ANEXO Tema 2: Conceptos básicos de probabilidad aplicada al Reconocimiento de Patrones

Grado en Ingeniería Informática Curso 2013 / 2014





- 1. Conceptos
- 2. Probabilidad clásica
- 3. Distribuciones más frecuentes (discretas)
- 4. Distribuciones más frecuentes (contínuas)





### Conceptos

## Concepto de probabilidad

- PROBABILIDAD: es la disciplina científica que estudia las leyes del azar.
- ¿Cómo osamos hablar de leyes del azar? ¿No es, acaso, el azar la antítesis de cualquier ley?
   Bertrand Russell
- Es un hecho destacable que una ciencia que empezó analizando juegos de azar acabe convirtiéndose en el más importante objeto del conocimiento humano.

  Pierre Simon Laplace

## Concepto de probabilidad

- Problemas simples
  - Sacar cartas de un mazo.
  - Tirar una moneda.
  - Arrojar un dado.
- Problemas complejos
  - Genética
  - Bolsa
  - Elecciones generales
  - Física nuclear
  - Calificaciones de exámenes de algunas asignaturas
  - CASI CUALQUIER PROBLEMA DE LA NATURALEZA

## Experimento aleatorio

- Cualquier situación que, realizada en las mismas condiciones, proporcione un resultado imposible de predecir a priori.
- Por ejemplo:
  - Lanzar un dado.
  - Extraer una carta de una baraja.
  - Se lanza una moneda. Si sale cara se extrae de una urna U1, con una determinada composición de bolas de colores, una bola y si sale cruz de extrae de una urna U2, con otra determinada composición de bolas de colores, una bola.

## Experimento aleatorio

- Diremos que un experimento es aleatorio si se verifican las siguientes condiciones:
  - Se puede repetir indefinidamente, siempre en las mismas condiciones;
  - Antes de realizarlo, no se puede predecir el resultado que se va a obtener;
  - El resultado que se obtenga, **e**, pertenece a un conjunto conocido previamente de resultados posibles. A este conjunto, de resultados posibles, lo denominaremos **espacio muestral**.

# Espacio muestral

- Es la colección de posibles resultados del experimento
- EJEMPLOS:
  - Lanzar una moneda al aire y observar los resultados:

$$E = \{ CARA(C), CRUZ(X) \}$$

- Lanzar un dado:

$$E = \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$$

Lanzar dos monedas

$$E = \{ CC, CX, XC, XX \}$$

# Espacio muestral

Experimento: Lanzamiento de DOS dados

### Concepto de evento (ó suceso)

- Evento: cualquier subconjunto de E.
- Ejemplos:
  - Cuando se lanza 3 veces una moneda, el espacio muestral es:

```
E = { CCC, CCX, CXC, CXX, XCC, XCX, XXC,
XXX }
```

- El suceso o evento sale "al menos dos caras" es:

```
S = { CCC, CCX, CXC, XCC }
```

- El suceso aparece "al menos una cruz" es:





#### Probabilidad clásica

## Probabilidad clásica

• Laplace define la probabilidad de un suceso A como:

$$P(A) = \frac{\text{Número de casos favorables}}{\text{Número de casos posibles}}$$

- Si lanzamos un dado ¿Cuál es la probabilidad P(A) de A = mayor o igual a 5? ¿Y la probabilidad de B = impar?
- Solución: Los seis casos posibles son igualmente probables, cada uno tiene probabilidad 1/6.
- P(A) = 2/6 = 1/3 pues  $A = \{5,6\}$  tiene dos casos favorables.
- P(B) = 3/6 = 1/2 pues  $B = \{1, 3, 5\}$  tiene tres casos favorables

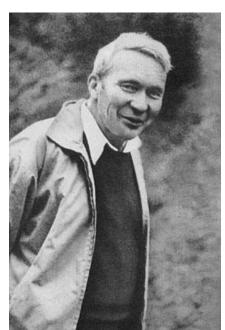
### Axioma de probabilidad

 Se llama probabilidad a cualquier función P que asigna a cada suceso A del espacio muestral E un valor numérico P(A), verificando los siguientes axiomas:

(1) No negatividad:  $0 \le P(A)$ 

(2) Normalización: P(E) = 1

(3) Aditividad:  $P(A \cup B) = P(A) + P(B)$ si  $A \cap B = \emptyset$ (donde  $\emptyset$  es el conjunto vacío).



Kolmogorov, 1933

## Función de probabilidad

- La función de Probabilidad asigna a cada valor de la variable su correspondiente probabilidad.
- En el experimento "Lanzar un dado", la función de probabilidad f(k) es:

X	1	2	3	4	5	6
f(k)=P(X=k)	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6	1/6
)						

# Función de probabilidad

• En el experimento "Lanzar un dado **trucado**", la función de probabilidad f(k) podría ser:

X	1	2	3	4	5	6
f(k)=P(X=k)	<b>1.5</b> /6	1/6	1/6	1/6	1/6	<b>0.5</b> / 6

# Caso continuo

- Problema: ¿qué hacer si los sucesos no son una variable discreta, sino continua?
- Ejemplos:
  - Sacar un pez del agua, y medir su longitud
  - La cotización en la bolsa de un valor
  - El tiempo transcurrido en una carrera de 1.500 m.
- En este caso, ¿no habría infinitos casos posibles?
- Para resolver el problema introducimos un nuevo concepto

### Función de distribución de probabilidad

 Dada una variable aleatoria X la función de distribución de probabilidad F(x) asigna a un evento definido sobre x una probabilidad.

$$F(a) = \mathbb{P}(X \le a)$$

- F ha de cumplir que:
  - F ha de ser continua y monótona creciente

$$\lim_{x\to -\underline{\ }\infty}F(x)=0$$

$$\lim_{x \to \infty} F(x) = 1$$

### Función de distribución de probabilidad

Caso discreto

$$F(x) = \sum_{t=-\infty}^{x} f(t)$$

Caso continuo

$$F(x) = \int_{t=-\infty}^{x} f(t)$$

### Función de densidad de probabilidad

- Matemáticamente la función densidad de probabilidad es la derivada de F.
- La función densidad de probabilidad debe cumplir que f(x)>=0, y que la integral de f en  $[-\infty,\infty]$  sea

$$F(a) = P(X \le a) = \int_{-\infty}^{a} f(x) \cdot dx$$
$$f(x) \ge 0$$
$$\int_{+\infty}^{+\infty} f(x) dx = 1$$

Asignatura: Reconocimiento de Patrones

19

### Ejemplo: la dorada

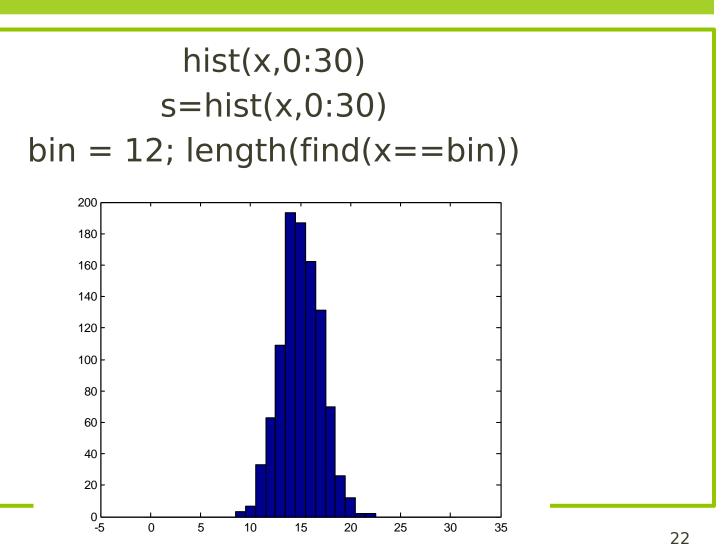
- Tiene un cuerpo alto y compacto.
- Se suele conocer por presentar una banda amarilla en la parte frontal de la cabeza y entre los ojos.
- Su dorso es de color gris plateado, los flancos amarillo grisáceo con algún reflejo dorado, también presenta a la altura de la abertura branquial una mancha oscura.
- Puede alcanzar unos 70 cms, siendo talla más común de 20 a 50 cms.

#### Distribución de doradas (Variable discreta)

x = floor(15 + 2\*randn(1,1000));

```
x=[11 16 13 15 11 18 18 18
15 14 17 14 19 15 17 12
16 11 15 13 15 13 15 14
12 18 16 15 14...
```

#### Concepto de histograma Variable discreta)





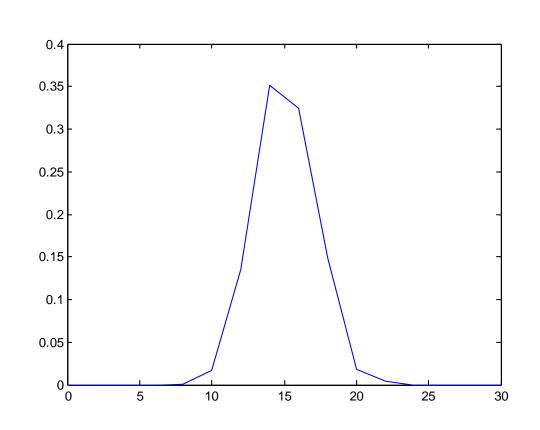
·¿Cómo podemos convertir el histograma en una función de probabilidad?

#### Concepto de probabilidad Variable discreta)

$$f(X) \approx P(X==X)$$

F = cumsum(f)plot(0:2:30,F)

$$F(X) \approx P(X <= X)$$

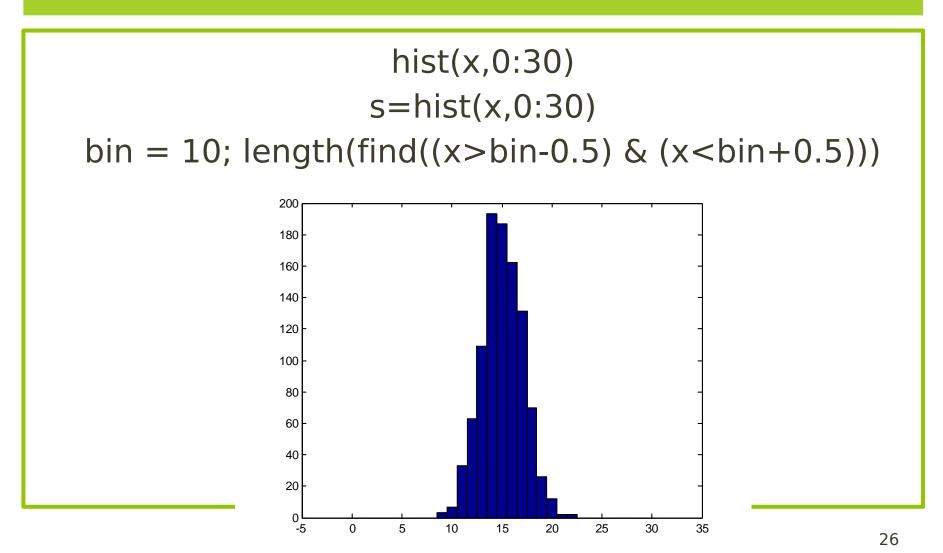


# Distribución de doradas (Variable continua)

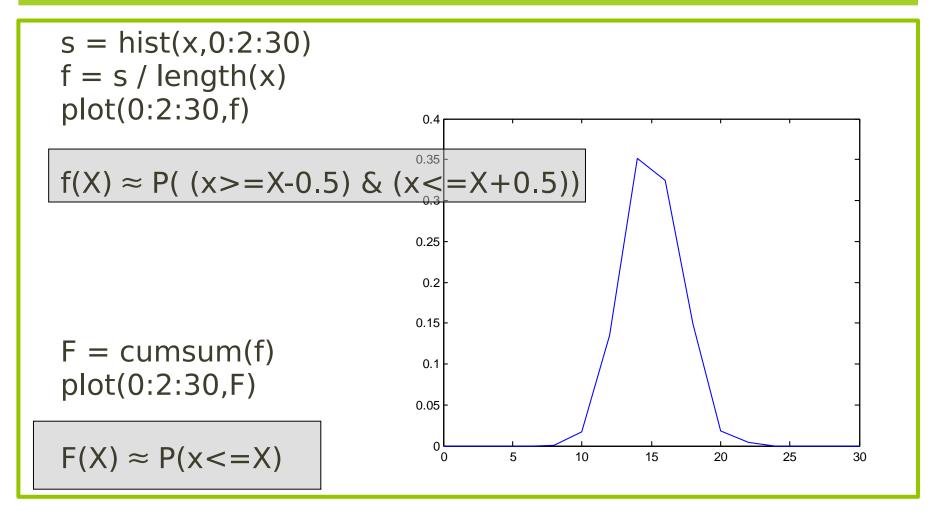
```
x = floor(15+2*randn(1,1000));
```

```
x=[11.21 16.14 13.18 15.16 11.22 16.19 11.21 15.14 13.07 15.09 12.14 18.92 16.81 15.27 ...
```

#### Concepto de histograma Variable continua)



#### Concepto de probabilidad Variable continua)

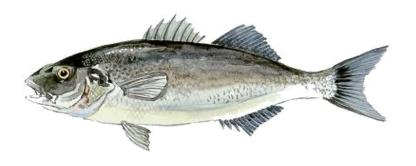


#### Problema: clasificar peces por su longitud

x=15+2\*randn(1,1000);plot(x,0,'.b','MarkerSize',5) hold on

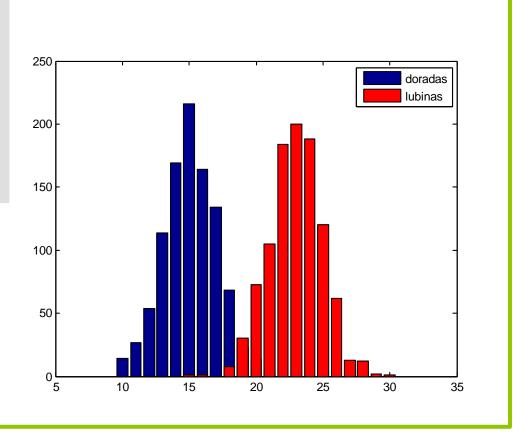


y=23+2\*randn(1,1000); plot(y,1,'.r','MarkerSize',5) axis([0 40 -10 10])



## Histogramas de ambas especies

- interv=10:30;
- vx=hist(x,interv);
- vy=hist(y,interv);
- bar(interv,vx);hold on;
- bar(interv,vy,'r');hold off
- legend('doradas','lubinas')

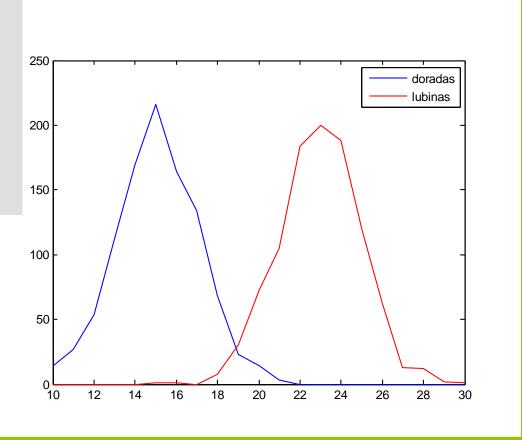


Asignatura: Reconocimiento de

**Patrones** 

### Histogramas de ambas especies

- interv=10:30;
- vx=hist(x,interv);
- vy=hist(y,interv);
- plot(interv,vx);hold on;
- plot(interv,vy,'r');hold off
- legend('doradas','lubinas')



Asignatura: Reconocimiento de

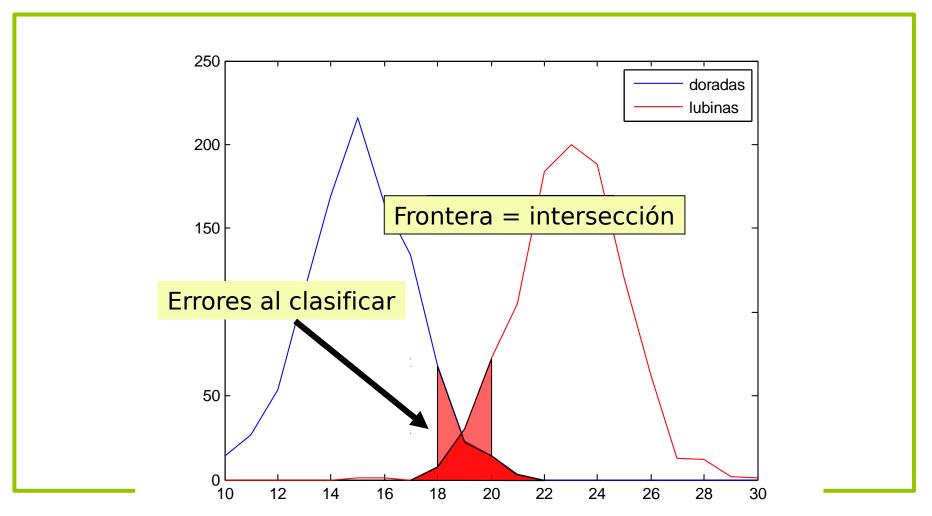
**Patrones** 

# PREGUNTA Universidad

- Si elegimos un pez al azar y lo medimos, y su longitud es 15.23 cm. ¿sabemos de qué especie se trata?
- ¿Y si mide 19.54 cm. ?
- ¿A partir de qué valor podemos decir que es más probable que sea una lubina que una dorada?

**!!ESTO YA ES UN SISTEMA DE CLASIFICACIÓN!!** 

### Valor óptimo = Mínimo Error



32

### Resultados numéricos

```
clc
x=15+2*randn(1,1000);
y=23+2*randn(1,1000);
for Frontera = 17:21
  Err1 = length(find(x>Frontera));
  Err2 = length(find(y<Frontera));</pre>
  ErrTotal = Err1 + Err2;
  disp([' Frontera = ' num2str(Frontera)])
  disp([' Err1 Err2 ErrTot'])
  disp([Err1 Err2 ErrTotal])
end
```

# VALOR EXACTO Universidad

 En este caso, debido a que las distribuciones son iguales, simétricas, y el número de datos de cada especie es igual, se puede demostrar que el valor exacto es:

Frontera = 19 cm.

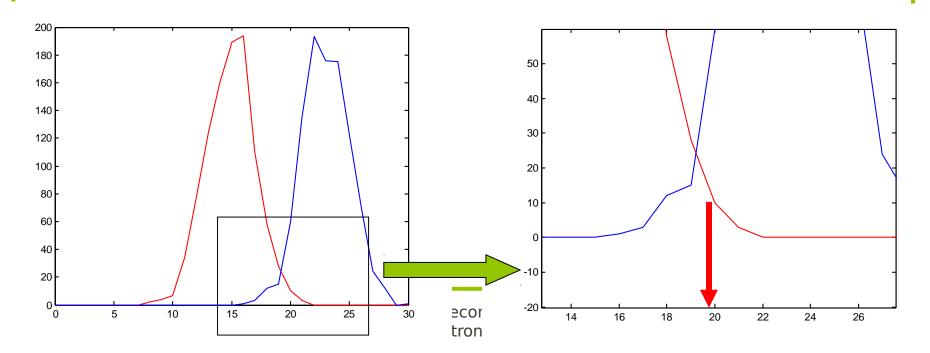
- Normalmente no es éste el caso
- ¿Qué hacer si no conozco la solución exacta?

# SOLUCIÓN 1

 Dibujar los histogramas de ambas especies, y buscar el punto de corte

sx=hist(x,0:30);plot(0:30,sx,'r');hold on;

sy=hist(y,0:30);plot(0:30,sy, 'b');hold off;



### Problemas de la solución 1

- Inexactitud debido a la discretización realizada
  - Cuanto más estrecha es cada barra del histograma, más precisión
  - Pero tengo menos valores por cada barra
  - COMPROMISO
- !! Necesito sacar todos los peces del mar para conocer el valor exacto de la frontera óptima !!

# SOLUCIÓN 2

- Suponemos que las distribuciones son simétricas e iguales en forma
  - mx = mean(x)
  - my = mean(y)
  - Frontera = (mx+my)/2
- PREGUNTAS
  - ¿Qué método da mejores resultados?
  - ¿Cuál es más sencillo?
  - ¿Cuál es más rápido de calcular?
  - ¿Qué método es más riguroso?

 ¿Qué ocurre si las distribuciones no son simétricas?

```
x=15+sum(randn(5,1000).^2);

y=23+sum(randn(5,1000).^2);

sx=hist(x,0:40);plot(0:40,sx,'r');hold on;

sy=hist(y,0:40);plot(0:40,sy, 'b');hold

off;

title(num2str(0.5*(mean(x)+mean(y))))
```

 ¿Qué ocurre si las distribuciones no son iguales en forma?

```
x=15+2*randn(1,1000);

y=23+4*randn(1,1000);

sx=hist(x,0:40);plot(0:40,sx,'r');hold on;

sy=hist(y,0:40);plot(0:40,sy, 'b');hold

off;

title(num2str(0.5*(mean(x)+mean(y))))
```

• ¿Qué ocurre si hay un nº de individuos diferente para cada especie?

```
x=15+2*randn(1,3000);

y=23+2*randn(1,97000);

sx=hist(x,0:40);plot(0:40,sx,'r');hold on;

sy=hist(y,0:40);plot(0:40,sy, 'b');hold

off;

title(num2str(0.5*(mean(x)+mean(y))))
```

## PROBLEMA GENERAL

- Para que todo funcione lo mejor posible, tendríamos que sacar y medir TODAS las doradas y lubinas del mar
- Por ser imposible, trabajaremos con una MUESTRA representativa de la población
- Cuanto más elementos haya en mi muestra, y más representativa sea, mejores serán las estimaciones

# SOLUCIÓN 3

- Sacar una muestra representativa de cada tipo de peces
- Estimar lo mejor posible la f. de densidad de probabilidad (forma y parámetros) para cada tipo de pez
- Ajustar las f. de densidad para tener en cuenta el nº de individuos de cada clase
- Encontrar la intersección entre ambas curvas de forma analítica y dar ese valor como la frontera óptima

#### Cuidado con los casos especiales

 ¿Qué ocurre si las distribuciones están centradas en el mismo punto, pero tienen diferente anchura?

```
x=15+4*randn(1,10000);
y=15+2*randn(1,10000);
sx=hist(x,0:40);plot(0:40,sx,'r');hold on;
sy=hist(y,0:40);plot(0:40,sy, 'b');hold off;
title(num2str(0.5*(mean(x)+mean(y))))
legend('doradas', 'herreras')
```

 Estimar lo mejor posible la f. de densidad de probabilidad de una población a partir de una muestra

• Estimar lo mejor posible el nº de individuos en la población de cada clase a partir de una muestra

!!! MÁS ESTADÍSTICA !!!





# Distribuciones más frecuentes (discretas)

### Distribución uniforme

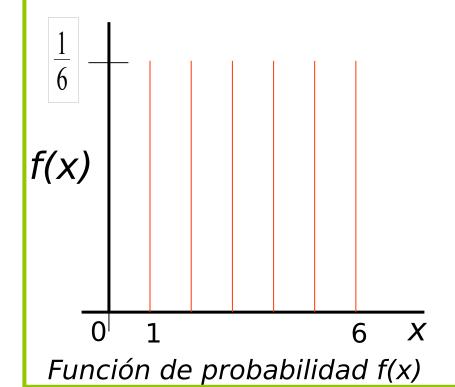
- Si todos los sucesos elementales tienen la misma probabilidad decimos que X se distribuye uniformemente.
- Si el espacio muestral consta de n sucesos simples (0 < n < ∞), entonces la función de probabilidad discreta se define como

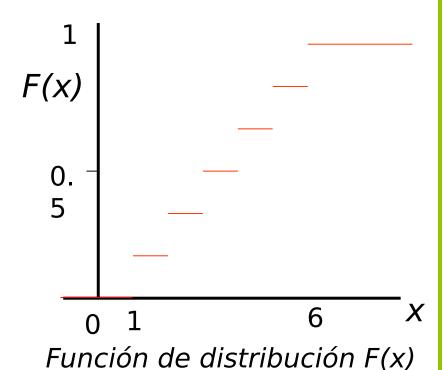
$$p(x) = 1/n$$

- Ejemplos:
  - Lanzamiento de un dado (n=6)
  - Lanzamiento de una moneda (n=2)

#### Distribución uniforme Ejemplo: lanzamiento de un dado

• X tiene como posibles valores x = 1, 2, 3, 4, 5, 6 cada uno con probabilidad 1/6





#### Distribución de Bernouilli

- Si el resultado de un experimento solo admite dos resultados: éxito(1) o fracaso(0)
- Un típico experimento de Bernoulli es el lanzamiento de una moneda con probabilidad p para cara y (1-p) para cruz.
- Si la probabilidad de éxito es p:

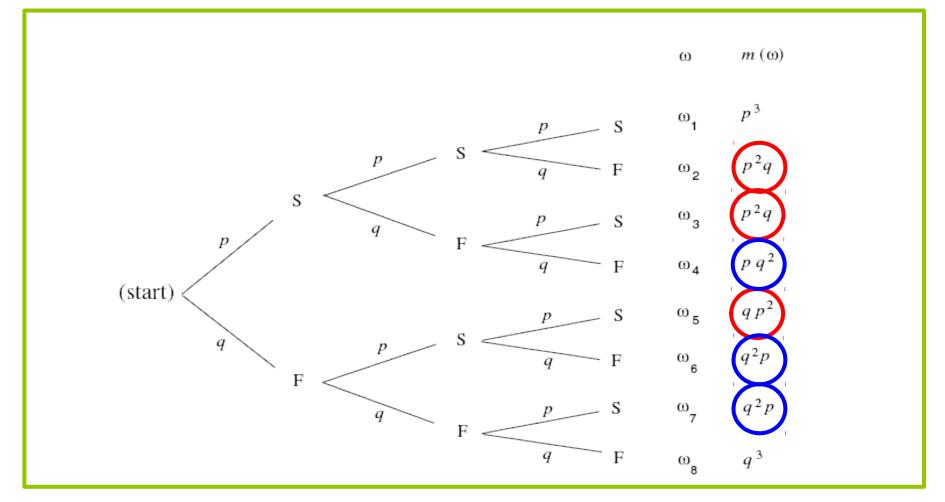
$$f(x) = p^x (1 - p)^{1-x}$$
  $x = 0, 1$ 

$$F(x) = \begin{cases} 1 - p, \text{ para } x = 0 \\ 1, \text{ para } x = 1 \end{cases}$$

# Distribución binomial

- La distribución binomial aparece cuando estamos interesados en el número de veces que un suceso A ocurre (éxitos) en n intentos independientes de un experimento de Bernouilli.
- P. ej.: nº de caras en 3 lanzamientos de una moneda.

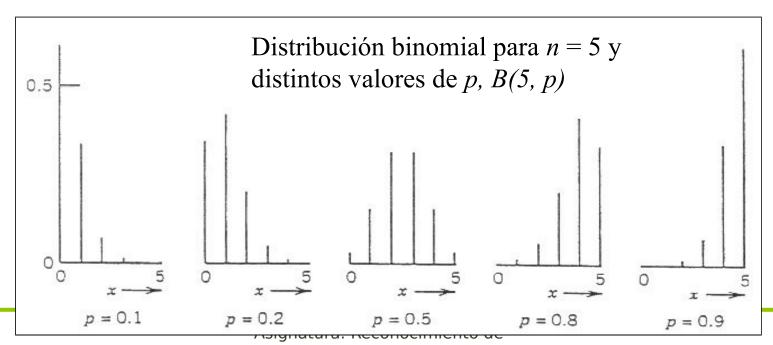
# Distribución binomial Nº de caras en 3 lanzamientos



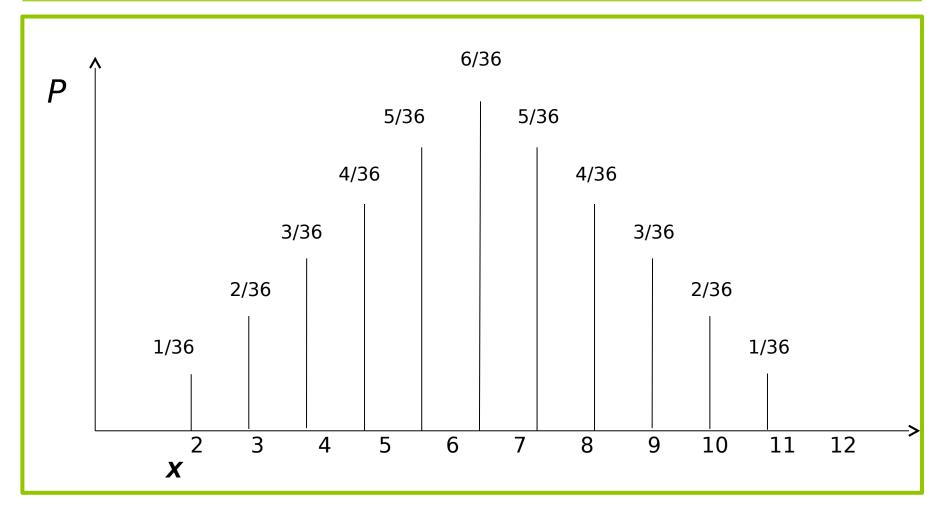
### Distribución binomial

En este caso, la función de probabilidad es:

$$B(n,p) = p(x) = \binom{n}{x} p^x (1 - \mathbf{p})^{n-x} = \frac{n!}{x!(n-x)!} p^x (1-p)^{n-x}$$



#### Distribución binomial Ej: lanzamiento de dos dados



#### Problemas propuestos

- 1. El 30% de los estudiantes de la UCA son miopes. Si se coge a 20 estudiantes aleatoriamente, ¿cuál es la prob. de que como máximo haya dos miopes?
- 2. Una moneda se tira 10 veces. ¿Cuál es la prob. de que salgan menos de 3 caras?
- 3. Un granjero planta 12 tomateras. En promedio, el 15% mueren el primer invierno. Calcula la prob. de que muera este invierno más de una
- 4. Unas bombillas se empaquetan en cajas de 20. Una bombilla de cada 10 es defectuosa de media. ¿Cuál es la prob. de que una caja tenga dos bombillas defectuosas?

Soluciones: (1) 0.0355 (2) 0.0547 (3) 0.5565 (4) 0.285

### Distribución de Poisson

- Obtiene la probabilidad de que un suceso ocurra x veces en un cierto periodo de tiempo, sabiendo que el  $n^{o}$  medio de que ocurra esto es  $\lambda$
- Dado que x es el nº de ocurrencias, x = 0,1,2,3,
   ...
- La función de probabilidad es:

$$p(x) = \frac{e^{-\lambda} \lambda^x}{x!} \qquad x = 0,1,2,\dots$$

Ejemplos: Llegada de fotones a un detector.

#### Poisson = límite de la Binomial

 Cuando en una distribución binomial el número de intentos (n) es grande y la probabilidad de éxito es pequeña, la distribución binomial converge a la distribución de Poisson

$$(\lambda = n \cdot p)$$

$$p(x) = \frac{n!}{x! \cdot (n-x)!} \cdot p^x \cdot (1-p)^{n-x} \quad \text{tomando } \lambda = n \cdot p$$

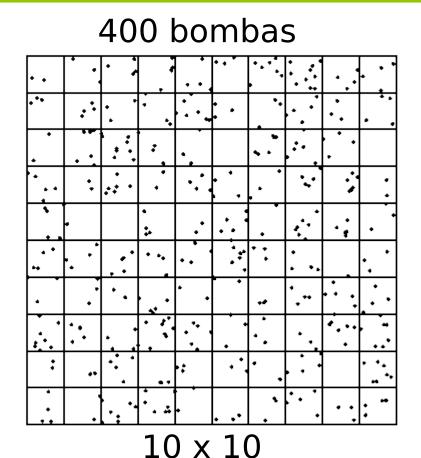
$$\lim_{n \to \infty} p(x) = \lim_{n \to \infty} \frac{n(n-1)(n-x+1)}{x!} \cdot \frac{\lambda^{x}}{n^{x}} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{n} \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x}$$



$$\lim_{n \to \infty} p(x) = \lim_{n \to \infty} \frac{n(n-1)(n-x+1)}{n^x} \cdot \frac{\lambda^x}{x!} \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^n \cdot \left(1 - \frac{\lambda}{n}\right)^{-x}$$

$$\lim_{n \to \infty} p(x) = 1 \cdot \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda} \cdot 1 = \frac{\lambda^x}{x!} e^{-\lambda}$$

#### Ejemplo: Bombas sobre Londres en la II Guerra Mundial (Feller)



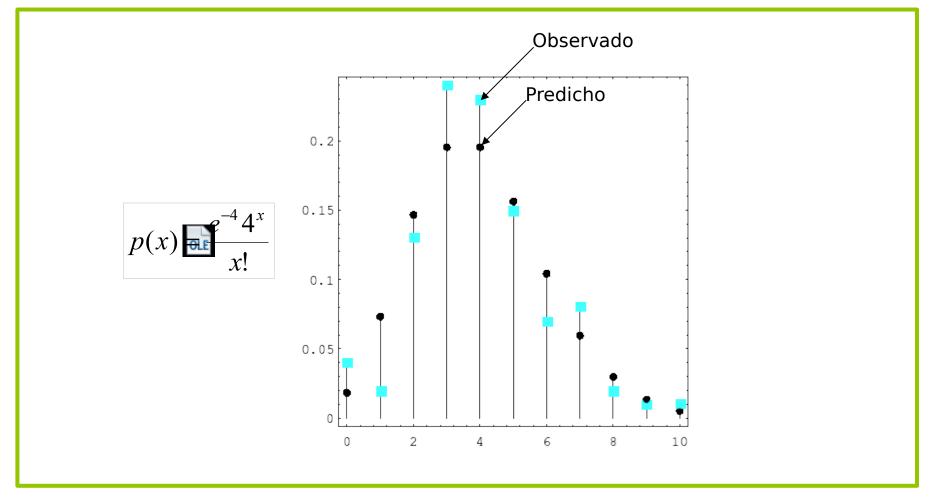
Asignatura: Reconocimiento de Patrones

56

# Ejemplo: Bombas sobre Londres en la III Guerra Mundial (Feller)

- Supón que vivías en uno de los 100 bloques que aparecen en la gráfica inferior.
- La probabilidad de que una bomba cayera en tu bloque era p=1/100.
- Como cayeron 400 bombas, podemos entender el número de impactos en tu bloque como el número de éxitos en un experimento de Bernoulli con n = 400 y p = 1/100.
- Podemos usar una Poisson con  $\lambda=n*p=400*$ 1/100 = 4.

#### Ejemplo: Bombas sobre Londres en la II Guerra Mundial (Feller)



#### Problemas propuestos

- 1. Una secretaria comete una media de dos errores por página. ¿Qué probabilidad hay de que escriba una página sin ningún error?
- 2. Un ordenador tiene de media una "caída" cada dos días. ¿Cuál es la probabilidad de que haya 2 caídas en una semana?
- 3. Están vendiendo juguetes con un nº medio de fallos de 8. ¿Cuál es la prob. de comprar un juguete con un solo fallo?

Soluciones: (1) 0.135 (2) 0.185 (3) 0.0027

#### Otras distribuciones:multinomial

Cuando hay más de dos acontecimientos posibles
 (A1, A2, A3 ...) con probabilidades p1 , p2 ,
 p3 ... constantes y tales que:

$$\sum_{i} p_{i} = 1$$

$$p(x_1, x_2, x_3...) = \frac{n!}{x_1! x_2! x_3! ...} p_1^{x_1} ... p_2^{x_2} ... p_3^{x_3} ....$$

#### Otras distribuciones: geométrica

- Consiste en repetir un experimento de Bernouilli hasta conseguir el primer éxito.
- Definimos la variable aleatoria X, como el número de fracasos hasta que se obtiene el primer éxito.

$$f(x) = (1-p)^x p$$
  $x = 0,1,2,...$ 

$$F(n) = \sum_{x=0}^{n} (1 - p) p = 1 - (1 - p)^{n+1}$$

 Ejemplo : sea cruz = éxito, cuántas veces tengo que tirar una moneda hasta sacar una cruz

#### Otras distribuciones: binomial negativa

 Repetimos un experimento de Bernouilli hasta conseguir el r-ésimo éxito, el número de fracasos hasta que se obtiene el r-ésimo éxito sigue la distr. binomial negativa.

$$BN(r, p) = P(X = x) = \begin{cases} x + r - 1 \\ x \end{cases} p^{r} (1 - p)^{x},$$
  
 $x = 0, 1, 2, ...$ 

• Ejemplo: lanzar una moneda hasta sacar 3 caras

#### Otras distribuciones: binomial negativa

- La distribución binomial negativa también se puede definir como el número de pruebas x hasta la aparición de r éxitos.
- Como el número de pruebas x, en este caso, contabiliza tanto los éxitos como los fracasos se tendría según ésta definición que:

$$BN(r, p) = P(X = x) = {x-1 \choose r-1} p^r (1-p)^{x-r},$$
  
 $x = r, r+1, r+2, ...$ 

Asignatura: Reconocimiento de Patrones

63

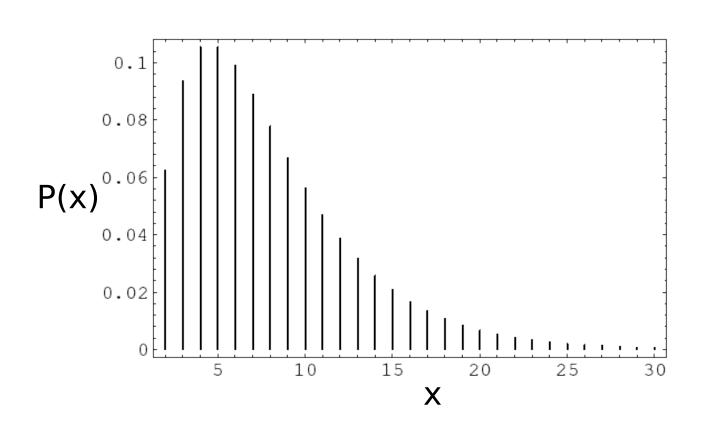


 Disponemos de una moneda trucada con probabilidad de cara igual a p=0.25. La lanzamos hasta que obtenemos 2 caras. La distribución del número de lanzamientos x será:

$$BN(r=2, p=0.25) = P(X=x) = {x-1 \choose 2-1} 0.25^2 (1-0.25)^{x-2},$$

$$x = 2, 3, 4, \dots$$









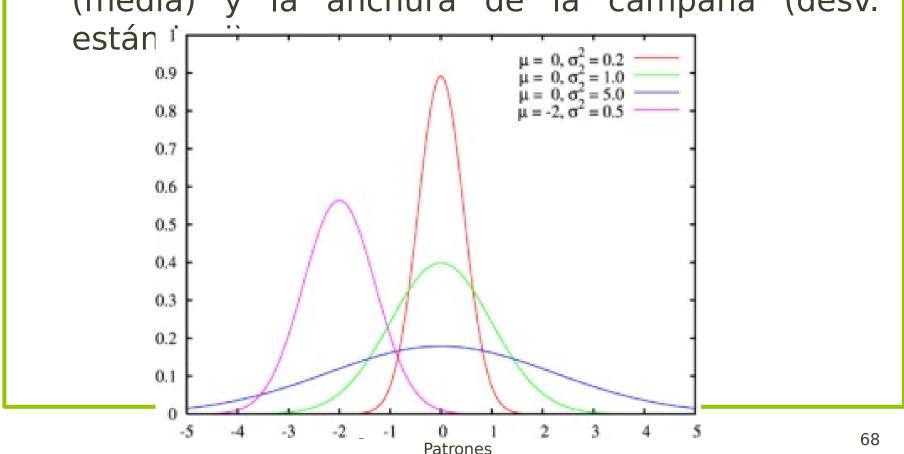
# Distribuciones más frecuentes (continuas)

### Distribución normal

- Normal, también llamada de Gauss o gaussiana
- Es la distribución de probabilidad que con más frecuencia aparece debido a fundamentalmente a que hay muchas variables asociadas a fenómenos naturales que siguen el modelo de la normal
  - Caracteres morfológicos de individuos
  - Caracteres fisiológicos como el efecto de un fármaco
  - Caracteres sociológicos como el consumo de cierto producto por un mismo grupo de individuos
  - Caracteres psicológicos como el cociente intelectual
  - Nivel de ruido en Telecomunicaciones
  - Errores cometidos al medir magnitudes en experimentos
  - Valores estadísticos muestrales como la media
- Es, además, límite de otras distribuciones

### Distr. normal : Forma de campana

 Dos factores, el punto donde está centrada (media) y la anchura de la campana (desv.



#### Función de densidad de prob. normal

 La función de densidad de probabilidad se define matemáticamente como:

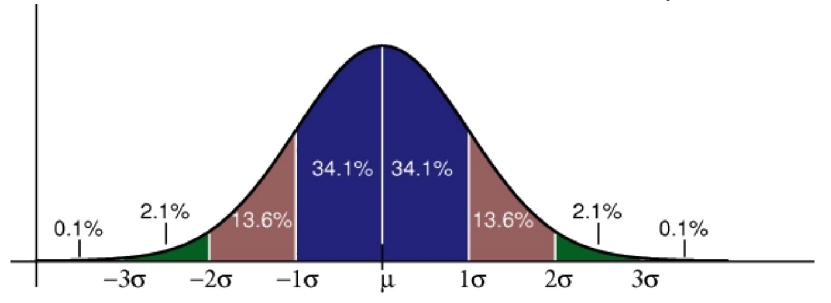
$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

donde μ (mu) es la media y σ (sigma) es la desviación estándar

 Al cuadrado de sigma (σ2) se le llama varianza.

## Regla del 68-95-99.7

 Casi todos los datos se encuentran a menos de 3 desviaciones estándar (3 $\sigma$ ) de la media( $\mu$ )



Asignatura: Reconocimiento de

**Patrones** 

### Tipificación de distr. normales

- Si  $\mu$ =0 y  $\sigma$ =1, distribución normal estándar.
- Dada una variable aleatoria normal X, con media  $\mu$  y desviación típica  $\sigma$  , si definimos otra variable aleatoria

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$$

entonces la variable aleatoria Z tendrá una distribución normal estándar





#### Dibujo de diversas distribuciones estadísticas

### Dibujo de una distribución normal

```
close all
N = 500; % Numero de puntos generados
m = 3; % Media de la distribucion
s = 2;
             % Desv. tipica de la distribucion
x=randn(1,N); % Datos
x=s*x+m;
I = m-3*s:s/5:m+3*s; % Curva pdf gaussiana
h=normpdf(I,m,s);
                       % Histograma obtenido a partir de x
p=hist(x,I);
                     % Cambio de escala
p=p/N*sum(h);
bar(I,p); hold on;
plot(I,h,'r','LineWidth',3);hold off;
```

### Dibujo de la distribución normal N(0,1

```
close all
suma = randn(1, 10000);
intervalo = -5:0.1:5;
al=hist(suma, intervalo); al=a1/sum(a1);
a2=normpdf(intervalo,0,1); a2=a2/sum(a2);
plot(intervalo, a1); hold on;
plot(intervalo, a2, 'r'); hold on;
```

### Pibujo de la distribución normal $N(\mu,\sigma)$

```
close all
m = 3;
s = 2;
suma = m + s*randn(1,10000);
intervalo = -5*s:s/10:5*s;
al=hist(suma, intervalo); al=a1/sum(a1);
a2=normpdf(intervalo, m, s); a2=a2/sum(a2);
plot(intervalo, a1); hold on;
plot(intervalo, a2, 'r'); hold on;
```

#### Dibujo de una distribución χ2(N) a partir de N listribuciones N(0,1)

```
close all
% La suma de N normales N(0,1) al cuadrado
% es una chi2 con N grados de libertad
N = 10;
suma = sum(randn(N, 10000).^2);
intervalo = 0:0.1:30;
a1=hist(suma, intervalo); a1=a1/sum(a1);
a2=chi2pdf(intervalo,N); a2=a2/sum(a2);
plot(intervalo, a1); hold on;
plot(intervalo, a2, 'r'); hold on;
```

# Dibujo de una $\chi 2(N)$ a partir de N distribuciones $N(0,\sigma)$

```
% La suma de N normales N(0,v) es una chi2(N)
             Y = (v*X1)^2 + (v*X2)^2 + (v*X3)^2
              => Y/(v*v) es una chi2(3)
close all
N = 10;
v = 2;
suma = sum ((v*randn(N, 10000)).^2);
suma = suma/(v*v);
intervalo = 0:0.1:30;
a1=hist(suma, intervalo);
a1=a1/sum(a1);
a2=chi2pdf(intervalo,N);
a2=a2/sum(a2);
plot(intervalo, a1); hold on;
plot(intervalo, a2, 'r'); hold on;
```

# Dibujo de una $\chi$ 2(N) a partir de N distribuciones $N(\mu,\sigma)$

```
% La suma de N normales N(mu, v) es una chi2(N) no centrada con
          parametro delta = N*mu*mu/(v*v)
             Y = (v*X1+mu)^2 + (v*X2+mu)^2 + (v*X3+mu)^2 =>
             Y/(v^*v) es una ncx2 con 3 grados de libertad y
                                  con delta=3*mu*mu/v/v
N = 10;
mu = 4;
v = 2;
suma = sum((mu+v*randn(N,10000)).^2);
suma=suma/(v*v);
intervalo = 0:400;
al=hist(suma, intervalo);
a1=a1/sum(a1);
a2=ncx2pdf(intervalo,N,N*mu^2/(v*v));
a2=a2/sum(a2);
plot(intervalo, a1); hold on;
plot(intervalo, a2, 'r'); hold on;
```

## Dibujo de una distribución F(m,n)

```
% La suma de :
          (N normales al cuadrado dividido por N) /
          (M normales al cuadrado dividido por M)
          es una F con M y N grados de libertad
               (X1^2 + X2^2 + X3^2)/3
                                  ---- => Y es una F(3,2)
                    (X4^2 + X5^2)/2
N = 50;
M = 5;
suma1 = sum (randn (N, 10000) .^2);
suma2 = sum (randn (M, 10000) .^2);
suma=(suma1/N)./(suma2./M);
intervalo = 0:0.1:10;
al=hist(suma, intervalo); al=a1/sum(a1);
a2=fpdf(intervalo,N,M); a2=a2/sum(a2);
plot(intervalo, a1); hold on;
plot(intervalo, a2, 'r'); hold on;
```

## Dibujo de una t-Student

```
% Si x y s son la media y desv. standard de una muestra de tamaño n
% obtenida de una N(mu, sigmacuadrado=n), entonces (x-mu)/s tiene una
% distribucion t de Student con n-1 grados de libertad
close all
N = 20000;
          % Numero de puntos generados
n = 5; % Tamaño de la muestra
datos = sqrt(n) * randn(n,N);
x = mean(datos);
s = std(datos);
I = -5:0.1:5; % Curva pdf
h1=tpdf(I,n-1);
h2=normpdf(I,0,1);
                  % Histograma t-Student obtenido a partir de x
p=hist(x,I);
p=p/N*sum(h);
                     % Cambio de escala
bar(I,p);hold on;
plot(I,h1,'r','LineWidth',3);
plot(I,h2,'g','LineWidth',3);
hold off;
title('Rojo = t-Student , Verde=Normal')
```

### Dibujo de una χ2(N) por paso al límite (Mြ∞) le la F(N,M)

```
% El limite, cuando M tiende a infinito, de la suma de :
          (N normales al cuadrado dividido por N) /
          (M normales al cuadrado dividido por M),
          todo ello multiplicado por N
          cuando M tiende a infinito
          es una chi2 con N grados de libertad
              lim
                        (X1^2 + X2^2 + X3^2)/3
         Y=
                                                    => Y es una chi2 con 3 grados
              M \rightarrow Inf (X4^2 + X5^2 + ...XM^2)/M
N = 5;
M = 500; % Aproximacion a Infinito
suma1=sum(randn(N,10000).^2);
suma2=sum(randn(M,10000).^2);
suma = N*(suma1/N)./(suma2./M);
intervalo = 0:0.1:20;
a1=hist(suma,intervalo);
a1=a1/sum(a1);
a2=chi2pdf(intervalo,N);
a2=a2/sum(a2);
plot(intervalo, a1); hold on;
plot(intervalo, a2, 'r'); hold on;
```

## Dibujo de una $\chi 2(N,\delta)$ no centrada

```
% La suma de N normales al cuadrado, de media mu,
         es una chi2 no central con N grados de libertad, y
         parametro delta = N * mu * mu
            Y = (X1+mu)^2 + (X2+mu)^2 + (X3+mu)^2 =>
            => Y es una ncx2 con 3 grados de lib. y delta = 3*mu*mu
                                  _____
N = 10;
mu = 4;
suma = sum((mu+randn(N, 10000)).^2);
intervalo = 0:400;
a1=hist(suma, intervalo);
a1=a1/sum(a1);
a2=ncx2pdf(intervalo, N, N*mu^2);
a2=a2/sum(a2);
plot(intervalo, a1); hold on;
plot(intervalo, a2, 'r'); hold on;
```

### Dibujo de una F(m,n, $\delta$ ) no centrada

```
% La suma de :
          (N normales al cuadrado de media mul dividido por N) /
          (M normales al cuadrado dividido por M),
          es una F no central con M y N grados de libertad, y delta=N*mu1^2
                   (X1^2 + X2^2 + X3^2)/3
                (Y1^2 + Y2^2 + ... YM^2)/M
            => Y es una ncf con 3 y M grados de libertad, y delta = 3*M*M,
N = 3;
M = 10;
mu1=2;
suma1=sum((mu1+randn(N,10000)).^2);
suma2 = sum(randn(M, 10000).^2);
suma = (suma1/N)./(suma2./M);
intervalo = 0:0.1:25;
a1=hist(suma,intervalo);
a1=a1/sum(a1);
a2=ncfpdf(intervalo,N,M,N*mu1*mu1);
a2=a2/sum(a2);
plot(intervalo, a1); hold on;
plot(intervalo, a2, 'r'); hold on;
```

# Dibujo de una $\chi$ 2(N, $\delta$ ) no centrada por paso al límite (M $_{-}\infty$ ) de la F(N,M, $\delta$ ) no centrada

```
% El limite, cuando M tiende a infinito, de la suma de :
          (N normales al cuadrado de media mul y varia v1 dividido por N) /
          (M normales al cuadrado dividido por M),
          todo ello multiplicado por N
          cuando M tiende a infinito
          es una "ncx2" con M y N grados de libertad, y delta=N*mu1^2
              lim
                        (X1^2 + X2^2 + X3^2)/3
           Y=
              M \rightarrow Inf (X4^2 + X5^2 + ... XM^2)/M
            => Y es una ncx2 con 3 grados de libertad, y delta=3*mu1*mu1,
N = 3;
M = 500; % Aproximacion a infinito
mu1=2;
suma1=sum((mu1+randn(N,10000)).^2);
suma2 = sum(randn(M, 10000).^2);
suma = (suma1/N)./(suma2./M) * N;
intervalo = 0:50;
al=hist(suma, intervalo);
a1=a1/sum(a1);
a2=ncx2pdf(intervalo,N,N*mu1*mu1);
a2=a2/sum(a2);
plot(intervalo, a1); hold on;
plot(intervalo, a2, 'r'); hold on;
```

### Paso al limite de la ncf =< ncx

```
% demo 9: El limite, cuando M tiende a infinito, de la suma de :
           (N normales al cuadrado de media mul y varia v1 dividido por N) /
           (M normales al cuadrado de media mu2 y varia v2),
           todo ello multiplicado por N
           cuando M tiende a infinito
           es una "ncx2" con M y N grados de libertad, y delta=N*mu1^2
                        ((mu1+v1*X1)^2 + (mu1+v1*X2)^2 + (mu1+v1*X3)^2)/3
               M->Inf ((mu2+v2*X4)^2 + (mu2+v2*X5)^2 + ... + (mu2+v2*XM)^2)/M
             => Y es una ncx2 con 3 grados de libertad, y delta=3*mu1*mu1,
    !!!!!! SOLO FUNCIONA SI mu2 ES IGUAL A 0 !!!!!!!!
 M = 200;
 mu1=3;
 mu2=0;
 v1=2;
 v2=5;
 suma1=0;
  for i=1:N,
   suma1=suma1 + (mu1+v1*randn(1,10000)).^2;
  suma2=0;
 for i=1:M,
    suma2=suma2 + (mu2+v2*randn(1,10000)).^2;
  if mu2 \sim = 0.
    disp('Este caso aun no lo he resuelto');
  suma = (suma1/N)./(suma2./M) * N /v1/v1*v2*v2;
 intervalo = 0:0.25:25;
  al=hist(suma,intervalo);
 a1=a1/sum(a1);
  a2=ncx2pdf(intervalo,N,N*mu1*mu1/v1/v1);
 a2=a2/sum(a2);
 plot(intervalo, a1); hold on;
  plot(intervalo,a2,'r'); hold on;
```

### Paso al limite de la ncf =< ncx

```
% demo 10: El limite, cuando M tiende a infinito, de la suma de :
         (N normales al cuadrado de media mul y varia v1 dividido por N) /
          (M normales al cuadrado de media mu2 y varia v2),
          todo ello multiplicado por N
          cuando M tiende a infinito
          es una "ncx2" con M y N grados de libertad, y delta=N*mu1^2
                         ((mu1+v1*X1)^2 + (mu1+v1*X2)^2 + (mu1+v1*X3)^2)/3
                         _____
             M->Inf ((mu2+v2*X4)^2 + (mu2+v2*X5)^2 + ... + (mu2+v2*XM)^2)/M
             => Y es una ncx2 con 3 grados de libertad, y delta=3*mu1*mu1,
  N = 3;
  M = 200;
  mu1=3;
  mu2=0.5;
  v1=12;
  v2=1;
  suma1=0;
  for i=1:N,
     suma1=suma1 + (mu1+v1*randn(1,10000)).^2;
  end;
  suma2=0;
     suma2=suma2 + (mu2+v2*randn(1,10000)).^2;
  end;
  if mu2 \sim = 0,
     disp('Este caso aun no lo he resuelto');
  suma = (suma1/N)./(suma2./M) * N /v1/v1*v2*v2;
  intervalo = 0:0.25:25;
  al=hist(suma,intervalo);
  a1=a1/sum(a1);
  a2=ncx2pdf(intervalo, N, N*((mu1/v1)^2+(v2/mu2)^2));
  a2=a2/sum(a2);
  plot(intervalo, a1); hold on;
  plot(intervalo, a2, 'r'); hold on;
```