

# Tema 5: Variables Aleatorias. Distribuciones de Probabilidad

## Tema 5b: Distribuciones de Probabilidad.

Departamento Matemática Aplicada

Universidad de Málaga

Curso 2020-2021

# Introducción

Una vez conocido el concepto de variable aleatoria, vamos a ver aquellas que mejor sirven para describir fenómenos naturales y modelos teóricos que ayudan a simular y describir a aquellos.

Al igual que las variables aleatorias los separaremos en dos tipos:

- Discretos (Finitos o Numerables)
- Continuos

# Distribución uniforme discreta

## Definición

Una variable aleatoria  $X$  que toma valores en  $x_1, x_2, \dots, x_n$  con probabilidades:  $p(x_k) = P(X = x_k) = \frac{1}{n}$  con  $k = 1, 2, \dots, n$  recibe el nombre de **variable aleatoria uniforme discreta** y se denota por:

$$X \rightsquigarrow U(x_1, x_2, \dots, x_n)$$

Si la variable toma valores en los  $n$  primeros números naturales  $\mathbb{N} = \{1, 2, \dots, n\}$ , se denota por  $U(n)$ .

# Ejemplo

## Ejemplo

- *Lanzar un dado será una  $U(6)$ , ya que  $p(k) = \frac{1}{6}$  con  $k \in \{1, 2, 3, 4, 5, 6\}$ .*
- *Sacar una carta de una baraja española será una  $U(40)$ , entendiendo que las cartas numeradas de 1 a 10 son 'oros', del 11 al 20, son 'copas', del 21 al 30 'espadas' y el resto 'bastos'. Además si termina en 8 es 'sota', si en 9 es 'caballo' y si en 0 es 'rey'.*

# Media y Varianza distribución uniforme discreta $U(n)$

**Media:**  $\mu = E(X) = \frac{n+1}{2}$

$$\begin{aligned} E(X) &= \sum_k kp(k) = \sum_i \frac{1}{n} = \frac{1}{n}(1 + 2 + \dots + n) \\ &= \frac{1}{n} \left( \frac{(1+n)n}{2} \right) = \frac{n+1}{2} \end{aligned}$$

**Varianza:**  $V(X) = \frac{n^2-1}{12}$

**Desviación típica:**  $\sigma(x) = \sqrt{\frac{n^2-1}{12}}$

$$m_2 = \sum_k k^2 p(k) = \sum_i \frac{1}{n} = \frac{1}{n}(1 + 4 + 9 + \dots + n^2) = \frac{1}{n}a_n$$

donde:

$$a_n = 1 + 4 + 9 + 16 + 25 \dots + n^2 = \{1, 5, 14, 30, 55, 91, \dots\}.$$

# Continuación-Ejemplo

Para hallar el término general,  $a_n$ , formamos la tabla de

diferencias:

| $i$      | $a_i$    | $\Delta$ | $\Delta^2$ | $\Delta^3$ | $\Delta^4$ |
|----------|----------|----------|------------|------------|------------|
| 1        | 1        |          |            |            |            |
| 2        | 5        | 4        |            |            |            |
| 3        | 14       | 9        | 5          |            |            |
| 4        | 30       | 16       | 7          | 2          | 0          |
| 5        | 55       | 25       | 9          | 2          | 0          |
| 6        | 91       | 36       | 11         | 2          | 0          |
| $\vdots$ | $\vdots$ | $\vdots$ | $\vdots$   | $\vdots$   | $\vdots$   |

 $\Rightarrow$ 

$$a_n = a_1 + \frac{\Delta_1}{1!}(n-1) + \frac{\Delta_1^2}{2!}(n-1)(n-2) + \frac{\Delta_1^3}{3!}(n-1)(n-2)(n-3) + \dots =$$

$$= 1 + 4(n-1) + \frac{5(n-1)(n-2)}{2} + \frac{2(n-1)(n-2)(n-3)}{6}$$

$$\Rightarrow a_n = \frac{1}{6}(n^3 + 3n^2 + n)$$

$$\Rightarrow m_2 = \frac{1}{6}(n^2 + 3n + 1) \Rightarrow$$

$$V = \frac{1}{6}(n^2 + 3n + 1) - \left(\frac{n+1}{2}\right)^2 = \frac{n^2-1}{12}$$

# Distribución de Bernouilli

## Definición

*Un experimento solo puede presentar dos resultados:  $A$  y  $\bar{A}$ , con probabilidades  $P(A) = p$  y  $P(\bar{A}) = 1 - p = q$ . Decimos que la variable aleatoria  $X$  asociada al experimento y toma el valor 1 si ocurre el suceso  $A$  y el valor cero cuando ocurre  $\bar{A}$  sigue una **distribución de Bernouilli**.*

**Función de probabilidad:**  $p(1) = p$ ,  $p(0) = q$ , con  $p + q = 1$ .

**Media:**  $\mu = E(X) = p$   
 $E(X) = 1 \cdot p + 0 \cdot q = p$

**Varianza:**  $V(X) = pq$   
 $m_2 = 1^2 p + 0^2 q = p \Rightarrow V(X) = p - p^2 = p(1 - p) = pq$

**Desviación típica:**  $\sigma_X = \sqrt{pq}$

# Distribución Binomial

## Definición

*Supongamos que realizamos  $n$  pruebas de Bernoulli de forma sucesiva e independientes. A la variable aleatoria:  $X =$  "Número de veces que ha ocurrido el suceso  $A$ " se le denomina **distribución binomial***

## Función de probabilidad:

$$p(k) = P(X = k) = \binom{n}{k} p^k q^{n-k} \quad (n \in \mathbb{N}, k = 0, 1, \dots, n, 0 \leq p \leq 1)$$

**Media:**  $\mu = E(X) = np$

**Varianza:**  $V(X) = npq$

**Desviación típica:**  $\sigma_X = \sqrt{npq}$



# Propiedades de la Binomial

- Está caracterizada por los valores de  $n$  y  $p$ . Se denota por:  $B(n, p)$ .
- Para valores pequeños de  $n$ , la probabilidad  $P(X = k)$  se encuentra tabulada para  $p \leq 0.5$ .
- Si  $p > 0.5$  se puede considerar que  $P(X = k) = P(\psi = n - k)$  donde  $\psi \rightsquigarrow B(n, q)$ .
- La binomial  $B(n, p)$  puede considerarse como la suma de  $n$  distribuciones de Bernouilli independientes de igual probabilidad  $p$ .
- La Bernouilli ( $Ber(p)$ ) puede considerarse como una binomial con  $n = 1$ .  $Ber(p) = B(1, p)$
- Reproductiva en  $n$ : Si  $X_1 \rightsquigarrow B(n_1, p)$  y  $X_2 \rightsquigarrow B(n_2, p)$ , entonces:  $X_1 + X_2 \rightsquigarrow B(n_1 + n_2, p)$

# Aproximaciones de la binomial

Cuando  $n$  es grande la distribución binomial se aproxima a otras distribuciones. En general se acepta que:

- Si  $n > 30$  y  $np < 5$  entonces  $B(n, p) \approx P(np)$
- Si  $n > 30$  y  $nq < 5$  entonces  $B(n, q) \approx P(nq)$
- Si  $n > 30$ ,  $np \geq 5$  y  $nq \geq 5$  entonces  $B(n, p) \approx N(np, \sqrt{npq})$

donde:

$P(np)$  y  $P(nq)$  son la distribución de Poisson de parámetro  $\lambda = np$  y  $\lambda = nq$  respectivamente, y  $N(np, \sqrt{npq})$  es la distribución normal de media  $\mu = np$  y desviación típica  $\sigma = \sqrt{npq}$ .

# Ejemplo

## Ejemplo

*La probabilidad de que una máquina fabrique una pieza defectuosa es 0.02. Determinado día ha fabricado 15 piezas. Hallar la probabilidad de:*

- ❶ *Exactamente 2 sean defectuosas.*
- ❷ *Al menos 2 sean defectuosas.*
- ❸ *Si las piezas se agrupan en lotes de 4. Probabilidad de que el lote tenga 1 defectuosa.*

**1:** Si se considera que la fabricación de una pieza no influye en la siguiente (sucesos independientes).  $X = \text{'Num. Defect'}$  es típicamente una binomial  $X \rightsquigarrow B(15, 0.02)$ .

$$p(2) = P(X = 2) = \binom{15}{2} (0.02)^2 (0.98)^{13} = 0.0323$$

## Solución-Ejemplo

**2:** Es más fácil calcular la probabilidad del suceso contrario.

$P(B) = 1 - P(\bar{B})$ , pero el suceso  $\bar{B}$  es que todas sean correctas o solo 1 defectuosa, luego:

$$\begin{aligned} P(\bar{B}) &= p(\{0, 1\}) = p(0) + p(1) \\ &= \binom{15}{0} (0.02)^0 (0.98)^{15} + \binom{15}{1} (0.02)^1 (0.98)^{14} = 0.9647 \Rightarrow \\ P(B) &= 1 - 0.9647 = 0.0353 \end{aligned}$$

**3:** Ahora es una nueva v.a.  $\eta \rightsquigarrow B(4, 0.02)$  y se pide

$$p(1) = P(\eta = 1) = 4(0.02)(0.98)^3 = 0.0753$$

# Distribución Geométrica o de Pascal

## Definición

*Un experimento aleatorio consiste en la realización sucesiva e independientes de experimentos de Bernoulli. La variable  $X$ ="Lugar de la primera aparición del suceso  $A$ " sigue una **distribución de Pascal** (o geométrica).*

**Función de probabilidad:**  $p(k) = P(\bar{A} \cap \bar{A} \cap \underbrace{\dots}_{k-1} \cap \bar{A} \cap A) = q^{k-1}p$

**Media:**  $\mu = E(X) = \frac{1}{p}$

**Varianza:**  $V(X) = \frac{q}{p^2}$

**Desviación típica:**  $\sigma_X = \frac{\sqrt{q}}{p}$

**Ejemplo:** El 2 % de las piezas fabricadas son defectuosas ¿Cuál es la probabilidad de sacar la primera correcta después de la 3ª extracción?

$$p(4) + p(5) + \dots = 1 - p(1) - p(2) - p(3)$$

$$= 1 - (0.98) - 0.02(0.98) - (0.02)^2 0.98 = 8(10)^{-6}$$

# Distribución binomial negativa

## Definición

*Consideremos el experimento aleatorio consistente en la realización independiente y sucesiva de experimentos de Bernoulli. La variable aleatoria  $X$  = "Numero de veces que aparece  $\bar{A}$  antes de la  $n$ -ésima aparición del suceso  $A$ .*

**Función de probabilidad:**  $p(k) = \binom{n-1+k}{k} p^n q^k$

La podemos deducir considerando:

$p(k) = P(\text{'En los lanzamientos anteriores hayan aparecido } n-1 \text{ veces } A')P(A)$ , donde la primera probabilidad es  $p(k)$  en una binomial de parámetros  $n-1+k$  y  $p$ , luego  $p(k) = \left[ \binom{n-1+k}{k} p^{n-1} q^k \right] p$ .

**Media:**  $\mu = E(x) = \frac{nq}{p}$

**Varianza:**  $V(X) = \frac{nq}{p^2}$       **Desviación típica:**  $V(X) = \frac{\sqrt{nq}}{p}$

# Distribución de Poisson

## Definición

Una variable aleatoria  $X$  sigue una **distribución de Poisson** de parámetro  $\lambda > 0$  si su soporte es el conjunto  $S_X = \mathbb{N} \cup \{0\}$  y  $p(k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$ , para todo  $k \in S_X$

Desarrollando en serie de Taylor  $y = e^x$  en  $x=0$ , se obtiene:

$$e^x = 1 + \frac{x}{1!} + \frac{x^2}{2!} + \frac{x^3}{3!} + \dots \text{ luego } e^\lambda = 1 + \frac{\lambda}{1!} + \frac{\lambda^2}{2!} + \frac{\lambda^3}{3!} + \dots \text{ de}$$

donde:  $1 = e^\lambda e^{-\lambda} = \left[ 1 + \frac{\lambda}{1!} + \frac{\lambda^2}{2!} + \frac{\lambda^3}{3!} + \dots \right] e^{-\lambda} = \sum_{k \in S_X} p(k)$

**Media:**  $\mu = E(X) = \lambda$

**Varianza:**  $V(X) = \lambda$

**Desviación típica:**  $\sigma_X = \sqrt{\lambda}$

# Proceso de Poisson

La distribución de Poisson modeliza la probabilidad de que un suceso ocurra  $n$  veces en un intervalo de tiempo  $P(n, [T_0, T_0 + \Delta T])$ , cuando se verifican estas condiciones:

- 1 **Proceso estacionario:** La probabilidad de que ocurran  $k$  sucesos no depende del punto de inicio del intervalo, solo de  $\Delta t$ .  
$$P(n, [T_0, T_0 + \Delta T]) = P(n, [T_1, T_1 + \Delta T]) = P(n, \Delta T)$$
- 2 La probabilidad de que ocurra un suceso en un intervalo  $dT$  es  $\lambda dT$ :  $P(1, dT) = \lambda dT$
- 3 La probabilidad de que ocurra más de un suceso en un intervalo  $dT$  es de orden superior a  $dT$ :  $P(k, dT) \sim 0(dT)$ , ( $k > 1$ )
- 4 **Diferenciabilidad respecto a  $T$ :** La probabilidad de que se produzcan  $n$  sucesos aumenta o disminuye de forma continua respecto a la amplitud del intervalo.

Cuando se cumplen estas condiciones resulta una distribución de Poisson de parámetro  $\lambda \Delta T$  y la media y varianza de ocurrencias en un intervalo de amplitud  $\Delta T$  es  $\mu = E(X) = Var(X) = \lambda \Delta T$ .



# Propiedades

- $X \rightsquigarrow P(\lambda)$  indica que  $X$  sigue la distribución de Poisson.
- Depende de un solo parámetro  $\lambda$  (media y varianza).
- Es límite de la binomial:  $B(n, p) \rightsquigarrow P(\lambda)$ . Se acepta la aproximación cuando  $n > 30$  y  $np < 5$ .
- Reproductiva: Si  $X_1 \rightsquigarrow P(\lambda_1)$  y  $X_2 \rightsquigarrow P(\lambda_2)$ , entonces:  
$$X_1 + X_2 \rightsquigarrow P(\lambda_1 + \lambda_2)$$
- Se encuentra tabulada para diversos valores de  $\lambda$ .
- **Propiedad markoviana:** La probabilidad de que ocurra un suceso en  $\Delta t$  es independiente de lo ocurrido en cualquier otro intervalo.

La distribución de Poisson modela muchos fenómenos de espera (colas), entre ellas: Llegadas de una llamada telefónica, de un coche a un cruce, de un paquete a un servidor, .... También modela el número de ocurrencias de un fenómeno de probabilidad pequeña, que se repite muchas veces: ocurrencia de averías, emisión de una partícula radioactiva, etc.

# Ejemplo

## Ejercicio

*La lotería primitiva consiste en extraer 6 números al azar, a continuación un séptimo (complementario) del conjunto de los 49 primeros números naturales. Una apuesta consiste en señalar 6 números. Hallar:*

- ① *Probabilidad de ganar un premio de primera categoría (los 6 de la apuesta coinciden exactamente con los extraídos en primer lugar).*
- ② *Probabilidad de que si se juegan 8.176.049 apuestas:*
  - *Haya exactamente 3 apuestas ganadoras.*
  - *Haya alguna apuesta ganadora.*
- ③ *El premio de segunda categoría consiste en acertar 5 de los iniciales y el complementario. ¿Cuál es su probabilidad?*
- ④ *Responde a las mismas preguntas que en el segundo apartado para la 2ª categoría.*
- ⑤ *El premio de tercera categoría consiste en acertar 5 de los iniciales, pero no el complementario. ¿Cuál es su probabilidad?*
- ⑥ *Responde a las mismas preguntas que en el segundo apartado para la 3ª categoría.*

# Ejemplo

**1:** Se trata de una hipergeométrica donde los números se dividen en dos clases,

los 6 de mi apuesta y los 43 restantes:  $p(6) = \frac{\binom{6}{6} \binom{43}{0}}{\binom{49}{6}} \approx 7.15112(10)^{-8}$

**2:** Ahora la v.a.  $X$  sigue una binomial de parámetros  $n=8176049$  y  $p = 7.15112(10)^{-8}$  y se pide  $p(3)$ . Como  $n > 30$  y  $np \approx 0.5847 < 5$  podemos aproximarla por una  $p(0.5847)$  luego:  $p(3) = e^{-0.5847} \frac{0.5847^3}{3!} \approx 0.0186$

**2b:** Ahora se pide  $\sum_{k=1}^n p(k) = 1 - p(0) = 1 - e^{-\lambda} \frac{\lambda^0}{0!} \approx 0.4227$

**3:**  $P(segunda) = p(5)P(compl) = \frac{\binom{6}{5} \binom{43}{1}}{\binom{49}{6}} \frac{1}{43} \approx 4.2907(10)^{-7}$

## Ejemplo-cont2

**4:** Ahora la v.a.  $X$  sigue una binomial de parámetros  $n=8176049$  y  $p = 4.2907(10)^{-7}$  y se pide  $p(3)$ . Como  $n > 30$  y  $np \approx 3.5081 < 5$  podemos aproximarla por una  $P(3.5081)$  luego:  $p(3) = e^{-3.5081} \frac{3.5081^3}{3!} \approx 0.2155$

**4b:** Ahora se pide  $\sum_{k=1}^n p(k) = 1 - p(0) = 1 - e^{-3.5081} \frac{3.5081^0}{0!} \approx 0.97$

**5:**  $P(segunda) = p(5)P(\bar{compl}) = \frac{\binom{6}{5} \binom{43}{1}}{\binom{49}{6}} \frac{42}{43} \approx 1.8021(10)^{-5}$

**6:** Ahora la v.a.  $X$  sigue una binomial de parámetros  $n=8176049$  y  $p = 1.8021(10)^{-5}$  y se pide  $p(3)$ . Como  $n > 30$ , pero  $np \approx 147.33920 > 5$  no podemos aproximarla por una distribución de Poisson (se podrá por una Normal, como se verá después), y vale:

$$p(3) = \binom{8176049}{3} (1.8021(10)^{-5})^3 (1 - 1.8021(10)^{-5})^{8176046} \approx 5.4657(10)^{-59}.$$

**6b:** Ahora se pide

$$P(X > 0) = 1 - P(0) = 1 - \binom{8176049}{0} (1.8021(10)^{-5})^0 (1 - 1.8021(10)^{-5})^{8176049} \approx 1 - 1.025225(10)^{-64} \approx 1$$

# Distribución uniforme continua

## Definición

Se dice que una variable aleatoria continua  $X$  sigue una **distribución uniforme** en el intervalo  $[a, b]$  y se denota por  $X \rightsquigarrow U[a, b]$ , cuando su función de densidad es:

$$f(x) = \begin{cases} \frac{1}{b-a} & x \in [a, b] \\ 0 & x \notin [a, b] \end{cases}$$

**Media:**  $\mu = E(X) = \frac{a+b}{2}$

**Varianza:**  $V(x) = \frac{(b-a)^2}{12}$

**Desviación típica:**  $\sigma_X = \frac{b-a}{\sqrt{12}}$

En casi todos los lenguajes de programación existe una instrucción para generar números aleatorios siguiendo una  $U[0, 1]$ ,

# Distribución Normal o de Laplace-Gauss

## Definición

Una variable aleatoria continua  $X$  sigue una **distribución normal** si su función de densidad es:

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

donde  $-\infty < \mu < \infty$  y  $\sigma > 0$

- Depende de dos parámetros  $\mu$  (media) y  $\sigma$  (desviación típica). Diremos que  $X$  sigue una  $N(\mu, \sigma)$ : ( $X \rightsquigarrow N(\mu, \sigma)$ ).
- Su función de distribución es: ( $-\infty < x < \infty$ )

$$F(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^x e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}} dx$$

# Propiedades

- Presenta un máximo en  $x = \mu$  y dos puntos de inflexión en  $x = \mu - \sigma$  y  $x = \mu + \sigma$ .
- Es simétrica respecto a  $x = \mu$  y:
  - **Media = Moda = Mediana**  $= \mu$
  - **Varianza**  $= \sigma^2$
- **Reproductiva:** Si  $X_1 \rightsquigarrow N(\mu_1, \sigma_1)$  y  $X_2 \rightsquigarrow N(\mu_2, \sigma_2)$ , su suma es normal  $X_1 + X_2 \rightsquigarrow N(\mu_1 + \mu_2, \sigma)$
- **Aditividad:** Si  $X_1 \rightsquigarrow N(\mu_1, \sigma_1)$  y  $X_2 \rightsquigarrow N(\mu_2, \sigma_2)$  (independientes), entonces:
$$X_1 \pm X_2 \rightsquigarrow N\left(\mu_1 \pm \mu_2, \sqrt{\sigma_1^2 + \sigma_2^2}\right)$$
- Si  $X \rightsquigarrow N(\mu, \sigma)$  entonces la variable

$$\psi = a + bX \rightsquigarrow N(a + b\mu, |b|\sigma)$$

- **Tipificación:** Si  $X \rightsquigarrow N(\mu, \sigma)$ , entonces  $z = \frac{X - \mu}{\sigma} \rightsquigarrow N(0, 1)$

## Propiedades-2

- Para la variable  $z \sim N(0, 1)$ , la función de distribución  $F_z(x)$  ó  $1 - F_z(x)$  se encuentra tabulada y permite calcular probabilidades de que la variable aleatoria se encuentre en un intervalo.
- **Límite de la binomial:** La distribución normal es límite de la binomial cuando el número de repeticiones  $N$  tiende a  $\infty$ . Así:

$$B(n, p) \rightsquigarrow N(np, \sqrt{npq})$$

En la práctica se exige que  $n > 30$ ,  $np > 5$  y  $nq > 5$ .



# Tablas

| $z_{\alpha}$ | 0,00   | 0,01   | 0,02   | 0,03   | 0,04   | 0,05   | 0,06   | 0,07   | 0,08   | 0,09   |
|--------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0,0          | 0,5000 | 0,4960 | 0,4920 | 0,4880 | 0,4840 | 0,4801 | 0,4761 | 0,4721 | 0,4681 | 0,4641 |
| 0,1          | 0,4602 | 0,4562 | 0,4522 | 0,4483 | 0,4443 | 0,4404 | 0,4364 | 0,4325 | 0,4286 | 0,4247 |
| 0,2          | 0,4207 | 0,4168 | 0,4129 | 0,4090 | 0,4052 | 0,4013 | 0,3974 | 0,3936 | 0,3897 | 0,3859 |
| 0,3          | 0,3821 | 0,3783 | 0,3745 | 0,3707 | 0,3669 | 0,3632 | 0,3594 | 0,3557 | 0,3520 | 0,3483 |
| 0,4          | 0,3446 | 0,3409 | 0,3372 | 0,3336 | 0,3300 | 0,3264 | 0,3228 | 0,3192 | 0,3156 | 0,3121 |

|     |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 0,5 | 0,3085 | 0,3050 | 0,3015 | 0,2981 | 0,2946 | 0,2912 | 0,2877 | 0,2843 | 0,2810 | 0,2776 |
| 0,6 | 0,2743 | 0,2709 | 0,2676 | 0,2643 | 0,2611 | 0,2578 | 0,2546 | 0,2514 | 0,2483 | 0,2451 |
| 0,7 | 0,2420 | 0,2389 | 0,2358 | 0,2327 | 0,2296 | 0,2266 | 0,2236 | 0,2206 | 0,2177 | 0,2148 |
| 0,8 | 0,2119 | 0,2090 | 0,2061 | 0,2033 | 0,2005 | 0,1977 | 0,1949 | 0,1922 | 0,1894 | 0,1867 |
| 0,9 | 0,1841 | 0,1814 | 0,1788 | 0,1762 | 0,1736 | 0,1711 | 0,1685 | 0,1660 | 0,1635 | 0,1611 |

|     |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1,0 | 0,1587 | 0,1562 | 0,1539 | 0,1515 | 0,1492 | 0,1469 | 0,1446 | 0,1423 | 0,1401 | 0,1379 |
| 1,1 | 0,1357 | 0,1335 | 0,1314 | 0,1292 | 0,1271 | 0,1251 | 0,1230 | 0,1210 | 0,1190 | 0,1170 |
| 1,2 | 0,1151 | 0,1131 | 0,1112 | 0,1093 | 0,1075 | 0,1056 | 0,1038 | 0,1020 | 0,1003 | 0,0985 |
| 1,3 | 0,0968 | 0,0951 | 0,0934 | 0,0918 | 0,0901 | 0,0885 | 0,0869 | 0,0853 | 0,0838 | 0,0823 |
| 1,4 | 0,0808 | 0,0793 | 0,0778 | 0,0764 | 0,0749 | 0,0735 | 0,0721 | 0,0708 | 0,0694 | 0,0681 |

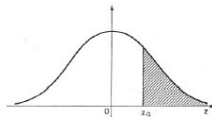
|     |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1,5 | 0,0668 | 0,0655 | 0,0643 | 0,0630 | 0,0618 | 0,0606 | 0,0594 | 0,0582 | 0,0571 | 0,0559 |
| 1,6 | 0,0548 | 0,0537 | 0,0526 | 0,0516 | 0,0505 | 0,0495 | 0,0485 | 0,0475 | 0,0465 | 0,0455 |
| 1,7 | 0,0446 | 0,0436 | 0,0427 | 0,0418 | 0,0409 | 0,0401 | 0,0392 | 0,0384 | 0,0375 | 0,0367 |
| 1,8 | 0,0359 | 0,0351 | 0,0344 | 0,0336 | 0,0329 | 0,0322 | 0,0314 | 0,0307 | 0,0301 | 0,0294 |
| 1,9 | 0,0287 | 0,0281 | 0,0274 | 0,0268 | 0,0262 | 0,0256 | 0,0250 | 0,0244 | 0,0239 | 0,0233 |

|     |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 2,0 | 0,0228 | 0,0222 | 0,0217 | 0,0212 | 0,0207 | 0,0202 | 0,0197 | 0,0192 | 0,0188 | 0,0183 |
| 2,1 | 0,0179 | 0,0174 | 0,0170 | 0,0166 | 0,0162 | 0,0158 | 0,0154 | 0,0150 | 0,0146 | 0,0143 |
| 2,2 | 0,0139 | 0,0136 | 0,0132 | 0,0129 | 0,0125 | 0,0122 | 0,0119 | 0,0116 | 0,0113 | 0,0110 |
| 2,3 | 0,0107 | 0,0104 | 0,0102 | 0,0099 | 0,0096 | 0,0094 | 0,0091 | 0,0089 | 0,0087 | 0,0084 |
| 2,4 | 0,0082 | 0,0080 | 0,0078 | 0,0075 | 0,0073 | 0,0071 | 0,0069 | 0,0068 | 0,0066 | 0,0064 |

|     |        |        |        |        |        |        |        |        |        |        |
|-----|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 2,5 | 0,0062 | 0,0060 | 0,0059 | 0,0057 | 0,0055 | 0,0054 | 0,0052 | 0,0051 | 0,0049 | 0,0048 |
| 2,6 | 0,0047 | 0,0045 | 0,0044 | 0,0043 | 0,0041 | 0,0040 | 0,0039 | 0,0038 | 0,0037 | 0,0036 |
| 2,7 | 0,0035 | 0,0034 | 0,0033 | 0,0032 | 0,0031 | 0,0030 | 0,0029 | 0,0028 | 0,0027 | 0,0026 |
| 2,8 | 0,0026 | 0,0025 | 0,0024 | 0,0023 | 0,0023 | 0,0022 | 0,0021 | 0,0021 | 0,0020 | 0,0019 |
| 2,9 | 0,0019 | 0,0018 | 0,0018 | 0,0017 | 0,0016 | 0,0016 | 0,0015 | 0,0015 | 0,0014 | 0,0014 |

|   | 0,00     | 0,10     | 0,20     | 0,30     | 0,40     | 0,50     | 0,60     | 0,70     | 0,80     | 0,90     |
|---|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 3 | 1,35E-03 | 9,68E-04 | 6,87E-04 | 4,83E-04 | 3,37E-04 | 2,33E-04 | 1,59E-04 | 1,08E-04 | 7,24E-05 | 4,81E-05 |
| 4 | 3,17E-05 | 2,07E-05 | 1,34E-05 | 8,55E-06 | 5,42E-06 | 3,40E-06 | 2,11E-06 | 1,30E-06 | 7,94E-07 | 4,80E-07 |
| 5 | 2,87E-07 | 1,70E-07 | 9,98E-08 | 5,80E-08 | 3,34E-08 | 1,90E-08 | 1,07E-08 | 6,01E-09 | 3,33E-09 | 1,82E-09 |
| 6 | 9,90E-10 | 5,32E-10 | 2,83E-10 | 1,49E-10 | 7,80E-11 | 4,04E-11 | 2,07E-11 | 1,05E-11 | 5,26E-12 | 2,62E-12 |

## Distribución Normal $N(0, 1)$



**Directo:** Dado  $x$ , hallar  $P(z \geq x)$

a:  $P(z \geq 1.27) = 0.1020$

b:  $P(z \leq 2.12) = F(2.12) = 1 - 0.0170 = 0.9830$

c:  $P(z > 3.1) = 9.68(10)^{-4}$

d:  $P(z \leq 4.3) = F(4.3) = 1 - 8.55(10)^{-6}$

**Inverso:** Dado  $p = P(z \geq x)$ , hallar  $x$

a: Hallar  $x$ , tal que  $P(z \geq x) = 0.025$ .

Encontramos que  $x=1.96$

b: Hallar  $x$ , tal que  $P(z \geq x) = 0.05$ .

Encontramos que  $P_{z \geq 1.64} = 0.0505$

y  $p(z \geq 1.65) = 0.495$ .

Interpolando  $p(z \geq 1.645) = 0.05$

# Ejemplo

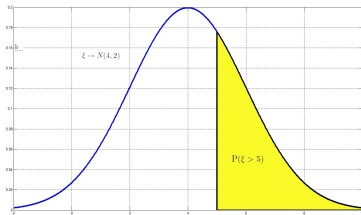
## Ejemplo

Se sabe que la v.a.  $X \rightsquigarrow N(4, 2)$ , hallar:

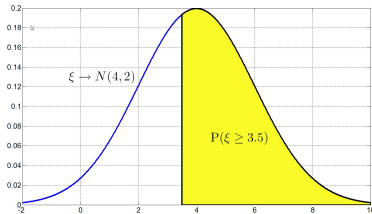
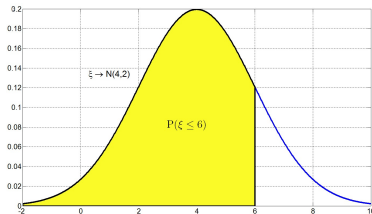
- 1 a)  $P(X > 5)$ , b)  $P(X \leq 6)$ , c)  $P(X \geq 3.5)$ , d)  $P(X < 2)$
- 2 a)  $P(4.5 \leq X < 5)$ , b)  $P(1 < X \leq 3)$ , c)  $P(0 < 5)$ .

1-a)  $A = P(X > 5) = 1 - P(X \leq 5) = 1 - F_X(5)$

Mediante tablas:  $P(X > 5) = P\left(\frac{X-4}{2} > \frac{5-4}{2}\right) = P(z > 0.5) = 0.3085$



## ejemplo-cont



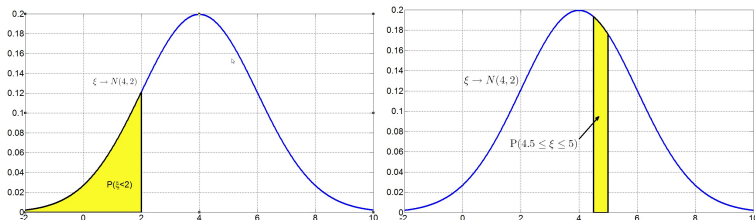
**1-b)**  $P(X \leq 6) = F_X(6),$

Mediante tablas:  $P(X \leq 6) = P\left(\frac{X-4}{2} \leq \frac{6-4}{2}\right) = P(z \leq 1) = F_z(1) = 1 - 0.1587$

**1-c)**  $P(X \geq 3.5) = 1 - P(X < 3.5) = 1 - F_X(3.5),$

Mediante tablas:  $P(X \geq 3.5) = P\left(\frac{X-4}{2} \geq \frac{3.5-4}{2}\right) = P(z \geq -0.25) = P(z \leq 0.25) = 1 - P(z > 0.25) = 1 - 0.4013 = 0.5987$

## Ejemplo-cont2



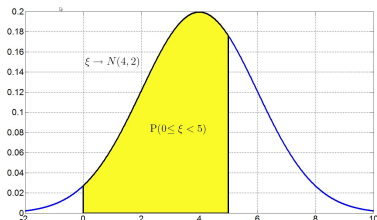
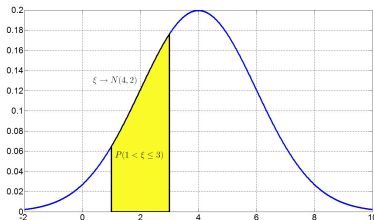
**1-d)**  $P(X < 2) = F_X(2),$

Mediante tablas:  $P(X < 2) = P\left(\frac{X-4}{2} < \frac{2-4}{2}\right) = P(z < -1) = P(z > 1) = 0.1587$

**2-a)**  $P(4.5 \leq X \leq 5) = 0.0928$

$$P(4.5 \leq X \leq 5) = P\left(\frac{4.5-4}{2} \leq \frac{X-4}{2} \leq \frac{5-4}{2}\right) = P(0.25 \leq z \leq 0.5) = P(z > 0.25) - P(z > 0.5) = 0.4013 - 0.3085 = 0.0928$$

## Ejemplo-cont3



**2-b)**  $P(1 < X \leq 3) = F_X(3) - F_X(1),$

Mediante tablas:  $P(1 < X \leq 3) = P\left(\frac{1-4}{2} < \frac{X-4}{2} \leq \frac{3-4}{2}\right) = P(-1.5 < z \leq -0.5) = P(0.5 \leq z < 1.5) = P(z \geq 0.5) - P(z \geq 1.5) \approx 0.3085 - 0.0668 = 0.2417$

**2-c)**  $P(0 \leq X < 5) = F_X(5) - F_X(0) = 0.6687.$

$P(0 \leq X < 5) = P\left(\frac{0-4}{2} \leq \frac{X-4}{2} < \frac{5-4}{2}\right) = P(-2 \leq z < 0.5) = 1 - P(z < -2) - P(z \geq 0.5) = 1 - 0.0228 - 0.3085 = 0.6687$

## Ejemplo 2

### Ejemplo

*La probabilidad de que una cámara fotográfica altere un píxel es de  $2.5(10)^{-6}$ . Una fotografía digital tiene  $6(10)^6$  píxeles. Hallar:*

- ① *Probabilidad de que resulten alterados exactamente 15 píxeles.*
- ② *Probabilidad de que resulten alterados más de 10 píxeles.*
- ③ *hallar  $x$  tal que la probabilidad de que resulten alterados, más de  $x$  píxeles sea de 0.001.*

## Solución-Ejemplo

Si suponemos que la alteración de dos píxeles son independientes, la v.a.  $X$  = 'Número de píxeles alterados' sigue una binomial.

$X \rightsquigarrow B(6(10)^6, 2.5(10)^{-6})$ , que se aproxima por una normal pues  $n > 30$ ,  $\mu = np = 15 \geq 5$  y  $nq \geq 5$ .

Calculamos  $\sigma = \sqrt{npq} = 3.873$ , luego

$X \rightsquigarrow B(6(10)^6, 2.5(10)^{-6}) \approx N(15, 3.873)$

1:  $P(X = 15) = \{\text{Por la corrección de continuidad}\}$

$$= P(14.5 < X' \leq 15.5)$$

$$= P\left(\frac{14.5-15}{3.873} < z \leq \frac{15.5-15}{3.873}\right) = P(-0.1291 < z \leq 0.1291)$$

$$= 1 - 2P(z \geq 0.1291) = 0.1027$$

## Ejemplo 2

2:

$$\begin{aligned}P(X > 10) &= \{\text{Por la corrección de continuidad}\} = P(X' \geq 10.5) \\&= P\left(z \geq \frac{10.5-15}{3.873}\right) = P(z \geq -1.1619) = P(z < 1.1619) \\&= 1 - P(z \geq 1.1619) = P(X' \geq 10.5) \\&= 0.8774\end{aligned}$$

3: Debemos resolver:  $P(X \geq x) = 0.001$

Mediante tablas:  $P(X \geq x) = P\left(z \geq \frac{x-15}{3.873}\right) = P(z \geq a) = 0.001$ ,  
con  $a = \frac{x-15}{3.873}$ .

Buscando en la tabla encontramos:  $p(3) = 1.35E - 3 > 0.001$  y

$p(3.1) = 9.68E - 4 < 0.001$ . Interpolando:

$$a = 3 + \frac{0.1}{0.000968 - 0.00135} * (0.001 - 0.00135) \approx 2.9638 \Rightarrow x = 26.4789$$

El cálculo mediante tablas no puede precisar más debido a la poca precisión de las mismas (sólo 3 dígitos).



# Teorema Central del Límite

Existen varias versiones del mismo, según sean las hipótesis para la convergencia.

## Teorema

Sea  $\{X_n\}$  una sucesión de variables aleatorias independientes e idénticamente distribuidas con media  $\mu$  y desviación típica  $\sigma$ , ambas finitas. Sea  $S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$  la sucesión de sumas parciales. (Sabemos que  $E(S_n) = n\mu$  y  $V(S_n) = n\sigma^2$ ). Entonces:

$$Z_n = \frac{S_n - n\mu}{\sigma\sqrt{n}} \rightsquigarrow N(0, 1)$$

**Consecuencia:** La media de las  $n$  variables aleatorias  $\bar{X} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i}{n}$  converge también a una normal.

$$\bar{X} = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} \rightsquigarrow N\left(\mu, \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right)$$

# Distribución Gamma

## Definición

Una variable aleatoria continua sigue una **gamma** de parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ ,  $(\Gamma(\alpha, \beta))$ , si su función de densidad es:

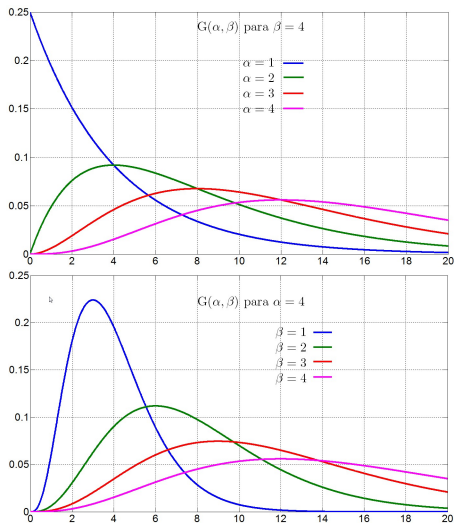
$$f(x) = \frac{x^{\alpha-1} e^{-\frac{x}{\beta}}}{\beta^{\alpha} \Gamma(\alpha)}$$

para  $0 \leq x < \infty$ ,  $\alpha > 0$  y  $\beta > 0$ .

Y donde  $\Gamma(\alpha) = \int_0^{\infty} x^{\alpha-1} e^{-x} dx$

## Propiedades

- Depende de dos parámetros  $\alpha$  y  $\beta$ .
- **Media:**  $\mu = E(x) = \alpha\beta$
- **Varianza:**  $V(X) = \alpha\beta^2$
- $\Gamma(\alpha) = (\alpha - 1)\Gamma(\alpha - 1)$
- Cuando  $\alpha \in \mathbb{N}$ , se cumple  $\Gamma(\alpha) = (\alpha - 1)!$

Forma de la  $G(\alpha, \beta)$ 

# Distribución $\chi^2$ de Pearson

## Definición

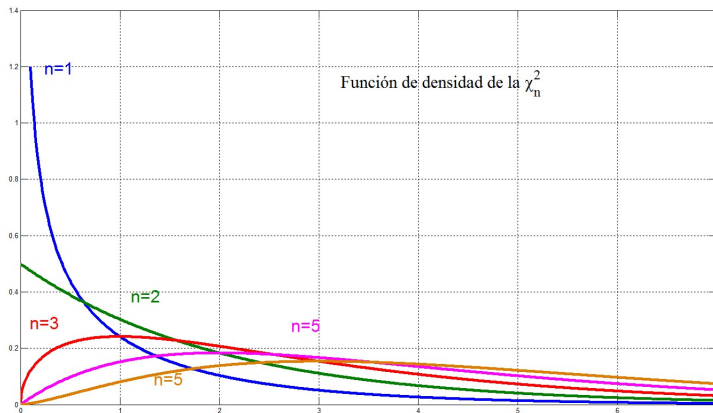
La **distribución**  $\chi^2$  es el caso particular de la Gamma,  $(\Gamma(\alpha, \beta))$  cuando  $\beta = 2$  y  $2\alpha \in \mathbb{N}$ . Al valor  $n = 2\alpha$  se le llama **grados de libertad** de la  $\chi^2$ .

La función de densidad de la  $\chi_n^2$  es:

$$f(\chi_n^2) = \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} e^{-\frac{x}{2}} x^{\frac{n}{2}-1}$$

para  $0 < x < \infty$ .

Al ser una Gamma su media es  $\mu = \alpha\beta = n$  y su varianza  $V(\chi_n^2) = \alpha\beta^2 = 2n$

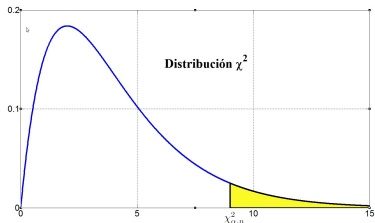
Forma de la  $\chi^2$ 

# Propiedades

- Si  $X_1, X_2, \dots, X_n$ , son  $n$  variables aleatorias siguiendo una  $N(0,1)$ , entonces  $\sum_{i=1}^n X_i^2 = X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2$  sigue una  $\chi_n^2$  ( $\chi^2$  con  $n$  grados de libertad).
- Si sumamos dos chi cuadrado de  $n_1$  y  $n_2$  g.d.l., resulta una  $\chi^2$  con  $n_1 + n_2$  g.d.l. ( $\chi_{n_1}^2 + \chi_{n_2}^2 = \chi_{n_1+n_2}^2$ )
- Si tomamos una muestra de tamaño  $n$  de una población  $N(\mu, \sigma)$ , entonces la variable:  $X = (n-1) \frac{s^2}{\sigma^2} \rightsquigarrow \chi_{n-1}^2$  (chi cuadrado con  $n-1$  g.d.l.), donde  $s^2$  es la covarianza de la muestra.
- Al aumentar el número de grados de libertad, la variable  $\sqrt{2\chi_n^2} \rightsquigarrow N(\sqrt{2n-1}, 1)$ . En la práctica se usa cuando  $n > 30$ .
- La variable  $\chi_n^2$  se encuentra tabulada para  $n \leq 30$ . Para determinados valores de  $\alpha$  y de  $n$  g.d.l. proporciona el valor  $x$  tal que:  $P(\chi^2 \geq x) = \alpha$

# Tablas $\chi^2$

| $n \backslash \alpha$ | 0,995     | 0,99      | 0,98      | 0,975     | 0,95   | 0,90   | 0,10   | 0,05   | 0,025  | 0,02   | 0,01   |
|-----------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1                     | 3,927E-05 | 1,571E-04 | 6,285E-04 | 9,821E-04 | 0,0039 | 0,0158 | 2,706  | 3,841  | 5,024  | 5,412  | 6,635  |
| 2                     | 0,0100    | 0,0201    | 0,0404    | 0,0506    | 0,103  | 0,211  | 4,605  | 5,991  | 7,378  | 7,824  | 9,210  |
| 3                     | 0,072     | 0,115     | 0,185     | 0,216     | 0,352  | 0,584  | 6,251  | 7,815  | 9,348  | 9,837  | 11,345 |
| 4                     | 0,207     | 0,297     | 0,429     | 0,484     | 0,711  | 1,064  | 7,779  | 9,488  | 11,143 | 11,668 | 13,277 |
| 5                     | 0,412     | 0,554     | 0,752     | 0,831     | 1,145  | 1,610  | 9,236  | 11,070 | 12,833 | 13,388 | 15,086 |
| 6                     | 0,676     | 0,872     | 1,134     | 1,237     | 1,635  | 2,204  | 10,645 | 12,592 | 14,449 | 15,033 | 16,812 |
| 7                     | 0,989     | 1,239     | 1,564     | 1,690     | 2,167  | 2,833  | 12,017 | 14,067 | 16,013 | 16,622 | 18,475 |
| 8                     | 1,344     | 1,646     | 2,032     | 2,180     | 2,733  | 3,490  | 13,362 | 15,507 | 17,535 | 18,168 | 20,090 |
| 9                     | 1,735     | 2,088     | 2,532     | 2,700     | 3,325  | 4,168  | 14,684 | 16,919 | 19,023 | 19,679 | 21,666 |
| 10                    | 2,156     | 2,558     | 3,059     | 3,247     | 3,940  | 4,865  | 15,987 | 18,307 | 20,483 | 21,161 | 23,209 |
| 11                    | 2,603     | 3,053     | 3,609     | 3,816     | 4,575  | 5,578  | 17,275 | 19,675 | 21,920 | 22,618 | 24,725 |
| 12                    | 3,074     | 3,571     | 4,178     | 4,404     | 5,226  | 6,304  | 18,549 | 21,026 | 23,337 | 24,054 | 26,217 |
| 13                    | 3,565     | 4,107     | 4,765     | 5,009     | 5,892  | 7,042  | 19,812 | 22,362 | 24,736 | 25,472 | 27,688 |
| 14                    | 4,075     | 4,660     | 5,368     | 5,629     | 6,571  | 7,790  | 21,064 | 23,685 | 26,119 | 26,873 | 29,141 |
| 15                    | 4,601     | 5,229     | 5,985     | 6,262     | 7,261  | 8,547  | 22,307 | 24,996 | 27,488 | 28,259 | 30,578 |
| 16                    | 5,142     | 5,812     | 6,614     | 6,908     | 7,962  | 9,312  | 23,542 | 26,296 | 28,845 | 29,633 | 32,000 |
| 17                    | 5,697     | 6,408     | 7,255     | 7,564     | 8,672  | 10,085 | 24,769 | 27,587 | 30,191 | 30,995 | 33,409 |
| 18                    | 6,265     | 7,015     | 7,906     | 8,231     | 9,390  | 10,865 | 25,989 | 28,869 | 31,526 | 32,346 | 34,805 |
| 19                    | 6,844     | 7,633     | 8,567     | 8,907     | 10,117 | 11,651 | 27,204 | 30,144 | 32,852 | 33,687 | 36,191 |
| 20                    | 7,434     | 8,260     | 9,237     | 9,591     | 10,851 | 12,443 | 28,412 | 31,410 | 34,170 | 35,020 | 37,566 |
| 21                    | 8,034     | 8,897     | 9,915     | 10,283    | 11,591 | 13,240 | 29,615 | 32,671 | 35,479 | 36,343 | 38,932 |
| 22                    | 8,643     | 9,542     | 10,600    | 10,982    | 12,338 | 14,041 | 30,813 | 33,924 | 36,781 | 37,659 | 40,289 |
| 23                    | 9,260     | 10,196    | 11,293    | 11,689    | 13,091 | 14,848 | 32,007 | 35,172 | 38,076 | 38,968 | 41,638 |
| 24                    | 9,886     | 10,856    | 11,992    | 12,401    | 13,848 | 15,659 | 33,196 | 36,415 | 39,364 | 40,270 | 42,980 |
| 25                    | 10,520    | 11,524    | 12,697    | 13,120    | 14,611 | 16,473 | 34,382 | 37,652 | 40,646 | 41,566 | 44,314 |
| 26                    | 11,160    | 12,198    | 13,409    | 13,844    | 15,379 | 17,292 | 35,563 | 38,885 | 41,923 | 42,856 | 45,642 |
| 27                    | 11,808    | 12,879    | 14,125    | 14,573    | 16,151 | 18,114 | 36,741 | 40,113 | 43,195 | 44,140 | 46,963 |
| 28                    | 12,461    | 13,565    | 14,847    | 15,308    | 16,928 | 18,939 | 37,916 | 41,337 | 44,461 | 45,419 | 48,278 |
| 29                    | 13,121    | 14,256    | 15,574    | 16,047    | 17,708 | 19,768 | 39,087 | 42,557 | 45,722 | 46,693 | 49,588 |
| 30                    | 13,787    | 14,953    | 16,306    | 16,791    | 18,493 | 20,599 | 40,256 | 43,773 | 46,979 | 47,962 | 50,892 |



Hallar  $x$  tal que  $P(\chi^2_5 \geq x) = 0.05$   
Nos piden  $\chi^2_{0.05;5} = 11.070$

Hallar  $\chi^2_{0.025;7}$   
Su valor es 16.013

# Distribución exponencial

## Definición

Cuando  $\alpha = 1$  la distribución gamma se conoce como **distribución exponencial**. Solo depende de un parámetro  $\lambda = \frac{1}{\beta}$  quedando la función de densidad de la  $E(\lambda)$  como:

$$f(x) = \lambda e^{-\lambda x} \quad (x > 0)$$

**Función de distribución:**  $F(x) = 1 - e^{-\lambda x}$

**Media:**  $\mu = \frac{1}{\lambda}$ , **Varianza:**  $V(X) = \frac{1}{\lambda^2}$

Sirve para modelar el tiempo transcurrido entre 2 sucesos “raros”. Así, cuando el número de estos en un intervalo de tiempo sigue una distribución de Poisson  $P(a)$ , el tiempo transcurrido entre 2 sucesivos sigue una exponencial  $E(a)$  (media  $\frac{1}{a}$ ).

Siendo típico el caso de que en una cola (de procesos, llamadas telefónicas, piezas para ser ensambladas, supermercado, . . . , las llegadas sigan una distribución de Poisson y el tiempo de servicio una Exponencial.



# Propiedad

**Propiedad: (Falta de memoria)** Dada una exponencial

$X \sim E(\lambda)$ , se verifica:

$$P(X \in (t_0, t_0 + \Delta t] | X > t_0) = P(X \leq \Delta t).$$

Esto significa que si el suceso “raro” no se ha producido transcurrido un tiempo  $t_0$ , la probabilidad de que ocurra en el siguiente  $\Delta t$ , es la misma que para el intervalo inicial  $\Delta t$ .

**Ejemplo:** Si  $X \sim E(2)$ , hallar  $P(X \leq 1)$ ,  $P(X \geq 2)$  y  $P(X < 3 | X \geq 2)$

$$P_a = P(X \leq 1) = F_X(1) = \int_0^1 2e^{-2x} dx = [-e^{-2x}]_0^1 = -e^{-2} + e^0$$

$$= 0.8647$$

$$P_b = P(X \geq 2) = 1 - F_X(2) = 0.0183$$

$$P_c = P(X < 3 | X \geq 2) = \frac{P(X \in [2, 3))}{P(X \geq 2)} = \frac{0.0158}{0.0183} = 0.8634$$

$$P(X \in [2, 3)) = \int_2^3 2e^{-2x} dx = F_X(3) - F_X(2) = 0.0158$$

**Nota:** Aunque parecidos los valores obtenidos 0.8647 y 0.8634 no coinciden por errores de cálculo y redondeos a 4 decimales.

# Distribución T-Student

## Definición

*Si  $z$  y  $z_i$  son variables aleatorias independientes que siguen todas una  $N(0, \sigma)$ , entonces la variable aleatoria:*

$$t = \frac{z}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n z_i^2}{n}}}$$

*sigue una  $t$  de Student con  $n$  grados de libertad.*

La función de densidad de la  $t$  de Student es:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{n}\beta\left(\frac{1}{2}, \frac{n}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{-\frac{n+1}{2}} \quad (-\infty < x < \infty, n \in \mathbb{N})$$

donde:  $\beta(p, q) = \frac{\Gamma(p)\Gamma(q)}{\Gamma(p+q)}$

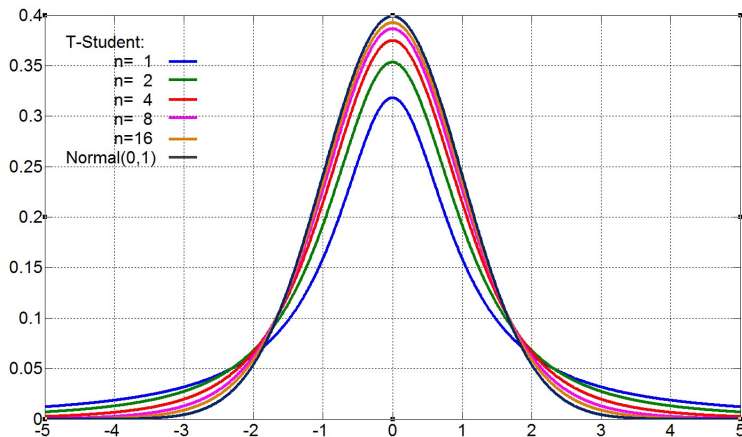
Media= $\mu = 0$  y varianza  $V = \frac{n}{n-2}$  para  $n \geq 3$ .

# Propiedades

## Propiedades

- 1 La variable  $t = \frac{z}{\sqrt{\frac{\chi_n^2}{n}}}$  sigue una  $t$  de Student con  $n$  g.d.l, donde  $z \rightsquigarrow N(0, 1)$  y  $\chi_n^2$  es una  $\chi^2$  con  $n$  g.d.l.
- 2 Depende sólo del parámetro  $n$  (grados de libertad).
- 3 Es simétrica con centro 0.
- 4 Se encuentra tabulada para valores de  $n$  y  $\alpha$ , proporcionando el valor  $a = t_{\alpha, n}$  tal que  $P(t_n \geq a) = \alpha = 1 - F_t(a)$
- 5 Se aproxima a la  $N(0, 1)$  cuando  $n$  es grande. (Se considera que para  $n > 30$ ).
- 6 Si tomamos muestras de tamaño  $n$  y cuasivarianza  $s^2$  de una población  $N(\mu, \sigma)$  entonces la v.a.  $\frac{\bar{x} - \mu}{s} \sqrt{n} \rightsquigarrow t_{n-1}$

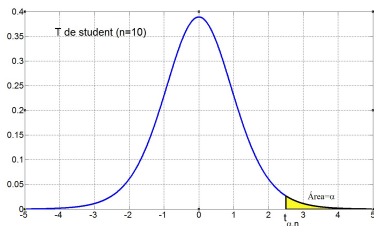
# Gráfica T-Student



La gráfica muestra la convergencia de la  $t$  de Student hacia la  $N(0,1)$  cuando crece  $n$ .

# Gráfica T-Student 2

| $\alpha$ | 0,40  | 0,30  | 0,20  | 0,10  | 0,050 | 0,025 | 0,010 | 0,005 | 0,001 | 0,0005 |
|----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|
| 1        | 0,325 | 0,727 | 1,376 | 3,078 | 6,314 | 12,71 | 31,82 | 63,66 | 318,3 | 636,6  |
| 2        | 0,289 | 0,617 | 1,061 | 1,886 | 2,920 | 4,303 | 6,965 | 9,925 | 22,33 | 31,60  |
| 3        | 0,277 | 0,584 | 0,978 | 1,638 | 2,353 | 3,182 | 4,541 | 5,841 | 10,21 | 12,92  |
| 4        | 0,261 | 0,569 | 0,941 | 1,533 | 2,132 | 2,776 | 3,747 | 4,604 | 7,173 | 8,610  |
| 5        | 0,267 | 0,559 | 0,920 | 1,476 | 2,015 | 2,571 | 3,365 | 4,032 | 5,893 | 6,869  |
| 6        | 0,265 | 0,553 | 0,906 | 1,440 | 1,943 | 2,447 | 3,143 | 3,707 | 5,208 | 5,959  |
| 7        | 0,263 | 0,549 | 0,896 | 1,415 | 1,895 | 2,365 | 2,998 | 3,499 | 4,785 | 5,408  |
| 8        | 0,262 | 0,546 | 0,889 | 1,397 | 1,860 | 2,306 | 2,896 | 3,355 | 4,501 | 5,041  |
| 9        | 0,261 | 0,543 | 0,883 | 1,383 | 1,833 | 2,262 | 2,821 | 3,250 | 4,297 | 4,781  |
| 10       | 0,260 | 0,542 | 0,879 | 1,372 | 1,812 | 2,228 | 2,764 | 3,169 | 4,144 | 4,587  |
| 11       | 0,260 | 0,540 | 0,876 | 1,363 | 1,796 | 2,201 | 2,718 | 3,106 | 4,025 | 4,437  |
| 12       | 0,259 | 0,539 | 0,873 | 1,356 | 1,782 | 2,179 | 2,681 | 3,055 | 3,930 | 4,318  |
| 13       | 0,259 | 0,538 | 0,870 | 1,350 | 1,771 | 2,160 | 2,650 | 3,012 | 3,852 | 4,221  |
| 14       | 0,258 | 0,537 | 0,868 | 1,345 | 1,761 | 2,145 | 2,624 | 2,977 | 3,787 | 4,140  |
| 15       | 0,258 | 0,536 | 0,866 | 1,341 | 1,753 | 2,131 | 2,602 | 2,947 | 3,733 | 4,073  |
| 16       | 0,258 | 0,535 | 0,865 | 1,337 | 1,746 | 2,120 | 2,583 | 2,921 | 3,686 | 4,015  |
| 17       | 0,257 | 0,534 | 0,863 | 1,333 | 1,740 | 2,110 | 2,567 | 2,898 | 3,646 | 3,965  |
| 18       | 0,257 | 0,534 | 0,862 | 1,330 | 1,734 | 2,101 | 2,552 | 2,878 | 3,610 | 3,922  |
| 19       | 0,257 | 0,533 | 0,861 | 1,328 | 1,729 | 2,093 | 2,539 | 2,861 | 3,579 | 3,883  |
| 20       | 0,257 | 0,533 | 0,860 | 1,325 | 1,725 | 2,086 | 2,528 | 2,845 | 3,552 | 3,850  |
| 21       | 0,257 | 0,532 | 0,859 | 1,323 | 1,721 | 2,080 | 2,518 | 2,831 | 3,527 | 3,819  |
| 22       | 0,256 | 0,532 | 0,858 | 1,321 | 1,717 | 2,074 | 2,508 | 2,819 | 3,505 | 3,792  |
| 23       | 0,256 | 0,532 | 0,858 | 1,319 | 1,714 | 2,069 | 2,500 | 2,807 | 3,485 | 3,768  |
| 24       | 0,256 | 0,531 | 0,857 | 1,318 | 1,711 | 2,064 | 2,492 | 2,797 | 3,467 | 3,745  |
| 25       | 0,256 | 0,531 | 0,856 | 1,316 | 1,708 | 2,060 | 2,485 | 2,787 | 3,450 | 3,725  |
| 26       | 0,256 | 0,531 | 0,856 | 1,315 | 1,706 | 2,056 | 2,479 | 2,779 | 3,435 | 3,707  |
| 27       | 0,256 | 0,531 | 0,855 | 1,314 | 1,703 | 2,052 | 2,473 | 2,771 | 3,421 | 3,690  |
| 28       | 0,256 | 0,530 | 0,855 | 1,313 | 1,701 | 2,048 | 2,467 | 2,763 | 3,408 | 3,674  |
| 29       | 0,256 | 0,530 | 0,854 | 1,311 | 1,699 | 2,045 | 2,462 | 2,756 | 3,396 | 3,659  |
| 30       | 0,256 | 0,530 | 0,854 | 1,310 | 1,697 | 2,042 | 2,457 | 2,750 | 3,385 | 3,646  |
| 40       | 0,255 | 0,529 | 0,851 | 1,303 | 1,684 | 2,021 | 2,423 | 2,704 | 3,307 | 3,551  |
| 50       | 0,255 | 0,528 | 0,849 | 1,299 | 1,676 | 2,009 | 2,403 | 2,678 | 3,261 | 3,496  |
| 60       | 0,254 | 0,527 | 0,848 | 1,296 | 1,671 | 2,000 | 2,390 | 2,660 | 3,232 | 3,460  |
| 80       | 0,254 | 0,526 | 0,846 | 1,292 | 1,664 | 1,990 | 2,374 | 2,639 | 3,195 | 3,416  |
| 100      | 0,254 | 0,526 | 0,845 | 1,290 | 1,660 | 1,984 | 2,364 | 2,626 | 3,174 | 3,390  |
| 200      | 0,254 | 0,525 | 0,843 | 1,286 | 1,653 | 1,972 | 2,345 | 2,601 | 3,131 | 3,340  |
| 500      | 0,253 | 0,525 | 0,842 | 1,283 | 1,648 | 1,965 | 2,334 | 2,586 | 3,107 | 3,310  |
| 1E+05    | 0,253 | 0,524 | 0,842 | 1,282 | 1,645 | 1,960 | 2,326 | 2,576 | 3,090 | 3,291  |



**Ejemplo:** Hallar  $t_{0.05,12}$ ,  $t_{0.01,25}$ ,  $t_{0.99,25}$  y  $t_{0.05,1000}$ .

**a:**  $t_{0.05,12} = 1.782$ ,

**b:**  $t_{0.01,25} = 2.485$

**c:**  $t_{0.99,25} = -t_{0.01,25} = -2.485$

**d:**  $t_{0.05,1000}$  Como  $n > 30$  se mira en la  $N(0,1)$  y resulta: 1.645.

# Distribución F de Fisher-Snedecor

## Definición

*Si tenemos dos variables aleatorias  $\chi_{n_1}^2$  y  $\chi_{n_2}^2$  independientes entre sí (ambas  $\chi^2$  y, respectivamente, con  $n_1$  y  $n_2$  g.d.l.), entonces la variable aleatoria:*

$$F = \frac{\frac{\chi_{n_1}^2}{n_1}}{\frac{\chi_{n_2}^2}{n_2}}$$

*sigue una F de Fisher-Snedecor con  $n_1$  y  $n_2$  grados de libertad.*

La función de densidad es:

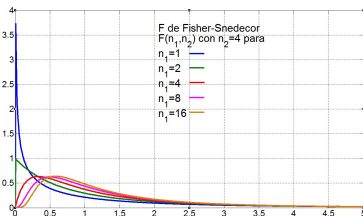
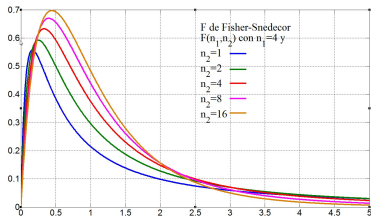
$$f(x) = \frac{\Gamma\left(\frac{n_1+n_2}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n_1}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n_2}{2}\right)} (n_1)^{\frac{n_1}{2}} (n_2)^{\frac{n_2}{2}} \frac{x^{\frac{n_1}{2}-1}}{(n_1x + n_2)^{\frac{n_1+n_2}{2}}} \text{ para } x > 0$$

**Media**  $= \mu = \frac{n_2}{n_2-2}$  para  $n_2 > 2$ .

**Varianza**:  $V = \frac{2n_2^2(n_1+n_2+2)}{n_1(n_2-2)^2(n_2-4)}$  para  $n_2 > 4$ .

# Propiedades

- 1 Asimétrica a la derecha.
- 2 Depende de dos parámetros  $n_1$  y  $n_2$  denominándose  $F(n_1, n_2)$
- 3 Se encuentra tabulada para valores de  $n_1$  y  $n_2$ , existiendo múltiples tablas, una para cada  $\alpha$ . Así, la tabla para  $\alpha = 0.25$  proporciona el valor de  $a = F_{\alpha, n_1, n_2}$ , tal que  $P(F(n_1, n_2) \geq a) = \alpha$ .
- 4 Verifica la propiedad:  $F_{\alpha, n_1, n_2} = \frac{1}{F_{1-\alpha, n_2, n_1}}$



# Tablas F Fisher-Snedecor

Distribución  $F$  de Fisher-Snedecor para  $\alpha = 0.025$

| $n_2 \backslash n_1$ | 1     | 2     | 3     | 4     | 5     | 6     | 7     | 8     | 9     | 10    | 12    | 15    | 24    | 30     | 40     | 60     | 120    | 1E+05  |
|----------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------|--------|--------|--------|--------|
| 1                    | 647.8 | 799.5 | 864.2 | 899.6 | 921.8 | 937.1 | 948.2 | 956.7 | 963.3 | 968.6 | 976.7 | 984.9 | 997.2 | 1001.4 | 1005.6 | 1009.8 | 1014.0 | 1018.3 |
| 2                    | 38.51 | 39.00 | 39.17 | 39.25 | 39.30 | 39.33 | 39.36 | 39.37 | 39.39 | 39.40 | 39.41 | 39.43 | 39.46 | 39.46  | 39.47  | 39.48  | 39.49  | 39.50  |
| 3                    | 17.44 | 16.04 | 15.44 | 15.10 | 14.88 | 14.73 | 14.62 | 14.54 | 14.47 | 14.42 | 14.34 | 14.25 | 14.12 | 14.08  | 14.04  | 13.99  | 13.95  | 13.90  |
| 4                    | 12.22 | 10.65 | 9.979 | 9.605 | 9.364 | 9.197 | 9.074 | 8.980 | 8.905 | 8.844 | 8.751 | 8.657 | 8.511 | 8.461  | 8.411  | 8.360  | 8.309  | 8.257  |
| 5                    | 10.01 | 8.434 | 7.764 | 7.388 | 7.146 | 6.978 | 6.853 | 6.757 | 6.681 | 6.619 | 6.525 | 6.428 | 6.278 | 6.227  | 6.175  | 6.123  | 6.069  | 6.015  |
| 6                    | 8.813 | 7.260 | 6.599 | 6.227 | 5.988 | 5.820 | 5.695 | 5.600 | 5.523 | 5.461 | 5.366 | 5.269 | 5.117 | 5.065  | 5.012  | 4.959  | 4.904  | 4.849  |
| 7                    | 8.073 | 6.542 | 5.890 | 5.523 | 5.285 | 5.119 | 4.995 | 4.899 | 4.823 | 4.761 | 4.666 | 4.568 | 4.415 | 4.362  | 4.309  | 4.254  | 4.199  | 4.142  |
| 8                    | 7.571 | 6.059 | 5.416 | 5.053 | 4.817 | 4.652 | 4.529 | 4.433 | 4.357 | 4.295 | 4.200 | 4.101 | 3.947 | 3.894  | 3.840  | 3.784  | 3.728  | 3.670  |
| 9                    | 7.209 | 5.715 | 5.078 | 4.718 | 4.484 | 4.320 | 4.197 | 4.102 | 4.026 | 3.964 | 3.868 | 3.769 | 3.614 | 3.560  | 3.505  | 3.449  | 3.392  | 3.333  |
| 10                   | 6.937 | 5.456 | 4.826 | 4.468 | 4.236 | 4.072 | 3.950 | 3.855 | 3.779 | 3.717 | 3.621 | 3.522 | 3.365 | 3.311  | 3.255  | 3.198  | 3.140  | 3.080  |
| 11                   | 6.724 | 5.256 | 4.630 | 4.275 | 4.044 | 3.881 | 3.759 | 3.664 | 3.588 | 3.526 | 3.430 | 3.330 | 3.173 | 3.118  | 3.061  | 3.004  | 2.944  | 2.883  |
| 12                   | 6.554 | 5.096 | 4.474 | 4.121 | 3.891 | 3.728 | 3.607 | 3.512 | 3.436 | 3.374 | 3.277 | 3.177 | 3.019 | 2.963  | 2.906  | 2.848  | 2.787  | 2.725  |
| 13                   | 6.414 | 4.965 | 4.347 | 3.996 | 3.767 | 3.604 | 3.483 | 3.388 | 3.312 | 3.250 | 3.153 | 3.053 | 2.895 | 2.837  | 2.780  | 2.720  | 2.659  | 2.596  |
| 14                   | 6.298 | 4.857 | 4.242 | 3.892 | 3.663 | 3.501 | 3.380 | 3.285 | 3.209 | 3.147 | 3.050 | 2.949 | 2.791 | 2.732  | 2.674  | 2.614  | 2.552  | 2.487  |
| 15                   | 6.200 | 4.765 | 4.153 | 3.804 | 3.576 | 3.415 | 3.293 | 3.199 | 3.123 | 3.060 | 2.963 | 2.862 | 2.704 | 2.644  | 2.585  | 2.524  | 2.461  | 2.395  |
| 16                   | 6.115 | 4.687 | 4.077 | 3.729 | 3.502 | 3.341 | 3.219 | 3.125 | 3.049 | 2.986 | 2.889 | 2.788 | 2.629 | 2.568  | 2.509  | 2.447  | 2.383  | 2.316  |
| 17                   | 6.042 | 4.619 | 4.011 | 3.663 | 3.436 | 3.275 | 3.153 | 3.059 | 2.982 | 2.919 | 2.822 | 2.721 | 2.562 | 2.501  | 2.442  | 2.380  | 2.315  | 2.248  |
| 18                   | 5.978 | 4.560 | 3.954 | 3.606 | 3.380 | 3.219 | 3.100 | 3.005 | 2.929 | 2.866 | 2.769 | 2.667 | 2.508 | 2.445  | 2.384  | 2.321  | 2.256  | 2.187  |
| 19                   | 5.922 | 4.508 | 3.903 | 3.555 | 3.329 | 3.168 | 3.049 | 2.954 | 2.878 | 2.815 | 2.718 | 2.616 | 2.456 | 2.393  | 2.332  | 2.270  | 2.203  | 2.133  |
| 20                   | 5.871 | 4.461 | 3.859 | 3.513 | 3.287 | 3.126 | 3.007 | 2.912 | 2.837 | 2.774 | 2.676 | 2.573 | 2.413 | 2.349  | 2.287  | 2.223  | 2.156  | 2.085  |
| 21                   | 5.827 | 4.420 | 3.819 | 3.475 | 3.250 | 3.089 | 2.970 | 2.875 | 2.799 | 2.736 | 2.637 | 2.534 | 2.374 | 2.309  | 2.246  | 2.182  | 2.114  | 2.042  |
| 22                   | 5.786 | 4.383 | 3.783 | 3.440 | 3.215 | 3.054 | 2.935 | 2.840 | 2.764 | 2.700 | 2.602 | 2.498 | 2.338 | 2.272  | 2.210  | 2.145  | 2.076  | 2.003  |
| 23                   | 5.750 | 4.349 | 3.750 | 3.408 | 3.183 | 3.022 | 2.903 | 2.808 | 2.732 | 2.668 | 2.570 | 2.466 | 2.306 | 2.239  | 2.176  | 2.111  | 2.041  | 1.968  |
| 24                   | 5.717 | 4.319 | 3.721 | 3.379 | 3.154 | 2.993 | 2.874 | 2.779 | 2.703 | 2.640 | 2.541 | 2.437 | 2.277 | 2.209  | 2.146  | 2.080  | 2.010  | 1.935  |
| 25                   | 5.686 | 4.291 | 3.694 | 3.353 | 3.128 | 2.967 | 2.848 | 2.753 | 2.677 | 2.613 | 2.515 | 2.411 | 2.251 | 2.242  | 2.182  | 2.118  | 2.052  | 1.981  |
| 26                   | 5.659 | 4.265 | 3.670 | 3.329 | 3.104 | 2.943 | 2.824 | 2.729 | 2.653 | 2.590 | 2.491 | 2.387 | 2.227 | 2.157  | 2.093  | 2.026  | 1.954  | 1.878  |
| 27                   | 5.633 | 4.242 | 3.647 | 3.306 | 3.081 | 2.920 | 2.801 | 2.706 | 2.630 | 2.567 | 2.468 | 2.364 | 2.195 | 2.133  | 2.069  | 2.002  | 1.930  | 1.853  |
| 28                   | 5.610 | 4.221 | 3.626 | 3.285 | 3.060 | 2.899 | 2.780 | 2.685 | 2.609 | 2.546 | 2.447 | 2.343 | 2.174 | 2.112  | 2.048  | 1.980  | 1.907  | 1.829  |
| 29                   | 5.588 | 4.201 | 3.607 | 3.266 | 3.041 | 2.880 | 2.761 | 2.666 | 2.590 | 2.527 | 2.428 | 2.324 | 2.155 | 2.092  | 2.028  | 1.959  | 1.886  | 1.807  |
| 30                   | 5.568 | 4.182 | 3.589 | 3.248 | 3.023 | 2.862 | 2.743 | 2.648 | 2.572 | 2.509 | 2.410 | 2.306 | 2.137 | 2.074  | 2.009  | 1.940  | 1.866  | 1.787  |
| 40                   | 5.424 | 4.051 | 3.463 | 3.122 | 2.904 | 2.743 | 2.624 | 2.529 | 2.452 | 2.388 | 2.288 | 2.182 | 2.007 | 1.943  | 1.875  | 1.803  | 1.724  | 1.637  |
| 60                   | 5.286 | 3.925 | 3.343 | 3.008 | 2.786 | 2.625 | 2.506 | 2.411 | 2.334 | 2.270 | 2.169 | 2.061 | 1.882 | 1.815  | 1.744  | 1.667  | 1.581  | 1.482  |
| 120                  | 5.152 | 3.805 | 3.227 | 2.894 | 2.674 | 2.513 | 2.394 | 2.299 | 2.222 | 2.157 | 2.055 | 1.945 | 1.760 | 1.690  | 1.614  | 1.530  | 1.433  | 1.311  |
| 1E+05                | 5.024 | 3.689 | 3.116 | 2.786 | 2.567 | 2.406 | 2.287 | 2.192 | 2.114 | 2.048 | 1.945 | 1.833 | 1.648 | 1.566  | 1.484  | 1.388  | 1.269  | 1.012  |

Hallar: a)  $F(0.025, 5, 7)$ , b)  $F(0.025, 7, 5)$  c)  $F(0.975, 5, 7)$

a:  $F(0.025, 5, 7)=5.285$ , b:  $F(0.025, 7, 5)=6.853$

c:  $F(0.975, 5, 7) = \frac{1}{F(0.025, 7, 5)} = \frac{1}{6.853} = 0.146$



# Distribución Log-normal

## Definición

Una variable  $X$  sigue una **distribución log-normal** si los logaritmos neperianos de sus valores están normalmente distribuidos. Es decir:  $\eta = \ln(X)$  es una  $N(\mu, \sigma)$

La función de densidad es:

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\log(x)-\mu)^2}{2\sigma^2}} \quad (0 < x < \infty)$$

Depende de los parámetros  $\mu$  y  $\sigma$ .

**Media:**  $E(X) = e^{\mu + \frac{\sigma^2}{2}}$

**Varianza:**  $V(X) = e^{2\mu + 2\sigma^2} - e^{2\mu + \sigma^2}$