Prueba de hipótesis

consiste en contrastar una afirmación sobre un valor con evidencia obtenida de la información de la muestra

hipótesis estadística: aseveración o conjetura respecto a una o más poblaciones

componentes de una prueba de hipótesis

- **hipótesis nula (H0):** lo que se quiere desacreditar, normalmente la deducimos del enunciado del ejercicio.

Prueba de hipótesis de dos colas	Prueba de hipótesis de una cola
$H_0 : \mu = \mu_0$	$H_0 : \mu \leq \mu_0$
	$H_0 : \mu \geq \mu_0$

- **hipótesis alternativa (H1):** es la que responde nuestra pregunta, la que se establece en base a la evidencia que tenemos.

$$H_1 : \mu = \mu_1 \qquad H_1 : \mu > \mu_0$$
$$H_1 : \mu < \mu_0 \qquad H_1 : \mu \neq \mu_0$$

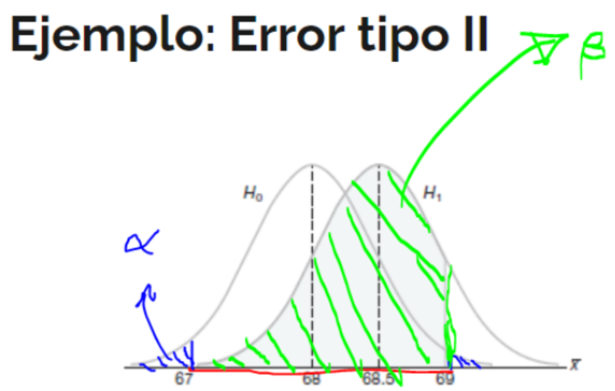
- **estadístico de prueba:** es una estadística que se deriva del estimador puntual del parámetro que estemos probando, en ella nos basamos para rechazar o no **H0.**

- **región de rechazo:** conjunto de valores tales que si la prueba estadística cae dentro de este rango, decidimos rechazar **H0**, su localización depende de H1.

  si **H1: $\mu > \mu_0$,** la región se encuentra en la cola derecha
  si **H1: $\mu < \mu_0$,** la región se encuentra en la cola izquierda
  si **H1: $\mu \neq \mu_0$,** la región se divide en dos partes, una en la cola izquierda y otra en la cola derecha.

Posibles resultado prueba de hipótesis

	H_0 Verdadera	H_0 Falsa
Rechazamos H_0	Error Tipo I P(error Tipo I) = α	Decisión Correcta
No Rechazamos H_0	Decisión Correcta	Error Tipo II P(error Tipo II) = β



nivel de significancia (α): probabilidad de cometer un error tipo 1, tamaño de la región de rechazo

coeficiente de confianza(1 - α): complemento región de rechazo

NOTA: en una prueba de dos colas, la región de no rechazo corresponde a un intervalo de confianza

potencia de una prueba de hipótesis(1-): Es la probabilidad de rechazar H_0 dado que una alternativa específica es verdadera.

valor p: El nivel de significancia más pequeño al cual los datos observados indican que la hipótesis nula debe ser rechazada.

Si W es una estadística de prueba y w0 es el valor observado

$$\boxed{valor - p = P(W \leq w_0,\ cuando\ H_0\ es\ cierta)}$$

$$\boxed{valor - p = P(W \geq w_0,\ cuando\ H_0\ es\ cierta)}$$

DIferentes escenarios en una prueba de hipótesis

- **media muestral, sigma conocida:** caso específico de la media poblacional μ, cuando conocemos la varianza poblacional σ^2

Hipótesis			
Nula	$H_0 : \mu = \mu_0$		
Alternativa	$H_1 : \mu < \mu_0$	$H_1 : \mu > \mu_0$	$H_1 : \mu \neq \mu_0$
Estadística de Prueba	$Z = \dfrac{\hat{\mu} - \mu_0}{\sigma_{\bar{x}}}$		
R. Rechazo	$\{Z : Z < Z_\alpha\}$	$\{Z : Z > Z_{1-\alpha}\}$	$\{Z : \lvert Z \rvert > Z_{1-\alpha/2}\}$

- **Prueba hipótesis para una proporción:**

Si nuestro propósito está en la proporción de éxitos *p*, el estimador será $\hat{p} = \frac{X}{n}$ que tiene distribución aproximada normal con media *p* y varianza *p(1-p)/n*, donde *p* toma el valor propuesto por la hipótesis nula.

Hipótesis			
Nula	$H_0 : p = p_0$		
Alternativa	$H_1 : p < p_0$	$H_1 : p > p_0$	$H_1 : p \neq p_0$
Estadística de Prueba	$Z = \dfrac{\hat{p} - p_0}{\sigma_{\hat{p}}}$		
R. Rechazo	$\{Z : Z < Z_\alpha\}$	$\{Z : Z > Z_{1-\alpha}\}$	$\{Z : \lvert Z \rvert > Z_{1-\alpha/2}\}$

v.rohen

- **Prueba hipótesis - varianza desconocida**

Cuando la varianza poblacional no es conocida, sabemos que la podemos estimar con la varianza muestral, siendo la distribución de la estadística de prueba una *t - Student* con *n-1* grados de libertad.

Hipótesis			
Nula	$H_0 : \mu = \mu_0$		
Alternativa	$H_1 : \mu < \mu_0$	$H_1 : \mu > \mu_0$	$H_1 : \mu \neq \mu_0$
Estadística de Prueba	$T = \dfrac{\hat{\mu} - \mu_0}{S/\sqrt{n}}$		
R. Rechazo	$\{T : T < t_{n-1,\alpha}\}$	$\{T : T > t_{n-1,1-\alpha}\}$	$\{T : \lvert T \rvert > t_{n-1,1-\alpha/2}\}$

v.rohen

- **Prueba de hipótesis sobre parámetro de varianza**

Con frecuencia nuestro interés está en el parámetro de variabilidad, en cuyo caso podemos hacer las pruebas sobre un valor específico de la varianza poblacional. Para ello nos basamos en el estimador del estimador de σ^2 que es una χ^2 con *n-1* grados de libertad.

Hipótesis			
Nula	$H_0: \sigma^2 = \sigma_0^2$		
Alternativa	$H_1: \sigma^2 < \sigma_0^2$	$H_1: \sigma^2 > \sigma_0^2$	$H_1: \sigma^2 \neq \sigma_0^2$
Estadística de Prueba	$X^2 = \frac{(n-1)S^2}{\sigma_0^2}$		
R. Rechazo	$\{X^2 : X^2 < \chi^2_{n-1,\alpha}\}$	$\{X^2 : X^2 > \chi^2_{n-1,1-\alpha}\}$	$\left\{ \begin{array}{l} X^2 : X^2 < \chi^2_{n-1,\alpha/2} \text{ ó} \\ X^2 : X^2 > \chi^2_{n-1,1-\alpha/2} \end{array} \right\}$

v.rohen

- Comparación medias de dos poblaciones

Para el caso de comparar las medias de dos poblaciones independientes (tamaño de muestras grande), y las varianzas son conocidas, la prueba se realiza de la siguiente manera:

Hipótesis			
Nula	$H_0: \mu_1 = \mu_2$		
Alternativa	$H_1: \mu_1 < \mu_2$	$H_1: \mu_1 > \mu_2$	$H_1: \mu_1 \neq \mu_2$
Estadística de Prueba	$Z = \frac{\overline{X}_1 - \overline{X}_2}{\sqrt{\sigma^2_{\overline{x}_1} + \sigma^2_{\overline{x}_2}}}$		
R. Rechazo	$\{Z : Z < Z_\alpha\}$	$\{Z : Z > Z_{1-\alpha}\}$	$\{Z : \lvert Z\rvert > Z_{1-\alpha/2}\}$

v.rohen

- Diferencia de medias - muestras pareadas

Para la diferencia de medias cuando nuestras muestras están pareadas (misma medición, misma unidad experimental, circunstancias diferentes) podemos usar la prueba de diferencia de medias. Sin embargo debemos notar que la varianza de la diferencia de medias lleva implícita la covarianza entre los estimadores $\overline{X}_1$ y $\overline{X}_2$ $\left(\sigma_D^2 = \sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\rho\sigma_1\sigma_2\right)$

Hipótesis			
Nula	$H_0: \mu_1 = \mu_2 \Leftrightarrow H_0: \mu_D = 0 \quad (\mu_D = \mu_1 - \mu_2)$		
Alternativa	$H_1: \mu_D < 0$	$H_1: \mu_D > 0$	$H_1: \mu_D \neq 0$
Estadística de Prueba	$T = \frac{\overline{D}}{S_D / \sqrt{n}}$		
R. Rechazo	$\{T : T < t_{n-1,\alpha}\}$	$\{T : T > t_{n-1,1-\alpha}\}$	$\{T : \lvert T\rvert > t_{n-1,1-\alpha/2}\}$

v.rohen

- **Prueba de hipótesis - Distribución F**

El supuesto de varianzas iguales que se ha hecho al comparar las medias de dos poblaciones, deberá ahora probarse mediante la estadística F

Hipótesis			
Nula	$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$		
Alternativa	$H_1 : \sigma_1^2 < \sigma_2^2$	$H_1 : \sigma_1^2 > \sigma_2^2$	$H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$
Estadística de Prueba	$F = \dfrac{\max\{S_1^2, S_2^2\}}{\min\{S_1^2, S_2^2\}}$		
R. Rechazo	$\{F : F > F_{n_1-1, n_2-1, 1-\alpha}\}$		$\{F : F > F_{n_1-1, n_2-1, 1-\alpha/2}\}$

Ajuste de distribuciones teóricas a distribuciones empíricas

- **Prueba Chi cuadrado para la bondad de ajuste:** En algunos casos se desea ajustar una distribución teórica a los datos. Por ejemplo mediante estimación de máxima verosimilitud o ajustando la media y la desviación estándar.

  Se puede utilizar el estadístico chi cuadrado para estimar la bondad de ajuste y determinar si la hipótesis de que los datos provienen de una distribución es cierta

Prueba de la bondad de ajuste	$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{(o_i - e_i)^2}{e_i},$

- **Prueba de independencia - datos categóricos**

$$\text{frecuencia esperada} = \frac{(\text{total por columna}) \times (\text{total por renglón})}{\text{gran total}}$$

$$v = (r - 1)(c - 1).$$

Si $\chi^2 > \chi^2_\alpha$ con $v = (r - 1)(c - 1)$ grados de libertad, rechace la hipótesis nula de independencia al nivel de significancia α; en otro caso no la rechace.

Estadistica no parametrica

La estadística no paramétrica tiene que ver con la utilización de métodos no paramétricos o de distribución libre para la prueba de hipótesis, se puede utilizar en datos que siguen una escala ordinal.

En condiciones de pocas muestras y desviación significativa de la condición de normalidad en la distribución de la población, es preferible usar pruebas no paramétricas.

ventajas	desventajas
- No se asume que la distribución de la población sigue una distribución específica - Se puede aplicar en escenarios donde existe un número limitado de muestras - Son intuitivas y fáciles de interpretar - Se puede aplicar a datos que siguen una escala ordinal	- Son menos eficientes que las pruebas paramétricas equivalentes - Tienen menor potencia de discriminación - Pueden presentar errores más marcados en la estimación del valor-p - No utilizan la función completa disponible en la muestra

Prueba de signo

Procedimiento

Solución: **1.** H_0: $\tilde{\mu} = 1.8.$
2. H_1: $\tilde{\mu} \neq 1.8.$
3. $\alpha = 0.05.$

4. Estadístico de prueba:
Variable binomial X con p = 1/2

5. Cálculos: Reemplazar por "+" los valores que exceden 1.8 y por "-" los menores. Descartar mediciones iguales a 1.8

1.5, 2.2, 0.9, 1.3, 2.0, 1.6, 1.8, 1.5, 2.0, 1.2, 1.7.
− + − − + − − + − −

$n = 10$, $x = 3$ y $n/2 = 5.$

$$P = 2P\left(X \leq 3 \text{ cuando } p = \frac{1}{2}\right) = 2\sum_{x=0}^{3} b\left(x; 10, \frac{1}{2}\right) = 0.3438 > 0.05.$$

6. Decisión: No se rechaza la hipótesis nula y se concluye que la mediana del tiempo de funcionamiento no difiere significativamente de 1.8 horas.

Se basa en una hipótesis sobre la *mediana* de la población. Es el *parámetro de ubicación* pertinente a evaluar. Por supuesto, si la distribución es simétrica la media y la mediana son iguales.

Condiciones para aplicar la prueba

- El número de muestras es menor que 30
- La población definitivamente **NO** es normal

El estadístico de prueba adecuado para la prueba de signo es la variable aleatoria binomial X, que representa el número de signos más en la muestra aleatoria

cuando:

$$H_0: \tilde{\mu} = \tilde{\mu}_0, \\ H_1: \tilde{\mu} < \tilde{\mu}_0,$$

se rechaza H0 a favor de H1 si P < α, donde P se calcula usando una distribución binomial:

$$P = P\,(X \leq x \text{ cuando } p = 1/2)$$

cuando:

$$H_0: \tilde{\mu} = \tilde{\mu}_0, \\ H_1: \tilde{\mu} > \tilde{\mu}_0,$$

se rechaza H0 a favor de H1 si P < α, donde P se calcula usando una distribución binomial:

$$P = P\,(X \geq x \text{ cuando } p = 1/2)$$

cuando :

$$H_0: \tilde{\mu} = \tilde{\mu}_0, \\ H_1: \tilde{\mu} \neq \tilde{\mu}_0,$$

se rechaza H0 a favor de H1 si P < α, donde P se calcula usando una distribución binomial:

Por lo tanto, si $x < n/2$ y el valor P calculado

$$P = 2P(X \leq x \text{ cuando } p = 1/2)$$

$$\text{si } x > n/2 \text{ y el valor } P \text{ calculado}$$

$$P = 2P(X \geq x \text{ cuando } p = 1/2)$$

donde x es la cantidad de signos positivos y n el total de muestras

Prueba de signos con datos pareados(Caso de dos muestras pareadas, antes - después)

- En ese caso se calcula primero la diferencia entre los datos pareados y se procede a utilizar el procedimiento anterior para probar la hipótesis nula:

$$\boxed{\tilde{\mu}_1 - \tilde{\mu}_2 = d_0}$$

Conceptos adicionales:

- Aplicación en casos dicotómicos(que no se pueden registrar en escala numérica). ejm: respuestas de éxito o fracaso.

Prueba de rangos con signo (Wilcoxon)

Valores críticos - Rango con signo

Tabla A.16 Valores críticos para la prueba de rangos con signo 759

Tabla A.16 Valores críticos para la prueba de rangos con signo

n	Unilateral $\alpha = 0.01$ Bilateral $\alpha = 0.02$	Unilateral $\alpha = 0.025$ Bilateral $\alpha = 0.05$	Unilateral $\alpha = 0.05$ Bilateral $\alpha = 0.1$
5			1
6		1	2
7	0	2	4
8	2	4	6
9	3	6	8
10	5	8	11
11	7	11	14
12	10	14	17
13	13	17	21
14	16	21	26
15	20	25	30
16	24	30	36
17	28	35	41
18	33	40	47
19	38	46	54
20	43	52	60
21	49	59	68
22	56	66	75
23	62	73	83
24	69	81	92
25	77	90	101
26	85	98	110
27	93	107	120
28	102	117	130
29	111	127	141
30	120	137	152

Reproducida de F. Wilcoxon y R. A. Wilcox, *Some Rapid Approximate Statistical Procedures, American Cyanamid Company*, Pearl River, N. Y., 1964, con autorización de la American Cyanamid Company.

- Se aplica en el caso de una distribución continua simétrica. En esta condición **se prueba la hipótesis nula μ = μ 0.**

Casos que se presentan en una prueba de rango con signo

Tabla 16.2: Prueba de rango con signo

H_0	H_1	Calcular
$\tilde{\mu} = \tilde{\mu}_0$	$\tilde{\mu} < \tilde{\mu}_0$	w_+
	$\tilde{\mu} > \tilde{\mu}_0$	w_-
	$\tilde{\mu} \neq \tilde{\mu}_0$	w
$\tilde{\mu}_1 = \tilde{\mu}_2$	$\tilde{\mu}_1 < \tilde{\mu}_2$	w_+
	$\tilde{\mu}_1 > \tilde{\mu}_2$	w_-
	$\tilde{\mu}_1 \neq \tilde{\mu}_2$	w

Procedimiento para aplicar la prueba:

se prueba la hipótesis nula $\tilde{\mu} = \tilde{\mu}_0$.

1. se resta μ0 de cada valor muestral, descartando las diferencias igual a cero.
2. Las diferencias restantes se ordenan sin importar el signo.
3. Se le asigna una categoría de “1” a la diferencia en valor absoluto más pequeña (o sea descartando el signo menos en caso que sea negativa) categoría “2” a la siguiente más pequeña y así sucesivamente.

   En caso que el valor absoluto de dos diferencias sean iguales, se le asignan a cada uno el valor promedio de las categorías que se le asignaron en caso que fuesen diferentes. Ejm: la 5 y 6 diferencias más pequeñas tienen el mismo valor absoluto, se le asigna a cada una el valor de categoría “5.5” (promedio del valor 5 y 6)

4. se elige el valor del estadístico W dependiendo el tipo de caso de prueba W, W+, W-

$$W = min(W+, W-)$$

- $W+$ = suma de los rangos con signo positivo
- $W-$ = suma de los rangos con signo negativo

5. se compara el valor obtenido de W con los valores de la tabla Wilcoxon dependiendo el valor n de las muestras y si la prueba es unilateral o bilateral con un valor de **α,** si el valor obtenido de las diferencias es mayor que el tomado de la tabla de Wilcoxon se acepta la hipótesis **H0**

Prueba U de Mann-Whitney o prueba de suma de rangos de Wilcoxon

Valores críticos U Mann-Whitney

Prueba de una cola con $\alpha = 0.01$ o prueba de dos colas con $\alpha = 0.02$

n_1 \ n_2	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1																
2									0	0	0	0	0	0	1	1
3			0	0	1	1	1	2	2	2	3	3	4	4	4	5
4	0	1	1	2	3	3	4	5	5	6	7	7	8	9	9	10
5	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16
6		3	4	6	7	8	9	11	12	13	15	16	18	19	20	22
7			6	8	9	11	12	14	16	17	19	21	23	24	26	28
8				10	11	13	15	17	20	22	24	26	28	30	32	34
9					14	16	18	21	23	26	28	31	33	36	38	40
10						19	22	24	27	30	33	36	38	41	44	47
11							25	28	31	34	37	41	44	47	50	53
12								31	35	38	42	46	49	53	56	60
13									39	43	47	51	55	59	63	67
14										47	51	56	60	65	69	73
15											56	61	66	70	75	80
16												66	71	76	82	87
17													77	82	88	93
18														88	94	100
19															101	107
20																114

Basada en parte en las tablas 1, 3, 5 y 7 de D. Auble, "Extended Tables for the Mann-Whitney Statistic", *Bulletin of the Institute of Educational Research at Indiana University*, **1**, núm. 2, 1953, con autorización del director.

Valores críticos U Mann-Whitney

Tabla A.17 (*continuación*) Valores críticos para la prueba de suma de rangos de Wilcoxon

Prueba de una cola con $\alpha = 0.025$ o prueba de dos colas con $\alpha = 0.05$

n_1 \ n_2	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1																	
2					0	0	0	0	1	1	1	1	1	2	2	2	2
3		0	1	1	2	2	3	3	4	4	5	5	6	6	7	7	8
4	0	1	2	3	4	4	5	6	7	8	9	10	11	11	12	13	13
5		2	3	5	6	7	8	9	11	12	13	14	15	17	18	19	20
6			5	6	8	10	11	13	14	16	17	19	21	22	24	25	27
7				8	10	12	14	16	18	20	22	24	26	28	30	32	34
8					13	15	17	19	22	24	26	29	31	34	36	38	41
9						17	20	23	26	28	31	34	37	39	42	45	48
10							23	26	29	33	36	39	42	45	48	52	55
11								30	33	37	40	44	47	51	55	58	62
12									37	41	45	49	53	57	61	65	69
13										45	50	54	59	63	67	72	76
14											55	59	64	67	74	78	83
15												64	70	75	80	85	90
16													75	81	86	92	98
17														87	93	99	105
18															99	106	112
19																113	119
20																	127

Valores críticos U Mann-Whitney

Prueba de una cola con $\alpha = 0.05$ o prueba de dos colas con $\alpha = 0.1$

	n_2																	
n_1	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
1																	0	0
2			0	0	0	1	1	1	1	2	2	3	3	3	3	4	4	4
3	0	0	1	2	2	3	4	4	5	5	6	7	7	8	9	9	10	11
4		1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	15	16	17	18
5			4	5	6	8	9	11	12	13	15	16	18	19	20	22	23	25
6				7	8	10	12	14	16	17	19	21	23	25	26	28	30	32
7					11	13	15	17	19	21	24	26	28	30	33	35	37	39
8						15	18	20	23	26	28	31	33	36	39	41	44	47
9							21	24	27	30	33	36	39	42	45	48	51	54
10								27	31	34	37	41	44	48	51	55	58	62
11									34	38	42	46	50	54	57	61	65	69
12										42	47	51	55	60	64	68	72	77
13											51	56	61	65	70	75	80	84
14												61	66	71	77	82	87	92
15													72	77	83	88	94	100
16														83	89	95	101	107
17															96	102	109	115
18																109	116	123
19																	123	130
20																		138

- Es una alternativa apropiada para la prueba T student de dos muestras pareadas.

Descripción de la prueba

- **w1 :** La suma de los rangos que corresponden a las n1 observaciones en la muestra más pequeña.
- **w2:** la suma de los n2 rangos que corresponden a la muestra más grande.

Ecuaciones para calcular contribución w_1 y w_2

$$w_1 + w_2 = \frac{(n_1 + n_2)(n_1 + n_2 + 1)}{2},$$

$$u_1 = w_1 - \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} \quad \text{o} \quad u_2 = w_2 - \frac{n_2(n_2 + 1)}{2}$$

Uno de los valores de u1, u2 o u será utilizado para realizar la prueba de hipótesis. La estadística de prueba es el estadístico U

La hipótesis nula se rechazará siempre que los estadísticos apropiados U1, U2 o U tomen un valor menor o igual que el valor crítico deseado dado en la tabla de Valores críticos U Mann-Whitney

Tabla 16.4: Prueba de la suma de rangos

H_0	H_1	Calcular
$\tilde{\mu}_1 = \tilde{\mu}_2$	$\tilde{\mu}_1 < \tilde{\mu}_2$	u_1
	$\tilde{\mu}_1 > \tilde{\mu}_2$	u_2
	$\tilde{\mu}_1 \neq \tilde{\mu}_2$	u

Prueba de Kruskall-Wallis

Escenarios donde se realiza

- Se disponen de k>2 muestras independientes
- La hipótesis nula asume que la mediana para todas las muestras es la misma. Es decir que todas las muestras provienen de poblaciones idénticas
- Se rechaza la hipótesis nula si alguna de las muestras tiene fuerte evidencia de tener una mediana diferente

Pasos para realizar la prueba

1. Sea n_i (i =1, 2, …, k) el número de observaciones de la i-ésima muestra $n = n_1 + n_2 + \ldots + n_k$
2. Combinamos todas las muestras ordenamos de forma ascendente y asignamos un rango a cada observación. Si hay observaciones con el mismo valor reemplazamos el valor del rango por el rango promedio de esas observaciones, si fueran distinguibles
3. La suma de los rangos que corresponde a las n_i observaciones se denomina como Ri.
4. Se calcula el estadístico H

$$H = \frac{12}{n(n+1)} \sum_{i=1}^{k} \frac{R_i^2}{n_i} - 3(n+1),$$

Si H cae en la región crítica H > χ_α con v = k – 1 grados de libertad, se rechaza H0 al nivel de significancia α; de otra manera no se rechaza H0.

Comandos en R

Distribuciones

```r
xs -> c(x1,x2,x3,...,xn)  #Vector de datos
mean(xs) -> #media
var(xs) -> #Varianza
sd(xs) -> #Desviación estándar
median(xs) -> #Mediana

##Distribucion normal (Z)
qnorm(valor de α) -> #Devuelve el valor de z
pnorm(xi, media muestral, sd, lower.tail=TRUE) -> #Devuelve el % de valor de xi.

##Distribucion binomial (Z)
pbinom(x= éxitos, n=tamaño muestra, p=prob.éxitos, lower.tail=TRUE)

##Distribucion Chi-cuadrado (X^2)
pchisq(valor crítico = x2c, df = grados de libertad, lower.tail=FALSE)
dchisq(valor,df = grados de libertad, lower.tail = FALSE)

##Distribucion Fisher (F)
pf(valor de F, df1, df2, lower.tail=FALSE) -> # Probabilidad de distribución f

##Distribucion t-student (T)
pt(q = valor de T, df = grados de libertad, lower.tail) -> # devuelve el valor de la función de densidad acumulada (cdf) de la distribución t de Student dada una determinada variable aleatoria x y grados de libertad df .
qt(α, df, lower.tail) -> # devuelve el valor de la función de densidad acumulada inversa (cdf) de la distribución t de Student dada una determinada variable aleatoria x y grados de libertad df.
```

```r
qchisq(nivel_significancia, grados_libertad, lower.tail=FALSE) #devuelve valor critico de distribucion chi cuadrado
```

Algunos comandos útiles en pruebas

```r
diferencias <- arreglo_x -arrelgo_y #vector de diferencias de dos arreglos
signos = sign(arreglo) #encontrar signos en un arreglo, devuelve un vector de numeros donde 1 es positivo y -1 negativo
positivos = sum(signos[signos == 1]) #sumatoria cantidad positivos de un vector de signos obtenidos con la funcion sign()
negativos = sum(signos[signos == -1]) #sumatoria cantidad negativos de un vector de signos obtenidos con la funcion sign()
rangos <- rank(abs(arreglo)) #establecer los rangos para el valor absoluto de un arreglos
```

```r
rangosdiferencias <- rank(abs(diferencias[diferencias != 0]))
# La función rank() de R calcula las posiciones automáticamente, solucionando las
# ligaduras en caso de que las haya.
```