30	45	.182
31	44	.219
32	43	.259
33	42	.303
34	41	.350
35	40	.399
36	39	.449
37	38	.500
(5,10)		
15	65	.000
16	64	.001
17	63	.001
18	62	.002
19	61	.004

T_1	T_2	α
(5,10) (*Cont.*)		
20	60	.006
21	59	.010
22	58	.014
23	57	.020
24	56	.028
25	55	.038
26	54	.050
27	53	.065
28	52	.082
29	51	.103
30	50	.127
31	49	.155
32	48	.185
33	47	.220
34	46	.257
35	45	.297
36	44	.339
37	43	.384
38	42	.430
39	41	.477
40	40	.523
(6,6)		
21	57	.001
22	56	.002
23	55	.004
24	54	.008
25	53	.013
26	52	.021
27	51	.032
28	50	.047
29	49	.066
30	48	.090
31	47	.120
32	46	.155
33	45	.197
34	44	.242
35	43	.294
36	42	.350
37	41	.409
38	40	.469
39	39	.531
(6,7)		
21	63	.001
22	62	.001
23	61	.002
24	60	.004
25	59	.007
26	58	.011
27	57	.017

T_1	T_2	α
(6,7) (*Cont.*)		
28	56	.026
29	55	.037
30	54	.051
31	53	.069
32	52	.090
33	51	.117
34	50	.147
35	49	.183
36	48	.223
37	47	.267
33	46	.314
39	45	.365
40	44	.418
41	43	.473
42	42	.527
(6,8)		
21	69	.000
22	68	.001
23	67	.001
24	66	.002
25	65	.004
26	64	.006
27	63	.010
28	62	.015
29	61	.021
30	60	.030
31	59	.041
32	58	.054
33	57	.071
34	56	.091
35	55	.114
36	54	.141
37	53	.172
38	52	.207
39	51	.245
40	50	.286
41	49	.331
42	48	.377
43	47	.426
44	46	.475
45	45	.525
(6,9)		
21	75	.000
22	74	.000
23	73	.001
24	72	.001
25	71	.002
26	70	.004
27	69	.006

T_1	T_2	α
(6,9) (*Cont.*)		
28	68	.009
29	67	.013
30	66	.018
31	65	.025
32	64	.033
33	63	.044
34	62	.057
35	61	.072
36	60	.091
37	59	.112
38	58	.136
39	57	.164
40	56	.194
41	55	.228
42	54	.264
43	53	.303
44	52	.344
45	51	.388
46	50	.432
47	49	.477
48	48	.523
(6,10)		
21	81	.000
22	80	.000
23	79	.000
24	78	.001
25	77	.001
26	76	.002
27	75	.004
28	74	.005
29	73	.008
30	72	.011
31	71	.016
32	70	.021
33	69	.028
34	68	.036
35	67	.047
36	66	.059
37	65	.074
38	64	.090
39	63	.110
40	62	.132
41	61	.157
42	60	.184
43	59	.214
44	58	.246
45	57	.281
46	56	.318
47	55	.356

TABLA 10 (Cont.)

T_1	T_2	α
(6,10) (*Cont.*)		
48	54	.396
49	53	.437
50	52	.479
51	51	.521
(7,7)		
28	77	.000
29	76	.001
30	75	.001
31	74	.002
32	73	.003
33	72	.006
34	71	.009
35	70	.013
36	69	.019
37	68	.027
38	67	.036
39	66	.049
40	65	.064
41	64	.082
42	63	.104
43	62	.130
44	61	.159
45	60	.191
46	59	.228
47	58	.267
48	57	.310
49	56	.355
50	55	.402
51	54	.451
52	53	.500
(7,8)		
28	84	.000
29	83	.000
30	82	.001
31	81	.001
32	80	.002
33	79	.003
34	78	.005
35	77	.007
36	76	.010
37	75	.014
38	74	.020
39	73	.027
40	72	.036
41	71	.047
42	70	.060
43	69	.076
44	68	.095
45	67	.116

T_1	T_2	α
(7,8) (*Cont.*)		
46	66	.140
47	65	.168
48	64	.198
49	63	.232
50	62	.268
51	61	.306
52	60	.347
53	59	.389
54	58	.433
55	57	.478
56	56	.522
(7,9)		
28	91	.000
29	90	.000
30	89	.000
31	88	.001
32	87	.001
33	86	.002
34	85	.003
35	84	.004
36	83	.006
37	82	.008
38	81	.011
39	80	.016
40	79	.021
41	78	.027
42	77	.036
43	76	.045
44	75	.057
45	74	.071
46	73	.087
47	72	.105
48	71	.126
49	70	.150
50	69	.175
51	68	.204
52	67	.235
53	66	.268
54	65	.303
55	64	.340
56	63	.379
57	62	.419
58	61	.459
59	60	.500
(7,10)		
28	98	.000
29	97	.000
30	96	.000
31	95	.000

T_1	T_2	α
(7,10) (*Cont.*)		
32	94	.001
33	93	.001
34	92	.001
35	91	.002
36	90	.003
37	89	.005
38	88	.007
39	87	.009
40	86	.012
41	85	.017
42	84	.022
43	83	.028
44	82	.035
45	81	.044
46	80	.054
47	79	.067
48	78	.081
49	77	.097
50	76	.115
51	75	.135
52	74	.157
53	73	.182
54	72	.209
55	71	.237
56	70	.268
57	69	.300
58	68	.335
59	67	.370
60	66	.406
61	65	.443
62	64	.481
63	63	.519
(8,8)		
36	100	.000
37	99	.000
38	98	.000
39	97	.001
40	96	.001
41	95	.001
42	94	.002
43	93	.003
44	92	.005
45	91	.007
46	90	.010
47	89	.014
48	88	.019
49	87	.025
50	86	.032
51	85	.041

T_1	T_2	α
(8,8) (*Cont.*)		
52	84	.052
53	83	.065
54	82	.080
55	81	.097
56	80	.117
57	79	.139
58	78	.164
59	77	.191
60	76	.221
61	75	.253
62	74	.287
63	73	.323
64	72	.360
65	71	.399
66	70	.439
67	69	.480
68	68	.520
(8,9)		
36	108	.000
40	104	.000
41	103	.001
42	102	.001
43	101	.002
44	100	.003
45	99	.004
46	98	.006
47	97	.008
48	96	.010
49	95	.014
50	94	.018
51	93	.023
52	92	.030
53	91	.037
54	90	.046
55	89	.057
56	88	.069
57	87	.084
58	86	.100
59	85	.118
60	84	.138
61	83	.161
62	82	.185
63	81	.212
64	80	.240
65	79	.271
66	78	.303
67	77	.336
68	76	.371
69	75	.407

TABLA 10 (Cont.)

T_1	T_2	α
(8,9) (*Cont.*)		
70	74	.444
71	73	.481
72	72	.519
(8,10)		
36	116	.000
41	111	.000
42	110	.001
43	109	.001
44	108	.002
45	107	.002
46	106	.003
47	105	.004
48	104	.006
49	103	.008
50	102	.010
51	101	.013
52	100	.017
53	99	.022
54	98	.027
55	97	.034
56	96	.042
57	95	.051
58	94	.061
59	93	.073
60	92	.086
61	91	.102
62	90	.118
63	89	.137
64	88	.158
65	87	.180
66	86	.204
67	85	.230
68	84	.257
69	83	.286
70	82	.317
71	81	.348
72	80	.381
73	79	.414
74	78	.448
75	77	.483
76	76	.517

T_1	T_2	α
(9,9)		
45	126	.000
50	121	.000
51	120	.001
52	119	.001
53	118	.001
54	117	.002
55	116	.003
56	115	.004
57	114	.005
58	113	.007
59	112	.009
60	111	.012
61	110	.016
62	109	.020
63	108	.025
64	107	.031
65	106	.039
66	105	.047
67	104	.057
68	103	.068
69	102	.081
70	101	.095
71	100	.111
72	99	.129
73	98	.149
74	97	.170
75	96	.193
76	95	.218
77	94	.245
78	93	.273
79	92	.302
80	91	.333
81	90	.365
82	89	.398
83	88	.433
84	87	.468
85	86	.500
(9,10)		
45	135	.000
52	128	.000
53	127	.001

T_1	T_2	α
(9,10) (*Cont.*)		
54	126	.001
55	125	.001
56	124	.002
57	123	.003
58	122	.004
59	121	.005
60	120	.007
61	119	.009
62	118	.011
63	117	.014
64	116	.017
65	115	.022
66	114	.027
67	113	.033
68	112	.039
69	111	.047
70	110	.056
71	109	.067
72	108	.078
73	107	.091
74	106	.106
75	105	.121
76	104	.139
77	103	.158
78	102	.178
79	101	.200
80	100	.223
81	99	.248
82	98	.274
83	97	.302
84	96	.330
85	95	.360
86	94	.390
87	93	.421
88	92	.452
89	91	.484
90	90	.516
(10,10)		
55	155	.000
63	147	.000
64	146	.001

T_1	T_2	α
(10,10) (*Cont.*)		
65	145	.001
66	144	.001
67	143	.001
68	142	.002
69	141	.003
70	140	.003
71	139	.004
72	138	.006
73	137	.007
74	136	.009
75	135	.012
76	134	.014
77	133	.018
78	132	.022
79	131	.026
80	130	.032
81	129	.038
82	128	.045
83	127	.053
84	126	.062
85	125	.072
86	124	.083
87	123	.095
88	122	.109
89	121	.124
90	120	.140
91	119	.157
92	118	.176
93	117	.197
94	116	.218
95	115	.241
96	114	.264
97	113	.289
98	112	.315
99	111	.342
100	110	.370
101	109	.398
102	108	.427
103	107	.456
104	106	.485
105	105	.515

TABLA 11

VALORES CRITICOS DEL ESTADISTICO U^* (Mann-Whitney)

CON DOS COLAS α = .05 O UNA COLA α = .025

n Más grande	n Más pequeña																			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1	—																			
2	—	—																		
3	—	—	—																	
4	—	—	—	0																
5	—	—	0	1	2															
6	—	—	1	2	3	5														
7	—	—	1	3	5	6	8													
8	—	0	2	4	6	8	10	13												
9	—	0	2	4	7	10	12	15	17											
10	—	0	3	5	8	11	14	17	20	23										
11	—	0	3	6	9	13	16	19	23	26	30									
12	—	1	4	7	11	14	18	22	26	29	33	37								
13	—	1	4	8	12	16	20	24	28	33	37	41	45							
14	—	1	5	9	13	17	22	26	31	36	40	45	50	55						
15	—	1	5	10	14	19	24	29	34	39	44	49	54	59	64					
16	—	1	6	11	15	21	26	31	37	42	47	53	59	64	70	75				
17	—	2	6	11	17	22	28	34	39	45	51	57	63	69	75	81	87			
18	—	2	7	12	18	24	30	36	42	48	55	61	67	74	80	86	93	99		
19	—	2	7	13	19	25	32	38	45	52	58	65	72	78	85	92	99	106	113	
20	—	2	8	14	20	27	34	41	48	55	62	69	76	83	90	98	105	112	119	127
21	—	3	8	15	22	29	36	43	50	58	65	73	80	88	96	103	111	119	126	134
22	—	3	9	16	23	30	38	45	53	61	69	77	85	93	101	109	117	125	133	141
23	—	3	9	17	24	32	40	48	56	64	73	81	89	98	106	115	123	132	140	149
24	—	3	10	17	25	33	42	50	59	67	76	85	94	102	111	120	129	138	147	156
25	—	3	10	18	27	35	44	53	62	71	80	89	98	107	117	126	135	145	154	163
26	—	4	11	19	28	37	46	55	64	74	83	93	102	112	122	132	141	151	161	171
27	—	4	11	20	29	38	48	57	67	77	87	97	107	117	127	137	147	158	168	178
28	—	4	12	21	30	40	50	60	70	80	90	101	111	122	132	143	154	164	175	186
29	—	4	13	22	32	42	52	62	73	83	94	105	116	127	138	149	160	171	182	193
30	—	5	13	23	33	43	54	65	76	87	98	109	120	131	143	154	166	177	189	200
31	—	5	14	24	34	45	56	67	78	90	101	113	125	136	148	160	172	184	196	208
32	—	5	14	24	35	46	58	69	81	93	105	117	129	141	153	166	178	190	203	215
33	—	5	15	25	37	48	60	72	84	96	108	121	133	146	159	171	184	197	210	222
34	—	5	15	26	38	50	62	74	87	99	112	125	138	151	164	177	190	203	217	230
35	—	6	16	27	39	51	64	77	89	103	116	129	142	156	169	183	196	210	224	237
36	—	6	16	28	40	53	66	79	92	106	119	133	147	161	174	188	202	216	231	245
37	—	6	17	29	41	55	68	81	95	109	123	137	151	165	180	194	209	223	238	252
38	—	6	17	30	43	56	70	84	98	112	127	141	156	170	185	200	215	230	245	259
39	0	7	18	31	44	58	72	86	101	115	130	145	160	175	190	206	221	236	252	267
40	0	7	18	31	45	59	74	89	103	119	134	149	165	180	196	211	227	243	258	274

TABLA 12
DISTRIBUCION BINOMIAL

N	X	P .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
2	0	.9025	.8100	.7225	.6400	.5625	.4900	.4225	.3600	.3025	.2500	0	2
2	1	.9975	.9900	.9775	.9600	.9375	.9100	.8775	.8400	.7975	.7500	1	2
2	2	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	2	2
3	0	.8574	.7290	.6141	.5120	.4219	.3430	.2746	.2160	.1664	.1250	0	3
3	1	.9927	.9720	.9393	.8960	.8438	.7840	.7182	.6480	.5748	.5000	1	3
3	2	.9999	.9990	.9966	.9920	.9844	.9730	.9571	.9360	.9089	.8750	2	3
3	3	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	3	3
4	0	.8145	.6561	.5220	.4096	.3164	.2401	.1785	.1296	.0915	.0625	0	4
4	1	.9860	.9477	.8905	.8192	.7383	.6517	.5630	.4752	.3910	.3125	1	4
4	2	.9995	.9963	.9880	.9728	.9492	.9163	.8735	.8208	.7585	.6875	2	4
4	3	1.0000	.9999	.9995	.9984	.9961	.9919	.9850	.9744	.9590	.9375	3	4
4	4	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	4	4
5	0	.7738	.5905	.4437	.3277	.2373	.1681	.1160	.0778	.0503	.0313	0	5
5	1	.9774	.9185	.8352	.7373	.6328	.5282	.4284	.3370	.2562	.1875	1	5
5	2	.9988	.9914	.9734	.9421	.8965	.8369	.7648	.6826	.5931	.5000	2	5
5	3	1.0000	.9995	.9978	.9933	.9844	.9692	.9460	.9130	.8688	.8125	3	5
5	4	1.0000	1.0000	.9999	.9997	.9990	.9976	.9947	.9898	.9815	.9688	4	5
5	5	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	5	5
6	0	.7351	.5314	.3771	.2621	.1780	.1176	.0754	.0467	.0277	.0156	0	6
6	1	.9672	.8857	.7765	.6554	.5339	.4202	.3191	.2333	.1636	.1094	1	6
6	2	.9978	.9841	.9527	.9011	.8306	.7443	.6471	.5443	.4415	.3438	2	6
6	3	.9999	.9987	.9941	.9830	.9624	.9295	.8826	.8208	.7447	.6563	3	6
6	4	1.0000	.9999	.9996	.9984	.9954	.9891	.9777	.9590	.9308	.8906	4	6
6	5	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9998	.9993	.9982	.9959	.9917	.9844	5	6
6	6	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	6	6
7	0	.6983	.4783	.3206	.2097	.1335	.0824	.0490	.0280	.0152	.0078	0	7
7	1	.9556	.8503	.7166	.5767	.4449	.3294	.2338	.1586	.1024	.0625	1	7
7	2	.9962	.9743	.9262	.8520	.7564	.6471	.5323	.4199	.3164	.2266	2	7
7	3	.9998	.9973	.9879	.9667	.9294	.8740	.8002	.7102	.6083	.5000	3	7
7	4	1.0000	.9998	.9988	.9953	.9871	.9712	.9444	.9037	.8471	.7734	4	7
7	5	1.0000	1.0000	.9999	.9996	.9987	.9962	.9910	.9812	.9643	.9375	5	7
7	6	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9998	.9994	.9984	.9963	.9922	6	7
7	7	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	7	7
8	0	.6634	.4305	.2725	.1678	.1001	.0576	.0319	.0168	.0084	.0039	0	8
8	1	.9428	.8131	.6572	.5033	.3671	.2553	.1691	.1064	.0632	.0352	1	8
8	2	.9942	.9619	.8948	.7969	.6785	.5518	.4278	.3154	.2201	.1445	2	8
8	3	.9996	.9950	.9786	.9437	.8862	.8059	.7064	.5941	.4770	.3633	3	8
8	4	1.0000	.9996	.9971	.9896	.9727	.9420	.8939	.8263	.7396	.6367	4	8
8	5	1.0000	1.0000	.9998	.9988	.9958	.9887	.9747	.9502	.9115	.8555	5	8
8	6	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9996	.9987	.9964	.9915	.9819	.9648	6	8
8	7	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9998	.9993	.9983	.9961	7	8
8	8	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	8	8
9	0	.6302	.3874	.2316	.1342	.0751	.0404	.0207	.0101	.0046	.0020	0	9
9	1	.9288	.7748	.5995	.4362	.3003	.1960	.1211	.0705	.0385	.0195	1	9
9	2	.9916	.9470	.8591	.7382	.6007	.4628	.3373	.2318	.1495	.0898	2	9
9	3	.9994	.9917	.9661	.9144	.8343	.7297	.6089	.4826	.3614	.2539	3	9
9	4	1.0000	.9991	.9944	.9804	.9511	.9012	.8283	.7334	.6214	.5000	4	9
9	5	1.0000	.9999	.9994	.9969	.9900	.9747	.9464	.9006	.8342	.7461	5	9
9	6	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9987	.9957	.9888	.9750	.9502	.9102	6	9
9	7	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9996	.9986	.9962	.9909	.9805	7	9

TABLA 12 (Cont.)

		P											
N	x	.05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
9	8	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9997	.9992	.9980	8	9
9	9	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	9	9
10	0	.5987	.3487	.1969	.1074	.0563	.0282	.0135	.0060	.0025	.0010	0	10
10	1	.9139	.7361	.5443	.3758	.2440	.1493	.0860	.0464	.0233	.0107	1	10
10	2	.9885	.9298	.8202	.6778	.5256	.3828	.2616	.1673	.0996	.0547	2	10
10	3	.9990	.9872	.9500	.8791	.7759	.6496	.5138	.3823	.2660	.1719	3	10
10	4	.9999	.9984	.9901	.9672	.9219	.8497	.7515	.6331	.5044	.3770	4	10
10	5	1.0000	.9999	.9986	.9936	.9803	.9527	.9051	.8338	.7384	.6230	5	10
10	6	1.0000	1.0000	.9999	.9991	.9965	.9894	.9740	.9452	.8980	.8281	6	10
10	7	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9996	.9984	.9952	.9877	.9726	.9453	7	10
10	8	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	.9983	.9955	.9893	8	10
10	9	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9997	.9990	9	10
10	10	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	10	10
11	0	.5688	.3138	.1673	.0859	.0422	.0198	.0088	.0036	.0014	.0005	0	11
11	1	.8981	.6974	.4922	.3221	.1971	.1130	.0606	.0302	.0139	.0059	1	11
11	2	.9848	.9104	.7788	.6174	.4552	.3127	.2001	.1189	.0652	.0327	2	11
11	3	.9984	.9815	.9306	.8389	.7133	.5696	.4256	.2963	.1911	.1133	3	11
11	4	.9999	.9972	.9841	.9496	.8854	.7897	.6683	.5328	.3971	.2744	4	11
11	5	1.0000	.9997	.9973	.9883	.9657	.9218	.8513	.7535	.6331	.5000	5	11
11	6	1.0000	1.0000	.9997	.9980	.9924	.9784	.9499	.9006	.8262	.7256	6	11
11	7	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9988	.9957	.9878	.9707	.9390	.8867	7	11
11	8	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9980	.9941	.9852	.9673	8	11
11	9	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9993	.9978	.9941	9	11
11	10	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9995	10	11
11	11	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.0000	1.0000	1.0000	11	11
12	0	.5404	.2824	.1422	.0687	.0317	.0138	.0057	.0022	.0008	.0002	0	12
12	1	.8816	.6590	.4435	.2749	.1584	.0850	.0424	.0196	.0083	.0032	1	12
12	2	.9804	.8891	.7358	.5583	.3907	.2528	.1513	.0834	.0421	.0193	2	12
12	3	.9978	.9744	.9078	.7946	.6488	.4925	.3467	.2253	.1345	.0730	3	12
12	4	.9998	.9957	.9761	.9274	.8424	.7237	.5833	.4382	.3044	.1938	4	12
12	5	1.0000	.9995	.9954	.9806	.9456	.8822	.7873	.6652	.5269	.3872	5	12
12	6	1.0000	.9999	.9993	.9961	.9857	.9614	.9154	.8418	.7393	.6128	6	12
12	7	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9972	.9905	.9745	.9427	.8883	.8062	7	12
12	8	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9996	.9983	.9944	.9847	.9644	.9270	8	12
12	9	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9992	.9972	.9921	.9807	9	12
12	10	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9997	.9989	.9968	10	12
12	11	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9998	11	12
12	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	12	12
13	0	.5133	.2542	.1209	.0550	.0238	.0097	.0037	.0013	.0004	.0001	0	13
13	1	.8646	.6213	.3983	.2336	.1267	.0637	.0296	.0126	.0049	.0017	1	13
13	2	.9755	.8661	.6920	.5017	.3326	.2025	.1132	.0579	.0269	.0112	2	13
13	3	.9969	.9658	.8820	.7473	.5843	.4206	.2783	.1686	.0929	.0461	3	13
13	4	.9997	.9935	.9658	.9009	.7940	.6543	.5005	.3530	.2279	.1334	4	13
13	5	1.0000	.9991	.9925	.9700	.9198	.8346	.7159	.5744	.4268	.2905	5	13
13	6	1.0000	.9999	.9987	.9930	.9757	.9376	.8705	.7712	.6437	.5000	6	13
13	7	1.0000	1.0000	.9998	.9988	.9944	.9818	.9538	.9023	.8212	.7095	7	13
13	8	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9990	.9960	.9874	.9679	.9302	.8666	8	13
13	9	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9975	.9922	.9797	.9539	9	13
13	10	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9997	.9987	.9959	.9888	10	13
13	11	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	.9983	11	13
13	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	12	13

TABLA 12 (Cont.)

N	X	P .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
13	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	13	13
14	0	.4877	.2288	.1028	.0440	.0178	.0068	.0024	.0008	.0002	.0001	0	14
14	1	.8470	.5846	.3567	.1979	.1010	.0475	.0205	.0081	.0029	.0009	1	14
14	2	.9699	.8416	.6479	.4481	.2811	.1608	.0839	.0398	.0170	.0065	2	14
14	3	.9958	.9559	.8535	.6982	.5213	.3552	.2205	.1243	.0632	.0287	3	14
14	4	.9996	.9908	.9533	.8702	.7415	.5842	.4227	.2793	.1672	.0898	4	14
14	5	1.0000	.9985	.9885	.9561	.8883	.7805	.6405	.4859	.3373	.2120	5	14
14	6	1.0000	.9998	.9978	.9884	.9617	.9067	.8164	.6925	.5461	.3953	6	14
14	7	1.0000	1.0000	.9997	.9976	.9897	.9685	.9247	.8499	.7414	.6047	7	14
14	8	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9978	.9917	.9757	.9417	.8811	.7880	8	14
14	9	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9983	.9940	.9825	.9574	.9102	9	14
14	10	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9980	.9961	.9886	.9713	10	14
14	11	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9978	.9935	11	14
14	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9997	.9991	12	14
14	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	13	14
14	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	14	14
15	0	.4633	.2059	.0874	.0352	.0134	.0047	.0016	.0005	.0001	.0000	0	15
15	1	.8290	.5490	.3186	.1671	.0802	.0353	.0142	.0052	.0017	.0005	1	15
15	2	.9638	.8159	.6042	.3980	.2361	.1268	.0617	.0271	.0107	.0037	2	15
15	3	.9945	.9444	.8227	.6482	.4613	.2969	.1727	.0905	.0424	.0176	3	15
15	4	.9994	.9873	.9383	.8358	.6865	.5155	.3519	.2173	.1204	.0592	4	15
15	5	.9999	.9977	.9832	.9389	.8516	.7216	.5643	.4032	.2608	.1509	5	15
15	6	1.0000	.9997	.9964	.9819	.9434	.8689	.7548	.6098	.4522	.3036	6	15
15	7	1.0000	1.0000	.9994	.9958	.9827	.9500	.8868	.7869	.6535	.5000	7	15
15	8	1.0000	1.0000	.9999	.9992	.9958	.9848	.9578	.9050	.8182	.6964	8	15
15	9	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	.9963	.9876	.9662	.9231	.8491	9	15
15	10	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9972	.9907	.9745	.9408	10	15
15	11	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	.9981	.9937	.9824	11	15
15	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9997	.9989	.9963	12	15
15	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	13	15
15	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	14	15
15	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	15	15
16	0	.4401	.1853	.0743	.0281	.0100	.0033	.0010	.0003	.0001	.0000	0	16
16	1	.8108	.5147	.2830	.1407	.0635	.0261	.0098	.0033	.0010	.0003	1	16
16	2	.9571	.7892	.5614	.3518	.1971	.0994	.0451	.0183	.0066	.0021	2	16
16	3	.9930	.9316	.7899	.5981	.4050	.2459	.1330	.0651	.0281	.0106	3	16
16	4	.9991	.9830	.9209	.7982	.6302	.4499	.2892	.1666	.0853	.0384	4	16
16	5	.9999	.9967	.9765	.9183	.8103	.6598	.4900	.3288	.1976	.1051	5	16
16	6	1.0000	.9995	.9944	.9733	.9204	.8247	.6881	.5272	.3660	.2272	6	16
16	7	1.0000	.9999	.9989	.9930	.9729	.9256	.8406	.7161	.5629	.4018	7	16
16	8	1.0000	1.0000	.9998	.9985	.9925	.9743	.9329	.8577	.7441	.5982	8	16
16	9	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9984	.9929	.9771	.9417	.8759	.7728	9	16
16	10	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9984	.9938	.9809	.9514	.8949	10	16
16	11	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9987	.9951	.9851	.9616	11	16
16	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9991	.9965	.9894	12	16
16	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9979	13	16
16	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9997	14	16
16	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	15	16
16	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	16	16
17	0	.4181	.1668	.0631	.0225	.0075	.0023	.0007	.0002	.0000	.0000	0	17
17	1	.7922	.4818	.2525	.1182	.0501	.0193	.0067	.0021	.0006	.0001	1	17

TABLA 12 (Cont.)

		P											
N	x	.05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
17	2	.9497	.7618	.5198	.3096	.1637	.0774	.0327	.0123	.0041	.0012	2	17
17	3	.9912	.9174	.7556	.5489	.3530	.2019	.1028	.0464	.0184	.0064	3	17
17	4	.9988	.9779	.9013	.7582	.5739	.3887	.2348	.1260	.0596	.0245	4	17
17	5	.9999	.9953	.9681	.8943	.7653	.5968	.4197	.2639	.1471	.0717	5	17
17	6	1.0000	.9992	.9917	.9623	.8920	.7752	.6188	.4478	.2902	.1662	6	17
17	7	1.0000	.9999	.9983	.9891	.9598	.8954	.7872	.6405	.4743	.3145	7	17
17	8	1.0000	1.0000	.9997	.9974	.9876	.9597	.9006	.8011	.6626	.5000	8	17
17	9	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9969	.9873	.9617	.9081	.8166	.6855	9	17
17	10	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9968	.9880	.9652	.9174	.8338	10	17
17	11	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9970	.9804	.9409	.9283	11	17
17	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9975	.9914	.9755	12	17
17	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	.9981	.9936	13	17
17	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9997	.9988	14	17
17	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	15	17
17	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	16	17
17	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	17	17
18	0	.3972	.1501	.0536	.0180	.0056	.0016	.0004	.0001	.0000	.0000	0	18
18	1	.7735	.4503	.2241	.0991	.0395	.0142	.0046	.0013	.0003	.0001	1	18
18	2	.9419	.7338	.4797	.2713	.1353	.0600	.0236	.0082	.0025	.0007	2	18
18	3	.9891	.9018	.7202	.5010	.3059	.1646	.0783	.0328	.0120	.0038	3	18
18	4	.9985	.9718	.8794	.7164	.5187	.3327	.1886	.0942	.0411	.0154	4	18
18	5	.9998	.9936	.9581	.8671	.7175	.5344	.3550	.2088	.1077	.0481	5	18
18	6	1.0000	.9988	.9882	.9487	.8610	.7217	.5491	.3743	.2258	.1189	6	18
18	7	1.0000	.9998	.9973	.9837	.9431	.8593	.7283	.5634	.3915	.2403	7	18
18	8	1.0000	1.0000	.9995	.9957	.9807	.9404	.8609	.7368	.5778	.4073	8	18
18	9	1.0000	1.0000	.9999	.9991	.9946	.9790	.9403	.8653	.7473	.5927	9	18
18	10	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9988	.9939	.9788	.9424	.8720	.7597	10	18
18	11	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9986	.9938	.9797	.9463	.8811	11	18
18	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9986	.9942	.9817	.9519	12	18
18	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9987	.9951	.9846	13	18
18	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9990	.9962	14	18
18	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	15	18
18	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	16	18
18	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	17	18
18	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	18	18
19	0	.3774	.1351	.0456	.0144	.0042	.0011	.0003	.0001	.0000	.0000	0	19
19	1	.7547	.4203	.1985	.0829	.0310	.0104	.0031	.0008	.0002	.0000	1	19
19	2	.9335	.7054	.4413	.2369	.1117	.0462	.0170	.0055	.0015	.0004	2	19
19	3	.9868	.8850	.6842	.4551	.2631	.1332	.0591	.0230	.0077	.0022	3	19
19	4	.9980	.9648	.8556	.6733	.4654	.2822	.1500	.0696	.0280	.0096	4	19
19	5	.9998	.9914	.9463	.8369	.6678	.4739	.2968	.1629	.0777	.0318	5	19
19	6	1.0000	.9983	.9837	.9324	.8251	.6655	.4812	.3081	.1727	.0835	6	19
19	7	1.0000	.9997	.9959	.9767	.9225	.8180	.6656	.4878	.3160	.1796	7	19
19	8	1.0000	1.0000	.9992	.9933	.9713	.9161	.8145	.6675	.4940	.3238	8	19
19	9	1.0000	1.0000	.9999	.9984	.9911	.9674	.9125	.8139	.6710	.5000	9	19
19	10	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9977	.9895	.9653	.9115	.8159	.6762	10	19
19	11	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9972	.9886	.9648	.9129	.8204	11	19
19	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9960	.9884	.9658	.9165	12	19
19	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9969	.9891	.9682	13	19
19	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9972	.9904	14	19
19	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	.9978	15	19

TABLA 12 (Cont.)

N	X	P .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
19	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9996	16	19
19	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	17	19
19	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	18	19
19	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	19	19
20	0	.3585	.1216	.0388	.0115	.0032	.0008	.0002	.0000	.0000	.0000	0	20
20	1	.7358	.3917	.1756	.0692	.0243	.0076	.0021	.0005	.0001	.0000	1	20
20	2	.9245	.6769	.4049	.2061	.0913	.0355	.0121	.0036	.0009	.0002	2	20
20	3	.9841	.8670	.6477	.4114	.2252	.1071	.0444	.0160	.0049	.0013	3	20
20	4	.9974	.9568	.8298	.6296	.4148	.2375	.1182	.0510	.0189	.0059	4	20
20	5	.9997	.9887	.9327	.8042	.6172	.4164	.2454	.1256	.0553	.0207	5	20
20	6	1.0000	.9976	.9781	.9133	.7858	.6080	.4166	.2500	.1299	.0577	6	20
20	7	1.0000	.9996	.9941	.9679	.8982	.7723	.6010	.4159	.2520	.1316	7	20
20	8	1.0000	.9999	.9987	.9900	.9591	.8867	.7624	.5956	.4143	.2517	8	20
20	9	1.0000	1.0000	.9998	.9974	.9861	.9520	.8782	.7553	.5914	.4119	9	20
20	10	1.0000	1.0000	1.0000	.9994	.9961	.9829	.9468	.8725	.7507	.5881	10	20
20	11	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9991	.9949	.9804	.9435	.8692	.7483	11	20
20	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9987	.9940	.9790	.9420	.8684	12	20
20	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9985	.9935	.9786	.9423	13	20
20	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9984	.9936	.9793	14	20
20	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9997	.9985	.9941	15	20
20	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9987	16	20
20	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	17	20
20	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	18	20
20	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	19	20
20	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	20	20
21	0	.3406	.1094	.0329	.0092	.0024	.0006	.0001	.0000	.0000	.0000	0	21
21	1	.7170	.3647	.1550	.0576	.0190	.0056	.0014	.0003	.0001	.0000	1	21
21	2	.9151	.6484	.3705	.1787	.0745	.0271	.0086	.0024	.0006	.0001	2	21
21	3	.9811	.8420	.6113	.3704	.1917	.0856	.0331	.0110	.0031	.0007	3	21
21	4	.9968	.9478	.8025	.5860	.3674	.1984	.0924	.0370	.0126	.0036	4	21
21	5	.9996	.9856	.9173	.7693	.5666	.3627	.2009	.0957	.0389	.0133	5	21
21	6	1.0000	.9967	.9713	.8915	.7436	.5505	.3567	.2002	.0964	.0392	6	21
21	7	1.0000	.9994	.9917	.9569	.8701	.7230	.5365	.3495	.1971	.0946	7	21
21	8	1.0000	.9999	.9980	.9856	.9430	.8524	.7059	.5237	.3413	.1917	8	21
21	9	1.0000	1.0000	.9996	.9959	.9794	.9324	.8377	.6914	.5117	.3318	9	21
21	10	1.0000	1.0000	.9999	.9990	.9936	.9736	.9228	.8256	.6790	.5000	10	21
21	11	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9983	.9913	.9687	.9151	.8159	.6682	11	21
21	12	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9976	.9892	.9648	.9092	.8083	12	21
21	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9969	.9877	.9621	.9054	13	21
21	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9964	.9868	.9608	14	21
21	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	.9963	.9867	15	21
21	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9992	.9964	16	21
21	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	17	21
21	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	18	21
21	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	19	21
21	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	20	21
21	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	21	21
22	0	.3235	.0985	.0280	.0074	.0018	.0004	.0001	.0000	.0000	.0000	0	22
22	1	.6982	.3302	.1367	.0480	.0140	.0041	.0010	.0002	.0000	.0000	1	22
22	2	.9052	.6200	.3382	.1545	.0606	.0207	.0061	.0016	.0003	.0001	2	22
22	3	.9778	.8281	.5752	.3320	.1624	.0681	.0245	.0076	.0020	.0004	3	22

TABLA 12 (Cont.)

N	X	P .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
22	4	.9960	.9379	.7738	.5429	.3235	.1645	.0716	.0266	.0083	.0022	4	22
22	5	.9994	.9818	.9001	.7326	.5168	.3134	.1629	.0722	.0271	.0085	5	22
22	6	.9999	.9956	.9632	.8670	.6994	.4942	.3022	.1584	.0705	.0262	6	22
22	7	1.0000	.9991	.9886	.9439	.8385	.6713	.4736	.2898	.1518	.0669	7	22
22	8	1.0000	.9999	.9970	.9790	.9254	.8135	.6456	.4540	.2764	.1431	8	22
22	9	1.0000	1.0000	.9993	.9939	.9705	.9084	.7916	.6244	.4350	.2617	9	22
22	10	1.0000	1.0000	.9999	.9984	.9900	.9613	.8930	.7719	.6037	.4159	10	22
22	11	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9971	.9860	.9526	.8793	.7543	.5841	11	22
22	12	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9957	.9820	.9449	.8672	.7383	12	22
22	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9989	.9942	.9785	.9383	.8560	13	22
22	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9984	.9930	.9757	.9331	14	22
22	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9981	.9920	.9738	15	22
22	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9996	.9979	.9915	16	22
22	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	.9978	17	22
22	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9996	18	22
22	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	19	22
22	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	20	22
22	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	21	22
22	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	22	22
23	0	.3074	.0886	.0238	.0059	.0013	.0003	.0000	.0000	.0000	.0000	0	23
23	1	.6794	.3151	.1204	.0398	.0116	.0030	.0007	.0001	.0000	.0000	1	23
23	2	.8948	.5920	.3080	.1332	.0492	.0157	.0043	.0010	.0002	.0000	2	23
23	3	.9742	.8073	.5396	.2965	.1370	.0538	.0181	.0052	.0012	.0002	3	23
23	4	.9951	.9269	.7440	.5007	.2832	.1356	.0551	.0190	.0055	.0013	4	23
23	5	.9992	.9774	.8811	.6947	.4685	.2688	.1309	.0540	.0186	.0053	5	23
23	6	.9999	.9942	.9537	.8402	.6537	.4399	.2534	.1240	.0510	.0173	6	23
23	7	1.0000	.9988	.9848	.9285	.8037	.6181	.4136	.2373	.1152	.0466	7	23
23	8	1.0000	.9998	.9958	.9727	.9037	.7709	.5860	.3884	.2203	.1050	8	23
23	9	1.0000	1.0000	.9990	.9911	.9592	.8709	.7408	.5562	.3636	.2024	9	23
23	10	1.0000	1.0000	.9998	.9975	.9851	.9454	.8575	.7129	.5278	.3388	10	23
23	11	1.0000	1.0000	1.0000	.9994	.9954	.9786	.9318	.8364	.6865	.5000	11	23
23	12	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9988	.9928	.9717	.9187	.8164	.6612	12	23
23	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9979	.9900	.9651	.9073	.7976	13	23
23	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	.9970	.9872	.9589	.8950	14	23
23	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	.9960	.9847	.9534	15	23
23	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9990	.9952	.9827	16	23
23	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9988	.9947	17	23
23	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9987	18	23
23	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	19	23
23	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	20	23
23	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	21	23
23	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	22	23
23	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	23	23
24	0	.2920	.0798	.0202	.0047	.0010	.0002	.0000	.0000	.0000	.0000	0	24
24	1	.6608	.2925	.1059	.0331	.0090	.0022	.0005	.0001	.0000	.0000	1	24
24	2	.8841	.5643	.2798	.1145	.0398	.0119	.0030	.0007	.0001	.0000	2	24
24	3	.9702	.7857	.5049	.2639	.1150	.0424	.0133	.0035	.0008	.0001	3	24
24	4	.9949	.9149	.7134	.4599	.2466	.1111	.0422	.0134	.0036	.0008	4	24
24	5	.9990	.9723	.8606	.6559	.4222	.2288	.1044	.0400	.0127	.0033	5	24
24	6	.9999	.9925	.9428	.8111	.6074	.3886	.2106	.0960	.0364	.0113	6	24
24	7	1.0000	.9983	.9801	.9108	.7662	.5647	.3575	.1919	.0863	.0320	7	24

TABLA 12 (Cont.)

N	x	P .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
24	8	1.0000	.9997	.9941	.9638	.8787	.7250	.5257	.3279	.1730	.0758	8	24
24	9	1.0000	.9999	.9985	.9874	.9453	.8472	.6866	.4891	.2991	.1537	9	24
24	10	1.0000	1.0000	.9997	.9962	.9787	.9258	.8167	.6502	.4539	.2706	10	24
24	11	1.0000	1.0000	.9999	.9990	.9928	.9686	.9058	.7870	.6151	.4194	11	24
24	12	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9979	.9885	.9577	.8857	.7580	.5806	12	24
24	13	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9964	.9836	.9465	.8659	.7294	13	24
24	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9990	.9945	.9783	.9352	.8463	14	24
24	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9984	.9925	.9731	.9242	15	24
24	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9978	.9905	.9680	16	24
24	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	.9972	.9887	17	24
24	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9967	18	24
24	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	19	24
24	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	20	24
24	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	21	24
24	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	22	24
24	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	23	24
24	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	24	24
25	0	.2774	.0718	.0172	.0038	.0008	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	0	25
25	1	.6424	.2712	.0931	.0274	.0070	.0016	.0003	.0001	.0000	.0000	1	25
25	2	.8729	.5371	.2537	.0982	.0321	.0090	.0021	.0004	.0001	.0000	2	25
25	3	.9659	.7636	.4711	.2340	.0962	.0332	.0097	.0024	.0005	.0001	3	25
25	4	.9928	.9020	.6821	.4207	.2137	.0905	.0320	.0095	.0023	.0005	4	25
25	5	.9988	.9668	.8385	.6167	.3783	.1935	.0826	.0294	.0086	.0020	5	25
25	6	.9998	.9905	.9305	.7800	.5611	.3407	.1734	.0736	.0258	.0073	6	25
25	7	1.0000	.9977	.9745	.8909	.7265	.5118	.3061	.1536	.0639	.0216	7	25
25	8	1.0000	.9995	.9920	.9532	.8506	.6769	.4668	.2735	.1340	.0539	8	25
25	9	1.0000	.9999	.9979	.9827	.9287	.8106	.6303	.4246	.2424	.1148	9	25
25	10	1.0000	1.0000	.9995	.9944	.9703	.9022	.7712	.5858	.3843	.2122	10	25
25	11	1.0000	1.0000	.9999	.9985	.9893	.9558	.8746	.7323	.5426	.3450	11	25
25	12	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9966	.9825	.9396	.8462	.6937	.5000	12	25
25	13	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9991	.9940	.9745	.9222	.8173	.6550	13	25
25	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9982	.9907	.9656	.9040	.7878	14	25
25	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9971	.9868	.9560	.8852	15	25
25	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	.9957	.9826	.9461	16	25
25	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9988	.9942	.9784	17	25
25	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9984	.9927	18	25
25	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9996	.9980	19	25
25	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	20	25
25	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	21	25
25	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	22	25
25	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	23	25
25	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	24	25
25	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	25	25
26	0	.2635	.0646	.0146	.0030	.0006	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	0	26
26	1	.6241	.2513	.0817	.0227	.0055	.0011	.0002	.0000	.0000	.0000	1	26
26	2	.8614	.5105	.2296	.0841	.0258	.0067	.0015	.0003	.0000	.0000	2	26
26	3	.9613	.7409	.4385	.2068	.0802	.0260	.0070	.0016	.0003	.0000	3	26
26	4	.9915	.8882	.6505	.3833	.1844	.0733	.0242	.0066	.0015	.0003	4	26
26	5	.9985	.9601	.8150	.5775	.3371	.1626	.0649	.0214	.0058	.0012	5	26
26	6	.9998	.9881	.9163	.7474	.5154	.2965	.1416	.0559	.0180	.0047	6	26
26	7	1.0000	.9970	.9679	.8687	.6852	.4605	.2596	.1216	.0467	.0145	7	26

TABLA 12 (Cont.)

		P											
N	X	.05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
26	8	1.0000	.9994	.9894	.9408	.8195	.6274	.4106	.2255	.1024	.0378	8	26
26	9	1.0000	.9999	.9970	.9768	.9091	.7705	.5731	.3642	.1936	.0843	9	26
26	10	1.0000	1.0000	.9993	.9921	.9599	.8747	.7219	.5213	.3204	.1635	10	26
26	11	1.0000	1.0000	.9998	.9977	.9845	.9307	.8384	.6737	.4713	.2786	11	26
26	12	1.0000	1.0000	1.0000	.9994	.9948	.9745	.9168	.8007	.6257	.4225	12	26
26	13	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9985	.9906	.9623	.8918	.7617	.5775	13	26
26	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9970	.9850	.9482	.8650	.7214	14	26
26	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9991	.9948	.9783	.9326	.8365	15	26
26	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9985	.9921	.9707	.9157	16	26
26	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9975	.9890	.9622	17	26
26	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9965	.9855	18	26
26	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9991	.9953	19	26
26	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9988	20	26
26	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	21	26
26	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	22	26
26	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	23	26
26	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	24	26
26	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	25	26
26	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	26	26
27	0	.2503	.0581	.0124	.0024	.0004	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	0	27
27	1	.6061	.2326	.0716	.0187	.0042	.0008	.0001	.0000	.0000	.0000	1	27
27	2	.8495	.4846	.2074	.0718	.0207	.0051	.0010	.0002	.0000	.0000	2	27
27	3	.9563	.7179	.4072	.1823	.0666	.0202	.0051	.0011	.0002	.0000	3	27
27	4	.9900	.8734	.6187	.3480	.1583	.0591	.0182	.0046	.0009	.0002	4	27
27	5	.9981	.9529	.7903	.5387	.2989	.1358	.0507	.0155	.0038	.0008	5	27
27	6	.9997	.9853	.9014	.7134	.4708	.2563	.1148	.0421	.0125	.0030	6	27
27	7	1.0000	.9961	.9602	.8444	.6427	.4113	.2183	.0953	.0338	.0096	7	27
27	8	1.0000	.9991	.9862	.9263	.7859	.5773	.3577	.1839	.0774	.0261	8	27
27	9	1.0000	.9998	.9958	.9696	.8867	.7276	.5162	.3087	.1526	.0610	9	27
27	10	1.0000	1.0000	.9989	.9890	.9472	.8434	.6698	.4585	.2633	.1239	10	27
27	11	1.0000	1.0000	.9998	.9965	.9784	.9202	.7976	.6127	.4034	.2210	11	27
27	12	1.0000	1.0000	1.0000	.9990	.9922	.9641	.8894	.7499	.5562	.3506	12	27
27	13	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9975	.9857	.9464	.8553	.7005	.5000	13	27
27	14	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9993	.9950	.9771	.9257	.8185	.6494	14	27
27	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9985	.9914	.9663	.9022	.7790	15	27
27	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9972	.9866	.9536	.8761	16	27
27	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	.9954	.9807	.9390	17	27
27	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9986	.9931	.9739	18	27
27	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9979	.9904	19	27
27	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	.9970	20	27
27	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	21	27
27	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	22	27
27	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	23	27
27	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	24	27
27	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	25	27
27	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	26	27
27	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	27	27
28	0	.2378	.0523	.0106	.0019	.0003	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	28
28	1	.5863	.2152	.0627	.0155	.0033	.0006	.0001	.0000	.0000	.0000	1	28
28	2	.8373	.4594	.1871	.0612	.0166	.0038	.0007	.0001	.0000	.0000	2	28
28	3	.9509	.6946	.3772	.1602	.0551	.0157	.0037	.0007	.0001	.0000	3	28

TABLA 12 (Cont.)

N	x	P .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
28	4	.9883	.8579	.5869	.3140	.1354	.0474	.0136	.0032	.0006	.0001	4	28
28	5	.9977	.9450	.7646	.5005	.2638	.1128	.0393	.0111	.0025	.0005	5	28
28	6	.9996	.9821	.8848	.6784	.4279	.2202	.0923	.0315	.0086	.0019	6	28
28	7	1.0000	.9950	.9514	.8182	.5997	.3648	.1821	.0740	.0242	.0063	7	28
28	8	1.0000	.9988	.9823	.9100	.7501	.5275	.3080	.1485	.0578	.0178	8	28
28	9	1.0000	.9998	.9944	.9609	.8415	.6825	.4607	.2588	.1187	.0436	9	28
28	10	1.0000	1.0000	.9985	.9851	.9321	.8087	.6160	.3986	.2135	.0925	10	28
28	11	1.0000	1.0000	.9996	.9950	.9706	.8972	.7529	.5510	.3404	.1725	11	28
28	12	1.0000	1.0000	.9999	.9985	.9888	.9509	.8572	.6950	.4875	.2858	12	28
28	13	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9962	.9792	.9264	.8132	.6356	.4253	13	28
28	14	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9989	.9923	.9663	.8975	.7654	.5747	14	28
28	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9975	.9864	.9500	.8645	.7142	15	28
28	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9952	.9785	.9304	.8275	16	28
28	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9985	.9919	.9685	.9075	17	28
28	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9973	.9875	.9564	18	28
28	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	.9957	.9822	19	28
28	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9988	.9937	20	28
28	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9981	21	28
28	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	22	28
28	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	23	28
28	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	24	28
28	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	25	28
28	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	26	28
28	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	27	28
28	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	28	28
29	0	.2259	.0471	.0090	.0015	.0002	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	29
29	1	.5708	.1989	.0549	.0128	.0025	.0004	.0001	.0000	.0000	.0000	1	29
29	2	.8249	.4350	.1684	.0520	.0133	.0028	.0005	.0001	.0000	.0000	2	29
29	3	.9452	.6710	.3487	.1404	.0455	.0121	.0026	.0005	.0001	.0000	3	29
29	4	.9864	.8416	.5555	.2839	.1153	.0379	.0101	.0022	.0004	.0001	4	29
29	5	.9973	.9363	.7379	.4634	.2317	.0932	.0303	.0080	.0017	.0003	5	29
29	6	.9995	.9784	.8667	.6429	.3868	.1880	.0738	.0233	.0059	.0012	6	29
29	7	.9999	.9938	.9414	.7903	.5568	.3214	.1507	.0570	.0172	.0041	7	29
29	8	1.0000	.9984	.9777	.8916	.7125	.4787	.2645	.1187	.0427	.0121	8	29
29	9	1.0000	.9997	.9926	.9507	.8337	.6360	.4076	.2147	.0913	.0307	9	29
29	10	1.0000	.9999	.9978	.9803	.9145	.7708	.5617	.3427	.1708	.0680	10	29
29	11	1.0000	1.0000	.9995	.9931	.9610	.8706	.7050	.4900	.2833	.1325	11	29
29	12	1.0000	1.0000	.9999	.9978	.9842	.9348	.8207	.6374	.4213	.2291	12	29
29	13	1.0000	1.0000	1.0000	.9994	.9944	.9707	.9022	.7659	.5689	.3555	13	29
29	14	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9982	.9883	.9524	.8638	.7070	.5000	14	29
29	15	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9959	.9794	.9290	.8199	.6445	15	29
29	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9987	.9921	.9671	.9008	.7709	16	29
29	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9973	.9865	.9514	.8675	17	29
29	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	.9951	.9790	.9320	18	29
29	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9985	.9920	.9693	19	29
29	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9974	.9879	20	29
29	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9959	21	29
29	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9988	22	29
29	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	23	29
29	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	24	29
29	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	25	29

TABLA 12 (Cont.)

N	x	p .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
29	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	26	29
29	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	27	29
29	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	28	29
29	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	29	29
30	0	.2146	.0424	.0076	.0012	.0002	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	30
30	1	.5535	.1837	.0480	.0105	.0020	.0003	.0000	.0000	.0000	.0000	1	30
30	2	.8122	.4114	.1514	.0442	.0106	.0021	.0003	.0000	.0000	.0000	2	30
30	3	.9392	.6474	.3217	.1227	.0374	.0093	.0019	.0003	.0000	.0000	3	30
30	4	.9844	.8245	.5245	.2552	.0970	.0302	.0075	.0015	.0002	.0000	4	30
30	5	.9967	.9268	.7106	.4275	.2026	.0766	.0233	.0057	.0011	.0002	5	30
30	6	.9994	.9742	.8474	.6070	.3481	.1595	.0586	.0172	.0040	.0007	6	30
30	7	.9999	.9922	.9302	.7608	.5143	.2814	.1238	.0435	.0121	.0026	7	30
30	8	1.0000	.9980	.9722	.8714	.6736	.4315	.2247	.0940	.0312	.0081	8	30
30	9	1.0000	.9995	.9903	.9389	.8034	.5888	.3575	.1763	.0694	.0214	9	30
30	10	1.0000	.9999	.9971	.9744	.8943	.7304	.5078	.2915	.1350	.0494	10	30
30	11	1.0000	1.0000	.9992	.9905	.9493	.8407	.6548	.4311	.2327	.1002	11	30
30	12	1.0000	1.0000	.9998	.9969	.9784	.9155	.7802	.5785	.3592	.1808	12	30
30	13	1.0000	1.0000	1.0000	.9991	.9918	.9509	.8737	.7145	.5025	.2923	13	30
30	14	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9972	.9831	.9348	.8246	.6448	.4278	14	30
30	15	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	.9936	.9699	.9029	.7691	.5722	15	30
30	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9979	.9876	.9519	.8644	.7077	16	30
30	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9955	.9788	.9286	.8192	17	30
30	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9986	.9917	.9666	.8998	18	30
30	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9971	.9862	.9506	19	30
30	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9991	.9950	.9786	20	30
30	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9984	.9919	21	30
30	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9996	.9974	22	30
30	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	23	30
30	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	24	30
30	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	25	30
30	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	26	30
30	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	27	30
30	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	28	30
30	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	29	30
30	30	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	30	30
31	0	.2039	.0382	.0065	.0010	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	31
31	1	.5366	.1696	.0420	.0087	.0015	.0002	.0000	.0000	.0000	.0000	1	31
31	2	.7992	.3886	.1359	.0374	.0084	.0016	.0002	.0000	.0000	.0000	2	31
31	3	.9329	.6238	.2961	.1070	.0307	.0072	.0014	.0002	.0000	.0000	3	31
31	4	.9821	.8068	.4940	.2287	.0828	.0239	.0056	.0010	.0002	.0000	4	31
31	5	.9961	.9166	.6827	.3931	.1764	.0627	.0177	.0040	.0007	.0001	5	31
31	6	.9993	.9694	.8269	.5711	.3117	.1346	.0462	.0126	.0027	.0004	6	31
31	7	.9999	.9904	.9178	.7300	.4727	.2448	.1009	.0330	.0085	.0017	7	31
31	8	1.0000	.9974	.9659	.8492	.6338	.3865	.1894	.0738	.0226	.0053	8	31
31	9	1.0000	.9994	.9876	.9254	.7710	.5416	.3110	.1434	.0522	.0147	9	31
31	10	1.0000	.9999	.9961	.9673	.8716	.6879	.4552	.2454	.1055	.0354	10	31
31	11	1.0000	1.0000	.9989	.9873	.9356	.8076	.6034	.3752	.1887	.0748	11	31
31	12	1.0000	1.0000	.9997	.9956	.9711	.8931	.7363	.5195	.3023	.1405	12	31
31	13	1.0000	1.0000	.9999	.9987	.9885	.9466	.8410	.6601	.4380	.2366	13	31
31	14	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9959	.9761	.9134	.7806	.5808	.3600	14	31
31	15	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9987	.9905	.9576	.8716	.7132	.5000	15	31

TABLA 12 (Cont.)

N	x	p .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
31	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9966	.9814	.9323	.8215	.6399	16	31
31	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9989	.9927	.9680	.8997	.7634	17	31
31	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9975	.9865	.9495	.8595	18	31
31	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	.9950	.9773	.9252	19	31
31	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9983	.9910	.9646	20	31
31	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9969	.9853	21	31
31	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9991	.9947	22	31
31	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9983	23	31
31	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9996	24	31
31	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	25	31
31	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	26	31
31	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	27	31
31	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	28	31
31	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	29	31
31	30	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	30	31
31	31	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	31	31
32	0	.1937	.0343	.0055	.0008	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	32
32	1	.5200	.1564	.0366	.0071	.0012	.0002	.0000	.0000	.0000	.0000	1	32
32	2	.7861	.3667	.1218	.0317	.0067	.0012	.0002	.0000	.0000	.0000	2	32
32	3	.9262	.6003	.2721	.0931	.0252	.0055	.0010	.0001	.0000	.0000	3	32
32	4	.9796	.7885	.4644	.2044	.0698	.0189	.0041	.0007	.0001	.0000	4	32
32	5	.9954	.9056	.6544	.3602	.1530	.0510	.0135	.0028	.0005	.0001	5	32
32	6	.9991	.9641	.8053	.5355	.2779	.1131	.0362	.0091	.0018	.0003	6	32
32	7	.9999	.9893	.9042	.6982	.4325	.2118	.0818	.0248	.0059	.0011	7	32
32	8	1.0000	.9967	.9587	.8254	.5935	.3440	.1584	.0575	.0162	.0035	8	32
32	9	1.0000	.9992	.9844	.9102	.7367	.4951	.2685	.1156	.0389	.0100	9	32
32	10	1.0000	.9998	.9948	.9589	.8464	.6440	.4047	.2046	.0815	.0251	10	32
32	11	1.0000	1.0000	.9985	.9833	.9196	.7717	.5515	.3233	.1513	.0551	11	32
32	12	1.0000	1.0000	.9996	.9939	.9622	.8674	.6898	.4618	.2512	.1077	12	32
32	13	1.0000	1.0000	.9999	.9980	.9841	.9306	.8043	.6039	.3769	.1885	13	32
32	14	1.0000	1.0000	1.0000	.9994	.9940	.9673	.8881	.7324	.5165	.2983	14	32
32	15	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9980	.9862	.9422	.8352	.6536	.4300	15	32
32	16	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9994	.9948	.9731	.9080	.7728	.5700	16	32
32	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9982	.9888	.9537	.8645	.7017	17	32
32	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9958	.9791	.9271	.8115	18	32
32	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9986	.9916	.9648	.8923	19	32
32	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9970	.9849	.9449	20	32
32	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9991	.9942	.9749	21	32
32	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9981	.9900	22	32
32	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9965	23	32
32	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9989	24	32
32	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	25	32
32	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	26	32
32	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	27	32
32	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	28	32
32	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	29	32
32	30	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	30	32
32	31	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	31	32
32	32	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	32	32
33	0	.1840	.0309	.0047	.0006	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	33
33	1	.5037	.1442	.0320	.0059	.0009	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	1	33

TABLA 12 (Cont.)

N	X	P .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
33	2	.7728	.3457	.1090	.0268	.0053	.0009	.0001	.0000	.0000	.0000	2	33
33	3	.9192	.5769	.2495	.0808	.0205	.0042	.0007	.0001	.0000	.0000	3	33
33	4	.9770	.7697	.4355	.1821	.0586	.0149	.0030	.0005	.0001	.0000	4	33
33	5	.9946	.8939	.6250	.3290	.1322	.0414	.0102	.0020	.0003	.0000	5	33
33	6	.9989	.9583	.7826	.5004	.2767	.0944	.0283	.0066	.0012	.0002	6	33
33	7	.9998	.9859	.8893	.6657	.3938	.1822	.0650	.0186	.0040	.0007	7	33
33	8	1.0000	.9959	.9505	.8000	.5533	.3043	.1316	.0444	.0116	.0023	8	33
33	9	1.0000	.9989	.9805	.8932	.7000	.4497	.2299	.0923	.0287	.0068	9	33
33	10	1.0000	.9998	.9932	.9492	.8190	.5993	.3570	.1690	.0623	.0175	10	33
33	11	1.0000	1.0000	.9979	.9784	.9013	.7334	.5001	.2758	.1190	.0401	11	33
33	12	1.0000	1.0000	.9994	.9918	.9516	.8387	.6414	.4064	.2062	.0814	12	33
33	13	1.0000	1.0000	.9999	.9972	.9787	.9116	.7642	.5470	.3203	.1481	13	33
33	14	1.0000	1.0000	1.0000	.9992	.9916	.9563	.8588	.6810	.4537	.2434	14	33
33	15	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9970	.9805	.9232	.7941	.5910	.3642	15	33
33	16	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9990	.9922	.9623	.8789	.7191	.5000	16	33
33	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9972	.9833	.9355	.8232	.6358	17	33
33	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9991	.9934	.9690	.8989	.7568	18	33
33	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9976	.9866	.9478	.8519	19	33
33	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9948	.9758	.9186	20	33
33	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9982	.9900	.9599	21	33
33	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	.9964	.9825	22	33
33	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9988	.9932	23	33
33	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9977	24	33
33	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	25	33
33	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	26	33
33	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	27	33
33	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	28	33
33	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	29	33
33	30	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	30	33
33	31	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	31	33
33	32	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	32	33
33	33	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	33	33
34	0	.1748	.0278	.0040	.0005	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	34
34	1	.4877	.1329	.0279	.0048	.0007	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	1	34
34	2	.7593	.3255	.0975	.0226	.0042	.0006	.0001	.0000	.0000	.0000	2	34
34	3	.9119	.5538	.2285	.0700	.0167	.0032	.0005	.0001	.0000	.0000	3	34
34	4	.9741	.7504	.4076	.1619	.0491	.0117	.0022	.0003	.0000	.0000	4	34
34	5	.9937	.8815	.5973	.2996	.1138	.0334	.0077	.0014	.0002	.0000	5	34
34	6	.9987	.9519	.7591	.4661	.2180	.0785	.0219	.0048	.0008	.0001	6	34
34	7	.9998	.9831	.8733	.6326	.3570	.1558	.0527	.0138	.0028	.0004	7	34
34	8	1.0000	.9949	.9413	.7731	.5134	.2677	.1086	.0341	.0082	.0015	8	34
34	9	1.0000	.9986	.9760	.8746	.6640	.4061	.1955	.0732	.0210	.0045	9	34
34	10	1.0000	.9997	.9913	.9380	.7894	.5545	.3126	.1383	.0472	.0122	10	34
34	11	1.0000	.9999	.9972	.9726	.8807	.6932	.4500	.2331	.0940	.0288	11	34
34	12	1.0000	1.0000	.9992	.9891	.9390	.8071	.5919	.3542	.1674	.0607	12	34
34	13	1.0000	1.0000	.9998	.9961	.9719	.8897	.7212	.4908	.2690	.1147	13	34
34	14	1.0000	1.0000	1.0000	.9988	.9883	.9429	.8257	.6274	.3937	.1958	14	34
34	15	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9956	.9732	.9007	.7488	.5297	.3038	15	34
34	16	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9985	.9887	.9486	.8450	.6619	.4321	16	34
34	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9957	.9759	.9128	.7764	.5679	17	34
34	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9985	.9898	.9556	.8649	.6962	18	34

TABLA 12 (Cont.)

N	X	P .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
34	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9961	.9795	.9258	.8042	10	34
34	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9987	.9915	.9632	.8853	20	34
34	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9969	.9836	.9303	21	34
34	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9990	.9935	.9712	22	34
34	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9977	.9878	23	34
34	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9955	24	34
34	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9985	25	34
34	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	26	34
34	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	27	34
34	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	28	34
34	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	29	34
34	30	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	30	34
34	31	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	31	34
34	32	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	32	34
34	33	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	33	34
34	34	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	34	34
35	0	.1661	.0250	.0034	.0004	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	35
35	1	.4720	.1224	.0243	.0040	.0005	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	1	35
35	2	.7458	.3062	.0870	.0190	.0033	.0005	.0001	.0000	.0000	.0000	2	35
35	3	.9042	.5310	.2088	.0605	.0136	.0024	.0003	.0000	.0000	.0000	3	35
35	4	.9710	.7307	.3807	.1435	.0410	.0091	.0016	.0002	.0000	.0000	4	35
35	5	.9927	.8684	.5689	.2721	.0976	.0269	.0058	.0010	.0001	.0000	5	35
35	6	.9985	.9448	.7348	.4328	.1920	.0650	.0170	.0034	.0005	.0001	6	35
35	7	.9997	.9800	.8562	.5993	.3223	.1326	.0419	.0102	.0019	.0003	7	35
35	8	1.0000	.9937	.9311	.7450	.4743	.2341	.0890	.0260	.0057	.0009	8	35
35	9	1.0000	.9983	.9708	.8543	.6263	.3646	.1651	.0575	.0152	.0030	9	35
35	10	1.0000	.9996	.9890	.9253	.7581	.5100	.2716	.1123	.0354	.0083	10	35
35	11	1.0000	.9999	.9963	.9656	.8579	.6516	.4019	.1952	.0729	.0205	11	35
35	12	1.0000	1.0000	.9989	.9858	.9244	.7729	.5423	.3057	.1344	.0448	12	35
35	13	1.0000	1.0000	.9997	.9947	.9637	.8650	.6760	.4361	.2233	.0877	13	35
35	14	1.0000	1.0000	.9999	.9982	.9842	.9269	.7891	.5728	.3376	.1553	14	35
35	15	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9938	.9641	.8744	.7003	.4685	.2408	15	35
35	16	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9978	.9840	.9318	.8065	.6024	.3679	16	35
35	17	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9993	.9936	.9664	.8857	.7249	.5000	17	35
35	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9977	.9850	.9385	.8251	.6321	18	35
35	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	.9939	.9699	.8984	.7502	19	35
35	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9978	.9867	.9464	.8447	20	35
35	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9947	.9745	.9123	21	35
35	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9981	.9901	.9552	22	35
35	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9958	.9795	23	35
35	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9986	.9917	24	35
35	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9970	25	35
35	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9991	26	35
35	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	27	35
35	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	28	35
35	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	29	35
35	30	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	30	35
35	31	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	31	35
35	32	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	32	35
35	33	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	33	35
35	34	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	34	35

TABLA 12 (Cont.)

		P											
n	x	.05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
35	35	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	35	35
36	0	.1578	.0225	.0029	.0003	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	36
36	1	.4567	.1126	.0212	.0032	.0004	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	1	36
36	2	.7321	.2879	.0776	.0160	.0026	.0004	.0000	.0000	.0000	.0000	2	36
36	3	.8963	.5085	.1908	.0522	.0110	.0018	.0002	.0000	.0000	.0000	3	36
36	4	.9676	.7108	.3550	.1269	.0342	.0071	.0012	.0001	.0000	.0000	4	36
36	5	.9917	.8546	.5406	.2464	.0835	.0216	.0043	.0007	.0001	.0000	5	36
36	6	.9982	.9372	.7099	.4007	.1684	.0536	.0130	.0024	.0003	.0000	6	36
36	7	.9997	.9765	.8380	.5660	.2897	.1124	.0332	.0075	.0013	.0002	7	36
36	8	.9999	.9923	.9199	.7159	.4363	.2037	.0725	.0196	.0040	.0006	8	36
36	9	1.0000	.9978	.9649	.8324	.5883	.3254	.1385	.0449	.0110	.0020	9	36
36	10	1.0000	.9994	.9863	.9111	.7251	.4663	.2343	.0904	.0263	.0057	10	36
36	11	1.0000	.9999	.9952	.9576	.8329	.6091	.3563	.1620	.0560	.0144	11	36
36	12	1.0000	1.0000	.9985	.9818	.9078	.7365	.4932	.2615	.1067	.0326	12	36
36	13	1.0000	1.0000	.9996	.9930	.9530	.8373	.6292	.3840	.1833	.0662	13	36
36	14	1.0000	1.0000	.9999	.9975	.9791	.9083	.7495	.5181	.2861	.1215	14	36
36	15	1.0000	1.0000	1.0000	.9992	.9914	.9530	.8446	.6493	.4096	.2025	15	36
36	16	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9968	.9781	.9117	.7640	.5422	.3089	16	36
36	17	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9980	.9907	.9543	.8540	.6698	.4340	17	36
36	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9964	.9785	.9174	.7800	.5660	18	36
36	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9988	.9908	.9574	.8654	.6911	19	36
36	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9964	.9800	.9248	.7975	20	36
36	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9988	.9915	.9618	.8785	21	36
36	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9968	.9825	.9338	22	36
36	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9989	.9928	.9674	23	36
36	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9973	.9856	24	36
36	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9991	.9943	25	36
36	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9980	26	36
36	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	27	36
36	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	28	36
36	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	29	36
36	30	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	30	36
36	31	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	31	36
36	32	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	32	36
36	33	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	33	36
36	34	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	34	36
36	35	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	35	36
36	36	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	36	36
37	0	.1499	.0203	.0024	.0003	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	37
37	1	.4418	.1036	.0184	.0027	.0003	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	1	37
37	2	.7183	.2703	.0692	.0135	.0021	.0003	.0000	.0000	.0000	.0000	2	37
37	3	.8881	.4864	.1736	.0450	.0089	.0014	.0002	.0000	.0000	.0000	3	37
37	4	.9641	.6905	.3303	.1120	.0284	.0055	.0008	.0001	.0000	.0000	4	37
37	5	.9905	.8402	.5128	.2225	.0711	.0172	.0032	.0005	.0000	.0000	5	37
37	6	.9979	.9289	.6846	.3698	.1472	.0440	.0100	.0017	.0002	.0000	6	37
37	7	.9996	.9726	.8188	.5330	.2594	.0947	.0261	.0054	.0008	.0001	7	37
37	8	.9999	.9907	.9076	.6859	.3996	.1763	.0588	.0148	.0028	.0004	8	37
37	9	1.0000	.9973	.9581	.8091	.5503	.2889	.1154	.0348	.0078	.0013	9	37
37	10	1.0000	.9993	.9831	.8954	.6909	.4241	.2008	.0722	.0194	.0038	10	37
37	11	1.0000	.9998	.9939	.9483	.8069	.5663	.3136	.1333	.0427	.0100	11	37
37	12	1.0000	1.0000	.9980	.9769	.8891	.6983	.4453	.2217	.0839	.0235	12	37

TABLA 12 (Cont.)

N	x	P .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
37	13	1.0000	1.0000	.9990	.9907	.9423	.8071	.5816	.3350	.1488	.0494	13	37
37	14	1.0000	1.0000	.9999	.9966	.9728	.8870	.7074	.4645	.2398	.0939	14	37
37	15	1.0000	1.0000	1.0000	.9989	.9863	.9396	.8113	.5966	.3540	.1620	15	37
37	16	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9955	.9705	.8882	.7181	.4825	.2557	16	37
37	17	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9984	.9869	.9394	.8180	.6123	.3714	17	37
37	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9947	.9700	.8920	.7304	.5000	18	37
37	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9981	.9865	.9414	.8270	.6286	19	37
37	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9994	.9945	.9710	.8881	.7443	20	37
37	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9980	.9869	.9452	.8380	21	37
37	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9947	.9732	.9061	22	37
37	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9980	.9881	.9506	23	37
37	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9953	.9765	24	37
37	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9983	.9900	25	37
37	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9995	.9962	26	37
37	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9987	27	37
37	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	28	37
37	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	29	37
37	30	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	30	37
37	31	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	31	37
37	32	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	32	37
37	33	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	33	37
37	34	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	34	37
37	35	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	35	37
37	36	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	36	37
37	37	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	37	37
38	0	.1426	.0182	.0021	.0002	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	38
38	1	.4222	.0953	.0160	.0022	.0002	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	1	38
38	2	.7045	.2537	.0615	.0113	.0016	.0002	.0000	.0000	.0000	.0000	2	38
38	3	.8796	.4648	.1570	.0387	.0072	.0011	.0001	.0000	.0000	.0000	3	38
38	4	.9603	.6701	.3068	.0986	.0235	.0043	.0006	.0001	.0000	.0000	4	38
38	5	.9891	.8253	.4850	.2004	.0604	.0137	.0024	.0003	.0000	.0000	5	38
38	6	.9975	.9200	.6[illegible]8	.3404	.1282	.0359	.0076	.0012	.0001	.0000	6	38
38	7	.9995	.9682	.7986	.5003	.2313	.0795	.0205	.0040	.0006	.0001	7	38
38	8	.9999	.9889	.8943	.6553	.3646	.1518	.0474	.0110	.0019	.0002	8	38
38	9	1.0000	.9966	.9505	.7845	.5126	.2551	.0956	.0268	.0055	.0008	9	38
38	10	1.0000	.9991	.9793	.8[illegible]	.6558	.3835	.1700	.0572	.0142	.0025	10	38
38	11	1.0000	.9998	.9922	.9377	.7772	.5236	.2741	.1080	.0322	.0060	11	38
38	12	1.0000	1.0000	.9974	.9712	.8683	.6587	.3992	.1864	.0654	.0168	12	38
38	13	1.0000	1.0000	.9992	.9880	.9290	.7745	.5339	.2897	.1196	.0365	13	38
38	14	1.0000	1.0000	.9998	.9959	.9652	.8631	.6634	.4127	.1980	.0717	14	38
38	15	1.0000	1.0000	.9999	.9984	.9844	.9238	.7749	.5439	.3026	.1279	15	38
38	16	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9937	.9612	.8613	.6605	.4247	.2088	16	38
38	17	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9977	.9820	.9215	.7781	.5539	.3136	17	38
38	18	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9992	.9924	.9593	.8624	.6773	.4357	18	38
38	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9971	.9807	.9216	.7835	.5643	19	38
38	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9990	.9917	.9591	.8661	.6864	20	38
38	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9967	.9805	.9240	.7912	21	38
38	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9988	.9916	.9606	.8721	22	38
38	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9967	.9814	.9283	23	38
38	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9988	.9921	.9635	24	38
38	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9970	.9832	25	38

TABLA 12 (Cont.)

		P											
N	x	.05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
38	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9990	.9990	.9931	26	38
38	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9975	27	38
38	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9992	28	38
38	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	29	38
38	30	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	30	38
38	31	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	31	38
38	32	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	32	38
38	33	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	33	38
38	34	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	34	38
38	35	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	35	38
38	36	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	36	38
38	37	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	37	38
38	38	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	38	38
39	0	.1353	.0164	.0018	.0002	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	39
39	1	.4123	.0876	.0139	.0018	.0002	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	1	39
39	2	.6906	.2378	.0547	.0095	.0013	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	2	39
39	3	.8709	.4437	.1435	.0332	.0058	.0008	.0001	.0000	.0000	.0000	3	39
39	4	.9562	.6496	.2845	.0866	.0194	.0033	.0004	.0000	.0000	.0000	4	39
39	5	.9877	.8097	.4586	.1800	.0512	.0109	.0018	.0002	.0000	.0000	5	39
39	6	.9971	.9106	.6328	.3124	.1112	.0293	.0058	.0009	.0001	.0000	6	39
39	7	.9994	.9634	.7777	.4683	.2055	.0664	.0160	.0029	.0004	.0000	7	39
39	8	.9999	.9869	.8790	.6243	.3313	.1301	.0379	.0082	.0013	.0001	8	39
39	9	1.0000	.9958	.9421	.7586	.4756	.2241	.0787	.0205	.0039	.0005	9	39
39	10	1.0000	.9988	.9750	.8594	.6200	.3450	.1445	.0450	.0103	.0017	10	39
39	11	1.0000	.9997	.9903	.9258	.7469	.4816	.2380	.0882	.0241	.0047	11	39
39	12	1.0000	.9999	.9966	.9645	.8455	.6182	.3554	.1554	.0504	.0119	12	39
39	13	1.0000	1.0000	.9989	.9846	.9138	.7397	.4867	.2484	.0952	.0266	13	39
39	14	1.0000	1.0000	.9997	.9940	.9561	.8365	.6180	.3635	.1632	.0541	14	39
39	15	1.0000	1.0000	.9999	.9978	.9796	.9056	.7359	.4914	.2559	.0998	15	39
39	16	1.0000	1.0000	1.0000	.9993	.9914	.9500	.8311	.6193	.3698	.1684	16	39
39	17	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9967	.9758	.9004	.7347	.4958	.2612	17	39
39	18	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9988	.9893	.9461	.8287	.6218	.3746	18	39
39	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9957	.9732	.8979	.7357	.5000	19	39
39	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9984	.9878	.9441	.8289	.6254	20	39
39	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	.9950	.9720	.8979	.7388	21	39
39	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9981	.9872	.9441	.8316	22	39
39	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9993	.9947	.9720	.9002	23	39
39	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9980	.9873	.9459	24	39
39	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9993	.9948	.9734	25	39
39	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9981	.9881	26	39
39	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9994	.9953	27	39
39	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9983	28	39
39	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9995	29	39
39	30	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	30	39
39	31	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	31	39
39	32	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	32	39
39	33	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	33	39
39	34	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	34	39
39	35	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	35	39
39	36	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	36	39
39	37	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	37	39

TABLA 12 (Cont.)

N	X	P .05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	X	N
39	38	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	38	39
39	39	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	39	39
40	0	.1285	.0148	.0015	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	0	40
40	1	.3991	.0205	.0121	.0015	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	.0000	1	40
40	2	.6767	.2228	.0886	.0079	.0010	.0001	.0000	.0000	.0000	.0000	2	40
40	3	.8619	.4231	.1302	.0285	.0047	.0006	.0001	.0000	.0000	.0000	3	40
40	4	.9520	.6290	.2633	.0759	.0160	.0026	.0003	.0000	.0000	.0000	4	40
40	5	.9861	.7937	.4325	.1613	.0433	.0086	.0013	.0001	.0000	.0000	5	40
40	6	.9965	.9005	.6067	.2859	.0962	.0238	.0044	.0006	.0001	.0000	6	40
40	7	.9993	.9581	.7559	.4371	.1820	.0553	.0124	.0021	.0002	.0000	7	40
40	8	.9999	.9845	.8646	.5931	.2998	.1110	.0303	.0061	.0009	.0001	8	40
40	9	1.0000	.9949	.9328	.7318	.4395	.1950	.0644	.0156	.0027	.0003	9	40
40	10	1.0000	.9985	.9701	.8392	.5830	.3087	.1215	.0352	.0074	.0011	10	40
40	11	1.0000	.9996	.9880	.9125	.7151	.4406	.2053	.0709	.0170	.0032	11	40
40	12	1.0000	.9999	.9957	.9568	.8200	.5772	.3143	.1285	.0326	.0083	12	40
40	13	1.0000	1.0000	.9986	.9806	.8968	.7033	.4402	.2112	.0751	.0192	13	40
40	14	1.0000	1.0000	.9996	.9921	.9456	.8074	.5721	.3174	.1326	.0403	14	40
40	15	1.0000	1.0000	.9999	.9971	.9738	.8849	.6946	.4402	.2142	.0769	15	40
40	16	1.0000	1.0000	1.0000	.9990	.9884	.9367	.7978	.5681	.3185	.1341	16	40
40	17	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9953	.9681	.8761	.6885	.4391	.2148	17	40
40	18	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9983	.9852	.9301	.7911	.5651	.3179	18	40
40	19	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9994	.9937	.9637	.8702	.6844	.4373	19	40
40	20	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9998	.9976	.9827	.9256	.7870	.5627	20	40
40	21	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9991	.9925	.9608	.8669	.6821	21	40
40	22	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	.9970	.9811	.9233	.7852	22	40
40	23	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9989	.9917	.9595	.8659	23	40
40	24	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9966	.9804	.9231	24	40
40	25	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9988	.9914	.9507	25	40
40	26	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9966	.9808	26	40
40	27	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9988	.9917	27	40
40	28	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9996	.9968	28	40
40	29	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	.9989	29	40
40	30	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9997	30	40
40	31	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	.9999	31	40
40	32	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	32	40
40	33	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	33	40
40	34	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	34	40
40	35	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	35	40
40	36	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	36	40
40	37	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	37	40
40	38	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	38	40
40	39	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	39	40
40	40	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000	40	40

TABLA 13

VALORES CRITICOS DE D o (C) PARA PRUEBA DE IRWIN-FISHER

Totales al margen derecho		B ó (A)	Nivel de Significancia .05	.025	.01	.005
$A+B=3$	$C+D=3$	3	0	—	—	—
$A+B=4$	$C+D=4$	4	0	0	—	—
	$C+D=3$	4	0	—	—	—
$A+B=5$	$C+D=5$	5	1	1	0	0
		4	0	0	—	—
	$C+D=4$	5	1	0	0	—
		4	0	—	—	—
	$C+D=3$	5	0	0	—	—
	$C+D=2$	5	0	—	—	—
$A+B=6$	$C+D=6$	6	2	1	1	0
		5	1	0	0	—
		4	0	—	—	—
	$C+D=5$	6	1	0	0	0
		5	0	0	—	—
		4	0	—	—	—
	$C+D=4$	6	1	0	0	0
		5	0	0	—	—
	$C+D=3$	6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—
	$C+D=2$	6	0	—	—	—
$A+B=7$	$C+D=7$	7	3	2	1	1
		6	1	1	0	0
		5	0	0	—	—
		4	0	—	—	—
	$C+D=6$	7	2	2	1	1
		6	1	0	0	0
		5	0	0	—	—
		4	0	—	—	—
	$C+D=5$	7	2	1	0	0
		6	1	0	0	—
		5	0	—	—	—
	$C+D=4$	7	1	1	0	0
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—
	$C+D=3$	7	0	0	0	—
		6	0	—	—	—
	$C+D=2$	7	0	—	—	—
$A+B=8$	$C+D=8$	8	4	3	2	2
		7	2	2	1	0
		6	1	1	0	0
		5	0	0	—	—
		4	0	—	—	—
	$C+D=7$	8	3	2	2	1
		7	2	1	1	0
		6	1	0	0	—
		5	0	0	—	—
	$C+D=6$	8	2	2	1	1
		7	1	1	0	0
		6	0	0	0	—
		5	0	—	—	—

TABLA 13 (Cont.)

VALORES CRITICOS DE D o (C) PARA PRUEBA DE IRWIN-FISHER

Totales al margen derecho		B ó (A)	Nivel de significancia .05	.025	.01	.005
	$C+D=5$	8	2	1	1	0
		7	1	0	0	0
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—
	$C+D=4$	8	1	1	0	0
		7	0	0	—	—
		6	0	—	—	—
	$C+D=3$	8	0	0	0	—
		7	0	0	—	—
	$C+D=2$	8	0	0	—	—
$A+B=9$	$C+D=9$	9	5	4	3	3
		8	3	3	2	1
		7	2	1	1	0
		6	1	1	0	0
		5	0	0	—	—
		4	0	—	—	—
	$C+D=8$	9	4	3	3	2
		8	3	2	1	1
		7	2	1	0	0
		6	1	0	0	—
		5	0	0	—	—
	$C+D=7$	9	3	3	2	2
		8	2	2	1	0
		7	1	1	0	0
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—
	$C+D=6$	9	3	2	1	1
		8	2	1	0	0
		7	1	0	0	—
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—
	$C+D=5$	9	2	1	1	1
		8	1	1	0	0
		7	0	0	—	—
		6	0	—	—	—
	$C+D=4$	9	1	1	0	0
		8	0	0	0	—
		7	0	0	—	—
		6	0	—	—	—
	$C+D=3$	9	1	0	0	0
		8	0	0	—	—
		7	0	—	—	—
	$C+D=2$	9	0	0	—	—
$A+B=10$	$C+D=10$	10	6	5	4	3
		9	4	3	3	2
		8	3	2	1	1
		7	2	1	1	0
		6	1	0	0	—
		5	0	0	—	—
		4	0	—	—	—
	$C+D=9$	10	5	4	3	3
		9	4	3	2	2
		8	2	2	1	1
		7	1	1	0	0
		6	1	0	0	—
		5	0	0	—	—

CUADRO 13 (Cont.)

VALORES CRITICOS DE D o (C) PARA PRUEBA DE IRWIN-FISHER

Totales al margen derecho		B ó (A)	Nivel de significancia .05	.025	.01	.005
	$C + D = 8$	10	4	4	3	2
		9	3	2	2	1
		8	2	1	1	0
		7	1	1	0	0
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—
	$C + D = 7$	10	3	3	2	2
		9	2	2	1	1
		8	1	1	0	0
		7	1	0	0	—
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—
	$C + D = 6$	10	3	2	2	1
		9	2	1	1	0
		8	1	1	0	0
		7	0	0	—	—
		6	0	—	—	—
	$C + D = 5$	10	2	2	1	1
		9	1	1	0	0
		8	1	0	0	—
		7	0	0	—	—
		6	0	—	—	—
	$C + D = 4$	10	1	1	0	0
		9	1	0	0	0
		8	0	0	—	—
		7	0	—	—	—
	$C + D = 3$	10	1	0	0	0
		9	0	0	—	—
		8	0	—	—	—
	$C + D = 2$	10	0	0	—	—
		9	0	—	—	—
$A + B = 11$	$C + D = 11$	11	7	6	5	4
		10	5	4	3	3
		9	4	3	2	2
		8	3	2	1	1
		7	2	1	0	0
		6	1	0	0	—
		5	0	0	—	—
		4	0	—	—	—
	$C + D = 10$	11	6	5	4	4
		10	4	4	3	2
		9	3	3	2	1
		8	2	2	1	0
		7	1	1	0	0
		6	1	0	0	—
		5	0	—	—	—
	$C + D = 9$	11	5	4	4	3
		10	4	3	2	2
		9	3	2	1	1
		8	2	1	1	0
		7	1	1	0	0
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—

TABLA 13 (Cont.)

VALORES CRITICOS DE D o (C) PARA PRUEBA DE IRWIN-FISHER

Totales al margen derecho		B ó (A)	Nivel de significancia .05	.025	.01	.005
	$C + D = 8$	11	4	4	3	3
		10	3	3	2	1
		9	2	2	1	1
		8	1	1	0	0
		7	1	0	0	—
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—
	$C + D = 7$	11	4	3	2	2
		10	3	2	1	1
		9	2	1	1	0
		8	1	1	0	0
		7	0	0	—	—
		6	0	0	—	—
	$C + D = 6$	11	3	2	2	1
		10	2	1	1	0
		9	1	1	0	0
		8	1	0	0	—
		7	0	0	—	—
		6	0	—	—	—
	$C + D = 5$	11	2	2	1	1
		10	1	1	0	0
		9	1	0	0	0
		8	0	0	—	—
		7	0	—	—	—
	$C + D = 4$	11	1	1	1	0
		10	1	0	0	0
		9	0	0	—	—
		8	0	—	—	—
	$C + D = 3$	11	1	0	0	0
		10	0	0	—	—
		9	0	—	—	—
	$C + D = 2$	11	0	0	—	—
		10	0	—	—	—
$A + B = 12$	$C + D = 12$	12	8	7	6	5
		11	6	5	4	4
		10	5	4	3	2
		9	4	3	2	1
		8	3	2	1	1
		7	2	1	0	0
		6	1	0	0	—
		5	0	0	—	—
		4	0	—	—	—
	$C + D = 11$	12	7	6	5	5
		11	5	5	4	3
		10	4	3	2	2
		9	3	2	2	1
		8	2	1	1	0
		7	1	1	0	0
		6	1	0	0	—
		5	0	0	—	—
	$C + D = 10$	12	6	5	5	4
		11	5	4	3	3
		10	4	3	2	2
		9	3	2	1	1
		8	2	1	0	0
		7	1	0	0	0
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—

TABLA 13 (Cont.)

VALORES CRITICOS DE D o (C) PARA PRUEBA DE IRWIN-FISHER

Totales al margen derecho		B ó (A)	Nivel de significancia .05	.025	.01	.005
	$C + D = 9$	12	5	5	4	3
		11	4	3	3	2
		10	3	2	2	1
		9	2	2	1	0
		8	1	1	0	0
		7	1	0	0	—
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—
	$C + D = 8$	12	5	4	3	3
		11	3	3	2	2
		10	2	2	1	1
		9	2	1	1	0
		8	1	1	0	0
		7	0	0	—	—
		6	0	0	—	—
	$C + D = 7$	12	4	3	3	2
		11	3	2	2	1
		10	2	1	1	0
		9	1	1	0	0
		8	1	0	0	—
		7	0	0	—	—
		6	0	—	—	—
	$C + D = 6$	12	3	3	2	2
		11	2	2	1	1
		10	1	1	0	0
		9	1	0	0	0
		8	0	0	—	—
		7	0	0	—	—
		6	0	—	—	—
	$C + D = 5$	12	2	2	1	1
		11	1	1	1	0
		10	1	0	0	0
		9	0	0	0	—
		8	0	0	—	—
		7	0	—	—	—
	$C + D = 4$	12	2	1	1	0
		11	1	0	0	0
		10	0	0	0	—
		9	0	0	—	—
		8	0	—	—	—
	$C + D = 3$	12	1	0	0	0
		11	0	0	0	—
		10	0	0	—	—
		9	0	—	—	—
	$C + D = 2$	12	0	0	—	—
		11	0	—	—	—
$A + B = 13$	$C + D = 13$	13	9	8	7	6
		12	7	6	5	4
		11	6	5	4	3
		10	4	4	3	2
		9	3	3	2	1
		8	2	2	1	0
		7	2	1	0	0
		6	1	0	0	—
		5	0	0	—	—
		4	0	—	—	—

TABLA 13 (Cont.)

VALORES CRITICOS DE D o (C) PARA PRUEBA DE IRWIN-FISHER

Totales al margen derecho	B ó (A)	Nivel de significancia .05	.025	.01	.005
$C + D = 12$	13	8	7	6	5
	12	6	5	5	4
	11	5	4	3	3
	10	4	3	2	2
	9	3	2	1	1
	8	2	1	1	0
	7	1	1	0	0
	6	1	0	0	—
	5	0	0	—	—
$C + D = 11$	13	7	6	5	5
	12	6	5	4	3
	11	4	4	3	2
	10	3	3	2	1
	9	3	2	1	1
	8	2	1	0	0
	7	1	0	0	0
	6	0	0	—	—
	5	0	—	—	—
$C + D = 10$	13	6	6	5	4
	12	5	4	3	3
	11	4	3	2	2
	10	3	2	1	1
	9	2	1	1	0
	8	1	1	0	0
	7	1	0	0	—
	6	0	0	—	—
	5	0	—	—	—
$C + D = 9$	13	5	5	4	4
	13	4	4	3	2
	11	3	3	2	1
	10	2	2	1	1
	9	2	1	0	0
	8	1	1	0	0
	7	0	0	—	—
	6	0	0	—	—
	5	0	—	—	—
$C + D = 8$	13	5	4	3	3
	12	4	3	2	2
	11	3	2	1	1
	10	2	1	1	0
	9	1	1	0	0
	8	1	0	0	—
	7	0	0	—	—
	6	0	—	—	—
$C + D = 7$	13	4	3	3	2
	12	3	2	2	1
	11	2	2	1	1
	10	1	1	0	0
	9	1	0	0	0
	8	0	0	—	—
	7	0	0	—	—
	6	0	—	—	—

TABLA 13 (Cont.)

VALORES CRITICOS DE D o (C) PARA PRUEBA DE IRWIN-FISHER

Totales al margen derecho		B ó (A)	Nivel de significancia .05	.025	.01	.005
	$C+D=6$	13	3	3	2	2
		12	2	2	1	1
		11	2	1	1	0
		10	1	1	0	0
		9	1	0	0	—
		8	0	0	—	—
		7	0	—	—	—
	$C+D=5$	13	2	2	1	1
		12	2	1	1	0
		11	1	1	0	0
		10	1	0	0	—
		9	0	0	—	—
		8	0	—	—	—
	$C+D=4$	13	2	1	1	0
		12	1	1	0	0
		11	0	0	0	—
		10	0	0	—	—
		9	0	—	—	—
	$C+D=3$	13	1	1	0	0
		12	0	0	0	—
		11	0	0	—	—
		10	0	—	—	—
	$C+D=2$	13	0	0	0	—
		12	0	—	—	—
$A+B=14$	$C+D=14$	14	10	9	8	7
		13	8	7	6	5
		12	6	6	5	4
		11	5	4	3	3
		10	4	3	2	2
		9	3	2	2	1
		8	2	2	1	0
		7	1	1	0	0
		6	1	0	0	—
		5	0	0	—	—
		4	0	—	—	—
	$C+D=13$	14	9	8	7	6
		13	7	6	5	5
		12	6	5	4	3
		11	5	4	3	2
		10	4	3	2	2
		9	3	2	1	1
		8	2	1	1	0
		7	1	1	0	0
		6	1	0	—	—
		5	0	0	—	—
	$C+D=12$	14	8	7	6	6
		13	6	6	5	4
		12	5	4	4	3
		11	4	3	3	2
		10	3	3	2	1
		9	2	2	1	1
		8	2	1	0	0
		7	1	0	0	—
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—

TABLA 13 (Cont.)

VALORES CRITICOS DE D o (C) PARA PRUEBA DE IRWIN-FISHER

Totales al margen derecho	B ó (A)	Nivel de significancia .05	.025	.01	.005
$C+D=11$	14	7	6	6	5
	13	6	5	4	4
	12	5	4	3	3
	11	4	3	2	2
	10	3	2	1	1
	9	2	1	1	0
	8	1	1	0	0
	7	1	0	0	—
	6	0	0	—	—
	5	0	—	—	—
$C+D=10$	14	6	6	5	4
	13	5	4	4	3
	12	4	3	3	2
	11	3	3	2	1
	10	2	2	1	1
	9	2	1	0	0
	8	1	1	0	0
	7	0	0	0	—
	6	0	0	—	—
	5	0	—	—	—
$C+D=9$	14	6	5	4	4
	13	4	4	3	3
	12	3	3	2	2
	11	3	2	1	1
	10	2	1	1	0
	9	1	1	0	0
	8	1	0	0	—
	7	0	0	—	—
	6	0	—	—	—
$C+D=8$	14	5	4	4	3
	13	4	3	2	2
	12	3	2	2	1
	11	2	2	1	1
	10	2	1	0	0
	9	1	0	0	0
	8	0	0	0	—
	7	0	0	—	—
	6	0	—	—	—
$C+D=7$	14	4	3	3	2
	13	3	2	2	1
	12	2	2	1	1
	11	2	1	1	0
	10	1	1	0	0
	9	1	0	0	—
	8	0	0	—	—
	7	0	—	—	—
$C+D=6$	14	3	3	2	2
	13	2	2	1	1
	12	2	1	1	0
	11	1	1	0	0
	10	1	0	0	—
	9	0	0	—	—
	8	0	0	—	—
	7	0	—	—	—
$C+D=5$	14	2	2	1	1
	13	2	1	1	0
	12	1	1	0	0
	11	1	0	0	0
	10	0	0	—	—
	9	0	0	—	—
	8	0	—	—	—

TABLA 13 (Cont.)

VALORES CRITIOS DE D o (C) PARA PRUEBA DE IRWIN-FISHER

Totales al margen derecho		B ó (A)	Nivel de significancia .05	.025	.01	.005
	$C+D=4$	14	2	1	1	1
		13	1	1	0	0
		12	1	0	0	0
		11	0	0	—	—
		10	0	0	—	—
		9	0	—	—	—
	$C+D=3$	14	1	1	0	0
		13	0	0	0	—
		12	0	0	—	—
		11	0	—	—	—
	$C+D=2$	14	0	0	0	—
		13	0	0	—	—
		12	0	—	—	—
$A+B=15$	$C+D=15$	15	11	10	9	8
		14	9	8	7	6
		13	7	6	5	5
		12	6	5	4	4
		11	5	4	3	3
		10	4	3	2	2
		9	3	2	1	1
		8	2	1	1	0
		7	1	1	0	0
		6	1	0	0	—
		5	0	0	—	—
		4	0	—	—	—
	$C+D=14$	15	10	9	8	7
		14	8	7	6	6
		13	7	3	5	4
		12	6	5	4	3
		11	5	4	3	2
		10	4	3	2	1
		9	3	2	1	1
		8	2	1	1	0
		7	1	1	0	0
		6	1	0	—	—
		5	0	—	—	—
	$C+D=13$	15	9	8	7	7
		14	7	7	6	5
		13	6	5	4	4
		12	5	4	3	3
		11	4	3	2	2
		10	3	2	2	1
		9	2	2	1	0
		8	2	1	0	0
		7	1	0	0	—
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—
	$C+D=12$	15	8	7	7	6
		14	7	6	5	4
		13	6	5	4	3
		12	5	4	3	2
		11	4	3	2	2
		10	3	2	1	1
		9	2	1	1	0
		8	1	1	0	0
		7	1	0	0	—
		6	0	0	—	—
		5	0	—	—	—

TABLA 13 (Cont.)

VALORES CRITICOS DE D o (C) PARA PRUEBA DE IRWIN-FISHER

Totales al margen derecho	B ó (A)	Nivel de significancia .05	.025	.01	.005
$C + D = 11$	15	7	7	6	5
	14	6	5	4	4
	13	5	4	3	3
	12	4	3	2	2
	11	3	2	2	1
	10	2	2	1	1
	9	2	1	0	0
	8	1	1	0	0
	7	1	0	0	—
	6	0	0	—	—
	5	0	—	—	—
$C + D = 10$	15	6	6	5	5
	14	5	5	4	3
	13	4	4	3	2
	12	3	3	2	2
	11	3	2	1	1
	10	2	1	1	0
	9	1	1	0	0
	8	1	0	0	—
	7	0	0	—	—
	6	0	—	—	—
$C + D = 9$	15	6	5	4	4
	14	5	4	3	3
	13	4	3	2	2
	12	3	2	2	1
	11	2	2	1	1
	10	2	1	0	0
	9	1	1	0	0
	8	1	0	0	—
	7	0	0	—	—
	6	0	—	—	—
$C + D = 8$	15	5	4	4	3
	14	4	3	3	2
	13	3	2	2	1
	12	2	2	1	1
	11	2	1	1	0
	10	1	1	0	0
	9	1	0	0	—
	8	0	0	—	—
	7	0	—	—	—
	6	0	—	—	—
$C + D = 7$	15	4	4	3	3
	14	3	3	2	2
	13	2	2	1	1
	12	2	1	1	0
	11	1	1	0	0
	10	1	0	0	0
	9	0	0	—	—
	8	0	0	—	—
	7	0	—	—	—
$C + D = 6$	15	3	3	2	2
	14	2	2	1	1
	13	2	1	1	0
	12	1	1	0	0
	11	1	0	0	0
	10	0	0	0	—
	9	0	0	—	—
	8	0	—	—	—

TABLA 13 (Cont.)

VALORES CRITICOS DE D o (C) PARA PRUEBA DE IRWIN-FISHER

Totales al margen derecho	B ó (A)	Nivel de significancia .05	.025	.01	.005
$C + D = 5$	15	2	2	2	1
	14	2	1	1	1
	13	1	1	0	0
	12	1	0	0	0
	11	0	0	0	—
	10	0	0	—	—
	9	0	—	—	—
$C + D = 4$	15	2	1	1	1
	14	1	1	0	0
	13	1	0	0	0
	12	0	0	0	—
	11	0	0	—	—
	10	0	—	—	—
$C + D = 3$	15	1	1	0	0
	14	0	0	0	0
	13	0	0	—	—
	12	0	0	—	—
	11	0	—	—	—
$C + D = 2$	15	0	0	0	—
	14	0	0	—	—
	13	0	—	—	—

TABLA 14

TAMAÑO DE MUESTRA POR CADA GRUPO, PARA HIPOTESIS DE DOS COLAS

$Ho: P_1 = P_2;\ P_1 = .05$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.10	0.01	1368	1025	863	762	686	624	572	525	407
	0.02	1235	911	760	665	595	538	489	446	339
	0.05	1054	758	621	536	474	423	381	344	252
	0.10	910	637	513	437	381	336	299	267	188
	0.20	758	512	402	336	288	250	219	192	128
0.15	0.01	447	337	285	253	228	209	192	177	139
	0.02	404	300	252	221	199	180	165	151	117
	0.05	345	251	207	179	160	143	130	118	88
	0.10	299	212	172	147	130	115	103	93	67
	0.20	250	171	136	115	99	87	77	68	47
0.20	0.01	241	183	155	138	125	115	106	98	77
	0.02	218	163	137	121	109	99	91	84	65
	0.05	187	136	113	99	88	79	72	66	50
	0.10	162	115	94	81	72	64	58	52	38
	0.20	135	94	75	64	55	49	44	39	28
0.25	0.01	157	120	102	91	83	76	70	65	52
	0.02	142	107	90	80	72	66	61	56	44
	0.05	122	90	75	65	58	53	48	44	34
	0.10	106	76	62	54	48	43	39	35	26
	0.20	88	62	50	42	37	33	29	26	19
0.30	0.01	113	87	74	66	60	55	51	48	38
	0.02	102	77	66	58	53	48	44	41	33
	0.05	88	65	54	48	43	39	35	32	25
	0.10	76	55	45	39	35	32	29	26	20
	0.20	64	45	36	31	27	24	22	20	14
0.35	0.01	86	66	57	51	46	43	40	37	30
	0.02	78	59	50	45	41	37	34	32	25
	0.05	67	50	42	37	33	30	28	25	20
	0.10	58	42	35	30	27	25	22	20	16
	0.20	48	34	28	24	21	19	17	16	12
0.40	0.01	68	53	45	41	37	34	32	30	24
	0.02	62	47	40	36	33	30	28	26	21
	0.05	53	39	33	29	27	24	22	21	16
	0.10	46	34	28	24	22	20	18	17	13
	0.20	38	27	22	19	17	15	14	13	10
0.45	0.01	55	43	37	33	31	28	26	25	20
	0.02	50	38	33	29	27	25	23	21	17
	0.05	43	32	27	24	22	20	18	17	14
	0.10	37	27	23	20	18	16	15	14	11
	0.20	31	22	18	16	14	13	12	11	8
0.50	0.01	46	36	31	28	26	24	22	21	17
	0.02	41	32	27	25	23	21	19	18	15
	0.05	35	27	23	20	18	17	16	14	12
	0.10	31	23	19	17	15	14	13	12	9
	0.20	26	19	15	13	12	11	10	9	7
0.55	0.01	39	30	26	24	22	20	19	18	15
	0.02	35	27	23	21	19	18	17	16	13
	0.05	30	23	19	17	16	14	13	12	10
	0.10	26	19	16	14	13	12	11	10	8
	0.20	21	16	13	11	10	9	9	8	6
0.60	0.01	32	26	22	20	19	18	16	16	13
	0.02	29	23	20	18	17	15	14	13	11
	0.05	25	19	16	15	14	12	12	11	9
	0.10	22	16	14	12	11	10	9	9	7
	0.20	18	13	11	10	9	8	7	7	5
0.65	0.01	28	22	19	18	16	15	14	14	11
	0.02	25	20	17	16	14	13	13	12	10
	0.05	21	16	14	13	12	11	10	9	8
	0.10	18	14	12	11	10	9	8	8	6
	0.20	15	11	10	9	8	7	7	6	5
0.70	0.01	23	19	17	15	14	13	13	12	10
	0.02	21	17	15	14	13	12	11	10	9
	0.05	18	14	12	11	10	10	9	8	7
	0.10	16	12	10	9	9	8	7	7	6
	0.20	13	10	8	7	7	6	6	5	4
0.75	0.01	20	16	15	13	13	12	11	11	9
	0.02	18	15	13	12	11	10	10	9	8
	0.05	15	12	11	10	9	8	8	7	6
	0.10	13	10	9	8	7	7	7	6	5
	0.20	11	8	7	6	6	5	5	5	4
0.80	0.01	17	14	13	12	11	10	10	9	8
	0.02	15	13	11	10	10	9	9	8	7
	0.05	13	10	9	8	8	7	7	7	6
	0.10	11	9	8	7	7	6	6	5	5
	0.20	9	7	6	6	5	5	5	4	4
0.85	0.01	15	12	11	10	10	9	9	8	7
	0.02	13	11	10	9	8	8	8	7	6
	0.05	11	9	8	7	7	7	6	6	5
	0.10	9	8	7	6	6	5	5	5	4
	0.20	8	6	5	5	5	4	4	4	3
0.90	0.01	12	10	9	9	8	8	8	7	7
	0.02	11	9	8	8	7	7	7	7	6
	0.05	9	8	7	6	6	6	6	5	5
	0.10	8	6	6	5	5	5	5	4	4
	0.20	6	5	5	4	4	4	4	3	3
0.95	0.01	10	9	8	8	7	7	7	7	6
	0.02	9	8	7	7	7	6	6	6	5
	0.05	8	6	6	6	5	5	5	5	4
	0.10	6	5	5	5	4	4	4	4	4
	0.20	5	4	4	4	4	3	3	3	3

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .10$

Poder = $1 - \beta$

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.15	0.01	2137	1595	1340	1179	1060	963	880	806	620
	0.02	1928	1416	1176	1027	916	826	749	682	513
	0.05	1642	1174	957	823	725	646	579	520	375
	0.10	1415	984	787	667	579	509	450	399	275
	0.20	1175	787	613	508	433	373	324	281	182
0.20	0.01	627	471	367	351	316	286	264	243	169
	0.02	566	416	349	306	274	248	226	206	157
	0.05	463	348	286	243	219	196	176	159	113
	0.10	417	293	236	201	176	156	139	124	88
	0.20	347	236	185	152	133	116	102	89	60
0.25	0.01	314	238	202	179	162	143	136	125	98
	0.02	285	212	178	156	140	127	116	107	82
	0.05	246	177	146	127	113	101	91	83	62
	0.10	211	149	121	104	91	81	73	65	47
	0.20	176	120	96	81	70	61	54	48	33
0.30	0.01	196	149	126	111	102	93	86	79	63
	0.02	178	133	112	98	89	81	74	68	53
	0.05	152	111	92	80	71	64	58	53	40
	0.10	131	96	76	66	58	57	47	42	31
	0.20	110	74	61	51	45	39	35	31	22
0.35	0.01	136	106	88	79	72	66	61	56	45
	0.02	123	93	78	69	62	57	52	48	38
	0.05	105	77	64	56	50	45	41	38	29
	0.10	91	65	54	46	41	37	33	30	22
	0.20	76	52	43	36	32	28	25	22	16
0.40	0.01	101	77	66	59	54	49	46	42	34
	0.02	91	69	58	52	47	43	39	36	29
	0.05	78	58	48	42	38	34	31	29	22
	0.10	68	49	40	35	31	28	25	23	17
	0.20	56	40	32	27	24	21	19	17	13
0.45	0.01	78	60	51	46	42	39	36	33	27
	0.02	71	54	46	41	37	34	31	29	23
	0.05	60	45	38	33	30	27	25	23	18
	0.10	52	38	31	27	24	22	20	18	14
	0.20	44	31	25	22	19	17	15	14	10
0.50	0.01	62	48	41	37	34	31	29	27	22
	0.02	56	43	37	33	30	27	25	23	19
	0.05	48	36	30	27	24	22	20	19	15
	0.10	42	30	25	22	20	18	16	15	12
	0.20	35	25	20	18	16	14	13	11	9
0.55	0.01	51	39	34	31	28	26	24	23	19
	0.02	46	35	30	27	25	23	21	20	16
	0.05	39	29	25	22	20	18	17	16	13
	0.10	34	25	21	18	16	15	14	13	10
	0.20	28	20	17	15	13	12	11	10	7
0.60	0.01	42	33	28	26	24	22	20	19	16
	0.02	35	29	23	23	21	19	18	17	14
	0.05	32	24	21	18	17	15	14	13	11
	0.10	28	21	17	15	14	13	12	11	8
	0.20	23	17	14	12	11	10	9	8	6
0.65	0.01	35	27	24	22	20	19	17	16	14
	0.02	31	24	21	19	18	16	15	14	12
	0.05	27	20	18	16	14	13	12	11	9
	0.10	23	17	15	13	12	11	10	9	7
	0.20	19	14	12	10	9	8	8	7	6
0.70	0.01	29	23	20	19	17	16	15	14	12
	0.02	26	21	18	16	15	14	13	12	10
	0.05	22	17	15	13	12	11	11	10	8
	0.10	19	15	13	11	10	9	9	8	7
	0.20	16	12	10	9	8	7	7	6	5
0.75	0.01	25	20	17	16	15	14	13	12	11
	0.02	22	18	15	14	13	12	11	11	9
	0.05	19	15	13	12	11	10	9	9	7
	0.10	16	13	11	10	9	8	8	7	6
	0.20	14	10	9	8	7	6	6	6	4
0.80	0.01	21	17	15	14	13	12	11	11	9
	0.02	19	15	13	12	11	11	10	9	8
	0.05	16	13	11	10	9	9	8	8	6
	0.10	14	11	9	8	8	7	7	6	5
	0.20	11	9	7	7	6	6	5	5	4
0.85	0.01	16	14	13	12	11	11	10	10	8
	0.02	16	13	11	11	10	9	9	8	7
	0.05	13	11	9	9	8	8	7	7	6
	0.10	11	9	8	7	7	6	6	6	5
	0.20	10	7	6	6	5	5	5	4	4
0.90	0.01	15	12	11	10	10	9	9	8	7
	0.02	13	11	10	9	9	8	8	7	6
	0.05	11	9	8	7	7	7	6	6	5
	0.10	10	8	7	6	6	5	5	5	4
	0.20	8	6	6	5	5	4	4	4	3
0.95	0.01	12	10	9	9	8	8	8	7	7
	0.02	11	9	8	8	7	7	7	7	6
	0.05	9	8	7	6	6	6	6	5	5
	0.10	8	6	6	5	5	5	5	5	5
	0.20	6	5	5	4	4	4	4	3	3

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .15$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.20	0.01	2810	2094	1756	1545	1388	1259	1149	1052	806
	0.02	2534	1858	1541	1343	1198	1078	977	888	664
	0.05	2157	1538	1252	1075	945	840	751	674	483
	0.10	1856	1287	1027	868	753	660	582	515	351
	0.20	1539	1027	797	659	559	480	415	360	228
0.25	0.01	783	566	494	435	392	357	326	300	232
	0.02	707	521	434	380	340	307	279	254	193
	0.05	603	433	354	305	270	241	216	195	142
	0.10	520	363	292	248	216	191	169	151	106
	0.20	432	291	228	190	163	141	123	108	71
0.30	0.01	380	286	241	213	193	176	161	148	116
	0.02	343	254	213	187	167	152	138	126	97
	0.05	293	212	174	151	134	120	108	98	72
	0.10	253	178	144	123	108	95	85	76	54
	0.20	211	143	113	95	82	71	[illegible]	55	38
0.35	0.01	229	173	147	130	118	108	99	91	72
	0.02	207	154	130	114	102	93	85	78	60
	0.05	177	129	106	92	82	74	67	61	48
	0.10	153	109	88	76	67	59	53	48	35
	0.20	128	88	70	59	51	45	39	35	24
0.40	0.01	155	118	100	89	81	74	68	63	50
	0.02	140	105	89	78	70	64	59	54	42
	0.05	120	88	73	63	57	51	46	42	32
	0.10	104	74	60	52	46	41	37	33	25
	0.20	87	60	48	41	35	31	28	25	18
0.45	0.01	113	86	73	65	60	55	50	47	37
	0.02	102	77	65	57	52	47	44	40	32
	0.05	87	64	53	47	42	38	34	32	24
	0.10	75	54	44	39	34	31	28	25	18
	0.20	63	44	35	30	26	23	21	19	14
0.50	0.01	86	66	56	50	46	42	39	36	29
	0.02	78	59	50	44	40	37	34	31	25
	0.05	66	49	41	36	32	29	27	25	19
	0.10	57	42	34	30	26	24	22	20	15
	0.20	46	34	27	23	21	18	16	15	11
0.55	0.01	67	52	45	40	37	34	31	29	24
	0.02	61	46	39	35	32	29	27	25	20
	0.05	52	39	33	29	26	24	22	20	16
	0.10	45	33	27	24	21	19	17	16	12
	0.20	38	27	22	19	17	15	13	12	9
0.60	0.01	54	42	36	33	30	28	26	24	20
	0.02	49	37	32	29	26	24	22	21	17
	0.05	42	31	26	23	21	19	18	16	13
	0.10	36	27	22	19	17	16	14	13	10
	0.20	30	22	18	15	14	12	11	10	8
0.65	0.01	44	34	30	27	25	23	21	20	16
	0.02	40	31	26	24	22	20	19	17	14
	0.05	34	26	22	19	18	16	15	14	11
	0.10	29	22	18	16	15	13	12	11	9
	0.20	25	18	15	13	11	10	9	8	7
0.70	0.01	36	29	25	23	21	19	18	17	14
	0.02	33	26	22	20	18	17	16	16	12
	0.05	28	21	18	16	15	14	13	12	9
	0.10	24	18	15	14	12	11	10	10	8
	0.20	20	15	12	11	10	9	8	7	6
0.75	0.01	30	24	21	19	18	16	15	15	12
	0.02	27	21	19	17	16	14	13	13	11
	0.05	23	18	15	14	13	12	11	10	8
	0.10	20	15	13	11	10	10	9	8	7
	0.20	17	12	10	9	8	8	7	6	5
0.80	0.01	25	20	18	16	15	14	13	13	11
	0.02	23	18	16	14	13	12	12	11	9
	0.05	19	15	13	12	11	10	9	9	7
	0.10	17	13	11	10	9	8	8	7	6
	0.20	14	10	9	8	7	7	6	6	4
0.85	0.01	21	17	15	14	13	12	12	11	9
	0.02	19	15	13	12	11	11	10	10	8
	0.05	16	13	11	10	9	9	8	7	6
	0.10	14	11	9	8	8	7	7	6	5
	0.20	12	9	8	7	6	6	5	5	4
0.90	0.01	18	14	13	12	11	11	10	10	8
	0.02	16	13	11	11	10	9	9	8	7
	0.05	13	11	9	9	8	8	7	7	6
	0.10	11	9	8	7	7	6	6	5	5
	0.20	10	7	6	6	5	5	5	4	4
0.95	0.01	15	12	11	10	10	9	9	8	7
	0.02	13	11	10	9	8	8	8	7	6
	0.05	11	9	8	7	7	7	6	6	5
	0.10	9	8	7	6	6	5	5	5	4
	0.20	8	6	5	5	5	4	4	[illegible]	[illegible]

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .20$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.25	0.01	3386	2522	2114	1858	1668	1512	1379	1262	968
	0.02	3053	2236	1853	1615	1438	1294	1172	1064	794
	0.05	2597	1850	1504	1290	1134	1007	900	806	575
	0.10	2235	1547	1233	1041	901	789	695	614	417
	0.20	1852	1232	955	785	668	572	494	426	268
0.30	0.01	915	685	576	507	456	415	379	348	268
	0.02	826	608	506	442	395	356	324	295	222
	0.05	704	504	412	355	313	279	250	225	163
	0.10	607	423	339	288	250	220	195	174	121
	0.20	504	339	265	220	188	162	141	123	80
0.35	0.01	433	325	274	242	219	199	183	168	131
	0.02	391	289	242	212	190	172	156	143	109
	0.05	334	240	197	171	151	135	122	110	81
	0.10	288	202	163	139	122	107	96	85	61
	0.20	240	162	128	107	92	80	70	62	41
0.40	0.01	256	193	164	145	131	120	110	101	79
	0.02	232	172	144	127	114	103	94	86	66
	0.05	198	143	118	102	91	82	74	67	50
	0.10	171	121	98	84	74	65	58	52	38
	0.20	142	97	77	65	56	49	43	38	26
0.45	0.01	171	129	110	98	88	81	74	69	54
	0.02	154	115	97	85	77	70	64	59	46
	0.05	132	96	79	69	62	56	50	46	35
	0.10	114	81	66	57	50	45	40	36	26
	0.20	95	65	52	44	38	34	30	27	19
0.50	0.01	122	93	79	71	64	59	54	50	40
	0.02	110	83	70	62	56	51	47	43	34
	0.05	94	69	57	50	45	41	37	34	26
	0.10	82	58	48	41	37	33	29	27	20
	0.20	68	47	38	32	28	25	22	20	14
0.55	0.01	92	70	60	54	49	45	41	38	31
	0.02	83	63	53	47	43	39	36	33	26
	0.05	71	52	44	38	34	31	28	26	20
	0.10	61	44	36	32	28	25	23	21	16
	0.20	51	36	29	25	22	19	17	15	11
0.60	0.01	71	55	47	42	38	35	33	31	25
	0.02	64	49	42	37	34	31	28	26	21
	0.05	55	41	34	30	27	25	23	21	16
	0.10	47	35	29	25	22	20	18	17	13
	0.20	40	28	23	20	17	15	14	13	9
0.65	0.01	56	44	38	34	31	29	27	25	20
	0.02	51	39	33	30	27	25	23	21	17
	0.05	44	33	27	24	22	20	18	17	13
	0.10	38	28	23	20	18	16	15	14	11
	0.20	31	22	18	16	14	13	11	10	8
0.70	0.01	46	36	31	28	25	24	22	21	17
	0.02	41	32	27	24	22	21	19	18	14
	0.05	35	26	22	20	18	17	15	14	11
	0.10	30	22	19	17	15	14	12	11	9
	0.20	25	18	15	13	12	11	10	9	7
0.75	0.01	37	29	25	23	21	20	18	17	14
	0.02	34	26	23	20	19	17	16	15	12
	0.05	29	22	19	17	15	14	13	12	10
	0.10	25	18	16	14	12	11	10	10	6
	0.20	21	15	12	11	10	9	8	7	6
0.80	0.01	31	24	21	19	18	17	16	15	12
	0.02	28	22	19	17	16	15	14	13	11
	0.05	23	18	16	14	13	12	11	10	8
	0.10	20	15	13	12	11	10	9	8	7
	0.20	17	12	10	9	8	8	7	6	5
0.85	0.01	25	20	18	16	15	14	13	13	11
	0.02	23	18	16	14	13	12	12	11	9
	0.05	19	15	13	12	11	10	9	9	7
	0.10	17	13	11	10	9	8	8	7	6
	0.20	14	10	9	8	7	7	6	6	4
0.90	0.01	21	17	15	14	13	12	11	11	9
	0.02	19	15	13	12	11	11	10	9	8
	0.05	16	13	11	10	9	9	8	8	6
	0.10	14	11	9	8	8	7	7	6	5
	0.20	11	9	7	7	6	6	5	5	4
0.95	0.01	17	14	13	12	11	10	10	9	8
	0.02	15	13	11	10	10	9	9	8	7
	0.05	13	10	9	8	8	7	7	7	6
	0.10	11	9	8	7	7	6	6	5	5
	0.20	9	7	6	6	5	5	5	4	4

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .25$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.30	0.01	3867	2878	2411	2119	1902	1723	1572	1438	1098
	0.02	3486	2552	2114	1841	1639	1474	1334	1211	902
	0.05	2965	2110	1714	1470	1291	1145	1023	916	652
	0.10	2550	1764	1404	1185	1026	897	789	696	471
	0.20	2112	1404	1087	895	758	649	559	482	301
0.35	0.01	1023	765	643	566	509	462	423	387	298
	0.02	923	679	564	493	440	397	360	328	247
	0.05	786	563	459	395	348	310	278	250	181
	0.10	678	472	378	320	278	245	217	192	133
	0.20	562	377	294	244	208	179	156	136	88
0.40	0.01	476	357	301	266	240	218	200	183	142
	0.02	430	317	265	232	207	188	171	156	118
	0.05	366	264	218	187	165	147	133	120	88
	0.10	316	221	178	152	133	117	104	93	65
	0.20	263	178	140	117	100	87	76	67	44
0.45	0.01	278	209	177	156	141	129	118	109	85
	0.02	251	186	156	137	123	111	101	93	71
	0.05	214	156	127	110	98	88	79	72	53
	0.10	185	130	105	90	79	70	63	56	40
	0.20	154	105	83	70	60	52	46	41	28
0.50	0.01	182	138	117	104	94	86	79	73	57
	0.02	165	123	103	91	82	74	68	62	48
	0.05	141	102	85	74	65	59	53	48	36
	0.10	121	86	70	60	53	47	42	38	28
	0.20	101	70	55	47	41	36	31	28	20
0.55	0.01	129	98	83	74	67	62	57	53	42
	0.02	117	87	74	65	59	53	49	45	35
	0.05	99	73	60	53	47	43	39	35	27
	0.10	86	61	50	43	38	34	31	28	21
	0.20	72	50	40	34	29	26	23	21	15
0.60	0.01	96	73	62	56	51	47	43	40	32
	0.02	86	65	55	49	44	40	37	34	27
	0.05	74	54	45	40	36	32	29	27	21
	0.10	64	46	38	33	29	26	24	21	16
	0.20	53	37	30	26	22	20	18	16	12
0.65	0.01	73	56	48	43	39	35	34	31	25
	0.02	66	50	43	38	34	32	29	27	21
	0.05	57	42	36	31	28	25	23	21	17
	0.10	49	36	29	26	23	21	19	17	13
	0.20	41	29	23	20	18	16	14	13	9
0.70	0.01	56	45	38	34	32	29	27	25	21
	0.02	52	40	34	30	28	25	23	22	17
	0.05	44	33	28	25	22	20	19	17	14
	0.10	38	28	23	20	18	17	15	14	11
	0.20	32	23	19	16	14	13	12	10	8
0.75	0.01	46	36	31	28	26	24	22	21	17
	0.02	42	32	27	25	22	21	19	18	15
	0.05	35	27	23	20	18	17	15	14	11
	0.10	31	23	19	17	15	14	12	11	9
	0.20	26	18	15	13	12	11	10	9	7
0.80	0.01	37	29	25	23	21	20	18	17	14
	0.02	34	26	23	20	19	17	16	15	12
	0.05	29	22	19	17	15	14	13	12	10
	0.10	25	18	16	14	12	11	10	10	8
	0.20	21	15	12	11	10	9	8	7	6
0.85	0.01	30	24	21	19	18	16	15	15	12
	0.02	27	21	19	17	16	14	13	13	11
	0.05	23	18	15	14	13	12	11	10	8
	0.10	20	15	13	11	10	10	9	8	7
	0.20	17	12	10	9	8	8	7	6	5
0.90	0.01	25	20	17	16	15	14	13	12	11
	0.02	22	18	16	14	13	12	11	11	9
	0.05	19	15	13	12	11	10	9	9	7
	0.10	16	13	11	10	9	8	8	7	6
	0.20	14	10	9	8	7	6	6	6	4
0.95	0.01	20	16	15	13	13	12	11	11	9
	0.02	18	15	13	12	11	10	10	9	8
	0.05	15	12	11	10	9	8	8	7	6
	0.10	13	10	9	8	7	7	7	6	5
	0.20	11	8	7	6	6	5	5	5	4

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .30$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.60
0.35	0.01	4251	3163	2650	2328	2089	1892	1726	1578	1204
	0.02	3832	2804	2322	2022	1800	1618	1464	1329	989
	0.05	3259	2318	1882	1613	1416	1256	1122	1004	714
	0.10	2803	1937	1541	1300	1124	983	865	762	514
	0.20	2320	1541	1192	981	830	710	611	527	327
0.40	0.01	1108	827	695	612	550	499	456	418	322
	0.02	999	734	610	532	475	420	369	354	266
	0.05	851	608	496	427	376	334	300	269	194
	0.10	713	510	408	345	300	264	233	207	142
	0.20	556	407	317	263	224	193	167	145	94
0.45	0.01	508	381	321	283	255	232	213	195	151
	0.02	459	338	282	247	221	200	182	166	126
	0.05	391	281	230	199	175	157	141	127	93
	0.10	337	236	190	161	141	124	110	98	69
	0.20	260	189	148	124	106	92	80	70	47
0.50	0.01	293	220	186	165	149	135	124	114	89
	0.02	264	196	164	144	129	117	106	97	75
	0.05	225	163	134	116	103	92	83	75	56
	0.10	194	137	111	95	83	73	66	59	42
	0.20	162	110	87	73	63	55	48	42	29
0.55	0.01	190	144	122	108	98	89	82	76	60
	0.02	172	128	107	94	85	77	71	65	50
	0.05	147	106	88	76	68	61	55	50	38
	0.10	127	90	73	63	55	49	44	39	29
	0.20	105	72	57	48	42	37	33	29	20
0.60	0.01	133	101	86	76	69	63	59	54	43
	0.02	120	90	76	67	60	55	50	46	36
	0.05	103	75	62	54	48	44	40	36	27
	0.10	89	63	52	45	39	35	32	29	21
	0.20	74	51	41	35	30	27	24	21	15
0.65	0.01	96	75	64	57	52	47	44	41	32
	0.02	88	66	56	50	45	41	38	35	27
	0.05	75	55	46	40	36	33	30	27	21
	0.10	65	47	38	33	30	27	24	22	16
	0.20	54	38	31	26	23	20	18	16	12
0.70	0.01	74	57	49	44	40	37	34	32	25
	0.02	67	51	43	38	35	32	29	27	22
	0.05	57	42	36	31	28	26	23	21	17
	0.10	49	36	30	26	23	21	19	17	13
	0.20	41	29	24	20	18	16	14	13	9
0.75	0.01	58	45	38	34	32	29	27	25	21
	0.02	52	40	34	30	28	25	23	22	17
	0.05	44	33	28	25	22	20	19	17	14
	0.10	38	28	23	20	18	17	15	14	11
	0.20	32	23	19	16	14	13	12	10	8
0.80	0.01	46	36	31	28	25	24	22	21	17
	0.02	41	32	27	24	22	21	19	18	14
	0.05	35	26	22	20	18	17	15	14	11
	0.10	30	22	19	17	15	14	12	11	9
	0.20	25	18	15	13	12	11	10	9	7
0.85	0.01	36	29	25	23	21	19	18	17	14
	0.02	33	26	22	20	18	17	16	15	12
	0.05	28	21	18	16	15	14	13	12	9
	0.10	24	18	15	14	12	11	10	10	8
	0.20	20	15	12	11	10	9	8	7	6
0.90	0.01	29	23	20	19	17	16	15	14	12
	0.02	26	21	18	16	15	14	13	12	10
	0.05	22	17	15	13	12	11	11	10	8
	0.10	19	15	13	11	10	9	9	8	7
	0.20	16	12	10	9	8	7	7	6	6
0.95	0.01	23	19	17	15	14	13	13	12	10
	0.02	21	17	15	14	13	12	11	10	9
	0.05	18	14	12	11	10	10	9	8	7
	0.10	16	12	10	9	9	8	7	7	6
	0.20	13	10	8	7	7	6	6	5	4

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .35$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.40	0.01	4540	3377	2828	2484	2229	2019	1841	1683	1284
	0.02	4092	2993	2478	2157	1920	1726	1562	1417	1054
	0.05	3479	2474	2008	1721	1511	1340	1196	1070	760
	0.10	2992	2067	1644	1386	1198	1047	921	812	547
	0.20	2476	1644	1271	1048	885	756	650	560	347
0.45	0.01	1168	872	732	644	579	526	480	440	338
	0.02	1053	774	642	561	500	451	409	372	279
	0.05	897	641	522	449	395	352	315	283	204
	0.10	772	537	429	363	316	277	245	217	149
	0.20	640	429	334	276	235	202	176	152	98
0.50	0.01	530	397	334	295	265	241	221	203	157
	0.02	478	352	294	257	230	208	189	172	131
	0.05	407	293	239	207	182	163	146	132	96
	0.10	351	246	197	168	146	129	115	102	71
	0.20	292	197	154	128	110	95	83	73	48
0.55	0.01	302	227	192	169	153	139	128	118	92
	0.02	272	202	169	148	133	120	110	100	77
	0.05	232	168	138	119	106	95	85	77	57
	0.10	200	141	114	97	85	75	67	60	43
	0.20	167	113	89	75	65	56	49	43	29
0.60	0.01	196	147	124	110	100	91	84	77	61
	0.02	175	130	109	96	87	79	72	66	51
	0.05	149	109	90	78	69	62	56	51	38
	0.10	129	91	74	64	56	50	45	40	29
	0.20	108	74	59	49	43	37	33	29	20
0.65	0.01	134	102	87	77	70	64	59	55	43
	0.02	121	91	76	68	61	55	51	47	36
	0.05	104	76	63	55	49	44	40	36	28
	0.10	89	64	52	45	40	35	32	29	21
	0.20	75	52	41	35	30	27	24	21	15
0.70	0.01	98	75	64	57	52	47	44	41	32
	0.02	88	66	56	50	45	41	38	35	27
	0.05	75	55	46	40	36	33	30	27	21
	0.10	65	47	38	33	30	27	24	22	16
	0.20	54	38	31	26	23	20	18	16	12
0.75	0.01	73	56	48	43	39	36	34	31	25
	0.02	66	50	43	38	34	32	29	27	21
	0.05	57	42	35	31	28	25	23	21	17
	0.10	49	36	29	26	23	21	19	17	13
	0.20	41	29	23	20	18	16	14	13	9
0.80	0.01	56	44	38	34	31	29	27	25	20
	0.02	51	39	33	30	27	25	23	21	17
	0.05	44	33	27	24	22	20	18	17	13
	0.10	38	28	23	20	18	16	15	14	11
	0.20	31	22	18	16	14	13	11	10	8
0.85	0.01	44	34	30	27	25	23	21	20	16
	0.02	40	31	26	24	22	20	19	17	14
	0.05	34	26	22	19	18	16	15	14	11
	0.10	29	22	18	16	15	13	12	11	9
	0.20	25	18	15	13	11	10	9	9	7
0.90	0.01	35	27	24	22	20	19	17	16	14
	0.02	31	24	21	19	18	16	15	14	12
	0.05	27	20	18	16	14	13	12	11	9
	0.10	23	17	15	13	12	11	10	9	7
	0.20	19	14	12	10	9	8	8	7	6
0.95	0.01	28	22	19	18	16	15	14	14	11
	0.02	25	20	17	16	14	13	13	12	10
	0.05	21	16	14	13	12	11	10	9	8
	0.10	18	14	12	11	10	9	8	8	6
	0.20	15	11	10	9	8	7	7	6	5

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .40$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.45	0.01	4732	3520	2947	2589	2322	2104	1918	1753	1337
	0.02	4265	3119	2582	2248	2001	1798	1627	1476	1097
	0.05	3626	2578	2093	1793	1573	1395	1245	1114	791
	0.10	3110	2153	1713	1444	1248	1090	959	845	588
	0.20	2531	1712	1323	1089	921	787	677	582	360
0.50	0.01	1204	898	754	664	597	542	495	453	348
	0.02	1066	797	662	578	515	464	421	383	287
	0.05	924	660	538	463	407	362	324	291	210
	0.10	796	553	442	374	325	285	252	223	153
	0.20	660	441	343	284	242	208	180	157	100
0.55	0.01	540	405	341	301	271	246	225	207	160
	0.02	486	359	299	262	234	212	192	176	133
	0.05	415	298	244	211	186	166	149	134	96
	0.10	356	250	201	171	149	131	117	104	73
	0.20	298	201	157	131	112	97	85	74	49
0.60	0.01	305	229	193	171	154	141	129	119	93
	0.02	275	204	170	149	134	121	111	101	77
	0.05	235	169	139	120	107	96	86	78	58
	0.10	202	142	115	98	86	76	68	61	43
	0.20	166	114	90	76	65	57	50	44	30
0.65	0.01	194	147	124	110	100	91	84	77	61
	0.02	175	130	109	96	87	79	72	66	51
	0.05	149	109	90	78	69	62	56	51	38
	0.10	129	91	74	64	56	50	45	40	29
	0.20	108	74	59	49	43	37	33	29	20
0.70	0.01	133	101	86	76	69	63	59	54	43
	0.02	120	90	76	67	60	55	50	46	36
	0.05	103	75	62	54	48	44	40	36	27
	0.10	89	63	52	45	39	35	32	29	21
	0.20	74	51	41	35	30	27	24	21	15
0.75	0.01	96	73	62	56	51	47	43	40	32
	0.02	86	65	55	49	44	40	37	34	27
	0.05	74	54	45	40	36	32	29	27	21
	0.10	64	46	38	33	29	26	24	21	16
	0.20	53	37	30	26	22	20	18	16	12
0.80	0.01	71	55	47	42	38	35	33	31	25
	0.02	64	49	42	37	34	31	28	26	21
	0.05	55	41	34	30	27	25	23	21	16
	0.10	47	35	29	25	22	20	18	17	13
	0.20	40	28	23	20	17	15	14	13	9
0.85	0.01	54	42	36	33	30	28	26	24	20
	0.02	49	37	32	29	26	24	22	21	17
	0.05	42	31	26	23	21	19	18	16	13
	0.10	36	27	22	19	17	16	14	13	10
	0.20	30	22	18	15	14	12	11	10	8
0.90	0.01	42	33	28	26	24	22	20	19	16
	0.02	38	29	25	23	21	19	18	17	14
	0.05	32	24	21	18	17	15	14	13	11
	0.10	28	21	17	15	14	13	12	11	8
	0.20	23	17	14	12	11	10	9	8	6
0.95	0.01	32	26	22	20	19	18	16	16	13
	0.02	29	23	20	18	17	15	14	13	11
	0.05	25	19	16	15	14	12	12	11	9
	0.10	22	16	14	12	11	10	9	8	7
	0.20	18	13	11	10	9	8	7	7	5

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .45$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.60
0.50	0.01	4828	3591	3007	2641	2369	2146	1956	1788	1364
	0.02	4352	3182	2635	2293	2041	1834	1659	1505	1119
	0.05	3700	2630	2135	1829	1605	1423	1270	1136	806
	0.10	3181	2197	1747	1472	1273	1112	978	861	579
	0.20	2633	1747	1350	1110	939	802	690	593	367
0.55	0.01	1216	907	762	670	603	547	499	458	352
	0.02	1097	805	668	583	520	469	425	387	290
	0.05	933	667	543	467	411	366	328	294	212
	0.10	804	556	446	378	328	288	254	225	155
	0.20	667	446	347	287	244	210	182	158	101
0.60	0.01	540	405	341	301	271	246	225	207	160
	0.02	486	359	299	262	234	212	192	175	133
	0.05	415	298	244	211	186	166	149	134	98
	0.10	358	250	201	171	149	131	117	105	73
	0.20	298	201	157	131	112	97	85	74	49
0.65	0.01	302	227	192	169	153	139	128	118	92
	0.02	272	202	169	148	133	120	110	100	77
	0.05	232	168	138	119	106	95	85	77	57
	0.10	200	141	114	97	85	75	67	60	43
	0.20	167	113	89	75	65	56	49	43	29
0.70	0.01	190	144	122	108	98	89	82	76	60
	0.02	172	128	107	94	85	77	71	65	50
	0.05	147	106	88	76	68	61	55	50	38
	0.10	127	90	73	63	55	49	44	39	29
	0.20	105	72	57	48	42	37	33	29	20
0.75	0.01	129	98	83	74	67	62	57	53	42
	0.02	117	87	74	65	59	53	49	45	35
	0.05	99	73	60	53	47	43	39	35	27
	0.10	86	61	50	43	38	34	31	28	21
	0.20	72	50	40	34	29	26	23	21	15
0.80	0.01	92	70	60	54	49	45	41	38	31
	0.02	83	63	53	47	43	39	36	33	26
	0.05	71	52	44	38	34	31	28	26	20
	0.10	61	44	36	32	28	25	23	21	16
	0.20	51	36	29	25	22	19	17	15	11
0.85	0.01	67	52	45	40	37	34	31	29	24
	0.02	61	46	39	35	32	29	27	25	20
	0.05	52	39	33	29	26	24	22	20	16
	0.10	45	33	27	24	21	19	17	16	12
	0.20	38	27	22	19	17	15	13	12	9
0.90	0.01	51	39	34	31	28	26	24	23	19
	0.02	46	35	30	27	25	23	21	20	16
	0.05	39	29	25	22	20	18	17	16	12
	0.10	34	25	21	18	16	15	14	13	10
	0.20	28	20	17	15	13	12	11	10	7
0.95	0.01	38	30	26	24	22	20	19	18	15
	0.02	35	27	23	21	19	18	17	16	13
	0.05	30	23	19	17	16	14	13	12	10
	0.10	26	19	16	14	13	12	11	10	8
	0.20	21	16	13	11	10	9	9	8	6

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .50$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.60
0.55	0.01	4828	3591	3007	2641	2369	2146	1956	1788	1364
	0.02	4352	3182	2635	2293	2041	1834	1659	1505	1119
	0.05	3700	2630	2135	1829	1605	1423	1270	1136	806
	0.10	3181	2197	1747	1472	1273	1112	978	861	579
	0.20	2633	1747	1350	1110	939	802	690	593	367
0.60	0.01	1204	898	754	664	597	542	495	453	348
	0.02	1086	797	662	578	515	464	421	383	287
	0.05	924	660	538	463	407	362	324	291	210
	0.10	796	553	442	374	325	285	252	223	153
	0.20	660	441	343	284	242	208	180	157	100
0.65	0.01	530	397	334	295	265	241	221	203	167
	0.02	478	352	294	257	230	208	189	172	131
	0.05	407	293	239	207	182	163	146	132	96
	0.10	351	246	197	168	146	129	115	102	71
	0.20	292	197	154	128	110	95	83	73	48
0.70	0.01	293	220	186	165	149	135	124	114	89
	0.02	264	196	164	144	129	117	106	97	75
	0.05	225	163	134	116	103	92	83	75	56
	0.10	194	137	111	95	83	73	66	59	42
	0.20	162	110	87	73	63	55	48	42	29
0.75	0.01	182	138	117	104	94	86	79	73	57
	0.02	165	123	103	91	82	74	68	62	48
	0.05	141	102	85	74	65	59	53	48	36
	0.10	121	86	70	60	53	47	42	38	28
	0.20	101	70	55	47	41	36	31	28	20
0.80	0.01	122	93	79	71	64	59	54	50	40
	0.02	110	83	70	62	56	51	47	43	34
	0.05	94	69	57	50	45	41	37	34	26
	0.10	82	58	48	41	37	33	29	27	20
	0.20	68	47	38	32	28	25	22	20	14
0.85	0.01	86	66	56	50	46	42	39	36	29
	0.02	78	59	50	44	40	37	34	31	25
	0.05	66	49	41	36	32	29	27	25	19
	0.10	57	42	34	30	26	24	22	20	15
	0.20	48	34	27	23	21	18	16	15	11
0.90	0.01	62	48	41	37	34	31	29	27	22
	0.02	56	43	37	33	30	27	25	23	19
	0.05	48	36	30	27	24	22	20	19	15
	0.10	42	30	25	22	20	18	16	15	12
	0.20	35	25	20	18	16	14	13	11	9
0.95	0.01	46	36	31	28	26	24	22	21	17
	0.02	41	32	27	25	23	21	19	18	15
	0.05	35	27	23	20	18	17	16	14	12
	0.10	31	23	19	17	15	14	13	12	9
	0.20	26	19	15	13	12	11	10	9	7

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .55$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.60	0.01	4732	3520	2947	2569	2322	2104	1918	1753	1337
	0.02	4265	3119	2562	2246	2001	1790	1627	1476	1097
	0.05	3620	2576	2093	1793	1573	1395	1245	1116	791
	0.10	3110	2153	1713	1444	1246	1090	959	845	568
	0.20	2561	1712	1323	1089	921	787	677	582	360
0.65	0.01	1168	872	732	644	579	525	480	440	338
	0.02	1053	774	642	561	500	451	409	372	279
	0.05	897	641	522	449	395	352	315	283	204
	0.10	772	537	429	363	316	277	245	217	149
	0.20	640	429	334	276	235	202	176	152	98
0.70	0.01	508	381	321	283	255	232	213	195	151
	0.02	459	338	282	247	221	200	182	166	126
	0.05	391	281	230	199	175	157	141	127	93
	0.10	337	236	190	161	141	124	110	98	69
	0.20	280	189	148	124	106	92	80	70	47
0.75	0.01	278	209	177	156	141	129	118	109	85
	0.02	251	186	156	137	123	111	101	93	71
	0.05	214	155	127	110	98	88	79	72	53
	0.10	185	130	105	90	79	70	63	56	40
	0.20	154	105	83	70	60	52	46	41	28
0.80	0.01	171	129	110	98	88	81	74	69	54
	0.02	154	115	97	85	77	70	64	59	46
	0.05	132	96	79	69	62	56	50	46	35
	0.10	114	81	66	57	50	45	40	36	26
	0.20	95	65	52	44	38	34	30	27	19
0.85	0.01	113	86	73	65	60	55	50	47	37
	0.02	102	77	65	57	52	47	44	40	32
	0.05	87	64	53	47	42	38	34	32	24
	0.10	75	54	44	39	34	31	28	25	19
	0.20	63	44	35	30	26	23	21	19	14
0.90	0.01	78	60	51	46	42	39	36	33	27
	0.02	71	54	46	41	37	34	31	29	23
	0.05	60	45	38	33	30	27	25	23	18
	0.10	52	38	31	27	24	22	20	18	14
	0.20	44	31	25	22	19	17	15	14	10
0.95	0.01	65	43	37	33	31	28	26	25	20
	0.02	60	38	33	29	27	25	23	21	17
	0.05	41	32	27	24	22	20	19	17	14
	0.10	37	27	23	20	18	16	15	14	11
	0.20	31	22	18	16	14	13	12	11	8

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .60$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.65	0.01	4540	3377	2828	2484	2229	2019	1841	1683	1284
	0.02	4092	2993	2476	2157	1920	1726	1562	1417	1054
	0.05	3479	2474	2008	1721	1511	1340	1196	1070	760
	0.10	2992	2067	1644	1386	1198	1047	921	812	547
	0.20	2476	1644	1271	1046	885	756	650	560	347
0.70	0.01	1108	827	695	612	550	499	456	418	322
	0.02	999	734	610	532	475	428	389	354	266
	0.05	851	608	496	427	376	334	300	269	194
	0.10	733	510	408	345	300	264	233	207	142
	0.20	608	407	317	263	224	193	167	145	94
0.75	0.01	476	357	301	266	240	218	200	183	142
	0.02	430	317	265	232	207	188	171	156	118
	0.05	366	264	216	187	165	147	133	120	88
	0.10	316	221	178	152	133	117	104	93	65
	0.20	263	178	140	117	100	87	76	67	44
0.80	0.01	256	193	164	145	131	120	110	101	79
	0.02	232	172	144	127	114	103	94	86	66
	0.05	198	143	118	102	91	82	74	67	50
	0.10	171	121	98	84	74	66	58	52	38
	0.20	142	97	77	65	56	49	43	38	26
0.85	0.01	155	118	100	89	81	74	68	63	50
	0.02	140	105	89	78	70	64	59	54	42
	0.05	120	88	73	63	57	51	46	42	32
	0.10	104	74	60	52	46	41	37	33	25
	0.20	87	60	48	41	35	31	28	25	18
0.90	0.01	101	77	66	59	54	49	46	42	34
	0.02	91	69	58	52	47	43	39	36	29
	0.05	78	58	48	42	38	34	31	29	22
	0.10	68	49	40	35	31	28	25	23	17
	0.20	56	40	32	27	24	21	19	17	13
0.95	0.01	68	53	45	41	37	34	32	30	24
	0.02	62	47	40	36	33	30	28	26	21
	0.05	53	39	33	29	27	24	22	21	16
	0.10	46	34	28	24	22	20	18	17	13
	0.20	38	27	22	19	17	15	14	13	10

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .65$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.70	0.01	4251	3163	2650	2328	2089	1892	1726	1578	1204
	0.02	3833	2804	2322	2022	1800	1618	1464	1329	989
	0.05	3259	2318	1882	1613	1416	1256	1127	1004	714
	0.10	2803	1937	1541	1300	1124	983	865	762	514
	0.20	2320	1541	1192	981	830	710	611	527	327
0.75	0.01	1023	765	643	566	509	462	423	387	298
	0.02	923	679	564	493	440	397	360	328	247
	0.05	786	563	459	395	348	310	278	250	181
	0.10	678	472	378	320	278	245	217	192	133
	0.20	562	377	294	244	208	179	156	136	88
0.80	0.01	433	325	274	242	219	199	183	168	131
	0.02	391	289	242	212	190	172	156	143	109
	0.05	334	240	197	171	151	135	122	110	81
	0.10	286	202	163	139	122	107	96	85	61
	0.20	240	162	128	107	92	80	70	62	41
0.85	0.01	229	173	147	130	118	108	99	91	72
	0.02	207	154	130	114	102	93	85	78	60
	0.05	177	129	106	92	82	74	67	61	45
	0.10	153	109	88	76	67	59	53	48	35
	0.20	128	88	70	59	51	45	39	35	24
0.90	0.01	136	104	88	79	72	66	61	56	45
	0.02	123	93	78	69	62	57	52	48	38
	0.05	105	77	64	56	50	45	41	38	29
	0.10	91	65	54	46	41	37	33	30	22
	0.20	76	53	43	36	32	28	25	22	16
0.95	0.01	86	66	57	51	46	43	40	37	30
	0.02	78	59	50	45	41	37	34	32	25
	0.05	67	50	42	37	33	30	28	25	20
	0.10	58	42	35	30	27	25	22	20	16
	0.20	48	34	28	24	21	19	17	16	12

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .70$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.80
0.75	0.01	3867	2878	2411	2119	1902	1723	1572	1438	1098
	0.02	3486	2552	2114	1841	1639	1474	1334	1211	902
	0.05	2965	2110	1714	1470	1291	1145	1023	916	652
	0.10	2550	1764	1404	1185	1025	897	789	696	471
	0.20	2112	1404	1087	895	758	649	559	482	301
0.80	0.01	915	685	576	507	456	415	379	348	268
	0.02	826	608	506	442	395	356	324	295	222
	0.05	704	504	412	355	313	279	250	225	163
	0.10	607	423	339	288	250	220	195	174	121
	0.20	504	339	265	220	188	162	141	123	80
0.85	0.01	380	286	241	213	193	176	161	148	116
	0.02	343	254	213	187	167	152	138	126	97
	0.05	293	212	174	151	134	120	108	98	72
	0.10	253	178	144	123	108	95	85	76	54
	0.20	211	143	113	95	82	71	63	55	38
0.90	0.01	196	149	126	112	102	93	86	79	63
	0.02	178	133	112	98	89	81	74	68	53
	0.05	152	111	92	80	71	64	58	53	40
	0.10	131	94	76	66	58	52	47	42	31
	0.20	110	76	61	51	45	39	35	31	22
0.95	0.01	113	87	74	66	60	55	51	48	38
	0.02	102	77	66	58	53	48	44	41	33
	0.05	88	65	54	48	43	39	35	32	25
	0.10	76	55	45	39	35	32	29	26	20
	0.20	64	45	38	31	27	24	22	20	14

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .75$

Poder = $1 - \beta$

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.80	0.01	3386	2522	2114	1858	1668	1512	1379	1262	965
	0.02	3053	2236	1853	1615	1438	1294	1172	1064	794
	0.05	2597	1850	1504	1290	1134	1007	900	806	575
	0.10	2235	1547	1233	1041	901	789	695	614	417
	0.20	1852	1232	955	788	668	572	494	426	268
0.85	0.01	783	886	494	435	392	357	326	300	232
	0.02	707	521	434	380	340	307	279	254	193
	0.05	603	433	354	305	270	241	216	195	142
	0.10	520	363	292	248	216	191	169	151	106
	0.20	432	291	228	190	163	141	123	108	71
0.90	0.01	316	238	202	179	162	147	136	125	98
	0.02	285	212	178	156	140	127	116	107	82
	0.05	244	177	146	127	113	101	91	83	62
	0.10	211	149	121	104	91	81	73	65	47
	0.20	176	120	96	81	70	61	54	48	33
0.95	0.01	157	120	102	91	83	76	70	65	52
	0.02	142	107	90	80	72	66	61	56	44
	0.05	122	90	75	65	58	53	48	44	34
	0.10	106	76	62	54	48	43	39	35	26
	0.20	88	62	50	42	37	33	29	26	19

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .80$

Poder = $1 - \beta$

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.85	0.01	2810	2094	1756	1545	1388	1259	1149	1052	806
	0.02	2534	1858	1541	1343	1196	1078	977	888	664
	0.05	2157	1538	1252	1075	945	840	751	674	483
	0.10	1856	1287	1027	868	753	660	582	518	361
	0.20	1539	1027	797	659	559	480	418	360	228
0.90	0.01	627	471	397	351	316	288	264	243	189
	0.02	566	419	349	306	274	248	226	206	157
	0.05	483	348	286	247	219	196	176	159	117
	0.10	417	293	236	201	176	156	139	124	88
	0.20	347	236	185	155	133	116	102	89	60
0.95	0.01	241	183	155	138	125	115	106	98	77
	0.02	218	163	137	121	109	99	91	84	65
	0.05	187	136	113	99	88	79	72	66	50
	0.10	162	115	94	81	72	64	58	52	38
	0.20	135	94	75	64	55	49	44	39	28

TABLA 14 (Cont.)

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .85$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.90	0.01	2137	1595	1340	1179	1060	963	880	806	620
	0.02	1928	1416	1176	1027	916	826	749	682	513
	0.05	1642	1174	957	823	725	646	579	520	375
	0.10	1415	984	787	667	579	509	450	399	275
	0.20	1175	787	613	508	433	373	324	281	182
0.95	0.01	447	337	285	253	228	209	192	177	139
	0.02	404	300	252	221	199	180	165	151	117
	0.05	345	251	207	179	160	143	130	118	88
	0.10	299	212	172	147	130	115	103	93	67
	0.20	250	171	136	115	99	87	77	68	47

Ho: $P_1 = P_2$; $P_1 = .90$

Poder = 1 - β

P2	ALPHA	0.99	0.95	0.90	0.85	0.80	0.75	0.70	0.65	0.50
0.95	0.01	1368	1025	863	762	686	624	572	525	407
	0.02	1235	911	760	665	595	538	489	440	339
	0.05	1054	758	621	536	474	423	381	344	252
	0.10	910	637	513	437	381	336	299	267	188
	0.20	758	512	402	336	288	250	219	192	128

TABLA 15

TABLA DE NUMEROS ALEATORIOS

08939	53632	41343	65379	20165	32576	13967	90414	17955	92422
92578	23668	08801	39792	59541	99117	58830	60923	36068	68101
83996	91054	90377	22776	23263	34593	96191	77811	83144	98563
43080	71414	40760	01831	44145	48387	93018	27618	98547	87716
39372	44789	26381	37184	85484	79426	05395	17538	56671	82181
83046	58846	04452	98912	53406	30224	00687	32099	88419	29590
99808	32539	96961	88917	60847	64826	41332	64557	15354	31111
28478	70870	68912	75444	33648	21097	23745	52593	01849	37760
09916	19651	28459	95093	12626	19939	05879	56003	87100	96572
19537	66067	20549	26808	87722	67059	12851	73573	25276	92990
23013	05574	26320	07754	09442	88068	41626	57139	68199	94938
55834	80585	80947	60540	34578	62310	63104	17843	39104	76036
92279	87344	93596	75233	09394	79265	91047	32891	77925	71530
27850	23332	89336	26026	52130	78544	02090	05445	15060	39550
01760	54605	11794	79312	69728	04554	99775	57459	47981	68954
81889	70751	87501	88247	41966	57574	67145	88304	20118	25964
74722	14654	15425	60669	25162	04987	03467	75915	24782	62456
56196	75069	44643	92240	51651	79743	13598	63901	61020	91003
96842	62021	00543	49073	65545	87612	35765	26079	34589	72821
25419	98328	59393	71401	93871	20611	78830	87477	15390	05044
91746	05084	04781	82733	54564	80986	94843	40178	87483	63788
92384	84706	76778	98313	98879	08427	60687	88272	83448	04237
86390	62208	95735	14535	25591	22730	06059	31746	74181	33016
60459	83606	57510	92609	38061	94881	26736	06489	96303	31419
03783	39922	05489	73438	92379	91602	18193	84741	44704	05558
31011	36035	37113	98362	54149	51634	06468	62094	32341	35301
20555	05421	48728	41776	12101	96415	70781	55153	93876	66892
54466	36766	12400	43510	49454	05140	89736	68155	37306	10434
24875	67304	61950	65962	38223	35476	70043	99178	64677	95457
90648	84770	92791	93814	27760	22232	83545	01183	55188	70482
26197	72840	01264	52019	00739	36259	10905	39097	36437	66763
72922	34445	53975	13840	97262	59007	78685	41044	38103	59216
12370	41270	36290	46307	51230	90414	82613	00148	37371	02895
81028	60112	31415	67478	02131	85480	93899	92876	13958	47867
61573	38434	77650	18189	10283	97999	95442	90457	84943	93863
98511	46300	91199	30492	62159	98525	31710	03540	35844	83200
76606	10834	75544	55779	54744	26450	66001	57949	53485	00567
20237	13311	15733	47599	43998	35994	17577	85113	52487	48900
21022	84025	24951	87480	82317	06580	98427	32534	07573	52412
47512	11564	41777	46581	03492	01722	78900	57991	37307	02727
80598	59041	28461	41793	91007	69907	00374	73086	35132	53016
01892	34224	88327	21924	36407	22307	06376	25491	13563	51959
89457	70349	15174	[illegible]	30913	44258	67108	04478	24097	02434
97083	65414	13841	80504	76457	34176	16994	96328	13095	29592
59727	92033	34654	58622	25844	18440	78162	02832	13528	55483
12340	72894	26303	01771	73895	27432	99336	50328	04141	83886
48049	33318	67444	04914	22316	89443	37132	15825	40759	22131
85953	16537	25469	05006	98269	50577	10014	05022	39800	93405
03426	78113	37028	23947	03350	04397	96227	37787	60480	23993
97837	71085	45973	34073	02480	91425	24429	23725	22521	21601
26916	47086	60370	57844	04464	07358	01334	45079	54869	23505
47205	71678	05222	84233	70398	46287	44139	48247	92230	19157
84869	36794	56944	30512	50582	08284	98048	08447	68071	32597
81740	98868	57944	55461	14850	89946	06024	24426	05543	93416
11808	28304	63559	26600	87549	84007	27032	93448	09509	15041
09464	34219	00130	72813	35704	58905	32091	62397	84540	51783
40654	72884	01411	07490	32240	26028	64002	61702	74551	03442
31693	59176	49817	84317	89547	60424	94418	95880	65770	31422
97799	02190	32987	74144	71992	28633	23868	85904	98216	19756
34590	29732	67082	34899	05454	19830	68088	30054	67535	34721
00504	90537	38681	17248	55342	76535	63397	87499	54022	46835
76814	20363	44451	14836	85357	78417	03482	13336	48638	72047
94171	16406	52092	61096	09752	90644	56092	20751	19478	31311
10758	82747	99642	53243	27501	55820	32404	92052	60459	35477
66933	82305	91425	07404	24003	73777	24434	95006	35124	48503
74883	12771	02471	01090	82498	85176	68569	44827	53844	07416
79102	04066	24470	92267	33300	69392	16652	75781	07415	36065
96469	43308	08009	58253	77673	40559	46094	11540	94378	22984
44952	68217	04728	14414	43931	33854	07744	41771	80933	09445
29531	90789	75949	43091	75009	63207	98194	29316	92128	84918
04355	25847	16008	63743	35588	63138	60330	53741	59469	73144
03440	63541	48498	19040	77959	94217	75444	88042	43741	93184
21749	09834	63274	91133	77308	63454	64164	03991	28409	35748
57425	21919	16488	90852	12918	59833	42336	17916	22848	75963
49942	16108	44984	36939	98761	60113	71822	09915	93090	49299
57985	04314	03417	82574	64699	65011	87770	21525	39212	41547
96374	04318	58540	12379	43382	72917	11043	10374	61201	76044
05457	48338	40916	10453	94473	72759	84299	62959	01064	39749
28918	15748	34348	64162	75841	77582	87971	90786	49435	02973
73010	11300	10710	67560	78969	10771	53899	26454	72427	03681
58435	23480	05947	24479	93149	38497	93658	13474	39128	11680
17929	02488	53166	92097	08284	66830	24433	57042	04543	33822
41842	26748	83448	62175	18416	50906	39708	80097	23204	18358
01294	43540	43990	78481	79771	70501	05062	95860	29402	14864
22775	02458	12165	67273	74148	19427	49227	20518	80065	95722
53747	60883	82171	44180	25336	55599	03742	22184	99253	95841
81766	28075	32247	41297	97319	72602	18740	65014	12435	89463
24862	44004	40249	49974	11018	55941	36479	19406	64110	46027
99169	80770	92093	25630	76942	18977	89182	65496	88535	41736
53600	49992	93544	47348	42169	26882	81774	48703	56244	99137
88427	39923	39496	81268	32137	61411	79834	72694	73073	34171
97367	74697	83438	11912	18723	05129	62265	27431	04195	78296
33005	87382	36244	31037	60009	80722	44244	39948	75408	62918
57154	74474	66479	78941	71044	19331	74406	84452	19058	54378
54144	34375	30932	58210	70815	01355	70797	09341	27730	58309
34283	92917	30953	49460	18185	61945	29121	45041	88154	20943
74973	83747	27843	13152	28328	51597	54624	63371	88603	61277
70237	69926	87413	95159	84237	48986	35781	73808	20817	60430
74426	12882	80495	30792	19484	30803	07918	70844	50844	69701
65088	63220	95921	92149	11189	37773	26018	16150	62799	31042

TABLA 15 (Cont.)

21755	50969	10016	01373	18088	96168	14217	19786	90759	66476
82024	93860	24063	04919	05019	85044	69890	46740	51431	87922
64649	96595	97725	16988	22404	81529	07537	91453	60886	42239
05455	52561	66391	25111	53143	92863	76886	37547	15306	53911
85711	29066	02999	56394	11372	60689	61704	24499	90934	25106
52230	67428	14496	80119	50249	80419	30275	57676	74784	27806
53773	12383	33343	70604	50537	67783	51863	01132	60022	29939
19436	47161	04039	23786	70362	08094	15302	13963	76059	85683
29564	06230	71308	71770	88850	87166	23344	55564	23287	39647
28294	12945	23018	21604	22457	40306	39721	75568	95922	95419
09711	96490	96042	07837	82647	25343	08236	21325	53823	31010
01652	30822	70058	42947	27160	76437	14177	97132	55193	56972
43091	97793	40937	25483	84462	77419	04336	27363	36969	57349
12567	57462	31667	72844	52036	56741	71936	20044	78241	80949
81524	60599	29872	33841	34193	00587	95783	69415	54442	01910
21482	11696	76840	55775	43065	56535	51444	99849	36099	17250
82810	35306	66543	81499	90106	07145	31914	27172	75808	10295
78496	84331	90497	84000	89528	81166	81247	54983	10673	51195
11109	05896	35392	59285	37106	89548	02607	09712	34604	21413
15244	98745	55271	42923	60096	74268	04743	60039	17547	64932
31666	05605	46629	41332	10329	09982	46927	71723	07996	02466
42026	34764	28143	25983	47607	51791	82282	27570	24876	01120
82881	87130	76850	76921	69879	26981	32973	55008	33291	04669
28391	26322	14413	31579	59754	74317	05112	79815	05879	16936
48719	39869	00739	45610	67010	91567	46312	53765	05780	50796
52763	59197	81517	54521	93475	70156	79661	46562	62420	55458
70967	26680	21377	88141	36450	25424	24495	18149	88435	67260
07692	40737	75195	84524	30406	21722	56673	44542	57189	42296
38832	52688	66636	25632	54050	93604	75173	08625	75145	73240
63182	19854	50484	24217	90941	27492	47680	36849	91973	20190
93388	78611	31175	79544	96694	64262	15325	13587	63599	30302
43423	06816	50091	39199	84373	53446	61320	86900	69517	35003
04358	91122	87506	04936	42059	07924	69016	42775	35505	28060
40808	40305	02561	52614	92636	82287	60001	19417	76491	84153
16750	42747	05696	49496	45709	28786	61339	08953	01668	29427
61552	04967	72828	96765	25130	79942	53404	00944	25034	41690
24829	73764	19122	50857	33043	40546	45884	10391	49390	02813
72401	09036	02594	54257	82193	84846	69330	52408	90406	70765
10932	28706	73841	84692	43581	99260	03325	26610	29737	38927
65930	45238	76052	61167	64536	36708	39425	06176	82227	37781
86639	79801	49050	76091	65094	05740	48597	39918	02130	53523
01947	29996	62454	04755	66442	55854	37146	70107	84811	39179
53770	70012	36138	86720	95077	69978	84171	95222	13796	25776
30475	50884	31023	28195	89935	85855	05715	61556	18092	54261
62739	88081	63832	90260	67072	90095	36914	10629	31549	93630
77844	24386	45720	54845	17591	11938	13307	72402	14440	36263
85747	88110	54936	48625	79327	38333	16052	51315	63422	18493
41361	79925	07316	24546	81431	67669	73127	29744	20315	54192
42317	66171	16169	01470	63300	66571	29722	79191	07644	33140
30088	82194	22366	94453	64418	42430	65820	13046	85896	97958
14479	06451	06588	81467	29514	43874	97410	90837	66459	81223
89704	04220	22479	96891	75032	02149	01727	90834	29465	59280
90491	09422	42113	67877	28245	58572	97229	56225	62283	67668
45465	63773	73453	66755	39456	35932	60485	39521	92761	00876
70407	14450	53641	90888	67562	57373	81180	70722	93114	25700
11256	35507	11749	50931	99843	40677	45472	06738	31180	26435
77992	30033	78254	99249	91207	54003	03149	32871	68881	17444
84755	51402	65811	12247	61182	56872	90592	31698	74858	63867
09476	82052	07023	03671	58821	19882	09900	60456	53637	77719
83577	01987	59725	40464	05258	67372	56907	35085	98351	74336
60055	96100	28905	08526	91010	69331	96888	57348	72097	16458
49813	50842	56729	82794	86204	72075	56610	90983	34404	99578
69832	22786	08230	44306	91759	31802	84976	43633	97016	09309
63245	74879	80059	06446	18147	50861	41846	93322	63316	50991
10105	20707	33291	33385	60687	63653	54732	61518	67517	51439
00977	42906	48644	05707	96448	27318	95873	29376	13401	16019
75501	08838	73515	61548	07645	91940	82831	69523	71658	04241
90525	34974	45143	66055	90038	45735	64065	72771	40040	05302
91446	00953	82739	87803	82164	02753	77038	37440	31342	51318
24031	85017	93826	97797	42345	73895	62266	08538	90827	68122
91285	34606	36074	04984	55238	86574	22300	54630	27078	70794
81062	49226	65798	51749	18313	46136	99983	02693	16310	73623
94945	07061	87861	63418	90956	73170	20417	63972	00075	24497
47508	62774	49067	29437	35021	45184	55918	28848	69823	59300
27440	30866	38231	51593	65475	28517	81818	34260	69189	06796
18072	47269	20948	00335	13398	77308	43355	64352	95916	96329
14722	21374	95744	82090	30844	46254	99924	83255	00209	51956
09853	91508	60367	38631	88481	83202	02881	68468	84877	93045
94373	28832	23632	82309	01160	46174	46608	44077	64983	13237
94526	48016	37362	92027	15906	67185	59957	55076	90844	49313
78640	27483	57136	95467	58574	93235	26245	27355	27918	21312
76610	67852	17624	95010	11800	15172	94826	72409	71016	74412
07321	74221	79429	08586	36645	42613	25865	71471	97244	38423
55337	86213	19237	39510	63919	27925	92274	02322	83458	79852
27987	49253	43638	18546	18533	44280	98884	94782	78736	19373
07610	71301	59319	14196	51809	80085	18726	91587	80992	61663
41047	91316	78463	48950	87529	84618	19947	58119	69184	92035
29552	48994	27991	27000	10082	17489	14168	27732	38692	02566
57166	39897	14884	30734	47445	12559	48353	77069	27255	69909
74159	15772	27203	21249	82781	05262	96541	71890	52467	67767
34518	97028	71662	55582	90313	41760	37564	49543	59181	09194
22533	52449	11893	99313	88836	39198	35665	61203	46236	26506
43385	21030	35716	25113	29055	48307	28348	35323	56803	22908
76274	51139	70990	65472	53620	32916	14914	93239	25205	12074
45401	64938	79216	90857	32195	75453	62960	98682	25443	64526
58151	68188	85768	00919	33595	93299	57440	04948	12724	31809
76340	71754	43465	15001	98816	57885	57961	26798	39138	93645
09625	14943	03037	83731	75049	96716	04849	58650	08254	21673
55746	39415	34777	53925	10558	78021	73106	36443	60700	36211
70946	99807	60400	65010	43936	78523	35711	47553	03918	95524

TABLA 15 (Cont.)

37906	67684	34945	80515	98580	66844	13841	81451	64133	51736
33214	33660	03036	15271	64298	48348	11405	33299	97141	83158
24673	99616	75635	57261	62852	61758	04883	73473	96889	20071
48424	09907	23621	52564	02788	43652	36819	28046	36901	68989
81824	70042	83835	72632	81230	33986	72398	28508	19464	60208
86072	74558	72701	65183	36787	34078	73381	33580	41052	44089
95065	73583	85914	53236	46106	97991	72273	51718	59845	93607
23036	95754	67198	41400	43613	89077	41942	49956	22261	83956
03385	66705	57768	64255	65622	15430	01983	73023	20295	64558
04689	47109	40454	16734	48321	21315	93002	66173	60023	64576
47246	02296	80556	10674	67034	06143	33545	45982	73986	30075
14570	16742	69321	65249	67601	18364	01776	45378	56279	29273
69122	51274	45540	51772	40770	78669	05078	22446	88971	31817
90157	54589	16114	05382	87269	75173	65610	17102	12127	18837
03879	53737	87508	41417	40925	92795	08442	15497	17004	62546
22236	70503	22890	02810	10852	39816	41230	09031	63119	77428
96497	82130	24298	06620	21037	66636	10484	63177	84701	39611
75355	95630	95584	12836	16760	85032	59349	90801	10663	46768
84645	86953	59912	76888	22124	40748	45370	05479	24547	97967
66878	19564	15482	16818	61566	18034	54106	62327	87010	61112
83586	51499	56724	76048	50567	11768	15509	67138	63245	15223
42133	15790	15539	51120	66864	41105	44854	99171	91340	55499
10936	66119	98287	94653	83328	48089	38583	98693	44910	81224
83154	67905	59041	43101	27232	75480	07791	67427	34439	99786
88765	34520	08226	38677	58026	00065	78152	60330	06605	24659
88509	09116	58112	66633	76732	60996	74937	00650	29469	70960
60539	24597	02726	94980	45[illegible]	17247	95374	17014	43723	09207
61732	87526	69563	29647	51611	44040	97946	91308	66335	76237
60406	76276	14122	98026	41291	85153	59295	89395	02711	11708
45845	69499	05584	06215	87034	66264	14275	89270	07145	39440
72327	79003	23073	27408	56790	94062	53259	72995	58638	94869
41471	95004	96783	25663	82927	66588	53186	19823	40260	63150
16553	30969	36833	42272	22134	52349	14887	18182	75107	87002
46044	93244	45068	31210	81646	08985	19099	33722	30442	79154
00942	93267	51118	67305	43765	56843	47168	71421	04014	81289
51611	78061	03866	20642	39054	48544	89778	01766	02593	99660
74620	50774	33064	41415	30910	32721	30133	34307	62641	67084
38731	28630	23199	81522	80336	48317	66878	66416	96592	81803
21487	92695	62781	42431	85552	55433	26629	60878	25607	05738
03962	72124	97090	33420	26704	59442	16319	62932	30719	17924
31070	25105	70997	00037	61248	67153	51682	05715	69150	63466
58445	79472	50823	89685	80704	77058	36012	22548	11179	64137
84211	28033	10300	09500	64296	00270	22957	35313	05259	13737
35087	86887	05537	51242	57611	84488	88429	70179	25215	19675
91108	69575	97474	58666	74734	20403	49813	15245	43150	21696
41824	55683	57679	44922	50418	98213	35513	29157	55322	69516
19196	89538	64420	80747	04696	01452	66444	85596	15581	23122
98495	82872	10780	18824	15923	26125	13436	45495	52042	02791
48367	65082	55187	45381	75601	45172	90624	37190	07520	10413
94793	75039	97093	07207	69403	51555	84698	44192	02867	19475
91046	70999	06579	00484	43692	57795	53540	01085	24645	38105
06824	97998	26567	77415	25368	55594	05067	30055	34726	37855
14595	46870	49867	77370	15416	96161	38219	63861	39195	60419
09751	14737	00661	71330	22026	90305	42872	45571	87570	15285
03574	83877	71094	71647	90150	95901	64049	21185	50667	13340
24033	24135	28513	53860	66540	14499	88130	56287	96551	94717
99341	43590	67468	12497	67760	94135	94895	82151	98848	53733
32760	12964	82939	80956	39285	07097	09021	70247	20290	89516
54491	21296	37353	32456	58353	59215	28308	36913	66700	67981
07583	33673	33787	99662	93888	66367	53206	21934	52744	19057
39647	66364	41356	50860	32955	39987	43329	00091	10580	62660
80732	20453	96128	92692	90996	11743	51493	03267	56168	07600
40090	72135	71999	82780	48686	47093	44383	42481	55315	48745
00632	56081	30796	80045	03103	98211	61335	84114	52662	58949
79731	47847	69497	84357	92469	70799	38769	23422	91608	38848
08610	02049	34765	90145	27982	56589	87690	16839	11823	19391
09935	85090	21118	60897	75323	03859	45248	36755	13296	46981
74216	04471	58876	13015	48205	72092	98703	43385	71982	41419
00677	31291	81644	08248	14690	13905	51216	82150	31951	52357
26580	88272	90406	41986	74259	13482	13754	59388	32537	60731
71552	82733	52426	69959	47917	57872	15979	75022	06320	62721
19442	52160	37978	50426	08753	26686	81320	47810	54884	89014
00122	09604	56525	92716	07567	70954	57616	07110	24118	80713
67216	76877	56318	46014	69224	01212	84256	94624	09438	05009
45110	25576	47459	54570	00207	10586	60938	70350	73650	08754
89671	59232	48355	57037	07029	28837	09759	99012	06245	46358
21941	14417	89031	04431	25308	11970	44044	56533	42796	47978
02705	84418	82163	33219	59841	60076	21881	90604	46695	64728
68115	26133	43759	27355	70302	75614	20963	45249	82820	89682
92707	49102	60251	19581	75228	75131	73738	66245	33821	06721
35939	55142	07399	48110	22069	99420	97897	92602	74539	13811
12019	47810	78489	41839	42832	80434	97117	50792	78498	43063
50092	12981	27059	45518	29575	67789	40553	33217	34323	06982
32986	35078	13588	65822	72642	43450	06917	50440	40435	88575
67536	08040	40407	70084	56838	10269	50074	08019	97450	12526
98106	75894	72414	51431	56860	78280	57941	43121	37253	35425
77276	44827	73475	37404	63144	42226	85056	30301	16297	25073
03764	96921	47652	13621	52855	94537	91525	98316	66168	12161
77455	55276	34556	09855	48125	00049	67169	02566	10876	42160
55073	50995	10314	02925	24721	22000	09511	59060	68761	81026
67299	74565	41692	79065	99163	83388	07859	96658	09217	85375
29298	07412	80784	17996	80921	23560	13066	64397	80544	86090
91407	73988	21260	61665	78651	16919	93657	09667	15090	03532
85379	80488	14514	62693	45528	08934	43046	82672	01419	64436
73877	63341	15148	20821	88589	44145	67572	08120	40576	70372
57044	08909	40062	60187	00559	61672	65001	34955	24717	33706
79744	75346	34030	26050	50030	65726	44001	72952	40980	89306
67019	98358	86971	36607	36901	91939	19522	89680	62379	67151
41496	44816	94227	63819	34868	34838	95217	57756	89580	17676
99834	39917	40999	86715	51336	27577	03438	72436	03659	70948

TABLA 15 (Cont.)

[illegible]	93621	75668	11412	87464	22069	45241	72818	29736	23057
70113	16765	64165	34106	27152	55954	91352	44525	44980	69154
10102	38228	38442	86601	73625	62341	11417	07431	41828	84087
28072	11642	17204	98450	35856	29008	51820	49122	38351	28007
12649	25234	35447	85574	94423	96364	28378	02991	62542	48328
27094	27605	21783	82254	97475	44559	90078	39433	25096	00475
69789	14454	58626	21664	02351	19124	93582	89374	94004	59659
11915	34559	00117	89667	36950	14694	55609	01408	07963	35106
38964	17831	56305	77347	57337	47900	71366	97092	40254	67697
43892	54073	29411	89805	74131	36540	52057	83475	32340	42757
65481	08075	59117	82023	60088	22314	93095	57736	08564	31758
13446	94974	48647	37115	84859	75118	86979	45810	92049	40000
11558	09341	52027	28088	00284	48909	90897	05195	13099	31037
73126	52224	55216	61265	70639	72451	98949	41632	59251	80815
51628	82433	29946	37772	57118	02761	02502	90157	18424	99129
28958	81565	28890	39072	74422	94883	99498	43036	62730	89054
69755	17039	74638	93269	89674	98623	64667	20393	60353	78578
28290	62543	20640	60954	79960	31174	67404	23853	36480	04202
96886	43500	89025	42647	54653	44096	72699	39322	81643	35955
80940	62044	43802	04416	32270	53875	32820	12044	76883	52900
25451	76608	30584	94033	88940	87339	23568	55358	20032	21972
51540	11490	05081	27069	16685	56486	88750	24122	45978	58768
38809	03936	74336	10590	94518	71798	80119	34531	86118	05922
60470	09522	12097	91680	34003	78900	67368	94108	58328	02998
93030	31200	49927	18762	63223	10460	93871	68905	68583	91355
30880	63084	00584	35748	09225	33618	18660	09517	88981	48227
88533	97152	86114	42311	78843	92251	43919	33256	04265	26280
19299	79270	01925	98119	71388	45254	29028	66878	40017	38202
69054	70503	01526	74633	34061	32661	89417	42554	50565	20407
67352	20450	16530	15129	41996	15818	16940	59277	03202	85715
85460	41376	79039	01850	99744	81812	93169	22705	97709	81907
12057	35180	02566	98772	69539	28280	43827	08444	56220	61323
61951	19798	61229	89189	84075	01746	53801	07092	58342	86217
92224	77389	34320	09414	47608	00915	77016	53859	30015	95353
01962	53711	04423	43139	19021	29871	84038	71386	71973	89367
88463	26351	62114	35523	54106	04932	42631	11399	84712	05686
71700	79026	28855	61893	11658	12915	72563	19139	61766	98345
34173	19937	12062	92936	49051	57880	09821	14005	31644	63815
98069	14200	02395	86565	97833	07913	66981	30666	81164	10981
35414	13649	63167	56163	68467	05339	15824	46097	38963	11698
19522	11849	95389	65695	35664	22725	15372	87703	87868	37883
36480	77931	39265	34212	51883	03389	53384	89802	58350	41882
26138	79888	44008	45532	76396	48583	03931	86340	82657	18881
69367	46269	53313	03455	40910	14365	18002	78724	10321	53409
27566	84710	60165	98597	50090	13172	28217	50750	50546	46520
24208	26566	41518	10015	86420	28387	92538	99744	65618	96011
85497	48885	22053	03027	03664	94744	35480	60186	41792	09076
78331	88300	24816	54195	01822	23175	22655	27351	60205	15074
48594	55901	98052	85207	28770	05754	75593	01764	30247	65604
21400	37964	35184	69430	99920	74647	48604	19798	81347	09895
27247	74427	01337	38176	17021	58543	98070	61531	86549	65516
14156	95285	44308	08275	50878	30794	26858	84002	62269	17713
45673	14618	76646	28312	80058	25534	32686	66307	03660	25200
18256	82731	32083	47921	98771	61337	79083	22463	23032	36026
08862	28939	93878	02811	71963	06475	91182	88814	12247	74153
34694	40786	32471	27744	74229	95669	05957	74718	94691	95680
21859	70031	23453	10432	51516	15202	27567	28584	23404	03160
88328	81523	94184	31389	40680	61577	03337	65833	64959	97256
98901	18100	18490	48034	21791	98440	94518	81149	36224	87001
95993	92944	93729	25874	11685	37237	18258	74414	82159	23219
99886	90343	43080	45388	84604	99135	33371	08008	47709	14181
55707	06608	38286	70240	76861	29006	82287	32662	55387	38363
31696	44902	84149	00774	47296	76811	35197	19884	02527	36204
94480	41042	93933	06218	73908	87481	59713	70946	88258	91030
51854	91851	84421	79859	19367	97465	10491	85755	20110	48867
12205	33427	90714	43441	44220	74345	48089	19423	83736	27611
12035	23714	33964	90354	36447	05492	04934	80168	36601	98093
59152	72070	00051	51676	09597	92497	68607	79172	57563	32830
78914	78012	57844	44952	49118	90138	98763	81324	99134	62792
84548	42156	91999	72590	07545	91955	83829	75373	97778	08310
69856	44345	37359	25052	14076	58986	27231	32509	49973	07253
93760	97283	39850	63554	22674	64053	80248	05012	07838	01917
40959	28502	02379	57758	25133	30976	59655	79147	37982	15567
51562	69272	51570	85970	51690	36403	53207	91615	70820	00385
64929	86104	32268	18664	21571	61451	74567	94342	94943	20582
69002	28768	51591	50633	39475	81155	31652	59316	72230	97730
36308	38281	02907	72917	11332	11740	68452	05049	14222	39893
11359	09112	52439	32620	23768	49023	80229	40159	18894	51931
41544	81869	17314	67064	46558	78767	35862	31585	69270	31356
64702	06004	53711	68222	25934	41607	16231	22923	91454	42414
31398	06654	57345	84180	88969	76195	56445	52913	09476	80635
98527	65438	05890	46391	25323	34481	78886	62987	67946	40786
33203	32139	94004	74772	02591	42598	32264	10207	70859	33289
62005	72426	76311	07230	54774	63575	88484	58723	55982	07384
40465	73337	93835	75973	11321	86168	03118	61194	39104	83876
51313	52998	56165	60010	54571	87333	32852	11115	71019	26079
17203	69107	58913	31510	58840	69451	87141	97787	02447	34599
85562	01985	41848	33221	22690	37149	18677	77720	98224	89880
55239	22513	37930	24957	08372	25614	78337	39488	31811	35900
28818	49887	35155	69148	98487	68591	25162	33651	75446	49804
19825	70717	45870	38769	19776	69745	40464	15079	26255	22066
95718	75713	92817	75483	17542	25903	97538	52096	34711	39336
24624	91901	29784	51594	41504	84679	34533	45096	59794	32661
78177	95113	67082	46472	75890	32286	17907	16865	40027	88378
70022	24726	18150	86370	64867	51867	17396	37574	68877	75099
38696	08284	75441	66084	35537	18463	90940	79472	58367	34949
84393	91813	95338	21704	08183	53759	48903	89586	17384	18038
51753	48159	25192	89719	35963	02027	83916	73246	02239	64207
09106	42768	10697	70027	78247	50237	45109	47058	75853	29709
98790	24578	58358	28940	48422	50065	44893	96978	80493	10221