

APELLIDO Y NOMBRE:

N° DE LIBRETA:

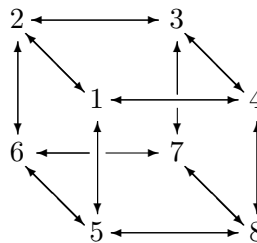
1	2	3	4	NOTA

El examen se aprueba sumando un total de 60 puntos o más. La distribución de puntos por ejercicio es uniforme. Por favor entregar cada ejercicio en hojas separadas. Justificar todas las respuestas.

- Sean X_i variables aleatorias independientes con distribución de *Poisson* de parámetro λ_i para $i = 1, 2, 3$. Definimos las variables aleatorias $Y = X_1 + X_2$ y $Z = X_2 + X_3$.
 - Hallar $\mathbb{E}[Y|Z]$, $\mathbb{V}[Y|Z]$ y la distribución de $X_2|Z = z$ para $z \in \mathbb{N}_0$.
 - Calcular $\mathbb{E}[Y]$, $\mathbb{V}[Y]$ y $\text{cov}(Y, Z)$.
 - Sean $(X_{n,i})_{n \geq 1}$ v.a.i.i.d. con $X_{n,i} \sim \mathcal{P}(\lambda_i)$ para todo $n \geq 1$ y para $i = 1, 2, 3$. Hallar el límite en probabilidad y en casi todo punto de:

$$\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \mathbb{E}[(X_{k,1})(X_{k,2} + X_{k,3}) | X_{k,2} + X_{k,3}].$$

- Una partícula realiza un paseo aleatorio por los vértices de un cubo como se muestra en la figura más abajo. Nunca permanece en un vértice y se mueve de un vértice u a otro vértice vecino v con probabilidad $\frac{1}{d(u)}$ (dos vértices son vecinos si tienen una arista en común). La constante $d(u)$ representa la cantidad de vecinos de u .



Si X_n dice la posición de la partícula a tiempo n , entonces $(X_n)_{n \geq 0}$ es una *cadena de Markov*.

- Dar la matriz de transición. Analizar si la cadena es irreducible, es decir, si partiendo de u se puede llegar a v en finitos pasos con probabilidad positiva, cualesquiera sean u y v .
 - Hallar la distribución invariante para la cadena y calcular el tiempo esperado de retorno a 1.
 - ¿Cuál es la probabilidad de que empezando en 1 llegue a 6 en dos pasos? Sea $Y_n = X_{2n}$, $n \in \mathbb{N}_0$. Probar que $(Y_n)_{n \geq 0}$ es una cadena de Markov y hallar su matriz de transición. ¿Es irreducible?
 - Hallar una distribución invariante para la cadena $(Y_n)_{n \geq 0}$.
- Sean $(X_n)_{n \geq 1}$ v.a.i.i.d. con $X_1 \sim \mathcal{U}[0, 1]$ e $(Y_n)_{n \geq 1}$ v.a.i.i.d. con $Y_1 \sim \mathcal{P}(\lambda)$.
 - Mostrar que para toda $g : \mathbb{R} \rightarrow \mathbb{R}$ continua y acotada vale

$$\sum_{k=0}^{\infty} g\left(\frac{k}{n}\right) \frac{(n\lambda)^k}{k!} e^{-n\lambda} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} g(\lambda).$$

- Definimos $(M_n)_{n \geq 1}$ por $M_n = \max\{X_i : 1 \leq i \leq n\}$ para cada $n \in \mathbb{N}$. Mostrar que

$$n(1 - M_n) \xrightarrow{D} X \quad \text{con} \quad X \sim \text{Exp}(1).$$

(c) Calcular el límite en distribución de $(Z_n)_{n \geq 1}$ nombrando los resultados teóricos utilizados, siendo:

$$Z_n = \frac{\left(\sum_{k=1}^n Y_k\right)^2}{n \sum_{k=1}^n (X_k + 1)} \quad n \in \mathbb{N}.$$

4. Sea X_1, \dots, X_n una muestra aleatoria de una distribución con densidad *exponencial desplazada*

$$f_\theta(x) = e^{-(x-\theta)} \mathbf{1}_{[\theta, \infty)}(x).$$

(a) Encontrar $\hat{\theta}_n = \hat{\theta}_n(X_1, \dots, X_n)$, el *E.M.V.* de θ basado en la muestra X_1, \dots, X_n .

(b) Probar que $\hat{\theta}_n$ es *fuertemente consistente*, es decir: $\hat{\theta}_n \xrightarrow{ctp} \theta$.

(c) Sea $Y_n = \min\{X_i : 1 \leq i \leq n\}$. Probar que $Y_n \xrightarrow{\mathbb{P}} \theta$.
