

Herramientas estadísticas para Big Data

Introducción a la Inferencia Estadística, Muestreo y Preproceso de datos

Máster **Big Data** Analytics

Valencia, Octubre 2016

Elena Vázquez

Departamento de Estadística e Investigación Operativa Aplicadas y Calidad

www.upv.es

bigdata.inf.upv.es

Contenidos

- 1. Conceptos básicos
- 2. Probabilidad
- 3. Variables aleatorias y distribuciones
- 4. Inferencia en muestras grandes
- Técnicas de muestreo
- 6. Preprocesamiento de datos

Glosario Enlaces de interés Bibliografía







3 Variables aleatorias y distribuciones

- 1. Introducción
- 2. Distribuciones de probabilidad y variables aleatorias
 - Distribuciones de probabilidad
 - Esperanza Matemática
 - La Distribución Normal
 - La Distribución Binomial
 - Teorema Central del Límite
 - Aproximaciones normales
- 3. Ecuación fundamental





Introducción

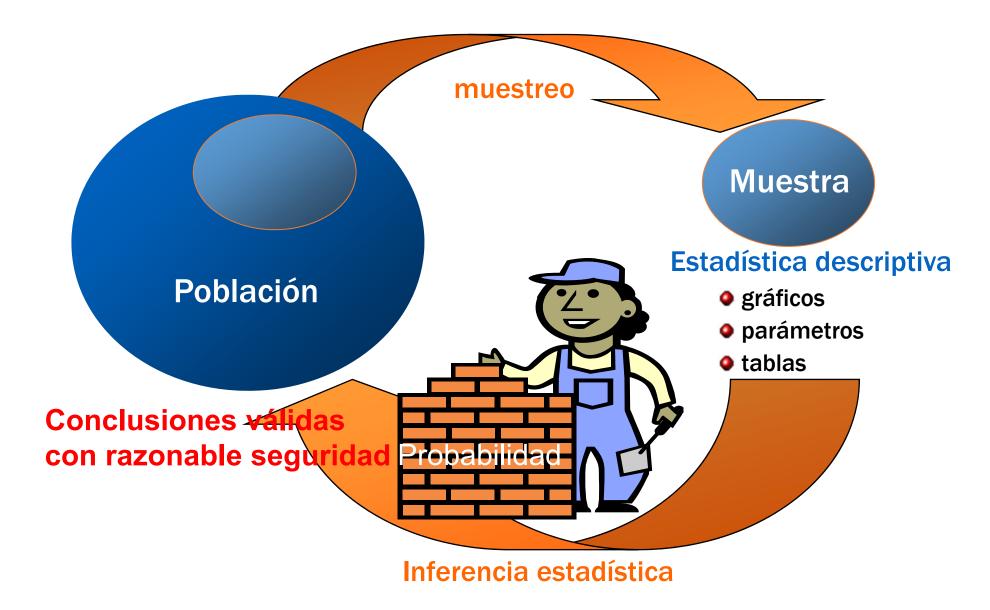
- Los analistas necesitan responder a preguntas que se plantean sobre fenómenos del mundo real.
- Para ello:
 - Planteamos hipótesis
 - Recogemos datos el mundo real
 - Verificamos las hipótesis
- Verificar dichas hipótesis implica construir modelos estadísticos del fenómeno estudiado

La inferencia estadística permite extrapolar las conclusiones obtenidas con los datos observados sobre los fenómenos al mundo real mediante modelos





Introducción





Distribuciones de probabilidad

Muestra: Lo que tenemos

Frecuencia relativa (%) % de veces que sale un 5 al lanzar el dado

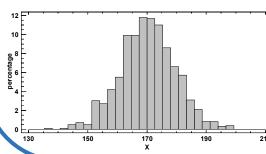
Parámetros muestrales

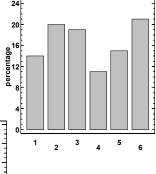
 S^2

S

Cuartiles, ...

Distribución frecuencias





Población: Lo teórico, lo ideal

Probabilidad (tanto por uno)

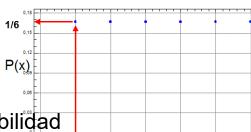
$$P(A) = P(X=5)$$

Parámetros poblacionales

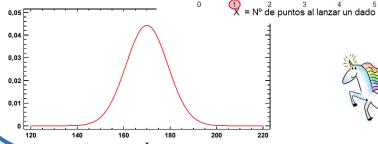
 $m \circ \mu \circ E(X)$

 σ^2

Cuartiles, ...



Distribución probabilidad

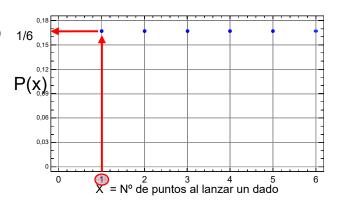


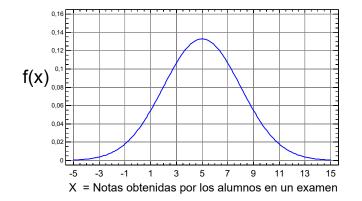


Distribuciones de Probabilidad y v.a.

Todas las técnicas de inferencia se basan en conocer lo probable o improbable que es un determinado suceso, o lo que es lo mismo, lo probable que es un determinado valor de una característica aleatoria.

Esto implica que conocemos la probabilidad de cada valor y en la mayoría de los casos se recurre a modelos.



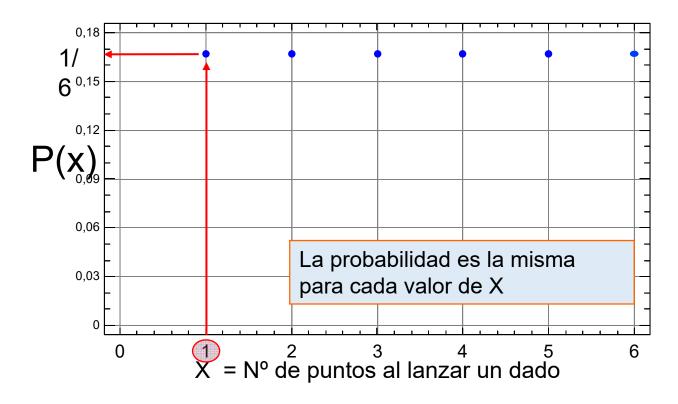






Modelos de distribuciones. Ejemplo 1: var discreta

Variable aleatoria X: nº de puntos al lanzar el dado



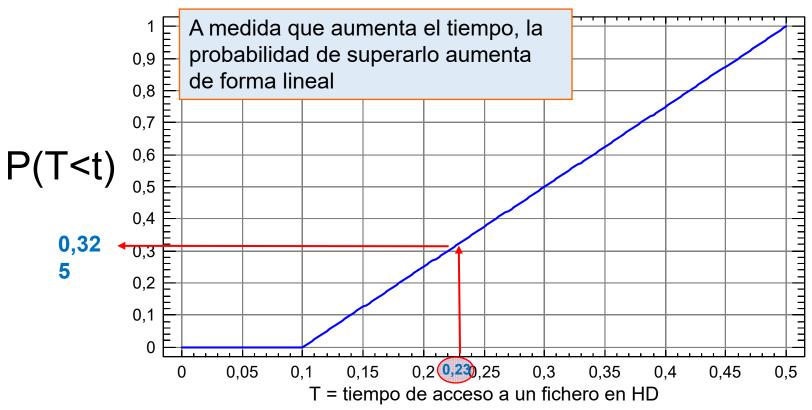
La probabilidad de que al lanzar un dado salga un 1 es 1/6





Modelos de distribuciones. Ejemplo 2: var continua

Variable aleatoria T: tiempo de búsqueda de ficheros en HD



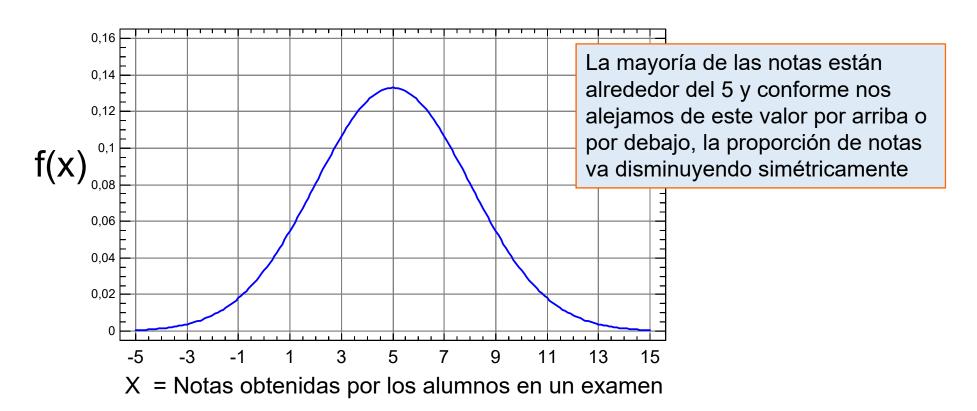
Probabilidad de que el tiempo de búsqueda de un fichero en HD sea inferior a 0,23





Modelos de distribuciones. Ejemplo 3: var continua

Variable aleatoria X: notas obtenidas por los alumnos en un examen

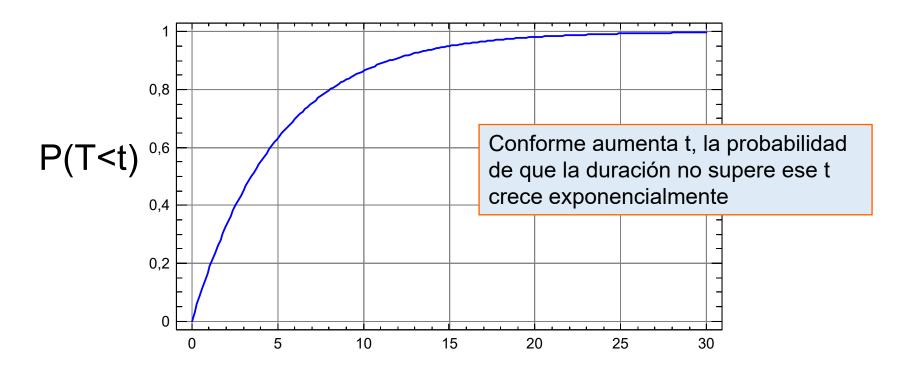






Modelos de distribuciones. Ejemplo 4: var continua

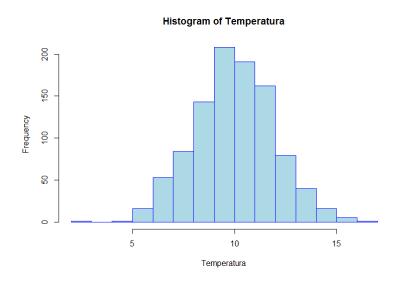
Variable aleatoria T: tiempo de duración de un comp. electrónico



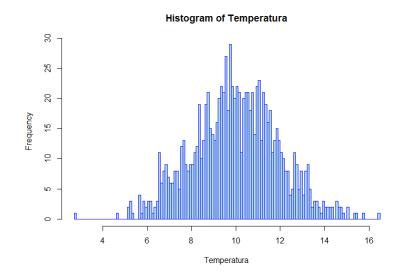


Distribuciones de probabilidad y v.a.

En el mundo "imaginario" de la *población*, a toda v.a X se le puede asociar una expresión matemática que se adecue a su pauta de variabilidad



Frecuencia para los días con temperatura de X °C



Frecuencia para los días con temperatura de X °C



Distribuciones de Probabilidad y v.a.

- Existen modelos (expresiones matemáticas) que se adecuan a las diferentes pautas de variabilidad de las variables aleatorias.
- Se agrupan en dos grandes bloques porque su tratamiento matemático es diferente:

v.a. discretas

- Binomial
- Poisson
- . . .

- v.a. continuas
- Normal
- Exponencial
- Uniforme
- •



Distribuciones de Probabilidad y v.a.

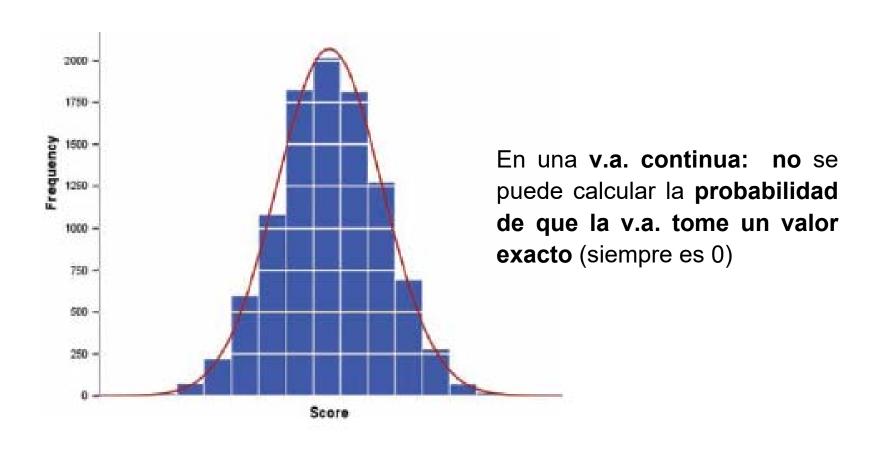
Distribución—————			
C Bernoulli	C Beta	C Gamma Generalizada	C F No-Central
C Binomial	C Beta (4 parámetros)	C Logística Generalizada	C t No-Central
C Uniforme Discreta	C Birnbaum-Saunders	C Mitad Normal (2 parámetros)	Normal ■
C Geométrica	C Cauchy	C Gaussiana Inversa	C Pareto
C Hypergeométrica	C Chi-Cuadrada	C Laplace	C Pareto (2 parámetros)
C Binomial Negativa	C Erlang	C Valor Extremo Más Grande	C Rayleigh (2 parámetros)
C Poisson	C Exponencial	C Logística	C Valor Extremo Más Chico
	C Exponencial (2 parámetros)	C Loglogística	C t de Student
	C Potenciación Exponencial	C Loglogística (3 parámetros)	C Triangular
	C F (Razón de Varianzas)	C Lognormal	ΟU
	Normal Plegada	C Lognormal (3 parámetros)	C Uniforme
	C Gamma	C Maxwell (2 parámetros)	C Weibull
	C Gamma (3 parámetros)	C Chi-Cuadrada No-Central	○ Weibull (3 parámetros)





Distribuciones de probabilidad continuas

Para las variables continuas, la idealización del histograma de frecuencias, se denomina función de densidad f(x)





Distribuciones de probabilidad continuas

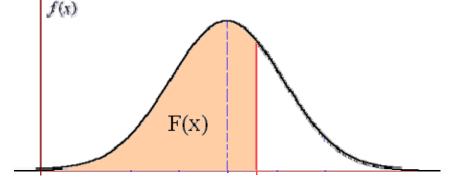
El área bajo la curva de la función de densidad f(x) nos da la probabilidad de que la variable tome valores en un determinado intervalo

$$\int_{a}^{b} f(x)dx = P(a < X \le b)$$

O también las probabilidades acumuladas P(X ≤ a) o función de

distribución F(x)

$$\int_{-\infty}^{a} f(x) dx = P(X \le a)$$



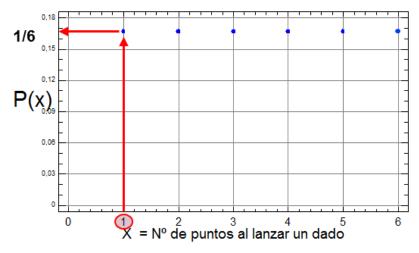
f(x)

$$P(a < X \le b) = P(X \le b) - P(X \le a)$$

Distribuciones de probabilidad discretas

Para las variables discretas, se tiene función de probabilidad P(x), que da el valor de la probabilidad para cada valor posible de la variable.

Probabilidad de obtener el 1 al lanzar un dado



Y también las probabilidades acumuladas P(X ≤ a) o función

$$\sum_{\forall x_i/x_i \le a} P(X = X_i) = P(X \le a)$$

$$P(a < X \le b) = P(X \le b) - P(X \le a)$$



Función cuantil

- $Q(p)=a / P(X \le a) = p$
- Dada una probabilidad p, Q(p) devuelve el valor de la variable aleatoria (a), de forma que la probabilidad de que la v.a. X sea menor o igual que a es, precisamente, p
- En contextos de inferencia a a se le suele denominar valor crítico



Esperanza Matemática

Sea:

X: variable aleatoria (Tiempo, Estatura, Presión,...)

h(X) → función de la variable aleatoria:

- **h(Tiempo)** = Tiempo*100
- h(Estatura) = (Estatura)²
- $h(Tiempo) = \Sigma(Tiempo)/N \rightarrow media$
- **...**



Esperanza Matemática

- Esperanza matemática → E(h(X))
 - Si X es discreta:

Función de Probabilidad

$$E(h(X)) = \sum_{\forall x_i} h(x_i) P(X = x_i)$$

■ Si X es continua:

Función de Densidad

$$E(h(X)) = \int_{-\infty}^{+\infty} h(x)f(x)dx$$

Valor medio de la distribución

Si
$$h(x)=X^1 \iff E(h(x)) = E(X^1) = E(X)$$

Si X es discreta:

$$E(X) = \sum_{\forall x_i} x_i P(X = x_i) = m_X = \mu_X$$

La Esperanza Matemática de X es la

Media de la distribución

Si X es continua:

$$E(X) = \int_{-\infty}^{+\infty} X f(x) dx = m_X = \mu_X$$

Concepto intuitivo: idealización del concepto de media aritmética de un conjunto de datos



Valor medio de la distribución

• Si la v.a. Y es una combinación lineal de n v.a.:

$$Y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_n X_n$$

$$E(Y) = E(a_0 + a_1X_1 + a_2X_2 + \dots + a_nX_n) =$$

$$= a_0 + a_1E(X_1) + a_2E(X_2) + \dots + a_nE(X_n)$$

Varianza de la distribución

Si
$$h(x)=(X-m)^2 \Leftrightarrow E(h(x))=E((X-m)^2)$$

Varianza de la distribución

Si X es discreta:

$$E((X-m)^2) = \sum_{\forall x_i} (x_i - m)^2 P(X = x_i) = \sigma_X^2$$

■ Si X es continua:

$$E((X-m)^2) = \int_{-\infty}^{\infty} (X-m)^2 f(x) dx = \sigma_X^2$$



Varianza de la distribución

• Si la v.a. Y es una combinación lineal de 2 v.a.:

$$Y = a_0 + a_1 X_1 + a_2 X_2$$

$$\sigma^{2}(Y) = \sigma^{2}(a_{0} + a_{1}X_{1} + a_{2}X_{2}) =$$

$$= a_{1}^{2}\sigma^{2}(X_{1}) + a_{2}^{2}\sigma^{2}(X_{2}) + 2a_{1}a_{2}Cov_{X_{1},X_{2}}$$



Lo que hay que saber...

- Concepto: entender e identificar
- Propiedades: aplicar
- Nomenclatura: escribir correctamente

Media población (teórica) = $m = \mu = E(X) = Esperanza matemática de X$

Varianza población (teórica) = σ^2 = E(X-m)² = Esperanza matemática de ...



Ejemplos Esperanza Matemática

1) Si X (Estatura alumnos UPV (m)) ~ m_x =1,70, σ_x^2 =1

Y = Estatura alumnos UPV (cm) = 100X $\rightarrow m_v$ = 100x1,70 y σ_v^2 = 100² x1)

2) Si X, Y y Z son unidades vendidas de 3 productos al mes e independientes y $m_x=9$, $\sigma_x^2=3$, $m_y=8$, $\sigma_y^2=1$, $m_z=5$ y $\sigma_z^2=2$

Si el beneficio mensual W = $10X + 20Y + 15Z \rightarrow$

$$m_w = m_x + m_y + m_z = 10x9 + 20x8 + 15x5 = 325$$

$$\sigma_{\rm w}^2 = \sigma_{\rm x}^2 + \sigma_{\rm y}^2 + \sigma_{\rm z}^2 = 10^2 \text{x}^3 + 20^2 \text{x}^1 + 15^2 \text{x}^2 = 1150$$



Distribuciones de probabilidad o "modelos"

- Distintos modelos que se corresponden con el comportamiento de ciertas variables y con diferentes formas características:
 - Normal
 - Uniforme
 - Binomial

—

- La Normal es la distribución de probabilidad que con más frecuencia aparece, ya que, hay muchas variables asociadas a fenómenos naturales que siguen este modelo.
- La mayor parte de las técnicas de Inferencia Estadística paramétrica para variables continuas asumen que las poblaciones muestreadas son normales.



Distribuciones de probabilidad



Distribución Y parámetros	f(x) si continuas o P(x) si discretas	F(x)	Q(x)	Muestras aleatorias (simulación)
Binomial (n, p)	dbinom(x, n, p)	pbinom(x, n, p)	qbinom(x, n, p)	rbinom(x, n, p)
Poisson (λ)	dpois(x, λ)	ppois(x, λ)	$qpois(x, \lambda)$	rpois(x , λ)
Exponencial (α)	dexp(x, α)	pexp(x, α)	qexp(x, α)	rexp(x, α)
Normal(m, σ)	$dnorm(x, m, \sigma)$	pnorm(x, m, σ)	qnorm(x, m, σ)	$rnorm(x, m, \sigma)$

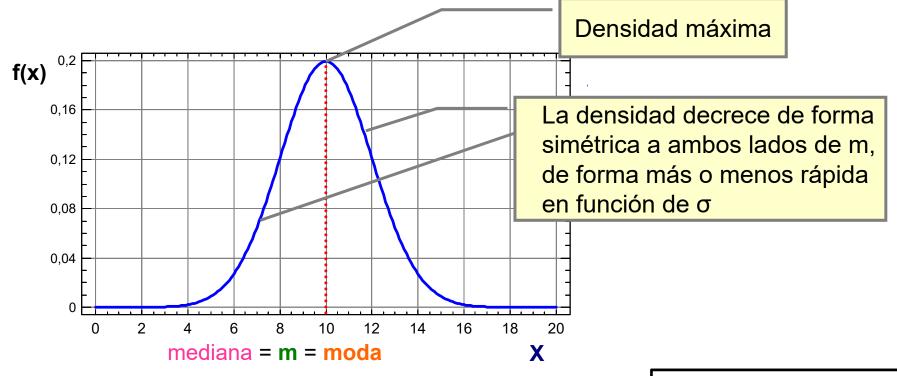


Distribución normal

 $X \sim N(m, \sigma)$

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

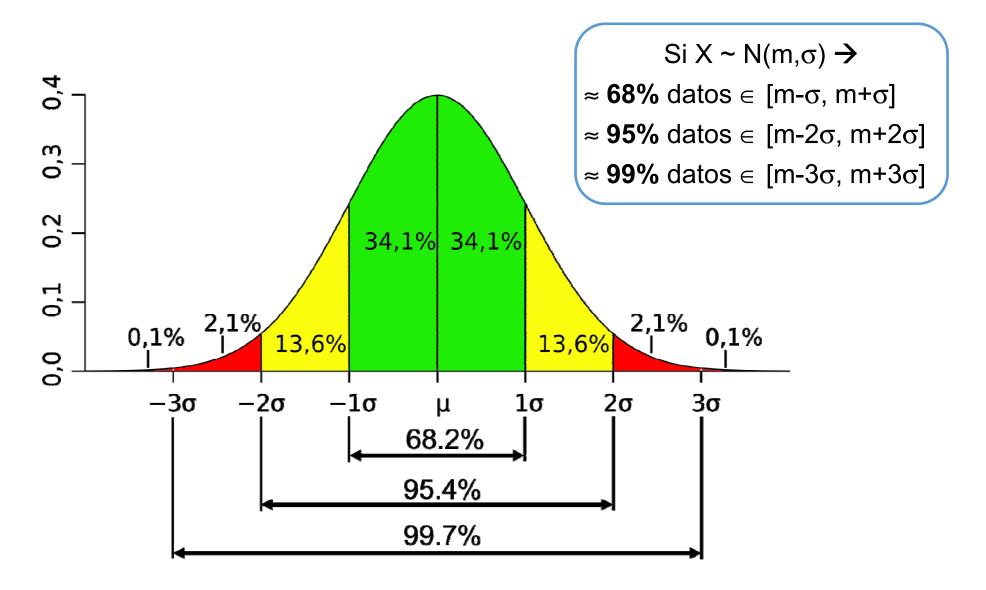
$$-\infty$$
 < X < $+\infty$



Coeficiente de asimetría=0 Coeficiente de curtosis=0



Propiedades de la Normal





Probabilidades distribución Normal



```
\#\# N(m=5, S=2). P(X < 2)?
> pnorm(2,mean= 5, sd=2)
[1] 0.0668072
## N(m=5, S=2). P(X > 2)?
> 1-pnorm(2,5,2)
[1] 0.9331928
## O bien
> pnorm(2,5,2, lower.tail = F)
[1] 0.9331928
```



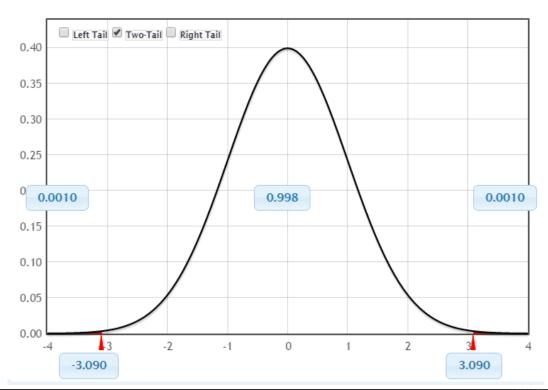
Probabilidades distribución Normal



```
> ## ¿Entre que valores está el 95% (aproximadamente)
de los datos de una v.a. N(m=0, S=4.5)?
> ## x1, x2 / P(x1 < X < x2) = 0.95
> ## x2 / P(X > x2) = (1-0.95)/2
> x2 <- qnorm(((1-0.95)/2), 0, 4.5, lower.tail=F)
>
> ## x1 / P(X < x1) = (1-0.95)/2
> x1 <- qnorm(((1-0.95)/2), 0, 4.5)
>
> x1
[1] -8.819838 ## m - 2*S
> x2
[1] 8.819838 ## m - 2*S
```

Normal tipificada o estandarizada

- Parámetros:
 - su media es 0
 - su desviación típica es 1
- Se simboliza como: $\mathbf{Z} \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \mathbf{1}) \equiv N(m_Z = 0, \sigma_Z = 1)$





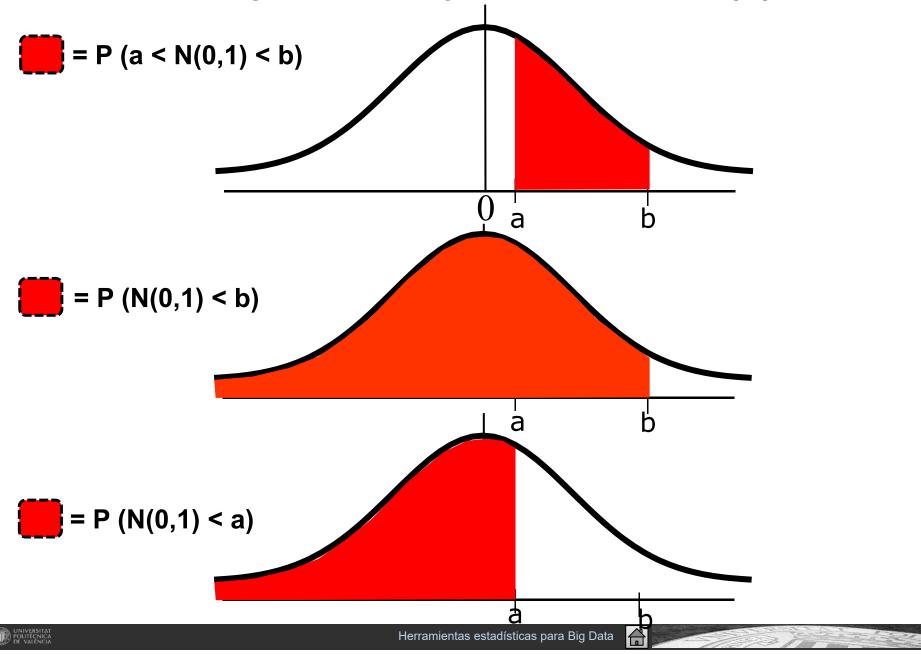
Normal tipificada o estandarizada

- Cualquier v.a. $N(m, \sigma)$ puede estandarizarse, de este modo obtenemos valores comparables (estándar) entre variables normales con diferentes m y σ
- Es un tipo de transformación
- A los valores de una v.a. normal tipificada también se les llama z-scores y expresan el valor de una v.a. en términos del número de desviaciones típicas con respecto a la media

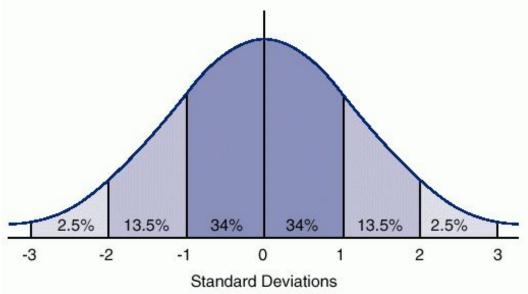
$$\begin{array}{c}
 & \text{Tipificar} \\
X \sim N(m, \sigma) & \xrightarrow{X-m} & Z \sim N(0,1) \\
\hline
\sigma & & & \\
\end{array}$$

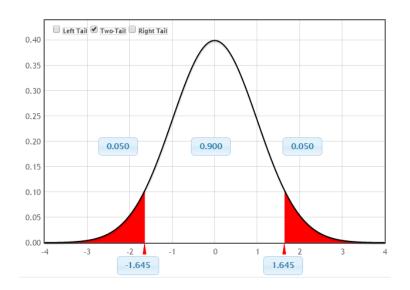


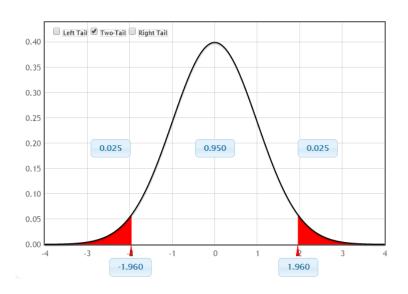
Probabilidad y áreas bajo la curva de f(x)



Propiedades de los z-scores











Probabilidades distribución N(0,1)



```
\#\# P(X <= 2)
> pnorm(2, mean=0, sd=1, lower.tail=T)
[1] 0.9772499
## P(X>=2)
> pnorm(2, mean=0, sd=1, lower.tail=F)
[1] 0.02275013
## O bien 1-pnorm(2, mean=0, sd=1, lower.tail=T)
## P(-2 \le X \le 2)
> pnorm(2, mean=0, sd=1, lower.tail=T) - pnorm(-2,
mean=0, sd=1, lower.tail=T)
[1] 0.9544997
```





```
## x / P(X \le x) = 0,99
> qnorm(0.99, 0, 1)
[1] 2.303598
## P(x1 \le X \le x2) = 0,95
> x1<-qnorm(0.025, mean=0, sd=1, lower.tail=T)
> x2<-qnorm(0.025, mean=0, sd=1, lower.tail=F)</pre>
> x1
[1] -1.959964
> x2
[1] 1.959964
```





```
#### GRÁFICOS f(x), F(x) y Q(x)
## Función de densidad N(100, 10)
# Valores de X. 99% valores están en [m-3sigma, m+3sigma]
# Límites. [m-3sigma, m+3sigma]
m < -100
siqma<-10
li<-m-3*siqma
ls<-m+3*siqma
# Otra forma de obtener los límites útil para cualquier distribución
# obtener x1 y x2 tal que P(x1 \le X \le x2) = 0.999
li<-trunc(gnorm(0.0001, m, sigma))</pre>
ls<-trunc(qnorm(0.9999, m, sigma))</pre>
```





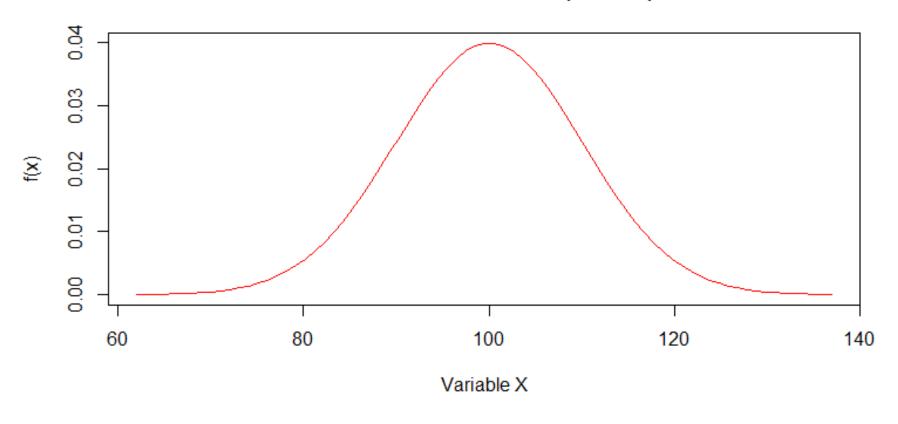
```
# Número de puntos a dibujar
npuntos<-ls-li
x<-seq(li, ls, length.out=npuntos)
# Valores de y
y<-dnorm(x, m, sigma)
# Dibujar f(x)
fnorm<-plot(x, y, type="l", xlab="Variable X", ylab="f(x)",</pre>
main="Función de densidad N(100, 10)", col="red")
```







Función de densidad N(100, 10)

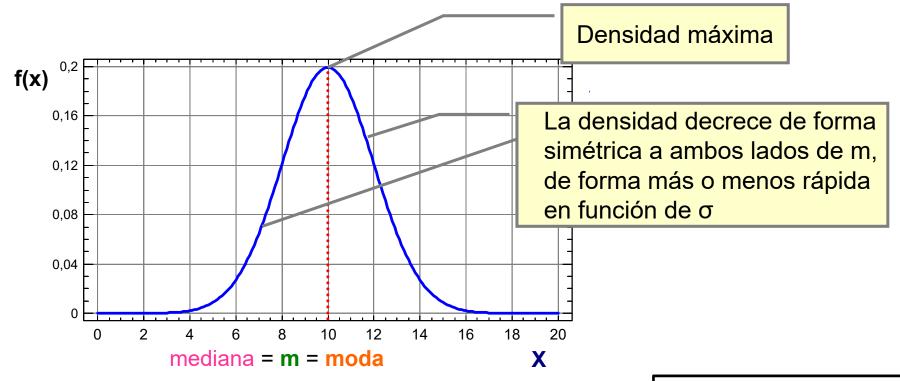




Distribución uniforme

 $X \sim N(m, \sigma)$

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



Coeficiente de asimetría=0 Coeficiente de curtosis=0



Distribución Uniforme

- Se utiliza en <u>v.a. continuas</u> en las que la <u>única información</u> de la que se dispone sobre su comportamiento es que <u>toman valores</u> en <u>un intervalo</u>, y que la <u>densidad de probabilidad</u> para <u>todos</u> los valores de ese intervalo es la misma.
- La distribución uniforme tiene una aplicación muy importante en simulación.

Ejemplos:

- Tiempo de acceso a un archivo en un disco duro ~ 1 y 3 ms
- Tamaño de un tipo de archivo ~ entre 100 y 1000 Kb
- Distancia entre origen y destino recorrida por un mensaje en una red regular tipo toro
- etc





Distribución Uniforme: Definición

- Una v.a continua X tiene una Distribución Uniforme en (a,b) si su función de densidad es:
 - constante en un intervalo (a,b)
 - nula fuera de dicho intervalo

Se simboliza como:



Funciones de densidad y probabilidad acumulada

X ~ U(a,b)

Función de densidad f(x)

$$f(x) = K = \frac{1}{b-a}$$
 $x \in [a, b]$

$$f(x) = 0 x \notin [a, b]$$

$P(X \le x) = P(X < x)$

$$P(X \le x) = 0$$

$$P(X \le x) = \frac{x-a}{b-a}$$
 $a \le X \le b$

$$a \le X \le b$$

$$P(X \le x) = 1$$

Media

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

Varianza

$$\sigma^2(X) = \frac{(b-a)^2}{12}$$

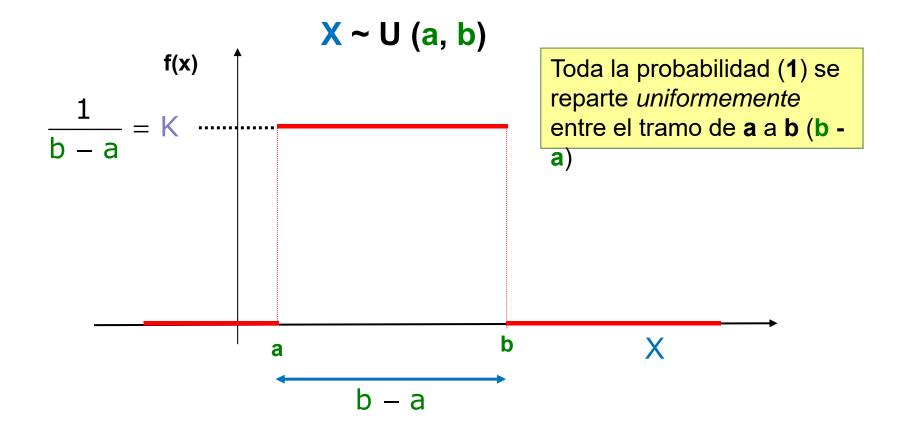
iRecordar! UD4-Parte 1



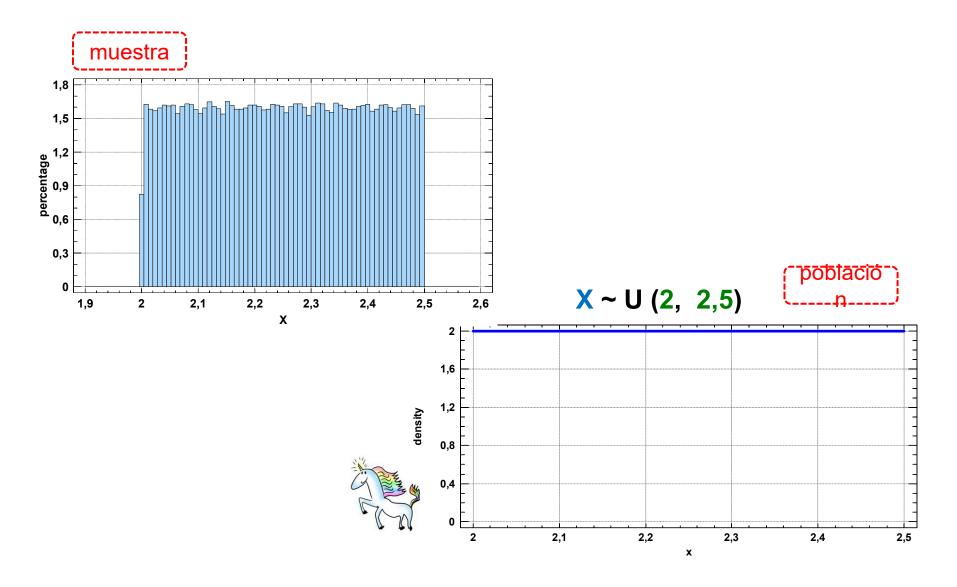
Cómo se calcula la Esperanza matemática



Función de densidad



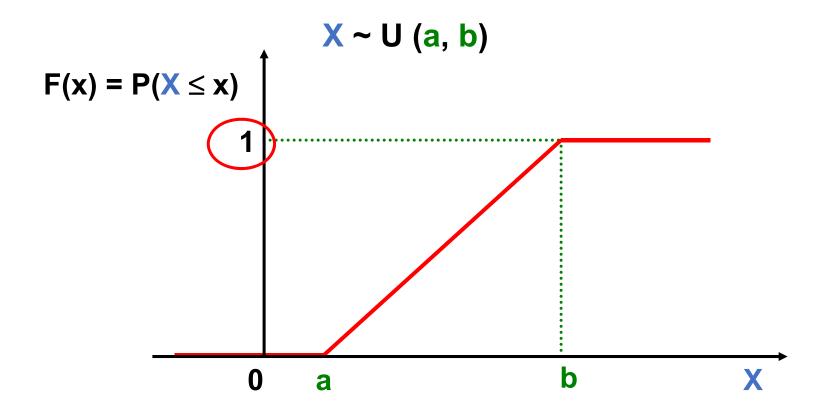
Histograma y Función de densidad



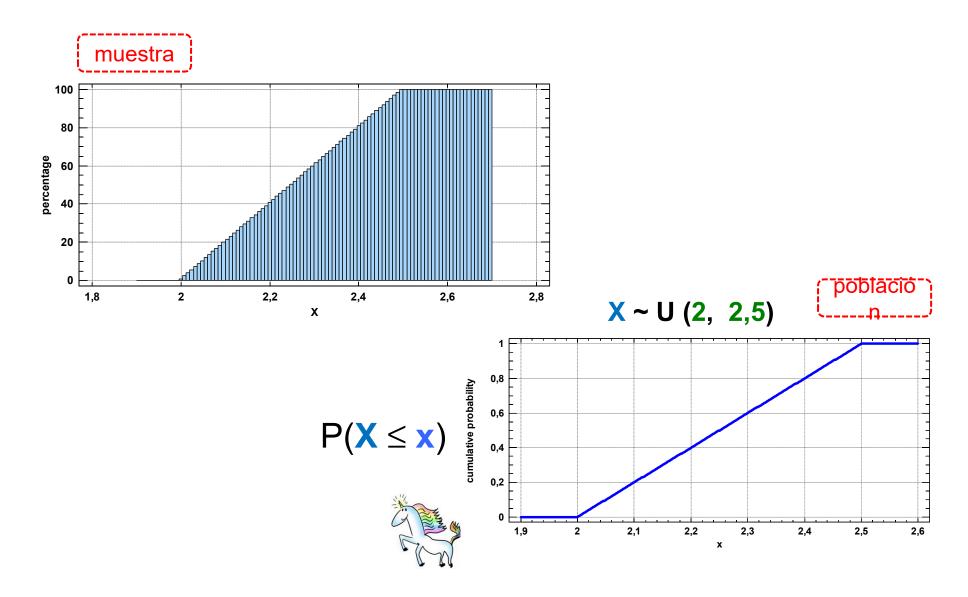




Probabilidad acumulada



Frecuencias y Probabilidades acumuladas





La distribución Binomial

Dado un suceso A (cliente compra en la primera visita a la web) de probabilidad p (se sabe que el 10% de los clientes, por ejemplo, compra en la primera visita) asociado a un determinado experimento aleatorio. Se llevan a cabo n repeticiones independientes del experimento (comprobar, en los 131 clientes, si éste compra en la primera visita o no), y sea X el número de veces que se presenta el suceso A

La variable X así definida "nº de clientes que compran en la primera visita a la web" sigue una distribución Binomial que depende de los parámetros n y p

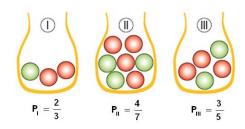
$$X \sim B(n,p)$$

Los valores posibles de X son: 0, 1, 2,...., n



Ejemplos

- Nº de chicos de un grupo de 20 estudiantes de 1º de Informática.
- Nº de piezas defectuosas extraídas de una partida de 50.
- Nº de personas que responden "sí" a una pregunta, de entre un grupo de 100.
- Nº de caras que se obtienen al lanzar 200 veces una moneda
- Nº de libros extraídos de una partida de 10 que pertenecen a una determinada categoría.







Función de probabilidad Binomial



Se demuestra:

Función de probabilidad

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

Media y Varianza (Esperanza matemática)

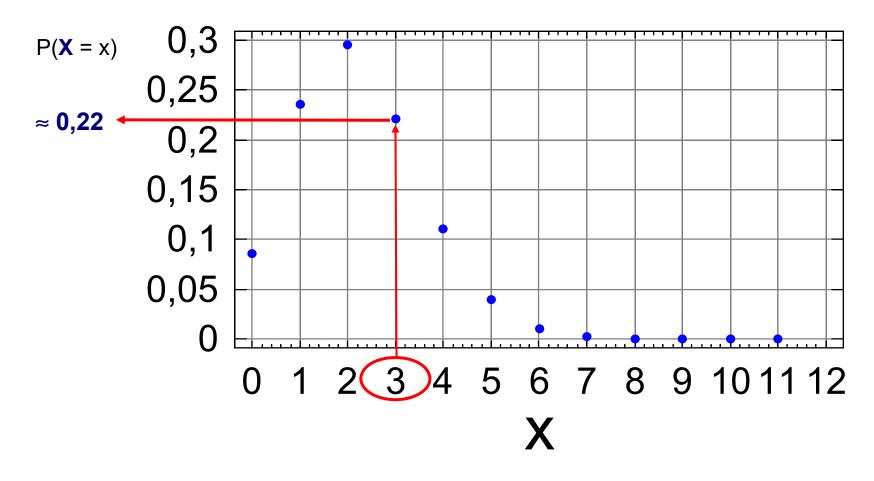
$$E(X) = np$$

$$\sigma^2(X) = np(1-p)$$



Gráficamente: Función de Probabilidad

X ~ Binomial (n=11, p=0,2) \rightarrow P(**X** = 3) \approx 0,22







```
B(n=10, p=0.25). ¿P(X = 3)?

# FUNCIÓN DE PROBABILIDAD, CUANTÍA O MASA P(x)

dbinom(3, 10, 0.25)

## [1] 0.2502823

B(n=10, p=0.25). ¿P(X = 0), P(X = 1), P(X = 2) y P(X = 3)?
```





```
# FUNCIÓN DE DISTRIBUCIÓN F(x)
dbinom(0:3, 10, 0.25)
## [1] 0.05631351 0.18771172 0.28156757 0.25028229
B(n=10, p=0.25). P(X < 4)?
# Sumando las probabilidades
sum(dbinom(0:3, 10, 0.25))
## [1] 0.7758751
# Utilizando la F(x). P(X \le 3)
pbinom(3, 10, 0.25)
## [1] 0.7758751
# Utilizando la F(x) y las propiedades de la probabilidad
\# P(X < 4) = 1 - P(X >= 4) = 1 - P(X > 3)
1 - pbinom(3, 10, 0.25, lower.tail = F)
## [1] 0.7758751
```





```
B(n=10, p=0.25). P(X > 2)?
# Utilizando la F(x). P(X > 2)
pbinom(2, 10, 0.25, lower.tail = F)
## [1] 0.4744072
# Utilizando la F(x) y las propiedades de la probabilidad
\# P(X > 2) = 1 - P(X <= 2)
1 - pbinom(2, 10, 0.25)
## [1] 0.4744072
B(n=10, p=0.25). P(2 < X <= 4)?
\# P(2 < X <= 4) = P(X <= 4) - P(X <= 2)
F4 \leftarrow pbinom(4, 10, 0.25)
F2 <- pbinom(2, 10, 0.25)
F4
## [1] 0.9218731
## [1] 0.5255928
## [1] 0.3962803
```





```
B(n=10, p=0.25). P(2 \le X \le 4)?
\# P(2 \le X \le 4) = P(1 \le X \le 4) = P(X \le 4) - P(X \le 1)
F4 <- pbinom(4, 10, 0.25)
F1 <- pbinom(1, 10, 0.25)
F4
## [1] 0.9218731
F1
## [1] 0.2440252
F4 - F1
## [1] 0.6778479
```



La distribución de Poisson

- En algunas situaciones es necesario utilizar variables aleatorias binomiales con un valor muy elevado de n y un valor muy bajo de p.
- En estos casos, la mayoría de las veces resulta casi imposible conocer n y p con exactitud, pero se tiene cierta idea de su valor medio m = np
- La variable X así definida sigue una distribución denominada distribución de Poisson que depende sólo del parámetro λ (λ= np)

$$X \sim Poisson(\lambda)$$

 Los valores posibles de X son: 0, 1, 2,..... (como la Binomial)



Ejemplos de variables de Poisson

- Nº de registros dañados en una base de datos documental a lo largo de 365 días.
- Nº de coches que pasan por minuto por un control durante un fin de semana.
- Nº de errores de compilación en un programa.
- Nº de fallos en un sistema informático de consultas a lo largo de un mes.



Función de probabilidad de Poisson

Se demuestra:

Función de probabilidad

$$P(X = x) = e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x}}{x!}$$

$$P(X \le x) = \sum_{0}^{x} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x}}{x!}$$

Límite la distribución **Binomial** cuando:

- **n** es grande ($\mathbf{n} \to \infty$) y
- p es pequeño $(p \rightarrow 0)$

$$P(X \le x) = \sum_{0}^{x} e^{-\lambda} \frac{\lambda^{x}}{x!}$$

Media y Varianza (Esperanza matemática)

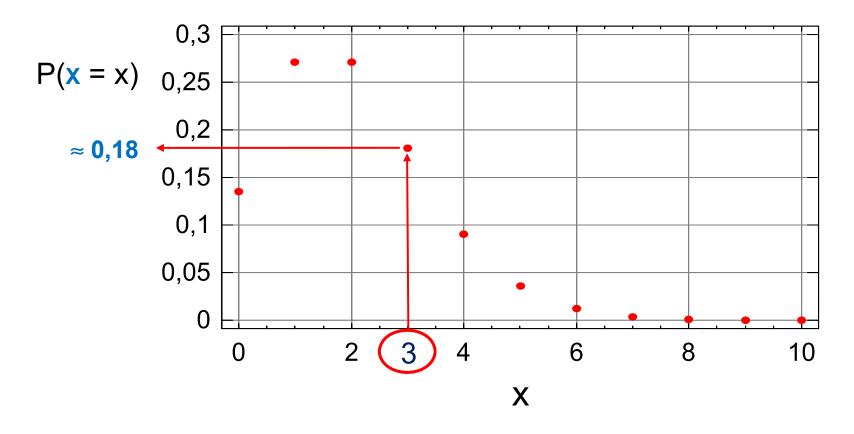
$$E(X) = \lambda$$

$$\sigma^2(X) = \lambda$$



Gráficamente: Función de Probabilidad

• $X \sim \text{Poisson}(\lambda=2) \rightarrow P(X=3) \approx 0.18$



En condiciones muy generales, la suma de variables aleatorias independientes tiende a distribuirse normalmente, a medida que aumenta el número de sumandos.

Sean X_1 , X_2 ,, X_n variables aleatorias que se distribuyen según una distribución <u>cualquiera</u> e independientes :

$$Y = X_1 + X_2 + \dots + X_n \approx N(m_Y, \sigma_Y) \quad n \rightarrow \infty$$

Este teorema justifica el hecho de que la mayoría de las distribuciones de las variables en problemas reales sean normales





```
#### Teorema central del límite
## Generar 10 v.a uniformes U(2,3)con 1000 datos cada una
a < -2
b < -3
n < -1000
u1<-runif(n, a, b)</pre>
u2<-runif(n, a, b)
u3<-runif(n, a, b)
u4 < -runif(n, a, b)
u5<-runif(n, a, b)
u6<-runif(n, a, b)
u7<-runif(n, a, b)
u8<-runif(n, a, b)
u9<-runif(n, a, b)
u10<-runif(n, a, b)
```

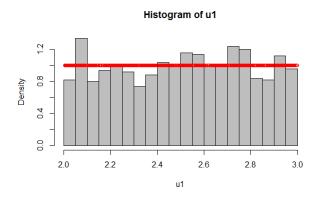


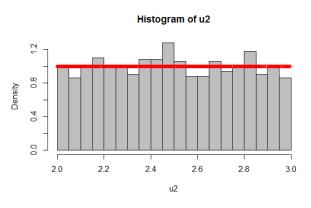


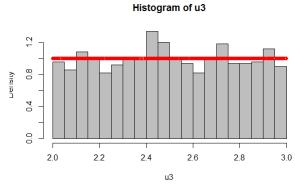
```
## Representar el histograma correspondiente y la función de
densidad teórica
hist(u1, breaks=trunc(sqrt(n)), freq=F, col="gray")
lines(u1, dunif(u1, a, b), type="p", col="red")
hist(u2, breaks=trunc(sqrt(n)), freq=F, col="gray")
lines(u2, dunif(u2, a, b), type="p", col="red")
```

hist(u3, breaks=trunc(sqrt(n)), freq=F, col="qray")

lines(u3, dunif(u3, a, b), type="p", col="red")







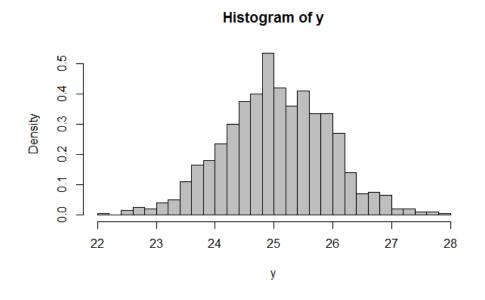






```
## Crear una nueva v.a como suma de las anteriores
## y=u1 + u2 + ... + u10
y<-u1+u2+u3+u4+u5+u6+u7+u8+u9+u10

## Representar el histograma correspondiente
hist(y, breaks=trunc(sqrt(n)), freq=F, col="gray")</pre>
```







```
> ## ¿Se ajusta a la distribución Normal?
> ## Media y desviación típica de y
> m < -10*((a+b)/2)
                                                    Histogram of y
> sigma<-sqrt(10*((b-a)^2)/12)</pre>
                                      4.
> m
[1] 25
> sigma
                                      0.1
[1] 0.9128709
                                        22
                                             23
                                                  24
                                                      25
                                                           26
                                                                27
>
> ## función de densidad normal
> lines(sort(y), dnorm(sort(y), m, sigma), type="l", col="red")
```



Aproximaciones normales

Dado que una variable **Binomial** es la suma de los resultados obtenidos en **n** repeticiones independientes de un experimento, su distribución se irá aproximando a la de una **Normal** a medida que aumente **n**

$$n \geq 20 \ y \ p \leq 0,05$$
 $n \geq 100$
 $\left(\sigma_{\mathsf{X}}^2 = \mathsf{np}(\mathsf{1}-\mathsf{p})\right) \geq 9$

$$X \sim B(n,p)$$

$$X \sim N(m = np, \sigma^{2} = np(1-p))$$

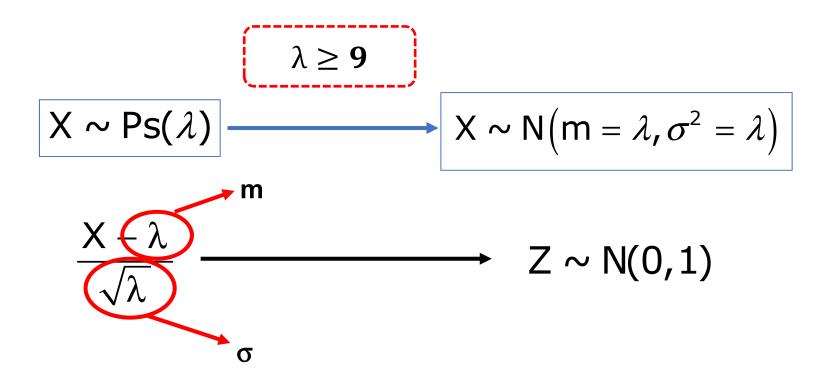
$$X \sim N(np)$$

$$X \sim N(0,1)$$

$$X \sim N(0,1)$$

Aproximaciones normales

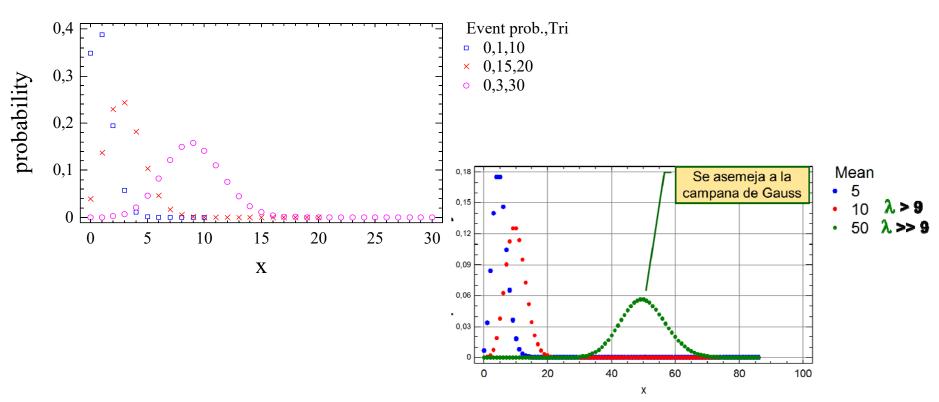
Dado que una variable **Poisson** es la suma de los resultados obtenidos en **n** repeticiones independientes de un experimento, su distribución se irá aproximando a la de una **Normal** a medida que aumente **n**



Aproximación Binomial, Poisson - Normal

Propiedad muy **útil**: cuando $\sigma^2 \ge 9$ las probabilidades correspondientes a una variable binomial pueden también aproximarse usando las tablas de la distribución.







Aproximación normal



```
#### Aproximación normal
### Poisson(lambda)
# Qué media (lambda)?
lambda<-2.5
# Cuántos números?
n < -250
## Generación de n números aleatorios
muestra<-rpois(n,lambda)</pre>
## HISTOGRAMA
# Intervalos?
# Calculados para que los enteros delimiten las barras (discreta)
c1 < -0
c2<-trunc(qpois(0.9999, lambda))</pre>
```





Aproximación normal



```
# Dibujar histograma con frecuencias absolutas
hist(muestra, breaks=c1:c2, freq=T, xlab="muestra",
ylab="'Densidad", main="Histograma", col="lightblue", border="blue")
# Para que el valor de la variable discreta esté en el centro de la
barra
hist (muestra, breaks=(c1-0.5): (c2+0.5), freq=T, xlab="muestra",
ylab="'Densidad", main="Histograma", col="lightblue", border="blue")
# Dibujar la f(x)
lines(c1:c2, dpois(c1:c2, lambda)*n, type="p", col="red", xpd=T)
# Ahora cambiar el lamda por 100, por ejemplo
```





Inferencia y modelos estadísticos

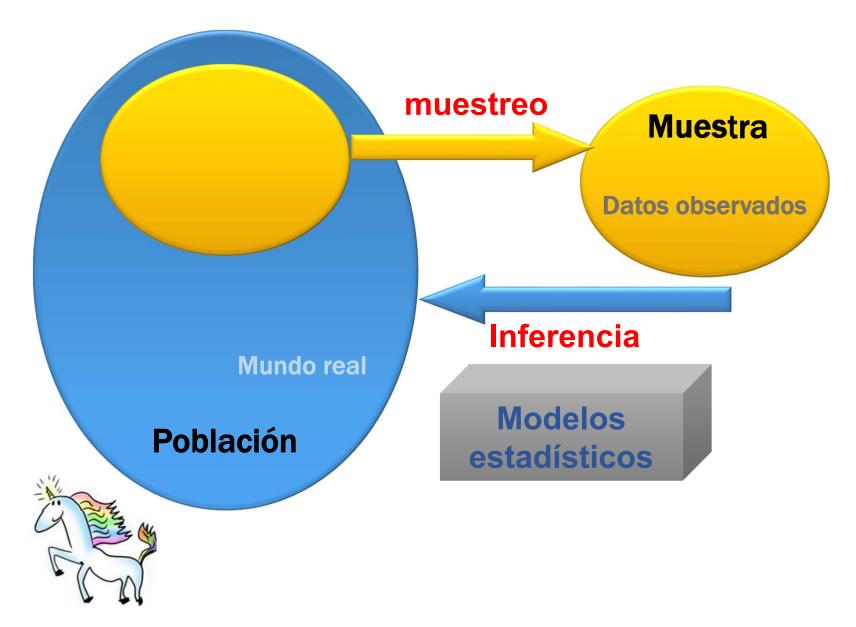
- Necesitamos extrapolar o predecir el comportamiento de los fenómenos bajo diferentes condiciones, pero...
- No tenemos toda la información del mundo real, ...
- Sólo podemos inferir dicho comportamiento a partir de los modelos construidos.
- Para estar seguros de que las predicciones sobre el mundo real son acertadas, el modelo estadístico construido debe representar fielmente los datos observados (recogidos)

El grado con el que un modelo estadístico es capaz de representar los datos observados se denomina ajuste del modelo (bueno, moderado o pobre)





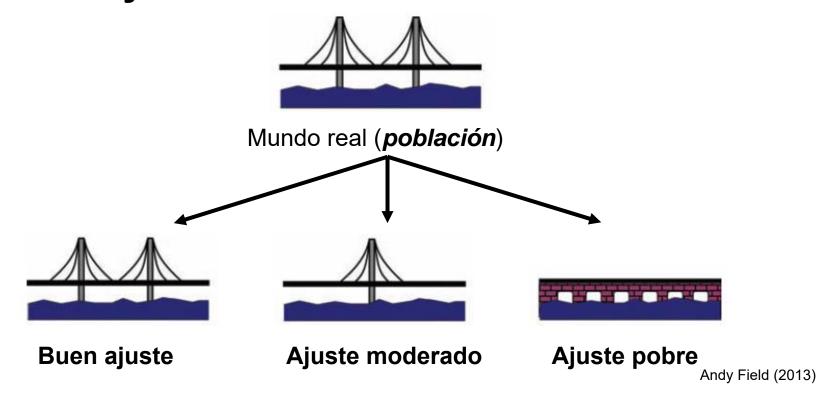
Inferencia, Modelos, Población y Muestra







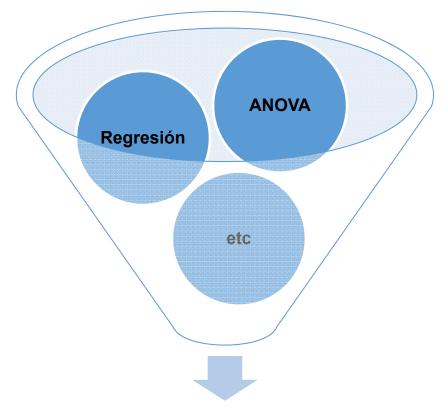
Inferencia y modelos estadísticos



Siguiendo con esta analogía, si el modelo tiene un *ajuste* pobre a nuestros datos observados, las predicciones sobre el mundo real serán igualmente pobres.



Ecuación fundamental



Todos los modelos estadísticos se pueden reducir a una sola ecuación

Observado_i = (modelo) + error_i

Ecuación fundamental

Observado_i = (modelo) + error_i

- Cada dato observado en la muestra puede reproducirse a partir del modelo elegido para el ajuste más cierta cantidad de error.
- Cada modelo dependerá de:
 - Objetivo de la inferencia
 - Diseño del estudio
 - Tipo de variables
- El modelo está compuesto por parámetros y variables.



Construcción del modelo

Parámetros (b_i)

- Son habitualmente constantes que representan alguna "verdad fundamental" sobre las variables o las relaciones entre las variables en el mundo real (población)—> parámetros poblacionales
- No son observables, se estiman a partir de los datos observados (muestra): media, S, Coeficiente de regresión,

. . . .

(modelo):
$$f(b_j, X_j)$$

$$(modelo)_i = (b) + error_i = media$$

 $(modelo)_i = (bX_i) + error_i$
 $(modelo)_i = (b_1X_{1i} + b_2X_{2i}) + error_i$



Evaluación del ajuste de un modelo

 Comparando las diferencias entre los observado y lo obtenido por el modelo, los residuos

 El error cometido al utilizar el modelo para un individuo de la muestra en particular se puede obtener como:

Observado_i - modelo_i = error_i



Evaluación del ajuste de un modelo

 El error total cometido por todos los individuos de la muestra se podría obtener como suma de los errores al cuadrado (Suma de Cuadrados):

$$SC = \sum_{i=1}^{N} (observado_i - modelo_i)^2$$

 La SC depende del tamaño de la muestra, cuantos más valores observados, mayor será la SC, por lo que resulta más conveniente usar el error medio o Cuadrado Medio

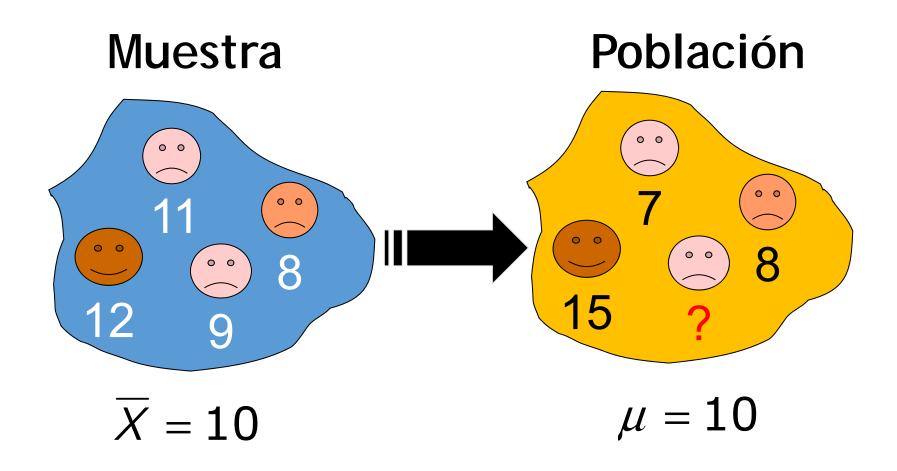
del error:

$$CM = \frac{SC}{gl} = \frac{\sum_{i=1}^{n} (observado_i - modelo_i)^2}{N-1}$$

Grados de Libertad



Grados de libertad (degrees of freedom)



Glosario

Distribución de probabilidad o distribución Distribución de frecuencias Distribución de una v.a. Parámetros poblacionales Parámetros muetrales Distribuciones discretas Distribución Binomial o Binomial Distribución de Poisson o Poisson Distribución Normal o de Gauss Función de Probabilidad P(x) Probabilidad acumulada Probabilidad de un intervalo Función de Densidad f(x) Esperanza Matemática Esperanza Matemática de X E(X) Media de la distribución E(X), m o μ Media de la v.a X E(X), $m o \mu$ Varianza de la distribución $E(X-m)^2$ o σ^2 Varianza de la v.a X E(X-m) 2 o σ^2 Modelo Ajuste





Herramientas Estadísticas para Big Data Introducción a la Inferencia Estadística, Muestreo y Preproceso de datos

3- Variables aleatoria y distribuciones



www.upv.es