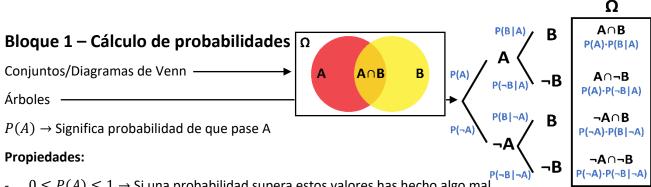
# Probabilidad y Estadística

https://github.com/AdriCri22/Probabilidad-Estadistica-PE-FIB



- $0 \le P(A) \le 1 \to \text{Si}$  una probabilidad supera estos valores has hecho algo mal.
- $P(A_0 \cup A_1 \cup ... \cup A_n) = P(A_0) + P(A_1) + ... + P(A_n) \text{ si } A_i \cap A_j = \emptyset \text{ per } i \neq j$
- $P(\bar{A}) = 1 P(A)$
- $P(A \cup B) = P(A) + P(B) P(A \cap B) \rightarrow Unión$
- $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B) \rightarrow Intersección$
- $P(A|B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} \rightarrow \text{Probabilidad condicionada } P(dato incierto | dato conocido)$

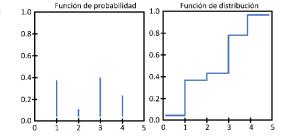
**Independencia de VA** → Hay 2 maneras de comprobarlo:

- Si  $P(A \mid B) = \frac{P(A \cap B)}{P(B)} = \frac{P(A) \cdot P(B)}{P(B)} = P(A)$ , es decir si  $P(A \cap B) = P(A) \cdot P(B)$
- Si  $P(B \mid A) = P(B \mid \neg A) = P(B)$ , es decir si todas las filas/columnas de la tabla de probabilidades condicionadas coinciden para A y  $\neg A$ .

# Bloque 2 – Variable Aleatoria

Variable Aleatoria (VA) → Variable que recoge todos los posibles sucesos

- Discreta (VAD) → Cuando las variables aleatorias son números naturales
  - Función de probabilidad  $(p_x) \rightarrow Se$  define a partir de cada uno de los posibles valores de k, son probabilidades puntuales.
  - Función de distribución  $(F_x) \rightarrow Se$  define la probabilidad acumulada, es ir sumando las probabilidades puntuales  $F_{X(k)} = P(X \le k) = \sum_{j \le k} p_X(j).$



- Continua (VAC) → Cuando las variables aleatorias son decimales
  - Función de densidad  $(f_x) \rightarrow$  de una VAC es la función que recubre el área dónde está definida la variable cumpliendo:  $\int_{-\infty}^{+\infty} f_X(x) dx = 1$
  - Función de distribución  $(F_X) o ext{de}$  una VAC define la probabilidad acumulada:  $F_X(k) =$  $P(X \le k) = \int_{-\infty}^{k} f_X(x) dx$

Nota: que las probabilidades resulten en decimales es independiente a las VA.

Un **cuantil**  $(\alpha) \to 0 \le \alpha \le 1 \to X_{\alpha}$  (cuantil  $\alpha$  de X) si cumple  $F_X(X_{\alpha}) = \alpha \to \text{es el problema inverso}$ al cálculo de probabilidades acumuladas.

por el mínimo  $\rightarrow$  F(x) = 1 –  $\alpha$   $\rightarrow$  Porque nos preguntan por el área superior En VAC cuando pregunta por el máximo  $\rightarrow$  F(x) =  $\alpha$ 

# Esperanza (media)

$$VAD \to E(X) = \sum (k \cdot p(k))$$

$$E(X^2) = \sum (k^2 \cdot p(k))$$

$$VAC \to E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} x \cdot f_X(x) dx$$

$$E(X^2) = \int_{-\infty}^{+\infty} x^2 \cdot f_X(x) dx$$

**Variancia** es el error al cuadrado (para poder representar el error por encima y debajo de esta media) de la predicción sobre una media de todas las posibilidades.

**Desviación tipo/estándar** indica el error medio de predicción  $\rightarrow \sigma = \sqrt{V(X)}$ 

### Pares de Variables

Probabilidad conjunta  $\rightarrow P_{X,Y}(x,y) = P(X \cap Y)$ 

Probabilidad condicionada  $\rightarrow P_{XY}(X) = P_{XY}(x)/P_{Y}(y)$ 

$$V(X + Y) = V(X) + V(Y) + 2 \cdot Cov(x, y)$$

Función de probabilidad conjunta

	$X_1$	 $X_n$
$Y_1$		
$Y_n$		

 $\textbf{Covarianza} \rightarrow \textbf{Indica el grado de dependencia hay entre variables}$ 

$$\to Cov(X,Y) = E(X \cdot Y) - E(X) \cdot E(Y)$$

 $E(X \cdot Y) \to Se$  hace la tabla de probabilidades de las 2 variables aleatorias y  $\sum X_i \cdot Y_i \cdot P(X_i \cap Y_i)$ 

$$VAD \to Cov(X,Y) = \sum_{\forall x} \sum_{\forall y} (x - E(X)) \cdot (y - E(Y)) \cdot p_{XY}(x,y)$$

Correlación 
$$\rightarrow corr(X,Y) = \frac{Cov(X,Y)}{\sigma_{Y} \cdot \sigma_{Y}}, -1 \le corr(X,Y) \le 1$$

- Cuanto más cerca del 1 la relación es mayor
- Cuanto más cerca del -1 la relación es inversa
- Cuando es 0 no existe relación entre ambas variables

### **Integrales**

$$\int 0 dx = C$$

$$\int k dx = kx + C$$

$$\int x^n dx = \frac{x^{n+1}}{n+1} + C, \qquad n \neq 1$$

$$\int \frac{1}{x} dx = \ln x + C$$

$$\int e^x dx = e^x + C$$

### Integral definida

$$\int_{a}^{b} f(x)dx = [F(x)]_{a}^{b} = F(b) - F(a)$$

# Bloque 3 - Modelos de variable aleatoria

### **Modelos VAD:**

• Modelo Bernoulli  $X \sim Bern(p) \rightarrow Sirve$  cuando se hace 1 solo experimento para 2 posibles resultados: 0 ("no éxito") y 1 ("éxito"). (Valores enteros + 2 resultados 0 o 1)

Función de Si 
$$k=0 \rightarrow P(k)=q=1-p$$
 probabilidad: Si  $k=1 \rightarrow P(k)=p$ 

Función de distribución: 
$$p=$$
 Probabilidad de 1 ("éxito")  $q=1-p=$  Probabilidad de 0 ("no éxito")

$$E(X) = p$$
$$V(x) = p \cdot q$$

• Modelo Binomial  $X \sim B(n, p) \to \text{Número de éxitos en la repetición de } n$  pruebas Bernoulli independientes con probabilidad constante p. (Valores enteros + prob.)

Función de probabilidad: 
$$P(X=k) = \binom{n}{k} \cdot p^k \cdot q^{n-k}$$
 
$$p = \text{Probabilidad de 1 ("éxito")}$$
 
$$q = 1 - p = \text{Probabilidad de 0 ("no éxito")}$$
 
$$E(x) = n \cdot p$$
 
$$r = \text{Número de pruebas}$$
 
$$V(X) = n \cdot p \cdot q$$
 
$$Nota: \binom{n}{k} = \frac{n!}{k!(n-k)!} \rightarrow \text{Calculadora: } n \text{ (SHIFT nCr) } k$$

 Modelo Geométrico X~Geom(p) → Número de intentos de un experimento de Bernoulli hasta observar el primer "éxito".

Función de probabilidad: 
$$P(X=k)=p\cdot q^{k-1}$$
  $p=$  Probabilidad de 1 ("éxito") Función de distribución:  $F_{\chi}(k)=1-q^k$   $q=1-p=$  Probabilidad de 0 ("no éxito")  $E(\chi)=1/p$   $k=$  Número de intentos

• Modelo Binomial negativo  $X \sim BN(r, p) \rightarrow \text{Número de repeticiones de un experimento de Bernoulli hasta observar cierto número de "éxitos".$ 

Función de probabilidad: 
$$P(X=k)={k-1\choose r-1}\cdot p^r\cdot q^{k-r}$$
  $p=$  Probabilidad de 1 ("éxito")  $q=1-p=$  Probabilidad de 0 ("no éxito")  $F_X(k)=\sum_{i\le k}P_X(i)$  ("no éxito")  $k=$  Número de repeticiones  $V(X)=q/p^2$   $r=$  Número de 1 ("éxitos")

• Modelo Poisson  $X \sim P(\lambda) \to \text{Número de ocurrencias favorables en un determinado intervalo o espacio. (Valores enteros + tiempo)$ 

Función de probabilidad: 
$$P(X = k) = \frac{e^{-\lambda} \cdot \lambda^k}{k!}$$
  $k = \text{Número de repeticiones}$ 

Función de distribución: 
$$F_{\chi}(k) = \sum_{i \leq k} P_{\chi}(i)$$
 (tablas)  $\lambda = \text{Tasa media de ocurrencias por unidad considerada}$ 

$$E(x) = \lambda$$

$$V(X) = \lambda$$

Para calcular el **cuantil**  $P(X \le x_{\alpha}) = \alpha$ 

Se calcula la probabilidad acumulada de  $\alpha$  por arriba y por abajo, es decir para las dos VA más próximas a  $\alpha$ .

- **1.** Si nos piden que el valor sea por debajo, pero con un mínimo  $\rightarrow$  VA de arriba de  $\alpha$
- **2.** Si nos piden que el valor sea por encima, pero con un mínimo  $\rightarrow$  VA de debajo de  $\alpha$
- **3.** Si nos piden que el valor sea por debajo, pero máximo  $\rightarrow$  VA de abajo de  $\alpha$
- **4.** Si nos piden que el valor sea por arriba, pero máximo  $\rightarrow$  VA de arriba de  $\alpha$

Cuantil de un mínimo  $\to F(x) = 1 - \alpha$ , cuantil de un máximo  $F(x) = \alpha$  ¿Por qué?

Arriba/Abajo dependiendo de si queremos que superar o no el  $\alpha$ .

# **Modelos VAC:**

• Modelo Exponencial  $X \sim Exp(\lambda) \rightarrow$  Distribución del tiempo entre llegadas (ocurrencias) en un proceso de Poisson.

Función de densidad: 
$$f_x(x) = \lambda \cdot e^{-\lambda x}$$

Probabilidad de pasar 
$$x$$
 tiempo sin Función de distribución:  $F_x(x) = 1 - e^{-\lambda x}$  que pase algo

$$E(x)=1/\lambda$$
  $\lambda=$  Tasa media de ocurrencias por unidad considerada  $V(X)=1/\lambda^2$ 

• Modelo Uniforme  $X \sim U(a, b) \rightarrow$  Probabilidad de pertenecer a un intervalo concreto en un rango, depende de la longitud del intervalo. (**Rangos**)

Función de densidad: 
$$f_x(x) = \frac{1}{b-a}$$
 para  $a < x < b$ 

Función de distribución: 
$$F_x(x) = \frac{x-a}{b-a}$$
  $para \ a < x < b$   $a = \text{Valor mínimo del rango de X}$   $b = \text{Valor máximo del rango de X}$ 

$$E(x) = (b + a)/2$$
  
 $V(X) = (b - a)^2/12$ 

• Modelo Normal  $X \sim N(\mu, \sigma) \rightarrow$ 

Función de densidad: 
$$f_x(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2}$$

Función de distribución: ? 
$$\mu = \text{Esperanza}$$
 
$$\sigma = \text{desviación estándar}$$

$$E(x) = \mu$$
$$V(X) = \sigma^2$$

• Estandarizar (preguntan probabilidad dándonos los parámetros)  $P\left(Z < \frac{k-\mu}{\sigma}\right) = \%$   $\rightarrow \frac{k-\mu}{\sigma} = prob. \, tabla \, (si \, \frac{k-\mu}{\sigma} \, es \, negativo \, \rightarrow \frac{k-\mu}{\sigma} = 1 - \, prob. \, tabla \, ).$ 

• Cuando te dan un % y 2 de tres variables  $(k, \mu, \sigma)$  y te piden que averigües la restante  $k - \mu$ 

$$P\left(Z < \frac{k-\mu}{\sigma}\right) = \%$$
 que te dicen  $\rightarrow \frac{k-\mu}{\sigma} = \text{prob que corresponde en la tabla}$ 

TCL (Teorema Central de Límite):

- Distribución de la variable suma  $S_n = \sum X_{i_n \ gran} \to N \Big( n \mu, \sigma \sqrt{n} \Big) \to \frac{S_n n \mu}{\sigma \sqrt{n}} \to N(0,1)$
- Mitjana  $\overline{X}_n = \frac{\sum X_i}{n} \to N(\mu, \sigma\sqrt{n}) \to \frac{\overline{X}_n \mu}{\sigma/\sqrt{n}} = \frac{\sum X_i n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \to N(0,1)$
- Se puede pasar de distribución binomial a normal si  $n>30 \to \mu=E(X)$  y  $\sigma=\sqrt{V(X)}$  Se hace cuando k es muy grande
- Se puede pasar de distribución de Poisson a normal  $\to \mu = \lambda \ y \ \sigma = \sqrt{\lambda}$ Se hace cuando k es muy grande
- Cuando piden un intervalo con probabilidad de  $x \% \to \text{calcular } c = x + (1-x)/2$  Intervalo máximo  $\to P(Z < M) = P\left(Z < \frac{M-\mu}{\sigma}\right) = c \to M = \mu + \sigma \cdot c$  Intervalo mínimo  $\to m = \mu \sigma \cdot c$

Observaciones de VAC:

- Por definición P(X = x) = 0, por lo que  $f_x(x)$  no es una probabilidad
- $P(x < a) = P(x \le a)$   $a \in \mathbb{N}$
- Las funciones de distribución calcular P(x < a) para calcular P(x > a) = 1 P(x < a)
- P(x < -a) = 1 P(x < a)
- P(x > -a) = P(x < a)

**Nota:** cuando nos dan los datos con ciertas unidades y nos dicen calcular con otras pasar los parámetros.

### **Tablas**

### distribución NORMAL ESTANDARIZAI

z	0.00	0.01	0.02	0.03
0.0	0.5000	0.5040	0.5080	0.5120
0.1	0.5398	0.5438	0.5478	0.5517
0.2	0.5793	0.5832	0.5871	0.5910
0.3	0.6179	0.6217	0.6255	0.6293
0.4	0.6554	0.6591	0.6628	0.6664

$$P(Z < 0.21) = 0.5832$$
  
 $P(Z \le ?) = 0.59 \rightarrow X = 0.22$ 

# Función de distribución BINOMIAL

_					
N	2	X	0,05	0,1	0,15
	2	0	0,9025	0,8100	0,7225
İ		1	0,9975	0,9900	0,9775
	3	0	0,8574	0,7290	0,6141
		1	0,9928	0,9720	0,9393
		2	0,9999	0,9990	0,9966

$$X \sim B(n = 3, p = 0.15)$$
  
 $P(X \le 2) = 0.9966$   
 $P(X = 2) = P(X \le 2) - P(X < 1) = 0.9966 - 0.9393 = 0.0573$   
 $P(X > 2) = 1 - P(X \le 2) = 1 - 0.9966 = 0.0034$ 

Si hay que redondear se redondea al más próximo

# Bloque 4 - Inferéncia estadística

Conceptos básicos:

- Parámetro: parte de la población que queremos hacer la estimación.
- Muestra: es una fracción del parámetro que se usa para obtener datos, ya que analizar a toda la parte de la población que queremos analizar se haría muy difícil.
- Estadístico: Cualquier indicador que se obtenga a partir de los datos de la muestra.
- **Estimador**: estadístico de una muestra que se usa para obtener el valor de un parámetro de la población.

Estimación puntual de  $\mu$  es la media muestral  $\rightarrow \bar{x} = \frac{\sum x_i}{n}$ 

Error tipo o error estándar es la variabilidad (valores muy dispersos) del estimador  $\rightarrow se = \sigma/\sqrt{n}$ 

Cuando la  $\sigma$  es desconocida  $\rightarrow \widehat{se} = 1/\sqrt{n}$ 

# Parámetro ( $\theta$ ) (población) Estimador ( $\overline{\theta}$ ) (Muestra) $\mu$ (esperanza, media poblacional) $\sigma^2$ (variancia poblacional) $\sigma$ (desviación tipo poblacional) $\sigma$ (probabilidad) Estimador ( $\overline{\theta}$ ) (Muestra) $\overline{x}$ (media muestral) $\sigma$ (desviación tipo poblacional) $\sigma$ (proporción)

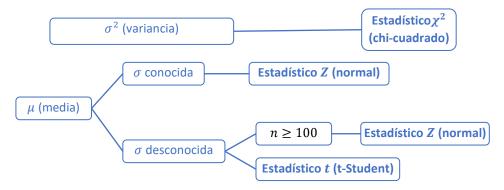
Propiedades de los estimadores:

- No tener sesgo (biaix en catalán) → Cuando la diferencia entre la esperanza y la estima es nula.
- Ser eficiente → Cuando no tiene sesgo y la variancia es menor.

### Intervalos de confianza (estimar un parámetro)

Mecánica

- 1- Definir el estadístico usado
- 2- Especificar distribución



- 3- Indicar las premisas necesarias para decir que sigue la distribución
- 4- Delimitar el nivel de confianza (usualmente  $1-\alpha=95\% \rightarrow \alpha=5\%$ ) Dónde  $\alpha=1-porcentaje$  que nos dicen
- 5- Calcular el intervalo → Usando la distribución especificada
- 6- Interpretar el resultado → El tanto % de las veces VA estará en el intervalo dado

El error tipo es igual al denominador del estadístico.

- **Error tipo de la media**: es la desviación "habitual" de la media muestral  $\bar{x}$  respecto a la media de la población  $\mu$ . Se calcula  $S^2/\sqrt{n}$ .

- **Error tipo de la proporción**: es la desviación "habitual" de la proporción de la muestra p respecto a la proporción real  $\pi$ . Se calcula  $\sqrt{\frac{\pi \cdot (\pi - 1)}{n}}$ 

**Nota**:  $\pi = p$ , pero si no hay diferencia  $\rightarrow \pi = p = 0.5$ .

# Pruebas de Hipótesis (Refutar un parámetro)

- 1- Escoger una variable según los objetivos del estudio (La variable que queremos demostrar)
- 2- Escoger un diseño y un estadístico

 $\pi$  (probabilidad) Estadístico Z Binomial

3- Definir la hipótesis nula  $H_0$ :  $\mu = \text{media o } \pi = \text{proporción y la hipótesis alternativa } H_1$ 

 $H_1: \mu \neq \text{media o } \pi \neq \% \text{ bilateral}$ 

 $H_1: \mu \neq \text{media o } \pi < \% \text{ unilateral}$ 

- 4- Especificar la distribución del estadístico si H<sub>0</sub> fuera cierto (y sus premisas)
- 5- Contrastar H<sub>0</sub> Dos alternativas para hacerlo
  - a. Si  $|z|>z_{1-\alpha}$  (unilateral) o  $|z|>z_{1-\alpha/2}$  (bilateral)  $\to$  H<sub>0</sub> Se rechaza (es poco fiable)
  - b. Calcular el valor P  $\rightarrow$  Si P  $< \alpha \rightarrow H_0$  Se rechaza (es poco fiable)
- 6- Añadir la estimación para el intervalo  $IC(1-\alpha)$

### Intervalos de confianza

binom.test() # Binomial

# Estadístico t-Student

t.test(datos1, datos2, var.equal=TRUE, conf.level=prob)\$conf.int # Independientes t.test(Diferencia\*2, var.equal=TRUE, conf.level=prob)\$conf.int # Apareadas

var.test() # Fisher

prop.test() # Proporciones

chisq.test() # Proporciones Pearson

mean () # Calcula la media

sd() # Calcula la desviación

var() # Calcula la variancia
pt, pf, pnorm # Para calcular el p-valor

qt, qf, qnorm # Para calcular el punto crítico

# Bloque 5 – Diseño de experimentos

Tipos de recogida de datos:

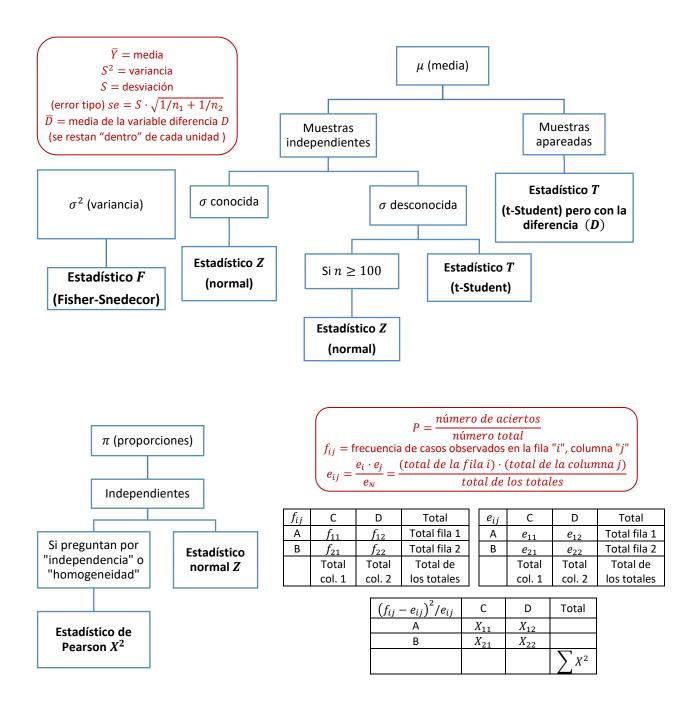
- Muestras **independientes**: cada caso se mide de manera independiente (los datos pertenecen a una variable o a otra, no a ambas).
- Muestras **apareadas**: cada caso da lugar a dos medidas, pares de medidas (los datos pueden pertenecer a más de 1 variable a la vez).

Guía:

- 1. Definir las variables.
- 2. Decidir el estadístico.
- 3. Definir la hipótesis:
  - i. La hipótesis nula siempre es la misma:  $H_0$ :  $\mu_A = \mu_B \ (\mu \ o \ \sigma^2)$
  - ii. La hipótesis alternativa depende de si queremos que sea
    - i. Bilateral (ambos extremos):  $H_1$ :  $\mu_A \neq \mu_B$  ( $\mu$  o  $\sigma^2$ )
    - ii. Unilateral (un extremo):  $H_1$ :  $\mu_A < \mu_B$  o  $H_0$ :  $\mu_A > \mu_B$  ( $\mu$  o  $\sigma^2$ )
- 4. **Distribución** del **estadístico** que sigue  $H_0$  y sus premisas.
- 5. Calcular el estadístico
- 6. Calcular el P-valor (tener en cuenta la hipótesis alternativa) o el punto crítico:
  - i. Si es bilateral  $\rightarrow$  calcular el p-valor de uno de los extremos y multiplicar por 2.
  - ii. Si es unilateral  $\rightarrow$  calcular el p-valor de un extremo.

# Si es el punto crítico:

- $|t| > t_{1-\alpha}$  (unilateral)  $\rightarrow$  Rechazar  $H_0$ .
- $|t| > t_{1-\alpha/2}$  (bilateral)  $\rightarrow$  Rechazar  $H_0$ .
- 7. **Conclusión:** mirar que criterio de decisión tiene el estadístico para rechazar la  $H_0$ .



# Bloque 6 - Previsión

Estudios observacionales: se trata de estudios dónde vemos lo que sucede y sirven para predecir, anticipar, prever...

Estudios experimentales: se trata de estudios en los que podemos interactuar, por lo que podemos intervenir y cambiar el futuro.

Modelo:  $Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_i + \varepsilon_1$  Parte determinista de Y

**Parámetros** 

 $eta_0=$  Constante al origen

 $Y_i$  = Valor de la variable respuesta Y en el caso i-ésimo

 $\beta_1 =$  Pendiente de la recta  $X_i =$  Valor que toma la condición X en el caso i-ésimo

 $\varepsilon_i = \text{Error aleatorio o distancia de la recta del caso i-ésimo / error de predicción}$ 

 $S^2 = \sigma^2 = Variancia residual o variancia de los <math>\varepsilon_i \to cuanto mayor sea \sigma los valores estarán más$ dispersos y por lo tanto mayor variabilidad habrá.

S = Desviación típica del término aleatorio del modelo

 $\hat{\beta}_0 = b_0 = \text{Estimación del término independiente}$ 

 $\hat{\beta}_1 = b_1 = \text{Estimación término lineal / pendiente estimada}$ 

– Son los estimadores de  $eta_0$  y  $eta_1$ 

 $\bar{Y} = Media de la variable respuesta$ 

 $S_{XY} = \text{Covariancia muestral}$ 

 $r = r_{XY} =$  Correlación muestral / coeficiente de Pearson

 $r_{\it XY}^2=R^2=$  coeficiente de determinación

 $0 \leq R^2 \leq 1 \rightarrow \begin{cases} \text{m\'as cerca del } 1 \rightarrow \text{m\'as capacidad predictiva y poca variabilidad} \\ \text{m\'as cerca del } 0 \rightarrow \text{menos capacidad predictiva y mucha variabilidad} \end{cases}$ 

 $S_Y$  = Desviación tipo de la variable respuesta / error de estimación del término independiente

 $S_X$  = Desviación tipo de la condición / error de estimación del término lineal

# Interpretación de los parámetros

Los parámetros de la recta han de ser interpretados de acuerdo con sus unidades

La **pendiente** se interpreta:

- Experimentos: La respuesta Y tendrá un cambio esperado de  $\beta_1$  (unidades de Y) por cada incremento de 1 unidad de la causa X.
- Previsión: una variación de 1 unidad en la variable X se asocia a una variación de  $\beta_1$  unidades en la variable Y.

### La variancia residual se interpreta:

- Experimentos: variabilidad de la variable Y.
- Previsión: error de predicción de la variable Y, conociendo el valor de X. (son las fluctuaciones de nuestra previsión, es decir cuanto por encima y por debajo de nuestro valor nos podríamos equivocar).

La constante se puede interpretar como el valor que toma la respuesta en absencia de la variable predictora.

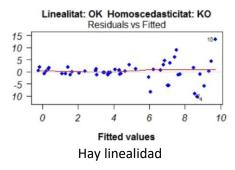
Si el error estándar es demasiado grande  $\rightarrow$  Para **disminuir**  $S_{h1}$  hay que aumentar n (número de observaciones).

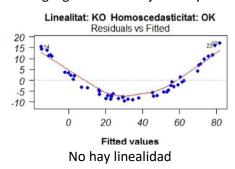
**Inferencia** se puede hacer la prueba de hipótesis para  $\beta_0$ ,  $\beta_1$  y  $\sigma^2$  (seguir el procedimiento habitual, tomando la distribución t-Student como estadístico).

La inferencia con intervalo de confianza:  $IC(\mu_1 - \mu_2, 95\%) = (\bar{y}_1 - \bar{y}_2) \pm t_{n_1 + n_2 - 2, 1 - \alpha/2} \cdot \sqrt{\frac{s^2}{n_1} + \frac{s^2}{n_2}}$  el resultado representaría que por ejemplo la muestra 2 tarde de media entre X e Y segundos menos con un intervalo de confianza del 95%.

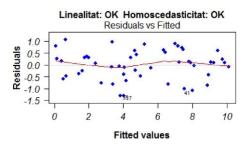
Para validar el modelo lineal hay que mirar las premisas:

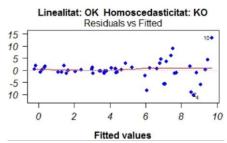
- En la parte determinista:
  - Linealidad: en el rango que se nos da que se mantenga igual sobre el eje de la y





- En la parte aleatoria:
  - **Homoscedasticidad**: misma  $\sigma^2$  para cualquier caso/dato, cuando miramos el gráfico vemos que todos los datos tienen el mismo error.

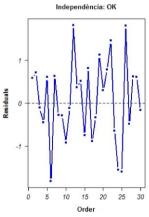


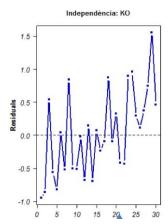


Hay homoscedasticidad

Hay heteroscedasticidad (no hay homoscedasticidad)

• Independencia: Detecta si existe o no dependencia entre los datos.

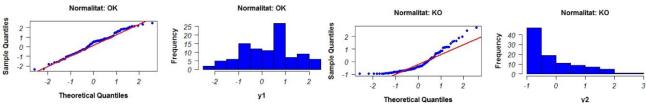




Hay independencia, porque no observamos ningún patrón en el gráfico

No hay independencia, porque observamos un patrón en el gráfico

 Normalidad: en el caso de un gráfico que se mantengan los datos sobre la recta qqnorm y en el caso de un histograma que forme una campana.



```
datos <- read.table("clipboard", header=TRUE) # Leemos los valores copiados
# La función lm se usa para ajustar un modelo lineal, sea un modelo de regresión lineal,
de análisis de varianza o de análisis de covarianza
mod.lm <- lm(var_respuesta ~ condicion, datos)</pre>
# Obtenemos una salida más detallada e informativa
summary(mod.lm)
# Permite modificar distintos parámetros de la ventana gráfica
par(cex.lab = 1.2, cex.axis = 1.2, las = 1, font.lab = 2, font.axis = 3)
# Dibuja el gráfico
plot(var_respuesta ~ condicion, datos, pch = 19, col = 4, cex = 1.2)
# Permite sobreponer una recta de regresión a un gráfico de dispersión
abline(mod.lm, col = 2, lwd = 3)
## Ejemplo para validación lineal
par(mfrow=c(2,2))
plot(lm(var respuesta ~ condicion),c(2,1)) # QQ-Norm y Standard Residuals vs. Fitted
hist(rstandard(lm(var_respuesta ~ condicion))) # Histograma de residuos estandarizados
plot (1:10,rstandard(lm(var_respuesta ~ condicion)),type="1") # Orden de los residuos
```

### summary(mod.lm) - Ejemplo e interpretación de los datos:

```
Call:
```

lm(formula = Preu ~ Capacitat, data = datos)

# Residuals:

Min 1Q Median 3Q Max -102.32 -20.89 12.48 36.99 89.21

 $p-valor_{b_x} < 0.05 
ightarrow$ Indica que es un valor significante, que es importante para nuestra muestra, cuanto más cercano a 0 mejor.

$$t_{b_0} = b_0 / S_{b_0}$$
$$t_{b_1} = b_1 / S_{b_1}$$

#### Coefficients:

```
Estimate Std. Error t value Pr(>|t|) (Intercept) b_0 = 386.3889 S_{b_0} = 69.6313 t_{b_0} = 5.549 p-valor_{b_0} = 4.40e-05 *** Capacitat b_1 = 2.4133 S_{b_1} = 0.4097 t_{b_1} = 5.891 p-valor_{b_1} = 2.28e-05 ***
```

Signif. codes: 0 '\*\*\*, 0.001 '\*\*, 0.01 '\*, 0.05 '.', 0.1 ', 1

Residual standard error: S = 57.94 on  $grados de \ libertad = 16$  degrees of freedom Multiple R-squared:  $R^2 = 0.6844$ , Adjusted R-squared: 0.6647

F-statistic: 34.7 on 1 and 16 DF, p-value: 2.278e-05