

UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA - Facultad de Ingeniería
Primer Parcial de PROBABILIDAD Y ESTADÍSTICA 2002 - 18 de mayo del 2002

N° de PARCIAL

APELLIDOS

NOMBRE

CEDULA DE IDENTIDAD

Nombre de su docente de Teórico (si no asiste a teórico, escriba NO; si asiste regularmente a dos teóricos, escriba los dos nombres): _____

Nombre de su docente de Práctico (si no asiste a práctico, escriba NO; si asiste regularmente a dos prácticos, escriba los dos nombres): _____

Total de puntos: 40.

Duración de la prueba: 4 horas.

Puede emplear su material de estudio (libros, apuntes, calculadora, etc.)

Se ruega no plantear preguntas que no sean meras aclaraciones de letra.

Buena suerte !!

Problema 1 (13 puntos)

Considere dos bolilleros, A y B . El bolillero A tiene un total de 12 bolillas, de las cuales 10 son rojas y 2 azules. El bolillero B tiene un total de 10 bolillas, de las cuales 4 son rojas y 6 azules. Se realiza un sorteo para decidir de qué bolillero se van a extraer las bolillas. En este sorteo se tiene que

$$P(\text{salga sorteado el bolillero } A) = \frac{1}{5}$$

$$P(\text{salga sorteado el bolillero } B) = \frac{4}{5}$$

Una vez elegido un bolillero se extrae al azar una bolilla del bolillero seleccionado.

- (a) (5 puntos) Calcular la probabilidad de sacar una bolilla roja.
- (b) (4 puntos) Si se extrae una bolilla y es roja, ¿cuál es la probabilidad de que haya sido seleccionado en el sorteo el bolillero A ?
- (c) (4 puntos) Se modifica ahora el experimento: se realiza el sorteo como antes, pero se extraen 4 bolillas en lugar de una del bolillero sorteado con la condición adicional de que si el bolillero seleccionado es el A las extracciones son **con reposición**, en tanto que si el bolillero seleccionado es el B las extracciones son **sin reposición**. En esta nueva situación, calcular la probabilidad de sacar exactamente k bolillas rojas (indicar para que valores de k tiene sentido el cálculo anterior)

(Sugerencia: Considerar la distribución del número de bolillas rojas dentro de las 4 seleccionadas dado que el sorteo favoreció al bolillero A y hacer lo mismo para el bolillero B .)

Problema 2 (14 puntos)

Decimos que la variable aleatoria X tiene distribución de Maidana (y lo denotamos $X \sim \mathcal{M}$) si X es absolutamente continua con densidad

$$f(x) = \begin{cases} \frac{3}{4}(1-x^2) & \text{si } x \in [-1, 1]; \\ 0 & \text{si no.} \end{cases}$$

Asumiendo $X \sim \mathcal{M}$,

- (a) (2 puntos) Calcular la función de distribución de X .
- (b) (2 puntos) Hallar a tal que $\mathbf{P}(X \leq a) = \mathbf{P}(X > a) = \frac{1}{2}$.
- (c) (3 puntos) Calcular $\mathbf{E}(X)$, $\mathbf{E}(X^2)$ y $\mathbf{E}(X^4)$.

Considere variables aleatorias X_1, X_2 y X_3 *i.i.d.* $\sim \mathcal{M}$. Se definen las variables $U = X_1X_2$ y $V = X_2X_3$,

- (d) i. (2 puntos) Calcular $\mathbf{E}(U)$, $\mathbf{E}(V)$, $\mathbf{E}(UV)$ y $\mathbf{Cov}(U, V)$.
ii. (2 puntos) Calcular $\mathbf{E}(U^2)$, $\mathbf{E}(V^2)$ y $\mathbf{E}((UV)^2)$
- (e) (3 puntos) ¿Son U y V independientes?. Justifique su respuesta.

Problema 3 (13 puntos)

Una pieza de una máquina se verifica al final de cada hora de producción y se cambia por una nueva en caso de encontrarse rota. El tiempo de vida en horas de la pieza se puede modelar con una variable aleatoria T con distribución exponencial de parámetro λ ($T \sim \text{Exp}(\lambda)$), por lo tanto el tiempo en horas que transcurre hasta el recambio de la pieza se puede modelar con una variable aleatoria $X = [T] + 1$, donde $[T]$ es la parte entera de T (esto es, $[T] = n$ si y sólo si $n \leq T < n + 1$).

- (a) i. (3 puntos) Hallar la función de probabilidad de la variable aleatoria X
ii. (1 punto) Deducir que $X \sim \text{Geo}(p)$ (distribución geométrica de parámetro p) con $p = 1 - e^{-\lambda}$
- (b) Denotaremos (de aquí y hasta el final del ejercicio) por X_1 el tiempo (en horas) de recambio de la primera pieza, X_2 el tiempo (en horas) de recambio de la segunda pieza y así sucesivamente, de modo que el tiempo (en horas) Y_n en que se realiza el n -ésimo recambio es $Y_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$, con X_1, X_2, \dots, X_n *i.i.d.*
 - (i) (2 puntos) Hallar la distribución de Y_n . ¿Cuáles son su valor esperado y su varianza?
 - (ii) (2 puntos) Calcular aproximadamente la probabilidad de que se tengan que cambiar 100 piezas antes de las 240 horas de producción si el tiempo de vida de las piezas es $T \sim \text{Exp}(\ln 2)$.
(Sugerencia: usar el teorema central del límite.)
- (c) A partir de los tiempos (en horas) X_1, X_2, \dots, X_n en los que se realiza el recambio de las piezas se desea estimar el parámetro λ del tiempo de vida de dichas piezas.
 - (i) (1 punto) Calcular λ en función de μ siendo $\mu = \mathbf{E}(X_1)$.
 - (ii) (1 punto) ¿Cómo estimaría μ a partir de las observaciones de los tiempos de recambio de las piezas?
 - (iii) (3 puntos) Construir un estimador consistente para λ en función de las observaciones X_1, X_2, \dots, X_n de los tiempos de recambio de las piezas.

SOLUCIONES

Problema 1

(a) Consideremos los sucesos

$A =$ “el bollillero sorteado es el A ”

$B =$ “el bollillero sorteado es el B ”

$R =$ “la bollila extraída es roja”

Luego

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(R) &= \mathbf{P}(R \cap A) + \mathbf{P}(R \cap B) = \mathbf{P}(R/A) \mathbf{P}(A) + \mathbf{P}(R/B) \mathbf{P}(B) \\ &= \left(\frac{10}{12}\right) \left(\frac{1}{5}\right) + \left(\frac{4}{10}\right) \left(\frac{4}{5}\right) = \boxed{\frac{73}{150} = 0.48667} \end{aligned}$$

(b)

$$\mathbf{P}(A/R) = \frac{\mathbf{P}(A \cap R)}{\mathbf{P}(R)} = \frac{\mathbf{P}(R/A) \mathbf{P}(A)}{\mathbf{P}(R)} = \frac{\left(\frac{10}{12}\right) \left(\frac{1}{5}\right)}{\frac{73}{150}} = \boxed{\frac{25}{73} = 0.34247}$$

(c) Consideremos el suceso

$R_k =$ “hay exactamente k bolillas rojas entre las 4 bollilas extraidas” para $k = 0, 1, 2, 3, 4$

Luego

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(R_k) &= \mathbf{P}(R_k \cap A) + \mathbf{P}(R_k \cap B) = \\ &= \underbrace{\mathbf{P}(R_k/A)}_{\substack{\mathbf{C}_k^4 \left(\frac{10}{12}\right)^k \left(1 - \frac{10}{12}\right)^{4-k} \\ \text{(muestreo con reposición)}}} \mathbf{P}(A) + \underbrace{\mathbf{P}(R_k/B)}_{\substack{\mathbf{C}_k^4 \mathbf{C}_{4-k}^6 \\ \mathbf{C}_4^{10} \\ \text{(muestreo sin reposición)}}} \mathbf{P}(B) = \end{aligned}$$

\Rightarrow

$$\mathbf{P}(R_k) = \mathbf{C}_k^4 \left(\frac{10}{12}\right)^k \left(1 - \frac{10}{12}\right)^{4-k} \left(\frac{1}{5}\right) + \frac{\mathbf{C}_k^4 \mathbf{C}_{4-k}^6}{\mathbf{C}_4^{10}} \left(\frac{4}{5}\right) \quad \text{para } k = 0, 1, 2, 3, 4$$

Problema 2

(a) La función de distribución de X es

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt \quad \forall x \in \mathbb{R}$$

Si $x < -1$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x \underbrace{f(t)}_{=0} dt = 0$$

Si $-1 \leq x < 1$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^{-1} \underbrace{f(t)}_{=0} dt + \int_{-1}^x f(t) dt = \int_{-1}^x \frac{3}{4}(1-t^2) dt = \frac{3}{4} \left(x - \frac{1}{3}x^3 + \frac{2}{3} \right) = \frac{1}{4}(2-x)(x+1)^2$$

Si $x \geq 1$

$$F(x) = \int_{-\infty}^x f(t) dt = \int_{-\infty}^{-1} \underbrace{f(t)}_{=0} dt + \int_{-1}^1 f(t) dt + \int_1^{+\infty} \underbrace{f(t)}_{=0} dt = \int_{-1}^1 \frac{3}{4}(1-t^2) dt = 1$$

En resumen

$$F(x) = \begin{cases} 0 & \text{si } x < -1 \\ \frac{1}{4}(2-x)(x+1)^2 & \text{si } -1 \leq x < 1 \\ 1 & \text{si } x \geq 1 \end{cases}$$

(b)

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X \leq a) = \mathbf{P}(X > a) = \frac{1}{2} &\Leftrightarrow \begin{cases} F(a) = \frac{1}{2} \\ -1 \leq a \leq 1 \end{cases} \Leftrightarrow \begin{cases} \frac{1}{4}(2-a)(a+1)^2 = \frac{1}{2} \\ -1 \leq a \leq 1 \end{cases} \\ &\Leftrightarrow \begin{cases} a(a-\sqrt{3})(a+\sqrt{3}) = 0 \\ -1 \leq a \leq 1 \end{cases} \Leftrightarrow \boxed{a = 0} \end{aligned}$$

(c)

$$\mathbf{E}(X) = \int_{-1}^1 x f(x) dx = \frac{3}{4} \int_{-1}^1 x(1-x^2) dx = \boxed{0}$$

$$\mathbf{E}(X^2) = \int_{-1}^1 x^2 f(x) dx = \frac{3}{4} \int_{-1}^1 x^2(1-x^2) dx = \boxed{\frac{1}{5}}$$

$$\mathbf{E}(X^4) = \int_{-1}^1 x^4 f(x) dx = \frac{3}{4} \int_{-1}^1 x^4(1-x^2) dx = \boxed{\frac{3}{35}}$$

(d) i.

$$\mathbf{E}(U) = \mathbf{E}(X_1 X_2) = (\text{por la independencia}) \mathbf{E}(X_1) \mathbf{E}(X_2) = \boxed{0}$$

$$\mathbf{E}(V) = \boxed{0} \text{ (idem)}$$

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(UV) &= \mathbf{E}((X_1 X_2)(X_2 X_3)) = \mathbf{E}(X_1 (X_2)^2 X_3) = \\ &= \text{(por la independencia)} \mathbf{E}(X_1) \mathbf{E}((X_2)^2) \mathbf{E}(X_3) = \boxed{0} \end{aligned}$$

$$\mathbf{Cov}(U, V) = \mathbf{E}(UV) - \mathbf{E}(U)\mathbf{E}(V) = \boxed{0}$$

ii.

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(U^2) &= \mathbf{E}((X_1 X_2)^2) = \mathbf{E}((X_1)^2 (X_2)^2) = \text{(por la independencia)} \mathbf{E}((X_1)^2) \mathbf{E}((X_2)^2) = \\ &= \left(\frac{1}{5}\right) \left(\frac{1}{5}\right) = \boxed{\frac{1}{25}} \end{aligned}$$

$$\mathbf{E}(V^2) = \boxed{\frac{1}{25}} \text{ (idem)}$$

$$\begin{aligned} \mathbf{E}((UV)^2) &= \mathbf{E}((X_1 X_2)^2 (X_2 X_3)^2) = \mathbf{E}((X_1)^2 (X_2)^4 (X_3)^2) = \mathbf{E}((X_1)^2) \mathbf{E}((X_2)^4) \mathbf{E}((X_3)^2) = \\ &= \left(\frac{1}{5}\right) \left(\frac{3}{35}\right) \left(\frac{1}{5}\right) = \boxed{\frac{3}{875}} \end{aligned}$$

(e) **No son independientes**, pues si U y V fuesen independientes $\Rightarrow U^2$ y V^2 independientes $\Rightarrow \mathbf{E}((UV)^2) = \mathbf{E}(U^2) \mathbf{E}(V^2)$. lo cual es falso, pues por la parte anterior

$$\mathbf{E}((UV)^2) = \frac{3}{875} \neq \frac{1}{625} = \left(\frac{1}{25}\right) \left(\frac{1}{25}\right) = \mathbf{E}(U^2) \mathbf{E}(V^2)$$

Problema 3

(a) i. Como

$$T \sim \text{Exp}(\lambda) \Leftrightarrow f_T(t) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda t} & \text{si } x \geq 0 \\ 0 & \text{si } x < 0 \end{cases}$$

se tiene que

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X = n) &= \mathbf{P}([T] + 1 = n) = \mathbf{P}([T] = n - 1) = \mathbf{P}(n - 1 \leq T < n) = \\ &= \int_{n-1}^n f_T(t) dt = \int_{n-1}^n \lambda e^{-\lambda t} dt = \boxed{-e^{-n\lambda} + e^{-(n-1)\lambda}} \quad \text{con } n \in \mathbb{N} \end{aligned}$$

ii. Para cada $n \in \mathbb{N}$ tenemos que:

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(X = n) &= -e^{-n\lambda} + e^{-(n-1)\lambda} = e^{-(n-1)\lambda} - e^{-n\lambda} = e^{-(n-1)\lambda} - e^{-(n-1)\lambda} e^\lambda = e^{-(n-1)\lambda} (1 - e^{-\lambda}) = \\ &= (e^{-\lambda})^{n-1} (1 - e^{-\lambda}) = (1 - p)^{n-1} p \quad \text{donde } p = 1 - e^{-\lambda} \end{aligned}$$

Así $X \sim \text{Geo}(p)$ con $p = 1 - e^{-\lambda}$

(b) Sea $Y_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n$ el tiempo en que se realiza el n -ésimo recambio, con X_1, X_2, \dots, X_n i.i.d con distribución $\text{Geo}(p)$.

(i) Como X_1, X_2, \dots, X_n son i.i.d. con distribución $Geo(p)$ sabemos (ver *Práctico 3 Ejercicio 7(d)*) que

$$Y \text{ tiene distribución binomial negativa } BN(n, p)$$

por lo tanto (ver *Práctico 6 Ejercicio 9*)

$$\mathbf{E}(Y_n) = \frac{n}{p} = \frac{n}{1 - e^{-\lambda}}$$

$$\mathbf{Var}(Y_n) = n \frac{1-p}{p^2} = n \frac{1 - (1 - e^{-\lambda})}{(1 - e^{-\lambda})^2} = \frac{n e^{-\lambda}}{(1 - e^{-\lambda})^2}$$

(ii) Para $n = 100$ piezas de recambio, queremos calcular

$$\begin{aligned} \mathbf{P}(Y_n \leq 240) &= \mathbf{P}(X_1 + X_2 + \dots + X_n \leq 240) = \\ &= \mathbf{P}\left(\frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} \leq \frac{240}{n}\right) = \\ &= \mathbf{P}\left(\underbrace{\sqrt{n} \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} - \mathbf{E}(X_1)}_{\sqrt{\mathbf{Var}(X_1)}} \leq \underbrace{\sqrt{n} \frac{240}{n} - \mathbf{E}(X_1)}_{=a}\right) \end{aligned} \quad \text{donde } X_1 \sim Geo(p)$$

Por el teorema central del límite

$$\sqrt{n} \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} - \mathbf{E}(X_1) \approx Z \quad \text{con } Z \sim \mathbf{N}(0, 1)$$

Así

$$\mathbf{P}(Y_n \leq 240) \approx \mathbf{P}(Z \leq a)$$

Como $\lambda = \ln 2$ tenemos que

$$\mathbf{E}(X_1) = \frac{1}{p} = \frac{1}{1 - e^{-\ln 2}} = 2 \quad \text{y} \quad \mathbf{Var}(X_1) = \frac{1-p}{p^2} = \frac{e^{-\ln 2}}{(1 - e^{-\ln 2})^2} = 2$$

luego

$$a = \sqrt{n} \frac{\frac{240}{n} - \mathbf{E}(X_1)}{\sqrt{\mathbf{Var}(X_1)}} = \sqrt{100} \frac{\frac{240}{100} - 2}{\sqrt{2}} = 2\sqrt{2}$$

entonces

$$\mathbf{P}(Y_n \leq 240) \approx \mathbf{P}(Z \leq 2\sqrt{2}) = 0.99766107$$

(también se puede hacer directamente usando los resultados del *ejercicio 5 del Práctico 7*)

(c) (i)

$$\mu = \mathbf{E}(X_1) \Leftrightarrow \mu = \frac{1}{p} \Leftrightarrow \mu = \frac{1}{1 - e^{-\lambda}}$$

de donde

$$\lambda = -\ln \frac{\mu - 1}{\mu} \Leftrightarrow \lambda = -\ln \frac{\mathbf{E}(X_1) - 1}{\mathbf{E}(X_1)}$$

(ii) Por la ley fuerte de los grandes números

$$\bar{X}_n = \frac{X_1 + X_2 + \dots + X_n}{n} \xrightarrow{c.s.} \mu$$

por lo tanto

$$\hat{\mu} = \bar{X}_n$$

es un estimador consistente para μ

(iii) Por lo anterior, tenemos que

$$-\ln \frac{\bar{X}_n - 1}{\bar{X}_n} \xrightarrow{c.s.} -\ln \frac{\mu - 1}{\mu} = \lambda$$

así

$$\hat{\lambda} = -\ln \frac{\bar{X}_n - 1}{\bar{X}_n}$$

es un estimador consistente para λ (función de las observaciones X_1, X_2, \dots, X_n)