

ASIGNATURA: ESTADÍSTICA Y PROCESOS ESTOCÁSTICOS

EXAMEN FINAL (Primavera 2013)

Duración: 2 horas 30'

Fecha: 3 de Junio de 2013

Fecha publicación notas: 12-06- 2013

Fecha revisión examen: 17-06-2013

APELLIDOS Y NOMBRE:

DNI:

TITULACIÓN:

Ejercicio 1 (1 punto)

Hay n calcetines en un cajón, de los que 3 son rojos. Supongamos que, si se eligen dos calcetines aleatoriamente, la probabilidad de que ambos sean rojos es $1/2$. Encuentra el valor de n .

Solución. Como todos los pares tienen igual probabilidad de ser elegidos, aplicando la regla de Laplace se obtiene

$$\frac{1}{2} = P(\text{elegir dos rojos}) = \frac{\binom{3}{2}}{\binom{n}{2}} = \frac{3}{\frac{n!}{2(n-2)!}} = \frac{6}{n^2 - n}$$

Entonces $n^2 - n - 12 = 0$, de donde se deduce que $n = 4$.

Ejercicio 2 (1.5 puntos)

Se sabe que un 0.1 % de las personas que entran al metro tienen un billete caducado. Además, hay una probabilidad igual a 0.01 de que un billete de metro no caducado dé como no válido al pasar por el tornó. Un determinado día pasan 1000 personas por cierta estación (cada uno con su billete).

- (a) Calcula la función de probabilidad de la variable aleatoria X : Número de billetes que el tornó da como no válidos.

Solución. X tiene distribución $\text{Bin}(n = 1000, p)$ donde p es la probabilidad de que un billete de como no válido al pasar por el tornó. Calculamos a continuación el parámetro p .

Denotamos

$$V \equiv \text{El billete es considerado válido}, \quad C \equiv \text{El billete está caducado}$$

Sabemos que $P(C) = 0.001$ y que $P(\bar{V}/\bar{C}) = 0.01$. Utilizando el teorema de la probabilidad total se obtiene

$$p = P(\bar{V}) = P(\bar{V}/C)P(C) + P(\bar{V}/\bar{C})P(\bar{C}) = 1 \cdot 0.001 + 0.01 \cdot 0.999 = 0.01099$$

Por tanto $P(X = i) = \binom{1000}{i} 0.01099^i \cdot 0.98901^{1000-i}$, $i = 0, 1, \dots, 1000$

- (b) Calcula el número medio de personas que “tienen un billete no caducado y no pasan el tornó”.

Solución. Sea Y la variable aleatoria que mide “cuántas personas, de las 10000, tienen un billete no caducado y el tornó lo considera no válido”. Esta distribución tiene distribución binomial $\text{Bin}(n = 1000, p_1)$ siendo

$$p_1 = P(\bar{C} \cap \bar{V}) = P(\bar{V}/\bar{C})P(\bar{C}) = 0.01 \cdot 0.999 = 0.00999$$

Entonces

$$E(Y) = np_1 = 1000 \cdot 0.00999 = 9.99$$

Ejercicio 3 (1.5 puntos)

Se ha comprobado que el tiempo de vida, X , de ciertos elementos sigue una distribución exponencial con media 8 meses.

(a) Calcula la probabilidad de que un elemento tenga una vida entre 3 y 12 meses.

Solución.

$$f_X(x) = \frac{1}{8}e^{-x/8}, \quad \text{si } x > 0$$

$$P(3 < X < 12) = \int_3^{12} \frac{1}{8}e^{-x/8} dx = -e^{-x/8} \Big|_3^{12} \simeq 0.4641$$

(b) Calcula el cuantil de orden 0.95 de X .

Solución.

$$0.95 = P(X \leq q_{0.95}) = \int_0^{q_{0.95}} \frac{1}{8}e^{-x/8} dx = -e^{-x/8} \Big|_0^{q_{0.95}} = 1 - e^{-q_{0.95}/8}$$

$$0.05 = e^{-q_{0.95}/8} \Rightarrow \ln(0.05) = -\frac{q_{0.95}}{8} \Rightarrow q_{0.95} = -8 \ln(0.05) \simeq 23.96$$

(c) Calcula la probabilidad de que un elemento que ha vivido ya más de 10 meses viva más de 25.

Solución.

$$P(X > 25 | X > 10) = \frac{P(X > 25)}{P(X > 10)} = \frac{\int_{25}^{+\infty} \frac{1}{8}e^{-x/8} dx}{\int_{10}^{+\infty} \frac{1}{8}e^{-x/8} dx} = \frac{-e^{-x/8} \Big|_{25}^{+\infty}}{-e^{-x/8} \Big|_{10}^{+\infty}} = \frac{e^{-25/8}}{e^{-10/8}} = e^{-15/8}$$

Ejercicio 4 (1 punto) La producción diaria (en cientos de unidades) de una fábrica de monturas para gafas sigue una distribución normal. El valor de la cuasivarianza en una muestra tomada a lo largo de 16 días es $s_1^2 = 4.33$. Calcula un intervalo de confianza al 95 % para la desviación típica de la producción diaria.

Nota: Sea X una variable aleatoria con distribución chi cuadrado con 15 grados de libertad. La siguiente tabla muestra los valores de su función de distribución en diferentes abscisas

x	6.26	7.26	10.30	24.99	27.48
$P(X \leq x)$	0.025	0.05	0.2	0.95	0.975

Solución. Sabemos que

$$\frac{(n-1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi_{n-1}^2$$

Entonces

$$P\left(q_{0.025} \leq \frac{15S_1^2}{\sigma^2} \leq q_{0.975}\right) = 0.95$$

$$P\left(\frac{15S_1^2}{q_{0.975}} \leq \sigma^2 \leq \frac{15S_1^2}{q_{0.025}}\right) = 0.95$$

Un intervalo de confianza al 95 % para σ^2 es

$$\left(\frac{15 \cdot 4.33}{27.48}, \frac{15 \cdot 4.33}{6.26}\right) = (2.36, 10.37)$$

Por tanto, un intervalo de confianza al 95 % para σ es

$$(\sqrt{2.36}, \sqrt{10.37}) = (1.53, 3.22)$$

Ejercicio 5 (1.5 puntos) Sean X y Y dos variables aleatorias independientes con distribución uniforme en $(0, 1)$.

(a) Calcula $P(X \leq a)$, siendo $0 \leq a \leq 1$.

Solución.

$$P(X \leq a) = \int_0^a dx = a$$

(b) Calcula $P(\max\{X, Y\} < a)$, siendo $0 \leq a \leq 1$.

Solución.

$$P(\max\{X, Y\} \leq a) \stackrel{v.a.i}{=} P(X \leq a) \cdot P(Y \leq a) = a^2$$

(c) Calcula $P(X + Y \leq \frac{1}{2})$.

Solución.

$$\begin{aligned} P(X + Y \leq \frac{1}{2}) &= \int_0^{\frac{1}{2}} dx \int_0^{\frac{1}{2}-x} dy \\ &= \int_0^{\frac{1}{2}} \left(\frac{1}{2} - x\right) dx = \frac{1}{8} \end{aligned}$$

(d) Calcula $E(XY)$ y $\text{VAR}(2X + Y)$.

Solución.

$$\begin{aligned} E[X \cdot Y] &\stackrel{v.a.i}{=} E[X] \cdot E[Y] = \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} = \frac{1}{4} \\ \text{VAR}(2X + Y) &\stackrel{v.a.i}{=} 4 \text{VAR}(X) + \text{VAR}(Y) \stackrel{Tablas}{=} 4 \cdot \frac{1}{12} + \frac{1}{12} = \frac{5}{12} \end{aligned}$$

Ejercicio 6 (1 punto)

Supongamos que X_1, X_2, \dots, X_{30} son variables aleatorias independientes idénticamente distribuidas, con media $E(X_i) = \frac{5}{2}$ y varianza $\text{VAR}(X_i) = \frac{5}{4}$, $i = 1, 2, \dots, 30$.

Sea

$$\bar{X} = \frac{X_1 + \dots + X_{30}}{30}$$

(a) Calcula $E[\bar{X}]$ y $\text{VAR}(\bar{X})$.

Solución.

$$\begin{aligned} E[\bar{X}] &= \frac{1}{30} \sum_{i=1}^{30} E[X_i] = \frac{1}{30} \cdot 30 \cdot E[X_i] = \frac{5}{2} \\ \text{VAR}(\bar{X}) &\stackrel{v.a.i}{=} \frac{1}{30^2} \sum_{i=1}^{30} \text{VAR}(X_i) = \frac{1}{30^2} \cdot 30 \cdot \text{VAR}(x_i) = \frac{1}{24} \end{aligned}$$

(b) Utiliza el teorema central del límite para obtener un valor aproximado de $P(\bar{X} > 3)$.

Solución.

$$\begin{aligned} \bar{X} &\rightsquigarrow N\left(\frac{5}{2}, \sigma^2 = \frac{1}{24}\right) \\ P(\bar{X} > 3) &= P\left(Z > \frac{3 - \frac{5}{2}}{\sqrt{\frac{1}{24}}}\right) = 1 - P(Z < 2.45) \stackrel{Tablas}{\simeq} 0.00714 \end{aligned}$$

Ejercicio 7 (1.5 puntos)

El número de llegadas a un sistema $N(t)$ es un proceso de Poisson de tasa $\lambda = 2$ llegadas/segundo.

- a) Calcula la probabilidad de que no haya ninguna llegada entre los segundos 5 y 7, es decir en el intervalo de tiempo $[5, 7]$.

Solución.

Las llegadas en el intervalo $[5, 7]$, $N(7) - N(5)$, tiene distribución de Poisson de media $\lambda \times 2 = 4$ (la misma que $N(2)$). Entonces

$$P(N(7) - N(5) = 0) = e^{-4}$$

- b) Calcula $P(N(1) = 3, N(4) = 8)$

Solución. Teniendo en cuenta que las llegadas en el intervalo $(0, 1)$, $N(1)$, y en el intervalo $(1, 4)$, $N(4) - N(1)$, son independientes, que $N(1)$ tiene distribución de Poisson de media $2 \times 1 = 2$ y que $N(4) - N(1)$ tiene distribución de Poisson de media $2 \times 3 = 6$ se obtiene

$$\begin{aligned} P(N(1) = 3, N(4) = 8) &= P(N(1) = 3, N(4) - N(1) = 5) \\ &= P(N(1) = 3) P(N(4) - N(1) = 5) = e^{-2} \frac{2^3}{3!} e^{-6} \frac{6^5}{5!} \end{aligned}$$

- c) Calcula $P(N(3) < N(1) + 2)$

Solución.

$$P(N(3) - N(1) < 2) = P(N(3) - N(1) = 0) + P(N(3) - N(1) = 1) = e^{-4}(1 + 4) = 5e^{-4}$$

- d) Calcula $E[N(3)^2]$

Solución.

$$E[N(3)^2] = \text{VAR}[N(3)] + E[N(3)]^2 = 6 + 36 = 42$$

Ejercicio 8 (1 punto)

Sea $X(t) = A \cos(wt)$ donde w es una variable aleatoria con distribución uniforme en el intervalo $[1, 3]$ y A es una variable aleatoria independiente de w con $P(A = 1) = 0.2$ y $P(A = 2) = 0.8$. Calcula la media del proceso $E[X(t)]$.

Solución.

$$E[X(t)] = E[A]E[\cos(wt)] = (0.2 + 2 \times 0.8) \int_1^3 \cos(wt) \frac{1}{2} dw = 0.9 \frac{\sin(3t) - \sin(t)}{t}$$