FORMULARIO DE ESTADISTICA II

NOMBRE ______________________________ GRUPO ________

TEMA 1: MUESTREO Y ESTIMACION

MUESTREO ALEATORIO SIMPLE Y MUESTREO SISTEMATICO

- **Parámetros**

La media poblacional

$$\boxed{\mu = \frac{\sum^{N} x_i}{N}}$$

El total poblacional

$$\boxed{\tau = \sum^{N} x_i}$$

La varianza poblacional

$$\boxed{\sigma^2 = \frac{\sum^{N} (x_i - \mu)^2}{N}}$$

La desviación estándar poblacional

$$\boxed{\sigma = \sqrt{\sigma^2}}$$

La proporción poblacional

$$\boxed{p = \frac{\sum^{N} y_i}{N} = \frac{\text{N° total de éxitos en la población}}{\text{Tamaño de la población}}}$$

El total poblacional

$$\boxed{\tau = \sum^{N} y_i = \text{N° total de éxitos en la población}}$$

- **Estimadores puntuales**

La media muestral

$$\boxed{\overline{X} = \frac{\sum^{n} x_i}{n}}$$

Error de muestreo de $\overline{X}$

$$\boxed{e_m = |\overline{x} - \mu|}$$

El total muestral

$$\boxed{N\overline{X}}$$

Error de muestreo de $N\overline{X}$

$$\boxed{e_m = |N\overline{x} - \tau|}$$

La varianza muestral

$$\boxed{S^2 = \frac{\sum^{n} (x_i - x)^2}{n-1} = \frac{\sum^{n} x_i^2 - \frac{\left(\sum^{n} x_i\right)^2}{n}}{n-1}}$$

La desviación estándar muestral

$$\boxed{S = \sqrt{S^2}}$$

Distribución muestral de $\overline{X}$: $\overline{X}$ se distribuye con $\mu_{\overline{X}} = \mu$ y

$$\sigma_{\overline{X}} = \begin{cases} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} & \text{si la población es infinita} \\ \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}}\sqrt{\dfrac{N-n}{N-1}} & \text{si la población es finita de tamaño N} \end{cases}$$

Error estándar estimado de $\overline{X}$

$$\boxed{\hat{\sigma}_{\overline{X}} = \begin{cases} \dfrac{S}{\sqrt{n}} & \text{si la población es infinita} \\ \dfrac{S}{\sqrt{n}}\sqrt{\dfrac{N-n}{N-1}} & \text{si la población es finita de tamaño N} \end{cases}}$$

Error estándar estimado de $N\overline{X}$

$$\boxed{\hat{\sigma}_{N\overline{X}} = N\hat{\sigma}_{\overline{X}}}$$

La proporción muestral

$$\boxed{p_S = \frac{\sum^{n} Y_i}{n} = \frac{X}{n} = \frac{\text{N° total de éxitos en la muestra}}{\text{Tamaño de la muestra}}}$$

El total muestral

$$\boxed{Np_S}$$

Error estándar estimado de p_S

$$\boxed{\hat{\sigma}_{p_s} = \begin{cases} \sqrt{\dfrac{p_S(1-p_S)}{n}} & \text{si la población es infinita} \\ \sqrt{\dfrac{p_S(1-p_S)}{n}}\sqrt{\dfrac{N-n}{N-1}} & \text{si la población es finita} \end{cases}}$$

Error estándar estimado de Np_S

$$\boxed{\hat{\sigma}_{Np_s} = N\hat{\sigma}_{p_s}}$$

Estimadores por intervalo.

Estimadores por intervalo de confianza para μ y τ cuando σ es conocida:

- Un estimador por intervalo de confianza del $(1-\alpha)\,100\%$ para μ está dado así:

$\boxed{\bar{X} \pm z_{\alpha/2}\, \sigma_{\bar{X}}}$ que puede expresarse de una manera equivalente así:

i) Para una población infinita.

$\boxed{\bar{X} \pm z_{\alpha/2} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}}}$ para cualquier n

ii) Para una población finita.

$\boxed{\bar{X} \pm z_{\alpha/2} \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\dfrac{N-n}{N-1}}}$ para cualquier n. Si $\dfrac{n}{N} \leq 0.05$ podemos omitir $\sqrt{\dfrac{N-n}{N-1}}$

donde $z_{\alpha/2}$ es un valor de la normal estándar que tiene a su derecha una área de $\dfrac{\alpha}{2}$ y a su izquierda una área acumulada de $1-\dfrac{\alpha}{2}$

- Un estimador por intervalo de confianza del $(1-\alpha)\,100\%$ para τ está dado así:

$\boxed{N\bar{X} \pm z_{\alpha/2}\, \sigma_{N\bar{X}}}$ que puede expresarse de una manera equivalente así:

$\boxed{N\bar{X} \pm z_{\alpha/2} N \dfrac{\sigma}{\sqrt{n}} \sqrt{\dfrac{N-n}{N-1}}}$ para cualquier n. Si $\dfrac{n}{N} \leq 0.05$ podemos omitir el factor de corrección $\sqrt{\dfrac{N-n}{N-1}}$

Nota: Si la población es no normal pero $n \geq 30$ podemos aplicar las fórmulas anteriores.

Error muestral máximo para μ

$\boxed{E = z_{\alpha/2}\, \sigma_{\bar{X}}}$

Error muestral máximo para τ

$\boxed{E = z_{\alpha/2}\, \sigma_{N\bar{X}}}$

Estimadores por intervalo de confianza para μ y τ cuando σ es desconocida:

- Un estimador por intervalo de confianza del $(1-\alpha)\,100\%$ para μ está dado así:

$\boxed{\bar{X} \pm t_{\alpha/2}\, \hat{\sigma}_{\bar{X}}}$ que puede expresarse de una manera equivalente así:

i) Para una población infinita.

$\boxed{\bar{X} \pm t_{\alpha/2} \dfrac{S}{\sqrt{n}}}$ siempre que $n < 30$

ii) Para una población finita.

$\boxed{\bar{X} \pm t_{\alpha/2} \dfrac{S}{\sqrt{n}} \sqrt{\dfrac{N-n}{N-1}}}$ siempre que $n < 30$

- Un estimador por intervalo de confianza del $(1-\alpha)\,100\%$ para τ está dado así:

$\boxed{N\bar{X} \pm t_{\alpha/2}\, \hat{\sigma}_{N\bar{X}}}$ una manera equivalente es $\boxed{N\bar{X} \pm t_{\alpha/2} N \dfrac{S}{\sqrt{n}} \sqrt{\dfrac{N-n}{N-1}}}$ siempre que $n < 30$

Si $\dfrac{n}{N} \leq 0.05$ podemos omitir el factor de corrección $\sqrt{\dfrac{N-n}{N-1}}$

Error muestral máximo para μ

$\boxed{E = t_{\alpha/2}\, \hat{\sigma}_{\bar{X}}}$

Error muestral máximo para τ

$\boxed{E = t_{\alpha/2}\, \hat{\sigma}_{N\bar{X}}}$

Según la distribución poblacional (tenga σ conocido o desconocido) y el tamaño de muestra se presentan en la tabla de abajo distintas situaciones en las cuales los estadísticos **Z** o **t** pueden ser utilizados.

Tamaño de muestra n	**DISTRIBUCION DE LA POBLACION** **Normal**		**No Normal**	
	σ conocido	σ desconocido	σ conocido	σ desconocido
$n < 30$	Z	t		
$n \geq 30$	Z	Z	Z	Z

...dor por intervalo de confianza para p y τ cuando $np_S \geq 5$ y $n(1-p_S) \geq 5$

Un estimador por intervalo de confianza del $(1-\alpha)100\,\%$ para **p** esta dado así:

$\boxed{p_S \pm z_{\alpha/2}\hat{\sigma}_{p_S}}$ que puede expresarse de una manera equivalente así:

i) Para una población infinita

$$\boxed{p_S \pm z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p_S\,(1-p_S)}{n}}}$$

ii) Para una población finita

$$\boxed{p_S \pm z_{\alpha/2}\sqrt{\frac{p_S\,(1-p_S)}{n}}\sqrt{\frac{N-n}{N-1}}}$$

Si $\frac{n}{N} \leq 0.05$, podemos omitir $\sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$

donde $z_{\alpha/2}$ es un valor de la normal estándar que tiene a su derecha una área de $\frac{\alpha}{2}$ y a su izquierda una área acumulada de $1-\frac{\alpha}{2}$

-Un estimador por intervalo de confianza del $(1-\alpha)\,100\%$ para τ está dado así:

$\boxed{Np_S \pm z_{\alpha/2}\hat{\sigma}_{Np_S}}$ que puede expresarse de una manera equivalente así: $\boxed{Np_s \pm z_{\alpha/2}\,N\sqrt{\frac{p_S\,(1-p_S)}{n}}\sqrt{\frac{N-n}{N-1}}}$

Si $\frac{n}{N} \leq 0.05$, podemos omitir el factor de corrección $\sqrt{\frac{N-n}{N-1}}$

Error muestral máximo para p

$$\boxed{E = z_{\alpha/2}\,\hat{\sigma}_{p_S}}$$

Error muestral máximo para τ

$$\boxed{E = z_{\alpha/2}\hat{\sigma}_{Np_S}}$$

Determinación del tamaño de muestra para μ y p

- El tamaño de muestra **n** para estimar μ con error máximo permitido **E** y un nivel de confianza de $(1-\alpha)\,100\%$ es:

i) Para una población infinita ii) Para una población finita

$$\boxed{n = \left[\frac{z_{\alpha/2}\,\sigma}{E}\right]^2} \qquad \boxed{n_o = \left[\frac{z_{\alpha/2}\,\sigma}{E}\right]^2}$$

Si $\frac{n_o}{N} > 0.05$, n_0 puede ser reducida a $\boxed{n = \frac{n_o N}{n_o + (N-1)}}$

- El tamaño de muestra **n** para estimar **p** con un error máximo permitido **E** y un nivel de confianza de $(1-\alpha)\,100\%$ es:

i) Para una población infinita ii) Para una población finita.

$$\boxed{n = p\,(1-p)\left(\frac{z_{\alpha/2}}{E}\right)^2} \qquad \boxed{n = p\,(1-p)\left(\frac{z_{\alpha/2}}{E}\right)^2}$$

Si $\frac{n_o}{N} > 0.05$, n_0 puede ser reducida a $\boxed{n = \frac{n_o N}{n_o + (N-1)}}$

donde **p** puede ser estimado con p_S. Si no se cuenta con una estimación de **p** tomaremos $p = 0.50$

MUESTREO ALEATORIO ESTRATIFICADO

- **Parámetros**

μ_i representa la media poblacional para el estrato i

τ_i representa el total poblacional para el estrato i.

σ_i^2 representa la varianza poblacional para el estrato i.

El total poblacional

$$\boxed{\tau = \sum^{L} \tau_i}$$

La media poblacional

$$\boxed{\mu = \frac{\tau}{N}}$$

- **Estimadores puntuales**

La media, la varianza y total de la submuestra del estrato i son dadas a continuación:

$$\boxed{\bar{X}_i = \frac{\sum_{j=1}^{n_i} X_{ij}}{n_i}}, \quad \boxed{S_i^2 = \frac{\sum_{j=1}^{n_i}\left(X_{ij}-\bar{X}_i\right)^2}{n_i - 1}}, \quad \boxed{N_i\bar{X}_i}$$

que representan estimadores de μ_i, σ_i^2 y τ_i respectivamente.

La media muestral estratificada

$$\bar{X}_{st} = \frac{1}{N}\sum^{L} N_i \bar{X}_i$$

El total muestral estratificado

$$N\bar{X}_{st} = \sum^{L} N_i \bar{X}_i$$

Error estándar estimado de $\bar{X}_{st}$

$$\hat{\sigma}_{\bar{X}_{st}} = \frac{1}{N}\sqrt{\sum^{L} N_i^2 \frac{S_i^2}{n_i}\left(1 - \frac{n_i}{N_i}\right)}$$

Error estándar estimado de $N\bar{X}_{st}$

$$\hat{\sigma}_{N\bar{X}_{st}} = \sqrt{\sum^{L} N_i^2 \frac{S_i^2}{n_i}\left(1 - \frac{n_i}{N_i}\right)}$$

- **Estimador por intervalo**

- Estimador por intervalo de confianza del 95% para μ

$\bar{X}_{st} \pm 2\hat{\sigma}_{\bar{X}_{st}}$ que puede expresarse de una manera equivalente así: $$\frac{1}{N}\sum^{L} N_i \bar{X}_i \pm 2\frac{1}{N}\sqrt{\sum^{L} N_i^2 \frac{S_i^2}{n_i}\left(1 - \frac{n_i}{N_i}\right)}$$

- Estimador por intervalo de confianza del 95% para τ

$N\bar{X}_{st} \pm 2\hat{\sigma}_{N\bar{X}_{st}}$ que puede expresarse de una manera equivalente así: $$\sum^{L} N_i \bar{X}_i \pm 2\sqrt{\sum^{L} N_i^2 \frac{S_i^2}{n_i}\left(1 - \frac{n_i}{N_i}\right)}$$

Si la fracción muestral $\frac{n_i}{N_i} \leq 0.05$ para los estratos $i = 1, 2, \ldots, L$, podemos omitir el factor $\left(1 - \frac{n_i}{N_i}\right)$ dentro del radical.

Error muestral máximo para μ

$$E = 2\hat{\sigma}_{\bar{X}_{st}}$$

Error muestral máximo para τ

$$E = 2\hat{\sigma}_{N\bar{X}_{st}}$$

- **Determinación del tamaño de muestra para μ**

El tamaño de muestra **n** para estimar μ con error máximo permitido **E** y un nivel de confianza del 95% es:

- **Cuando se hace una asignación de costo mínimo y menor error de muestreo**

$$n = \frac{\left(\sum^{L} N_i S_i / \sqrt{c_i}\right)\left(\sum^{L} N_i S_i \sqrt{c_i}\right)}{N^2\left(\frac{E^2}{4}\right) + \sum^{L} N_i S_i^2}$$

y se asigna a los estratos así

$$n_i = n \frac{N_i S_i / \sqrt{c_i}}{\sum^{L} N_i S_i / \sqrt{c_i}}$$

- **Cuando se hace una asignación de Neyman**

$$n = \frac{\left(\sum^{L} N_i S_i\right)^2}{N^2\left(\frac{E^2}{4}\right) + \sum^{L} N_i S_i^2}$$

y se asigna a los estratos así

$$n_i = n \frac{N_i S_i}{\sum^{L} N_i S_i}$$

- **Cuando se hace una asignación proporcional**

$$n = \frac{N S^2}{N\left(\frac{E^2}{4}\right) + S^2}$$

y se asigna a los estratos así

$$n_i = n \frac{N_i}{\sum^{L} N_i} = n\left(\frac{N_i}{N}\right)$$

[MUES]TREO ALEATORIO POR CONGLOMERADOS

[P]arámetros

[Tota]l de observaciones en el conglomerado i

$$\boxed{\tau_i = \sum_{j=1}^{m_i} x_{ij}}$$ donde

m_i representa el número de elementos en el conglomerado i

El total poblacional

$$\boxed{\tau = \sum^{N} \tau_i}$$ donde

N representa el número de conglomerados en la población

La media poblacional

$$\boxed{\mu = \frac{\tau}{M}}$$ donde

M representa el número de elementos en la población

Tamaño promedio de los conglomerados en la población

$$\boxed{\overline{M} = \frac{M}{N}}$$

- **Estimadores**

En las siguientes fórmulas **n** representa el N° de conglomerados en la muestra y **M** puede ser estimado con $\boxed{\hat{M} \cong N\overline{m}}$

La media muestral por conglomerado

$$\boxed{\overline{X}_c = \frac{\sum^n \tau_i}{\sum^n m_i}}$$

Total muestral por conglomerado

$$\boxed{M\,\overline{X}_c = M\left(\frac{\sum^n \tau_i}{\sum^n m_i}\right)}$$

Tamaño promedio de los conglomerados en la muestra

$$\boxed{\overline{m} = \frac{\sum^n m_i}{n}}$$

El error estándar estimado de $\overline{X}_c$

$$\boxed{\hat{\sigma}_{\overline{X}_c} = \sqrt{\left(\frac{1 - \frac{n}{N}}{n\overline{M}^2}\right)\frac{\sum^n(\tau_i - m_i\overline{X}_c)^2}{n-1}}}$$

El error estándar estimado de $M\overline{X}_c$

$$\boxed{\hat{\sigma}_{M\overline{X}_c} = \sqrt{N^2\left(\frac{1 - \frac{n}{N}}{n}\right)\frac{\sum^n(\tau_i - m_i\overline{X}_c)^2}{n-1}}}$$

Si M es desconocido, $\overline{M}$ puede ser estimado por $\overline{m}$

- **Estimador por intervalo**

- Estimador por intervalo de confianza del 95% para μ

$\boxed{\overline{X}_c \pm 2\,\hat{\sigma}_{\overline{X}_c}}$ que puede expresarse de una manera equivalente así:

$$\boxed{\frac{\sum^n \tau_i}{\sum^n m_i} \pm 2\sqrt{\left(\frac{1 - \frac{n}{N}}{n\overline{M}^2}\right)\frac{\sum^n(\tau_i - m_i\overline{X}_c)^2}{n-1}}}$$

- Estimador por intervalo de confianza del 95% para τ

$\boxed{M\overline{X}_c \pm 2\,\hat{\sigma}_{M\overline{X}_c}}$ que también puede expresarse así:

$$\boxed{M\left(\frac{\sum^n \tau_i}{\sum^n m_i}\right) \pm 2\sqrt{N^2\left(\frac{1 - \frac{n}{N}}{n}\right)\frac{\sum^n(\tau_i - m_i\overline{X}_c)^2}{n-1}}}$$

Si $\frac{n}{N} \leq 0.05$ podemos aproximar el factor $\left(1 - \frac{n}{N}\right)$ dentro del radical a 1 en todas las fórmulas que lo contienen.

Error muestral máximo para μ

$$\boxed{E = 2\,\hat{\sigma}_{\overline{X}_c}}$$

Error muestral máximo para τ

$$\boxed{E = 2\,\hat{\sigma}_{M\overline{X}_c}}$$

- **Determinación del tamaño de muestra para μ**

El número n de conglomerados en la muestra para estimar μ con un error máximo E y un nivel de confianza del 95% es

$$\boxed{n = \frac{N S_c^2}{N\,\overline{M}^2\left(\frac{E^2}{4}\right) + S_c^2}}$$

donde

$$\boxed{S_c^2 = \frac{\sum^n(\tau_i - m_i\overline{X}_c)^2}{n-1}}$$

puede calcularse de una muestra preliminar

y $\overline{M}$ puede ser estimado por $\overline{m}$ con la misma muestra preliminar

TEMA 2: PRUEBA DE HIPOTESIS

- **Tipos de pruebas**

i) Pruebas de cola izquierda

$H_0: \mu = \mu_0 \quad (\mu \geq \mu_0)$

$H_1: \mu < \mu_0$

ii) Prueba de cola derecha

$H_0: \mu = \mu_0 \ (\mu \leq \mu_0)$

$H_1: \mu > \mu_0$

iii) Prueba bilateral

$H_0: \mu = \mu_0$

$H_1: \mu \neq \mu_0$

- **Procedimiento de la prueba acerca de μ**

1. **Formulación de las hipótesis**

$\mathbf{H_0}$: Hipótesis nula — $\mathbf{A_0}$: Alternativa que corresponde a la "aceptación" de H_0

$\mathbf{H_1}$: Hipótesis alterna — $\mathbf{A_1}$: Alternativa que corresponde a la aceptación de H_1

2. **Elegir un nivel de significación**

Error I: Seleccionar $\mathbf{A_1}$ cuando $\mathbf{H_0}$ es V $\qquad P(\text{error I}) \leq \alpha$ (nivel de significación de la prueba)

3. **Identificar el estadístico de prueba y establecer una regla de decisión**

$$\boxed{\frac{\overline{X} - \mu_0}{\sigma_{\overline{X}}} = Z \text{ ó } t}$$ según la población sea normal o no normal, σ sea conocida o desconocida, y $n \geq 30$ ó $n \leq 30$

La regla de decisión para probar $\mathbf{H_0}: \mu = \mu_0 \ (\mu \geq \mu_0, \mu \leq \mu_0)$ contra $\mathbf{H_1}$, se muestra en la siguiente tabla.

Tipo de Prueba según $\mathbf{H_1}$	Reglas de decisión: Estadístico **Z** — Rechazo $\mathbf{H_0}$ si	Estadístico **t** — Rechazo $\mathbf{H_0}$ si
Cola izquierda $\mu < \mu_0$	$Z < -z_\alpha$	$t < -t_\alpha$
Cola derecha $\mu > \mu_0$	$Z > z_\alpha$	$t > t_\alpha$
Dos colas $\mu \neq \mu_0$	$Z < -z_{\alpha/2}$ o $Z > z_{\alpha/2}$	$t < -t_{\alpha/2}$ o $t > t_{\alpha/2}$

En caso contrario diremos que no podemos rechazamos $\mathbf{H_0}$,es decir, "aceptamos" $\mathbf{H_0}$.

4. **Tomar una muestra aleatoria y determinar el valor del estadístico de prueba**

Con la información muestral vamos a valorar el estadístico de prueba:

$$\boxed{\frac{\overline{X} - \mu_0}{\sigma_{\overline{X}}}}$$ que puede ser igual a **Z** o **t**

5. **Seleccionar una alternativa**

La aplicación de la regla de decisión nos permitirá seleccionar la alternativa $\mathbf{A_0}$ ó $\mathbf{A_1}$

- **Procedimiento de la prueba acerca de p**

Como la proporción poblacional es una media poblacional, el procedimiento para probar hipótesis acerca de **p** será el mismo que se utilizó para μ.

Como las hipótesis serán suposiciones acerca de **p**, el estadístico de prueba será naturalmente la proporción muestral $\mathbf{p_s}$ pero estandarizada, esto es:

$$\boxed{\frac{p_S - p_0}{\hat{\sigma}_{p_s}}}$$, p_0 es el valor supuesto de **p**

donde $\boxed{\hat{\sigma}_{p_s} = \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}}$ si la población es infinita ó $\boxed{\hat{\sigma}_{p_s} = \sqrt{\frac{p_0(1-p_0)}{n}}\sqrt{\frac{N-n}{N-1}}}$ si la población es finita

Esta expresión puede ser aproximadamente igual al estadístico **Z** si **n** es suficientemente grande, esto es, si

$$np_0 \geq 5 \quad \text{y} \quad n(1-p_0) \geq 5$$

ANALISIS DE REGRESION LINEAL SIMPLE

ción de regresión poblacional

$$\boxed{\mu_{Y|X} = \beta_0 + \beta_1 X}$$

donde β_1 es la pendiente y β_o el intercepto de la línea de regresión poblacional

Función de regresión muestral

$$\boxed{\hat{Y} = b_0 + b_1 X}$$

donde b_1 es un estimador insesgado de β_1 y b_0 es un estimador insesgado de β_o

Estimadores

La pendiente estimada

$$b_1 = \frac{\sum_{i}^{n} x_i Y_i - \dfrac{\sum_{i}^{n} x_i \sum_{i}^{n} Y_i}{n}}{\sum_{i}^{n} x_i^2 - \dfrac{\left(\sum_{i}^{n} x_i\right)^2}{n}}$$

Representa una estimación del cambio en el valor medio de Y por cambio unitario de X

El intercepto estimado

$$b_0 = \frac{\sum_{i}^{n} Y_i - b_1 \sum_{i}^{n} x_i}{n}$$

Representa una estimación del valor medio de Y en X = 0

- **Análisis de varianza de Y**

Suma de cuadrados del total

$$SST = \sum^{n} Y_i^2 - \frac{\left(\sum^{n} Y_i\right)^2}{n}$$

Suma de cuadrados debida al error

$$SSE = \sum^{n} Y_i^2 - b_0 \sum^{n} Y_i - b_1 \sum^{n} x_i Y_i$$

Suma de cuadrados debida a la regresión

$$\boxed{SSR = SST - SSE}$$

Tabla de análisis de varianza de Y

Fuente de variación	SS	G L	M S
Regresión	SSR	1	MSR = SSR/1
Error	SSE	n - 2	MSE = SSE/n -2
	SST	n - 1	

Estimador de σ

La desviación estándar estimada de Y

$$\hat{\sigma}_Y = \sqrt{MSE} = \sqrt{\frac{SSE}{n-2}}$$

o

$$\hat{\sigma}_Y = \sqrt{\frac{\sum^{n} Y_i^2 - b_o \sum^{n} Y_i - b_1 \sum^{n} x_i Y_i}{n-2}}$$

- **Medidas de asociación entre X, Y**

Coeficiente de determinación

$$r^2 = \frac{SSR}{SST} \quad \text{donde } 0 \le r^2 \le 1$$

Coeficiente de correlación

$r = \pm \sqrt{r^2}$, $-1 \le r \le 1$ donde **r** tiene el mismo signo que b_1

- **Prueba de significación sobre β_1**

El estadístico de prueba

$$t = \frac{b_1}{\hat{\sigma}_{b_1}} = \frac{\text{Pendiente estimada}}{\text{El error estándar de } b_1} \quad \text{donde} \quad \hat{\sigma}_{b_1} = \frac{\hat{\sigma}_Y}{\sqrt{\sum_{\cdot}^{n} x_i^2 - \frac{\left(\sum_{\cdot}^{n} x_i\right)^2}{n}}}$$

La regla de decisión

Rechazo $H_0 : \beta_1 = 0$ si $t < -t_{\alpha/2}$ o $t > t_{\alpha/2}$

En caso contrario no podemos rechazar $H_0 : \beta_1 = 0$, es decir, "aceptamos" $H_0 : \beta_1 = 0$

- **Estimador por intervalo de confianza del $(1-\alpha)100\%$ para μ_{Y_h}**

$$\hat{Y}_h \pm t_{\alpha/2}\,\hat{\sigma}_{\hat{Y}_h} \quad \text{donde} \quad \hat{\sigma}_{\hat{Y}_h} = \hat{\sigma}_Y \sqrt{\frac{1}{n} + \frac{(x_h - \bar{x})^2}{\sum_{\cdot}^{n} x_i^2 - \frac{\left(\sum_{\cdot}^{n} x_i\right)^2}{n}}}$$

y $\hat{\sigma}_Y$ es el estimador de σ_Y

- **Estimador por intervalo de predicción del $(1-\alpha)100\%$ para Y_h**

$$\hat{Y}_h \pm t_{\alpha/2}\,\hat{\sigma}_{Y_h} \quad \text{donde} \quad \hat{\sigma}_{Y_h} = \hat{\sigma}_Y \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_h - \bar{x})^2}{\sum_{\cdot}^{n} x_i^2 - \frac{\left(\sum_{\cdot}^{n} x_i\right)^2}{n}}}$$

4: SERIES DE TIEMPO

33,5 – 180
601 – 100

Series de tiempo con datos anuales

Ecuación de tendencia lineal

$$\hat{Y} = b_0 + b_1 X$$

Origen : 1 de Julio del año origen

X en años

Para un número par de años

La pendiente estimada

$$b_1 = \frac{\sum^{n} x_i Y_i - \frac{\sum^{n} x_i \sum^{n} Y_i}{n}}{\sum^{n} x_i^2 - \frac{\left(\sum^{n} x_i\right)^2}{n}}$$

Representa el cambio anual estimado del valor anual de Y

El intercepto estimado

$$b_0 = \frac{\sum^{n} Y_i - b_1 \sum^{n} x_i}{n}$$

Representa el valor anual estimado de Y para $X = 0$

Para un número impar de años

La pendiente estimada

$$b_1 = \frac{\sum^{n} x_i Y_i}{\sum^{n} x_i^2}$$

Representa el cambio anual estimado del valor anual de Y

El intercepto estimado

$$b_0 = \frac{\sum^{n} Y_i}{n}$$

Representa el valor anual estimado de Y para $X = 0$

- **Series de tiempo con datos trimestrales**

Ecuación de tendencia lineal trimestral

Conversión de una ecuación de tendencia anual a una de tendencia trimestral cuyo origen sea el 15 de Agosto del año origen

$$\hat{Y} = \frac{b_0}{4} + \frac{b_1}{16}(X + 0.5)$$

Origen : 15 de Agosto del año origen

X en trimestres

donde $\frac{b_1}{16}$ representa el cambio trimestral estimado de los valores trimestrales de Y

y $\frac{b_0}{4}$ representa el valor trimestal estimado de Y para el trimestre origen

Ajustar los índices estacionales

$$\text{Constante de ajuste} = \frac{\text{Suma deseada de los índices}}{\text{Suma real de los índices}}$$

Indices estacionales ajustados

$$S = (\text{Indice sin ajustar})\,(\text{Constante de ajuste})$$

Desestacionalización de los valores de una serie de tiempo

$$\frac{Y_i}{S_i}(100)$$

Tabla 1

Tabla de números aleatorios

Fila	Columna 1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
1	10480	15011	01536	02011	81647	91646	69179	14194	62590	36207	20969	99570	91291	90700
2	22368	46573	25595	85393	30995	89198	27982	53402	93965	34095	52666	19174	39615	99505
3	24130	48360	22527	97265	76393	64809	15179	24830	49340	32081	30680	19655	63348	58629
4	42167	93093	06243	61680	07856	16376	39440	53537	71341	57004	00849	74917	97758	16379
5	37570	39975	81837	16656	06121	91782	60468	81305	49684	60672	14110	06927	01263	54613
6	77921	06907	11008	42751	27756	53498	18602	70659	90655	15053	21916	81825	44394	42880
7	99562	72905	56420	69994	98472	31016	71194	18738	44013	48840	63213	21069	10634	12952
8	96301	91977	05463	07972	18876	20922	94595	56869	69014	60045	18425	84903	42508	32307
9	89579	14342	63661	10281	17453	18103	57740	84378	25331	12566	58678	44947	05585	56941
10	85475	36857	53342	53988	53060	59533	38867	62300	08158	17983	16439	11458	18593	64952
11	28918	69578	88231	33276	70997	79936	56865	05859	90106	31595	01547	85590	91610	78188
12	63553	40961	48235	03427	49626	69445	18663	72695	52180	20847	12234	90511	33703	90322
13	09429	93969	52636	92737	88974	33488	36320	17617	30015	08272	84115	27156	30613	74952
14	10356	61129	87529	85689	48237	52267	67689	93394	01511	26358	85104	20285	29975	89868
15	07119	97336	71048	08178	77233	13916	47564	81056	97735	85977	29372	74461	28551	90707
16	51085	12765	51821	51259	77452	16308	60756	92144	49442	53900	70960	63990	75601	40719
17	02368	21382	52404	60268	89368	19885	55322	44819	01188	65255	64835	44919	05944	55157
18	01011	54092	33362	94904	31273	04146	18594	29852	71585	85030	51132	01915	92747	64951
19	52162	53916	46369	58586	23216	14513	83149	98736	23495	64350	94738	17752	35156	35749
20	07056	97628	33787	09998	42698	06691	76988	13602	51851	46104	88916	19509	25625	58104
21	48663	91245	85828	14346	09172	30168	90229	04734	59193	22178	30421	61666	99904	32812
22	54164	58492	22421	74103	47070	25306	76468	26384	58151	06646	21524	15227	96909	44592
23	32639	32363	05597	24200	13363	38005	94342	28728	35806	06912	17012	64161	18296	22851
24	29334	27001	87637	87308	58731	00256	45834	15398	46557	41135	10367	07684	36188	18510
25	02488	33062	28834	07351	19731	92420	60952	61280	50001	67658	32586	86679	50720	94953
26	81525	72295	04839	$\boxed{96423}$	24878	82651	66566	14778	76797	14780	13300	87074	79666	95725
27	29676	20591	68086	26432	46901	20849	89768	81536	86645	12659	92259	57102	80428	25280
28	00742	57392	39064	66432	84673	40027	32832	61362	98947	96067	64760	64584	96096	98253
29	05366	04213	25669	26422	44407	44048	37937	63904	45766	66134	75470	66520	34693	90449
30	91921	26418	64117	94305	26766	25940	39972	22209	71500	64568	91402	42416	07844	69618
31	00582	04711	87917	77341	42206	35126	74087	99547	81817	42607	43808	76655	62028	76630
32	00725	69884	62797	56170	86324	88072	76222	36086	84637	93161	76038	65855	77919	88006
33	69011	65795	95876	55293	18988	27354	26575	08625	40801	59920	29841	80150	12777	18501
34	25976	57948	29888	88604	67917	48708	18912	82271	65424	69774	33611	54262	85963	03547
35	09763	83473	73577	12908	30883	18317	28290	35797	05998	41688	34952	37888	38917	88050
36	91567	42595	27958	30134	04024	86385	29880	99730	55536	84855	29080	09250	79656	73211
37	17955	56349	90999	49127	20044	59931	06115	20542	18059	02008	73708	83517	36103	42791
38	46503	18584	18845	49618	02304	51038	20655	58727	28168	15475	56942	53389	20562	87338
39	92157	89634	94824	78171	84610	82834	09922	25417	44137	48413	25555	21246	35509	20468
40	14577	62765	35605	81263	39667	47358	56873	56307	61607	49518	89656	20103	77490	18062
41	98427	07523	33362	64270	01638	92477	66969	98420	04880	45585	46565	04102	46880	45709
42	34914	63976	88720	82765	34476	17032	87589	40836	32427	70002	70663	88863	77775	69348
43	70060	28277	39475	46476	23219	53416	94970	25832	69975	94884	19661	72828	00102	66794
44	53976	54914	06990	67245	68350	82948	11398	42878	80287	88267	47363	46634	06541	97809
45	76072	29515	40980	07391	58745	25774	22987	80059	39911	96189	41151	14222	60697	59583
46	90725	52210	93974	29992	65831	38857	50490	83765	55657	14361	31720	57375	56228	41546
47	64364	67412	33339	31926	14883	24413	59744	92351	97473	89286	35931	04110	23726	51900
48	08962	00358	31662	25388	61642	34072	81249	35648	56891	69352	48373	45578	78547	81788
49	95012	68379	93526	70765	10592	04542	76463	54328	02349	17247	28865	14777	62730	92277
50	15664	10493	20492	38391	91132	21999	59516	81652	27195	48223	46751	22923	32261	85653
51	16408	81899	04153	53381	79401	21438	83035	92350	36693	31238	59649	91754	72772	02338

Tabla 3

Distribución t de Student

(Areas acumuladas a la derecha de t)

G.L.	0.10	0.05	0.025	0.01	0.005	0.0005
1	3.078	6.314	12.706	31.821	63.657	636.619
2	1.886	2.920	4.303	6.965	9.925	31.598
3	1.638	2.353	3.182	4.541	5.841	12.941
4	1.533	2.132	2.776	3.747	4.604	8.610
5	1.476	2.015	2.571	3.365	4.032	6.859
6	1.440	1.943	2.447	3.143	3.707	5.959
7	1.415	1.895	2.365	2.998	3.499	5.405
8	1.397	1.860	2.306	2.896	3.355	5.041
9	1.383	1.833	2.262	2.821	3.250	4.781
10	1.372	1.812	2.228	2.764	3.169	4.587
11	1.363	1.796	2.201	2.718	3.106	4.437
12	1.356	1.782	2.179	2.681	3.055	4.318
13	1.350	1.771	2.160	2.650	3.012	4.221
14	1.345	1.761	2.145	2.624	2.977	4.140
15	1.341	1.753	2.131	2.602	2.947	4.073
16	1.337	1.746	2.120	2.583	2.921	4.015
17	1.333	1.740	2.110	2.567	2.898	3.965
18	1.330	1.734	2.101	2.552	2.878	3.922
19	1.328	1.729	2.093	2.539	2.861	3.883
20	1.325	1.725	2.086	2.528	2.845	3.850
21	1.323	1.721	2.080	2.518	2.831	3.819
22	1.321	1.717	2.074	2.508	2.819	3.792
23	1.319	1.714	2.069	2.500	2.807	3.767
24	1.318	1.711	2.064	2.492	2.797	3.745
25	1.316	1.708	2.060	2.485	2.787	3.725
26	1.315	1.706	2.056	2.479	2.779	3.707
27	1.314	1.703	2.052	2.473	2.771	3.690
28	1.313	1.701	2.048	2.467	2.763	3.674
29	1.311	1.699	2.045	2.462	2.756	3.659
30	1.310	1.697	2.042	2.457	2.750	3.646
40	1.303	1.684	2.021	2.423	2.704	3.551
60	1.296	1.671	2.000	2.390	2.660	3.460
120	1.289	1.658	1.980	2.358	2.617	3.373
∞	1.282	1.645	1.960	2.326	2.576	3.291

Tabla 2 Función de distribución acumulada de Z (Areas a la izquierda de z)

z	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
-3.	.0013									
-2.9	.0019	.0018	.0017	.0017	.0016	.0016	.0015	.0015	.0014	.0014
-2.8	.0026	.0025	.0024	.0023	.0023	.0022	.0021	.0021	.0020	.0019
-2.7	.0035	.0034	.0033	.0032	.0031	.0030	.0029	.0028	.0027	.0026
-2.6	.0047	.0045	.0044	.0043	.0041	.0040	.0039	.0038	.0037	.0036
-2.5	.0062	.0060	.0059	.0057	.0055	.0054	.0052	.0051	.0049	.0048
-2.4	.0082	.0080	.0078	.0075	.0073	.0071	.0069	.0068	.0066	.0064
-2.3	.0107	.0104	.0102	.0099	.0096	.0094	.0091	.0089	.0087	.0084
-2.2	.0139	.0136	.0132	.0129	.0125	.0122	.0119	.0116	.0113	.0110
-2.1	.0179	.0174	.0170	.0166	.0162	.0158	.0154	.0150	.0146	.0143
-2.0	.0227	.0222	.0217	.0212	.0207	.0202	.0197	.0192	.0188	.0183
-1.9	.0287	.0281	.0274	.0268	.0262	.0256	.0250	.0244	.0239	.0233
-1.8	.0359	.0351	.0344	.0336	.0329	.0322	.0314	.0307	.0300	.0294
-1.7	.0446	.0436	.0427	.0418	.0409	.0401	.0392	.0384	.0375	.0367
-1.6	.0548	.0537	.0526	.0516	.0505	.0495	.0485	.0475	.0465	.0455
-1.5	.0668	.0655	.0643	.0630	.0618	.0606	.0594	.0582	.0571	.0559
-1.4	.0808	.0793	.0778	.0764	.0749	.0735	.0721	.0708	.0694	.0681
-1.3	.0968	.0951	.0934	.0918	.0901	.0885	.0869	.0853	.0838	.0823
-1.2	.1151	.1131	.1112	.1093	.1075	.1056	.1038	.1020	.1003	.0985
-1.1	.1357	.1335	.1314	.1292	.1271	.1251	.1230	.1210	.1190	.1170
-1.0	.1587	.1562	.1539	.1515	.1492	.1469	.1446	.1423	.1401	.1379
-.9	.1841	.1814	.1788	.1762	.1736	.1711	.1685	.1660	.1635	.1611
-.8	.2119	.2090	.2061	.2033	.2005	.1977	.1949	.1921	.1894	.1867
-.7	.2420	.2389	.2358	.2326	.2297	.2266	.2236	.2206	.2177	.2148
-.6	.2743	.2709	.2676	.2643	.2611	.2578	.2546	.2514	.2483	.2451
-.5	.3085	.3050	.3015	.2981	.2946	.2912	.2877	.2843	.2810	.2776
-.4	.3446	.3409	.3372	.3336	.3300	.3264	.3228	.3192	.3156	.3121
-.3	.3821	.3783	.3745	.3707	.3669	.3632	.3594	.3557	.3520	.3483
-.2	.4407	.4168	.4129	.4090	.4052	.4013	.3974	.3936	.3897	.3859
-.1	.4602	.4562	.4522	.4483	.4443	.4404	.4364	.4325	.4286	.4247
-.0	.5000	.4960	.4920	.4880	.4840	.4801	.4761	.4721	.4681	.4641
.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	.7704	.7734	.7764	.7794	.7823	.7852
.8	.7881	.7910	.7939	.7967	.7995	.8023	.8051	.8079	.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	.9015
1.3	.9032	.9049	.9066	.9082	.9099	.9115	.9131	.9147	.9162	.9177
1.4	.9192	.9207	.9222	.9236	.9251	.9265	.9279	.9292	.9306	.9319
1.5	.9332	.9345	.9357	.9370	.9382	.9394	.9406	.9418	.9429	.9441
1.6	.9452	.9463	.9474	.9484	.9495	.9505	.9515	.9525	.9535	.9545
1.7	.9554	.9564	.9573	.9582	.9591	.9599	.9608	.9616	.9625	.9633
1.8	.9641	.9649	.9656	.9664	.9671	.9678	.9686	.9693	.9700	.9706
1.9	.9713	.9719	.9726	.9732	.9738	.9744	.9750	.9756	.9761	.9767
2.0	.9773	.9778	.9783	.9788	.9793	.9798	.9803	.9808	.9812	.9817
2.1	.9821	.9826	.9830	.9834	.9838	.9842	.9846	.9850	.9854	.9857
2.2	.9861	.9864	.9868	.9871	.9875	.9878	.9881	.9884	.9887	.9890
2.3	.9893	.9896	.9898	.9901	.9904	.9906	.9909	.9911	.9913	.9916
2.4	.9918	.9920	.9922	.9925	.9927	.9929	.9931	.9932	.9934	.9936
2.5	.9938	.9940	.9941	.9943	.9945	.9946	.9948	.9949	.9951	.9952
2.6	.9953	.9955	.9956	.9957	.9959	.9960	.9961	.9962	.9963	.9964
2.7	.9965	.9966	.9967	.9968	.9969	.9970	.9971	.9972	.9973	.9974
2.8	.9974	.9975	.9976	.9977	.9977	.9978	.9979	.9979	.9980	.9981
2.9	.9981	.9982	.9982	.9983	.9984	.9984	.9985	.9985	.9986	.9986
3.	.9987									