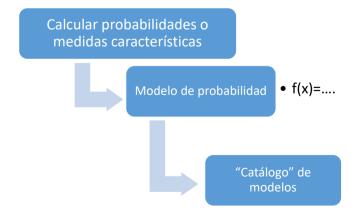
# Tema 5 Modelos de probabilidad

Carlos Montes - uc3m

# 1. Concepto



- 1. Introducción
- 2. El proceso de Bernoulli
  - 2.1. Definición
  - 2.2. Ley binomial (1,0) o de Bernoulli
  - 2.3. Distribución binomial
- 3. El proceso de Poisson
  - 3.1. Definición
  - 3.2. Distribución de Poisson
  - 3.3. Distribución exponencial
- 4. Distribución uniforme
- 5. Distribución normal
- 6. Distribución lognormal
- 7. Teorema central del límite
  - 7.1. Definición
  - 7.2. Aplicaciones
- 8. Modelo de regresión lineal simple

#### 1. Proceso de Bernoulli. Definición.

- Fenómeno aleatorio dicotómico
- La observación consiste en la clasificación del resultado obtenido en una de 2 categorías posibles:

Éxito Fracaso

• La proporción de cada una de las categorías en la población es constante:

p: probabilidad de éxito q = 1-p: probabilidad de fracaso

• Las observaciones son independientes entre sí.

#### 2.1. Variable de Bernoulli

$$x = \begin{cases} 0 \text{ si obtenemos un fracaso} \\ 1 \text{ si obtenemos un exito} \end{cases}$$

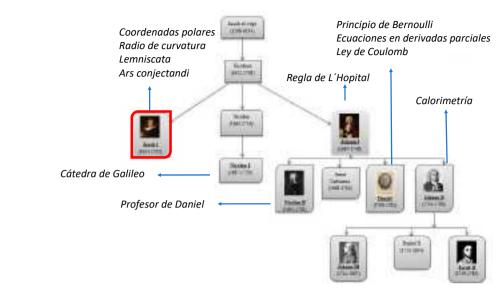




# Jakob Bernoulli (1654-1715)

Carlos Montes – uc3m

#### 2.1. Variable de Bernoulli



# 1. Ley binomial (1,0) o de Bernoulli

# **Características**

Función de probabilidad

$$P(x) = p^{x}q^{1-x}; \quad x = 0,1$$

$$P(x = 1) = p$$

$$P(x=0)=q$$

Esperanza

$$E(X) = 0 \cdot q + 1 \cdot p = p$$

# 1. Ley binomial (1,0) o de Bernoulli

Varianza

$$var(X) = \sum_{i=1}^{n} (x_i - \mu)^2 \cdot P(X = x_i) =$$

$$= (0 - p)^2 \cdot q + (1 - p)^2 \cdot p = pq(p + q) = pq$$

La varianza será máxima si:

$$\frac{d(pq)}{dp} = \frac{d[p(1-p)]}{dp} = 1 - 2p = 0; \quad p = 0,5$$

#### 2.3. Distribución binomial

Modeliza una serie de fenómenos dicotómicos independientes entre sí.

(nº de veces que ha aparecido el suceso S en n repeticiones independientes del experimento, con P(S)=p)

Carlos Montes – uc3m

#### 2.2. Distribución binomial



¿Cuántas caras saldrán en n tiradas de la moneda?

Función de probabilidad, P(X=r)

E, E, E, E...E, F, F...

$$p^{r}(1-p)^{n-r}$$

(si los sucesos son independientes)

#### 2.2. Distribución binomial

Órdenes posibles:

$$C_n^r = \binom{n}{r} = \frac{n!}{r! (n-r)!}$$

$$P(X = r) = {n \choose r} p^r (1-p)^{n-r}$$
  $r = 0,1, ... n$ 

#### 2.3. Distribución binomial

Esperanza

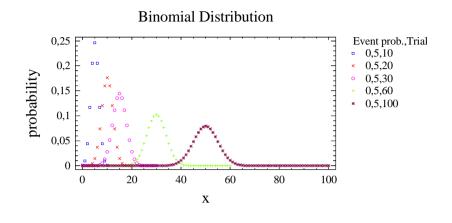
$$E(X) = E(\sum_{j=1}^{n} x_j) = \sum_{j=1}^{n} E(x_j) = np$$

Varianza

$$var(X) = var(\sum_{j=1}^{n} x_j) = \sum_{j=1}^{n} var(x_j) = npq$$

Desviación típica:  $\sqrt{npq}$ 

#### 2.3. Distribución binomial



Carlos Montes - uc3m

La probabilidad de encontrar una persona zurda es de 0,1. En una clase de 20 alumnos hay 3 pupitres para zurdos. Calcule la probabilidad de que no haya suficientes pupitres

ej. 29

X: número de personas zurdas en la clase  $\sim B(20, 0.10)$ 

$$P(X > 3) = 1 - P(X \le 3) =$$

$$= 1 - [P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2) + P(X = 3)]$$

$$P(X = 0) = {20 \choose 0} 0.10^{0} \cdot 0.90^{20} = 0.12158$$

$${20 \choose 0} = \frac{20!}{0! \cdot 20!} = 1$$

$$P(X = 1) = {20 \choose 1} 0.10^{1} \cdot 0.90^{19} = 0.27017$$

$${20 \choose 1} = \frac{20!}{1! \cdot 19!} = \frac{20 \cdot 19!}{1 \cdot 19!} = 20$$

$$\binom{20}{2} = \frac{20!}{2! \, 18!} = \frac{20 \cdot 19 \cdot 18!}{2 \cdot 18!} = 190$$

$$P(X = 3) = \binom{20}{3} 0.10^3 \cdot 0.90^{17} = 0.190120$$

$$\binom{20}{3} = \frac{20!}{3! \, 17!} = \frac{20 \cdot 19 \cdot 18 \cdot 17!}{3 \cdot 2 \cdot 17!} = 1140$$

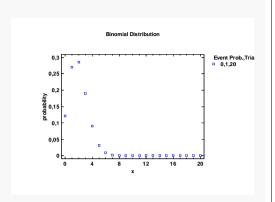
 $P(X = 2) = {20 \choose 2} 0.10^2 \cdot 0.90^{18} = 0.28518$ 

$$P(X > 3) = 1 - [P(X = 0) + P(X = 1) + P(X = 2) + P(X = 3)]$$

$$P(X > 3) = 1 - [0.12158 + 0.27017 + 0.28518 + 0.190120] =$$
  
= 0.13295

Carlos Montes – uc3m

avec: Tail	Am (<)	-0050	7.NF-5-	-	VII-12
For letter	Dist. I.	DM. 2	Date F	Disc. 4	Din 1
	0.676501	11000	1000	1	1
Farutie	Dist. 7	Dist 2	Dbs 8	Dist. 4	21ax 3
10000	Dat 1	Dis 2	Zhu 3	Dui 4	Zlay 3
Parustie I Ioner Tal	-	Dist 2	Zhu 3	Dui 4	Zlay 3
10000	4,19862	Dur 3	Des 3	Dui 4	Zlay 3



$$P(X > 3) = 0.132953$$

$$P(X > 3) = 1 - (0.676927 + 0.19012) = 0.132953$$

# 3.1. Proceso de Poisson. Definición

Aparición de sucesos puntuales sobre un soporte continuo, suponiendo que el proceso generador de estos sucesos:

- es estable.
- produce sucesos independientes.

#### 3.2. Distribución de Poisson

Modeliza la aparición de cierto número de sucesos sobre un soporte continuo en un intervalo de longitud fija.

X: número de sucesos en un intervalo de longitud fija T



*p pequeña* ⇒ probabilidad despreciable de aparición de 2 o más sucesos en uno de los n segmentos.

Observamos si aparece o no el suceso estudiado en cada segmento.

#### 3.2. Distribución de Poisson

Es una distribución binomial en la cual:

$$n \rightarrow \infty$$

$$p \rightarrow 0$$

$$np \rightarrow \lambda$$



Simeon Denis Poisson (1781-1840)

Carlos Montes – uc3m

#### 3.2. Distribución de Poisson

#### **Características**

Función de probabilidad

$$P(X=r) = \binom{n}{r} p^r (1-p)^{n-r}$$

$$P(X=r) {n \choose r} \left(\frac{\lambda}{n}\right)^r \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n-r} \qquad r = 0, 1, 2 \dots$$

Tomando límites:

$$P(X = r) = \frac{\lambda^r}{r!} e^{-\lambda}$$
  $r = 0,1,2...$ 

(1838)

#### 3.2. Distribución de Poisson

Esperanza

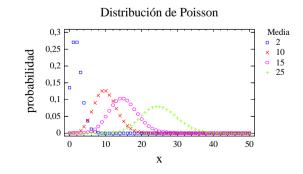
$$E(X) = \lambda$$

Varianza

$$var(X) = \lambda$$

#### 3.2. Distribución de Poisson

Es una distribución asimétrica, que tiende a la simetría al aumentar  $\boldsymbol{\lambda}$ 



#### 3.2. Distribución de Poisson

La suma de varias variables de Poisson independientes, también es una variable de Poisson.

Sea  $X_i \sim P(\lambda_i)$ , i=1,...,k, un conjunto de variables de Poisson independientes.

$$Y = \sum_{i=1}^{k} X_i \to P(\lambda^*)$$

$$\lambda^* = \sum_{i=1}^k \lambda_i$$

Carlos Montes – uc3m

Un servidor de una pequeña red recibe una media de 7 accesos por minuto. Suponiendo que los accesos a dicho servidor suceden de forma independiente y con ritmo medio constante, se quiere calcular la probabilidad de que reciba más de 10 accesos en un minuto, porque el servidor tendría entonces un rendimiento deficiente.

X: número de accesos en un minuto

$$X \sim P(\lambda = 7)$$

$$P(X > 10) = 1 - P(X \le 10) = 1 - \sum_{r=0}^{10} \frac{7^r}{r!} e^{-7} = 0.09852$$

Commission Distribution Distribution Process

Lower Tall Acea (G)							
Unrighte	Dtr. J	Day 3	Dixt. 8	Dist. 4	Dat 1		
10	3350496				17 1		

Probability Mass (#)						
Variable	Dur. I	Dur 2	Det 3	Dar 4	Date 5	
10	0,0709833	2000	111.	Title !	21112	

Oper Tell Arm (2)						
Fortaile	Der I	Dev. 2	Dir. 3	Derit 4	Des 5	1
19	0,0965206	1		1		1

# $P(X > 10) = 1 - P(X \le 10)$ = 1 - (0.830496 + 0.0709833) = 0.09852

# 3. Distribución exponencial

Modela el tiempo entre la ocurrencia de dos sucesos consecutivos, siendo estos independientes y estables.

#### Características

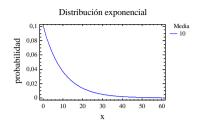
Función de distribución

$$F(t) = P(T \le t) = 1 - e^{-\lambda t}$$

Con λ número medio de sucesos **por unidad de tiempo**.

# 3.3. Distribución exponencial

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = \lambda e^{-\lambda t}$$



Esperanza

$$E(T) = \frac{1}{\lambda}$$

Varianza

$$var(T) = \frac{1}{\lambda^2}$$

Carlos Montes – uc3m

Considerando la red anterior, se pide:

a) Calcular el tiempo medio que transcurre entre dos accesos consecutivos.

$$\lambda = 7$$
 accesos/minuto

$$E(T) = \frac{1}{\lambda} = \frac{1}{7} = 0.143 \text{ minutos/acceso}$$

b) Probabilidad de que entre dos accesos consecutivos transcurran más de 15 segundos.

$$P(T > 0.25 \text{ minutos}) = 1 - P(T < 0.25) = 1 - (1 - e^{-\lambda t}) = e^{-\lambda t} = e^{-7.0.25} = 0.17$$

ej. 35

La duración de ciertos componentes electrónicos sigue una distribución exponencial de media 100 días.

a) ¿Cuál es la probabilidad de que uno de los componentes anteriores dure más de 50 días?

*X*: duración de un componente  $\rightarrow \exp(\lambda = \frac{1}{100})$ 

$$P(X > 50) = 1 - P(X \le 50) = 1 - (1 - e^{-\lambda t})$$
$$= 1 - (1 - e^{-50/100}) = e^{-\frac{1}{2}} = 0.607$$

b) Un equipo electrónico está formado por 5 componentes de los anteriores, que trabajan de manera independiente, y funciona mientras funcionen correctamente al menos dos de ellos, ¿cuál es la probabilidad de que dicho equipo dure más de 50 días?

Y: Número de componentes que funcionan más de 50 días  $Y \rightarrow B(5, 0.607)$ 

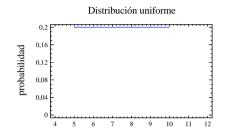
$$P(equipo\ funcione) = P(Y \ge 2) = 1 - P(Y = 0) - P(Y = 1) = 1 - {5 \choose 0} 0.607^{0} \cdot 0.393^{5} - {5 \choose 1} 0.607^{1} \cdot 0.393^{4} = 0.9182$$

Carlos Montes – uc3m

#### 4. Distribución uniforme

# **Características**

$$f(x) = \frac{1}{b-a} \quad a \le x \le b$$

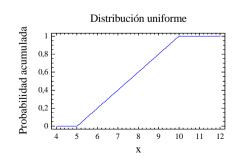


#### 4. Distribución uniforme

# Función de distribución

$$F(x) = P(X \le x) = \int_a^x \frac{1}{b-a} dx = \frac{x-a}{b-a}$$

$$a \le x \le b$$



#### 4. Distribución uniforme

# Esperanza

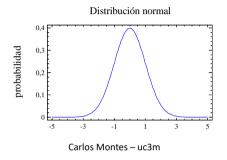
$$E(X) = \frac{a+b}{2}$$

$$Varianza \qquad var(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

#### 4. Distribución normal

Es la distribución con función de densidad:

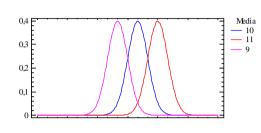
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(x-\mu)^2} - \infty \le x \le \infty$$

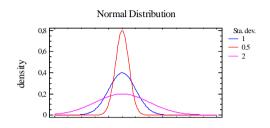


#### 4. Distribución normal

La distribución normal depende de dos parámetros:

- ✓ Media µ
- ✓ Desviación típica σ

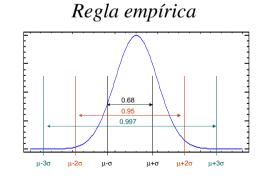




#### 4. Distribución normal

- Es uno de los modelos más frecuentes para describir variables reales continuas.
- $\bullet$  Simétrica, centrada en la media  $\mu$  que es su mediana y su moda.
- Forma de campana.
- Coeficiente de apuntamiento igual a 3.

#### 4. Distribución normal



#### 4. Distribución normal

- Se ajusta a lo observado en muchos procesos de medición, si no influyen los errores sistemáticos.
- La normal de media 0 y desviación típica 1 se denomina:
  - ❖ normal tipificada (Z)
  - ❖ normal estándar
  - ❖ normal (0,1)

y su función de distribución está tabulada.

Carlos Montes – uc3m

La longitud L en milímetros, de las piezas fabricadas en un proceso es una variable aleatoria que se distribuye según una N(32, 0.3²), considerándose aceptables aquellas cuya medida se encuentra dentro del intervalo (31.1, 32.6). Calcule la probabilidad de que una pieza elegida al azar sea aceptable.

#### 4. Distribución normal

$$P(a < X < b) = P\left(\frac{a - \mu}{\sigma} < \frac{X - \mu}{\sigma} < \frac{b - \mu}{\sigma}\right)$$

$$\downarrow$$

$$Z \rightarrow N(0,1)$$

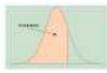
$$L \to N(32, 0.3^2)$$

P(aceptable) = P(31.1 < L < 32.6)

$$P\left(\frac{31.1 - 32}{0.3} < Z < \frac{32.6 - 32}{0.3}\right) = P(-3 < Z < 2)$$

$$F(2) - F(-3) = F(2) - [1 - F(3)] = F(2) - 1 + F(3) =$$
  
= 0.9772 - 1 + 0.9987 = 0.9759

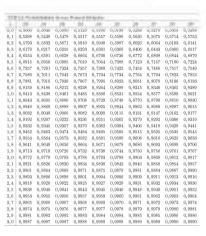
#### 4. Distribución normal



$$F(2) - 1 + F(3)$$

0.9772 0.9987

0.9759



# 6. Distribución lognormal

Se llama *lognormal* a la variable aleatoria cuyo logaritmo neperiano es normal:

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{1}{2\sigma^2}(\ln x - \mu)^2}$$

$$E(X) = e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2}$$
  $var(X) = (e^{\sigma^2} - 1) \cdot e^{2\mu + \sigma^2}$ 

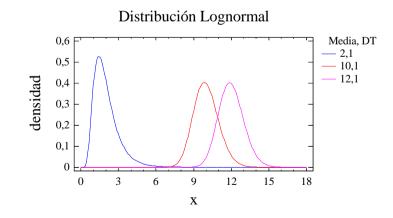
# 6. Distribución lognormal

Si la variable y puede considerarse como un producto de variables aleatorias:

$$y = x_1 \cdot x_2 \cdot x_3 \dots x_n$$

su logaritmo neperiano seguirá una distribución normal (distribución lognormal o de Mac Alister).

# 6. Distribución lognormal



#### 7.1. Teorema central del Límite. Definición

La suma de un conjunto de variables aleatorias se aproxima, al aumentar el número de variables, a una variable aleatoria **normal** independientemente de cual sea la distribución de esas variables.

Carlos Montes - uc3m

#### 7.1. Teorema central del Límite. Definición

$$Y \to N\left(\sum \mu_i, \sqrt{\sum \sigma_i^2}\right)$$

La desviación típica es la raíz cuadrada de la suma de varianzas, NO la suma de las desviaciones típicas.

#### 7.1. Teorema central del Límite. Definición

Sean  $x_1$  ,  $x_2$  ,... ,  $x_n$  v.a. independientes con media  $\mu_i$ , desviación típica  $\sigma_i$  y distribución

# CUALQUIERA

$$Y = x_1 + x_2 + ... + x_n$$
 Al crecer n:  
 $\frac{Y - \sum \mu_i}{\sqrt{\sum \sigma_i^2}} \to N(0,1)$   $Y \to N\left(\sum \mu_i, \sqrt{\sum \sigma_i^2}\right)$ 

### 7.2. Teorema central del Límite. Aplicaciones

Normal F(x) –

$$E(x_i) = p \quad Var(x_i) = pq$$

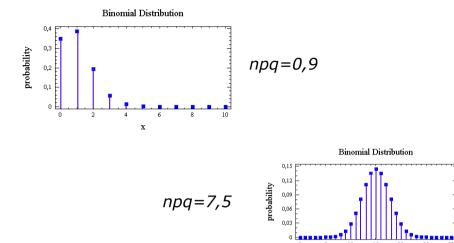
Aplicando el Teorema Central del Límite:

Binomial

$$Y \to N(np, \sqrt{npq})$$

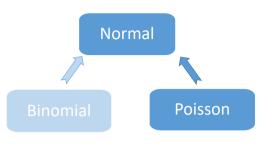
n > 30 npq > 5

# 7.2. Teorema central del Límite. Aplicaciones



Carlos Montes – uc3m

# 7.2. Teorema central del Límite. Aplicaciones



Sea Y(0,T)una variable de Poisson que cuenta el no de sucesos en el intervalo (0,T)

$$Y(0,T) = x_1(0,t_1) + x_2(t_1,t_2) + \dots + x_n(t_{n-1},T)$$

Para  $\lambda > 5$ podemos aproximar esta variable mediante una distribución Normal

# 7.2. Teorema central del Límite. Aplicaciones

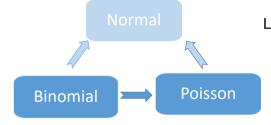
# Para $\lambda > 5$ podemos aproximar esta variable mediante una distribución Normal

$$x_p \to P(\lambda) \quad \lambda > 5$$

$$x_p \to P(\lambda) \quad \lambda > 5$$

$$x_n \to N(\lambda, \sqrt{\lambda})$$

# 7.2. Teorema central del Límite. Aplicaciones

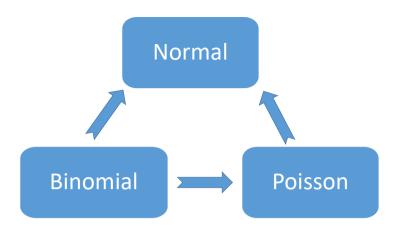


La aproximación es válida cuando:

$$np > 1$$
$$p < 0,1$$

$$\lambda = np$$

#### 7.2. Teorema central del Límite. Aplicaciones



Carlos Montes - uc3m

# 8. Modelo de regresión lineal simple

# La recta de regresión de y sobre x es de la forma:

$$y_i = a + bx_i + e_i \longrightarrow \text{T\'ermino de error}$$
 Valor observado de la variable  $y$  para el individuo i-ésimo valor observado i-ésimo

Si queremos definir un tipo de relación válido para toda la población, encontramos numerosos factores que no controlamos.

# 8. Modelo de regresión lineal simple



# 8. Modelo de regresión lineal simple

Si fijamos el valor de la variable X en  $X = x_i$  repitiendo el experimento, observaremos valores diferentes debidos al efecto de las variables recogidas en el término e.

$$y_{i} = \underbrace{a + bx_{i} + e_{i}}_{\Rightarrow \text{ fijo}} \Rightarrow \text{ aleatorio (ruido)}$$

# 8. Modelo de regresión lineal simple

Si asumimos que todas las variables que influyen sobre Y lo hacen de forma lineal (aditiva):

$$Y = a + bX + (c_1Z_1 + c_2Z_2 + c_3Z_3 + ...)$$

Por el Teorema del Límite Central, e seguirá una distribución normal.

Carlos Montes – uc3m

#### 8. Modelo de regresión lineal simple

$$E(e) = 0$$

$$\operatorname{var}(e) = \sigma^{2} \quad \text{(constante)}$$

$$e \to N(0, \sigma^{2})$$

$$E(Y \setminus X = x_{i}) = E(a + bx_{i} + e) = a + bx_{i} + E(e) = a + bx_{i}$$

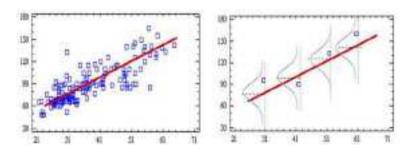
$$\operatorname{var}(Y \setminus X = x_{i}) = \operatorname{var}(a + bx_{i} + e) = \operatorname{var}(e)$$

$$Y \to N(a + bx_{i}, \sigma^{2})$$

# 8. Modelo de regresión lineal simple

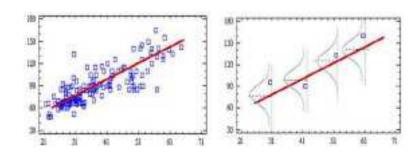
Cada punto y<sub>i</sub> que observamos se interpreta como un valor al azar de la normal.

$$y_i \to N(a+bx_i,\sigma^2)$$



# 8. Modelo de regresión lineal simple

Suponemos que el "ruido" es homogéneo a lo largo de la recta (varianza constante u homocedasticidad).



Sea el modelo de regresión simple Y=50+2X+e, siendo  $e=N(0, 5^2)$ . Calcule la probabilidad de que Y sea mayor que 160 para los casos siguientes:

a) 
$$X=60$$

b) 
$$X=50$$

Carlos Montes - uc3m

$$P(Y > 160) Y = 50 + 2X + e,$$

$$b) Y \to N(a + bx_i; \sigma^2)$$

$$Y = 50 + 2X + e = 50 + 2 \cdot 50 + e = 150 + e$$

$$Y \to N(150; 5^2)$$

$$P(Y > 160) = P\left(Z > \frac{160 - 150}{5}\right) =$$

$$= P(Z > 2) = 1 - P(Z < 2) = 1 - 0.9772 = 0.0228$$

$$P(Y > 160)$$
  $Y=50 + 2X + e$ ,

a) Necesitamos el modelo que sigue Y

$$Y \to N(a + bx_i; \sigma^2)$$
  
 $Y = 50 + 2X + e = 50 + 2 \cdot 60 + e = 170 + e$   
 $Y \to N(170; 5^2)$   
 $P(Y > 160) = P\left(Z > \frac{160 - 170}{5}\right) =$   
 $= P(Z > -2) = P(Z < 2) = 0.9772$