

Universidad Nacional de Ingeniería Escuela Profesional de Matemática Ciclo 2021-I

C2MH2: Introducción a los procesos estocásticos]

Tema: Variación de una función, teoremas con respecto a integrales de Riemann y Lebesgue

Práctica dirigida 2

1.

$$X_{n+1} = \begin{cases} (X_n - 1) + Y_{n+1} &, X_n \ge 1\\ X_{n+1} = Y_{n+1} &, X_n = 0 \end{cases}$$

Consideramos que las v.a. $(Y_n)_{n\geq 1}$ son i.i.d con distribución $\mathbb{P}(Y_n=i)=q(i)$ para todo $i\in\mathbb{N},$ y X_0 independiente de $(Y_n)_{n\in\mathbb{N}}$. Demuestre que:

(a)
$$\mathbb{P}(X_{n+1} = j | X_n = i) = \begin{cases} q(j) & \text{, si } i = 0, \\ q(j-i+1) & \text{, si } i \ge 1 \end{cases}$$

(b) Denotamos por $T_0 = \min\{n \geq 1 : X_n = 0\} \in \mathbb{N} \cup \{+\infty\}$. Demuestre que:

$$\mathbb{P}(T_0|X_0 = 0) = \mathbb{P}(T_0|X_0 = 1)$$

(c) Muestre:

$$\frac{X_n}{n} \ge \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i - 1 + \frac{X_0}{n}$$

- (d) Deducir que si $\mathbb{E}(Y_1) > 1$ entonces $\lim_{n \to \infty} X_n = +\infty$ con probabilidad 1.
- (e) Demuestre la inclusión de eventos:

$$\{T_0 = \infty\} \subset \{\sum_{i=1}^n Y_i - n + X_0 \ge 1, \forall n \ge 1\}$$

(f) Finalmente, considerando que $\mathbb{E}(Y_1) < 1$ demuestre que:

$$T_0 < \infty$$
 con probabilidad 1

2. Sean $A \in \mathbb{R}^{p \times p}$ con $|\text{Det}(A)| \neq 0$, $b \in \mathbb{R}^p$ y Y un vector aleatorio en \mathbb{R}^p de densidad f_Y . Demostrar que para X = AY + b su función de densidad f_X esta dada por:

$$f_X(u) = f_Y(A^{-1}(u-b))|\text{Det}(A^{-1})|$$

- 3. Dados dos vectores aleatorios $X \in \mathbb{R}^p$, $Y \in \mathbb{R}^q$, demuestre:
 - (a) $C(X,Y) = C(Y,X)^T$
 - (b) $C(X_1 + X_2, Y) = C(X_1, Y) + C(X_2, Y)$
 - (c) Si A es una matriz de $m \times p$ y B es una matriz de $k \times q$, entonces $C(AX, BY) = AC(X, Y)B^T$,
 - (d) Si X, Y tienen la misma dimensión entonce

$$V(X + Y) = V(X) + V(Y) + C(X, Y) + C(Y, X)$$

4. Sea Σ una matriz simétrica definida positiva de orden $p, \Sigma > 0$ y $Y \sim \mathcal{N}_p(0, I)$, Demuestre que $X = \Sigma^{1/2}Y + \mu$ tiene por función de densidad:

$$f_X(u) = \frac{1}{(2\pi)^{p/2} \sqrt{\operatorname{Det}(\Sigma)}} \exp\left(-\frac{1}{2} (u - \mu)^T \Sigma^{-1} (u - \mu)\right)$$

5. Dado X vector aleatorio en \mathbb{R}^p . Demuestre que si para todo $a \in \mathbb{R}^p$ se tiene que $a^T X$ tiene distribución normal entonces X es un vector aleatorio.

- 6. Sea $X \sim \mathcal{N}_p(\mu, \Sigma)$ con Σ simétrica y positiva. Demuestre:
 - (a) Las combinaciones lineales $a^T X$ para $a \in \mathbb{R}^p$ tenemos que:

$$a^T X \sim \mathcal{N}_p(a^T \mu, a^T \Sigma a)$$

(b) Si Y = BX + c donde B es una matriz de orden $q \times p$ y $c \in \mathbb{R}^q$ entonces:

$$Y \sim \mathcal{N}_q(B\mu + c, B\Sigma B^T)$$

- (c) Si $X \sim \mathcal{N}_p(0, \sigma^2 I)$ y Γ una matriz ortogonal entonces $\Gamma X \sim \mathcal{N}_p(0, \sigma^2 I)$
- (d) Sea $X = (X_1, X_2) \sim \mathcal{N}_p(\mu, \Sigma)$ entonces X_1 un vector cuyas componentes pertenecen a X tiene distribución normal.
- (e) Dos vectores aleatorios X y Y con distribución conjunta (X,Y) normal. Entonces:

$$X$$
 es independiente de $Y \Leftrightarrow C(X,Y) = 0$

- (f) Lo anterior se puede generalizar para una cantidad finita de vectores aleatorios.
- 7. Sean $U \sim \Gamma(\alpha, \theta)$ y $V \sim \Gamma(\beta, \theta)$ v.a. independientes. Determine la función de densidad de $Y = \frac{U}{U+V}$.
- 8. Sean $U \sim \Gamma(\alpha, \theta)$ y $V \sim \Gamma(\beta, \theta)$ v.a. independientes. Determine la función de densidad de Y = U + V.
- 9. Sea $X \ge 0$ una v.a. continua, y g una función continua creciente de clase C^1 , tal que g(0) = 0. Mostrar que:

$$\mathbb{E}(g(X)) = \int_0^{+\infty} g'(t) \mathbb{P}(X > t) dt$$

- 10. Sea (X,Y) un vector aleatorio con función de densidad conjunta $f_{X,Y}(x,y) = \frac{1}{2\pi}|x|e^{-\frac{x^2(1+y^2)}{2}}$.
 - (a) Determine la función de densidad de X,
 - (b) Determine la función de densidad de Y,
 - (c) Determine la función de densidad de XY,
 - (d) Verifique si X es independiente de XY.
- 11. Sea X, Y dos v.a. reales. Suponemos que la densidad condicional de X dado Y = y es la densidad $\mathbf{1}_{\mathbb{R}^+}(x)y^2xe^{-xy}$ y que la función de densidad de Y es $\frac{1}{y^2}\mathbf{1}_{[1,+\infty[}(y)$. Dentamos por T=XY.
 - (a) Determine la función de densidad conjunta (T, Y).
 - (b) Determine la función de densidad condicional de Y dado X = x.
 - (c) Determine $\mathbb{E}(Y|X)$
- 12. Sea Y una v.a. uniforme en [0,1] y X con valores en \mathbb{N} , con X y Y independientes. Considere Z=XY y determine su distribución.
- 13. Sean X_1, X_2, \ldots, X_n v.a. independientes de distribucion uniforme sobre [0, 1]. Denotamos por:

$$U_1 = X_1, U_n = X_n U_{n-1}$$
 para $n \ge 1$

Determine:

- (a) La distribución de (U_1, U_2, \dots, U_n) .
- (b) La función de densidad de U_n dado $U_{n-1} = u$.
- 14. Sean X_1, \ldots, X_n v.a normales independientes. Demuestre que $X = (X_1, X_2, \ldots, X_n)$ es un vector aleatorio normal en \mathbb{R}^n
- 15. Sea $X_1 \sim \mathcal{N}(0,1)$ y definimos:

$$X_2 = \begin{cases} X_1 & \text{, si } |X_1| \le 1 \\ -X_1 & \text{, si } |X_1| > 1 \end{cases}$$

Demuestre:

- (a) $X_2 \sim \mathcal{N}(0, 1)$,
- (b) $X = (X_1, X_2)$ no sigue una distribución normal en \mathbb{R}^2 . Concluya.

- 16. Sean X y Y dos v.a. independientes de cuadrado integrable, que tienen la misma distribución y con media 0. Sea Φ su función característica común. Suponiendo que la v.a. $\frac{X+Y}{\sqrt{2}}$ tiene la misma distribución que X y Y. Muestre que estas v.a. son necesariamente normales.
- 17. Sea X una v.a. de Cauchy.
 - (a) Determine la función característica de X.
 - (b) Muestre que $\Phi_{2X} = (\Phi_X)^2$.
- 18. Sea X un vector normal con media $0 \in \mathbb{R}^d$ en \mathbb{R}^d . Sea F un sub-espacio vectorial de \mathbb{R}^d . Deseamos demostrar que:

$$\mathbb{P}(X \in F) = 0 \text{ o } 1$$

(a) Consideramos X_1 y X_2 dos vectores independientes de misma distribución que X. Muestre que los conjuntos $A(\theta)$ definidos para todo $\theta \in [0, \frac{\pi}{2}[$ por:

$$A(\theta) = \{\omega : X_1(\omega)\cos(\theta) + X_2(\omega)\sin(\theta) \in F, X_1(\omega)\sin(\theta) - X_2(\omega)\cos(\theta) \notin F\}$$

son disjuntos para los distintos valores de θ .

(b) Muestre que $\mathbb{P}(A(\theta)) = \mathbb{P}(A(0))$, para todo θ . Muestre que para todo θ el vector:

$$\begin{pmatrix} X_1\cos(\theta) + X_2\sin(\theta) \\ X_1\sin(\theta) - X_2\cos(\theta) \end{pmatrix} \quad \text{tiene la misma distribución que } \begin{pmatrix} X_1 \\ -X_2 \end{pmatrix}$$

- (c) Muestre que $\mathbb{P}(A(0)) = 0$. Deducir el resultado del inicio.
- 19. En distintos modelos aplicados es frecuente considerar sumas de variables aleatorias, con un número aleatorio de términos. Por ejemplo, si deseamos estudiar el número de hijas en una familia.

$$N = \sum_{i=1}^{\nu} \mathbf{1}_{F_i}$$

De otro lado, tenemos que una forma de caracterizar las v.a es mediante su función generatriz por ejemplos de una v.a. Z tenemos que su función generatriz es $\mathbb{E}(x^Z)$ con $x \in [0,1]$. De esta forma, consideramos una sucesión de v.a. i.i.d positivas $(X_n)_{n\geq 1}$ con función generatriz dada por:

$$g(x) = \mathbb{E}(x^{X_n})$$

y ν una v.a. positiva independiente de la sucesión $(X_n)_{n\geq 1}$ cuya función generatriz esta dada por:

$$G(x) = \mathbb{E}(x^{\nu})$$

Entonces demuestre que la suma $S_{\nu} = \sum_{i=1}^{\nu} X_i$ con $S_0 = 0$ tiene por función generatriz:

$$\mathbb{E}(x^{S_{\nu}}) = G \circ g(x)$$

- 20. Del ejercicio anterior determine la función generatriz de S_{ν} para $X_m \sim Ber(p)$ y ν tiene una distribución de Poisson de media θ .
- 21. Siguiendo con el ejercicio. Encuentre $\mathbb{E}(S_{\nu})$ y $\mathbb{V}(S_{v})$.
- 22. Dada U v.a. uniforme sobre [0,1]. Determine la distribución de $X=\frac{-1}{p}\ln(U)$ donde p>0.
- 23. Sea $X = (X_1, X_2)^T \sim \mathcal{N}_2(0, I)$.
 - (a) Recuerde su función de densidad, de X.
 - (b) Determine la función de densidad de X^TX .
 - (c) Sea $D = \{(x_1, x_2) \in \mathbb{R}^2 : x_1 = x_2\}$. Demuestre que la v.a. T definida por:

$$T = \begin{cases} \left(\frac{X_1 + X_2}{X_1 - X_2}\right)^2 & \text{si } X \notin D\\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

admite una densidad y determine dicha densidad.

24. Dada la matriz de covarianza:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 2 & 1 \\ 1 & 2 \end{pmatrix}$$

Encontrar $\Sigma^{1/2}$. Verificar que $\Sigma = UU^T$ y $U \neq \Sigma^{1/2}$ donde:

$$U = \frac{1}{\sqrt{2}} \begin{pmatrix} 2 & 0\\ 1 & \sqrt{3} \end{pmatrix}$$

25. Sea (X,Y) un vector aleatorio con función de densidad:

$$f(x,y) = C \exp(-x^2 + xy - \frac{y^2}{2})$$

- (a) Muestre que (X,Y) es un vector aleatorio normal en \mathbb{R}^2 . Determine su media, su matriz de covarianza y su función característica.
- (b) Determine la función de densidad de X, de Y y de 2X Y.
- (c) Muestre que X y X Y son variables aleatorias independientes y de misma distribución.
- 26. Sea X una v.a. real de distribución $\mathcal{N}(0,1)$ y Z una v.a. tomando dos valores 1 o -1 con probabilidad 1/2. Supongamos que X y Z son independientes. Denotamos Y = ZX.
 - (a) Muestre que $Y \sim \mathcal{N}(0, 1)$.
 - (b) Determine la covarianza entre X con Y.
 - (c) Determine $\mathbb{P}(X + Y = 0)$.
 - (d) El vector (X, Y) es normal en \mathbb{R}^2 .
- 27. Sea $Z = (Z_1, Z_2, Z_3)^T$ un vector aleatorio normal, admitiendo densidad:

$$f(z_1, z_2, z_3) = \frac{1}{4(2\pi)^{3/2}} \exp\left(-\frac{6z_1^2 + 6z_2^2 + 8z_3^2 + 4z_1z_2}{32}\right)$$

- (a) Determine la distribución de (Z_2, Z_3) dado $Z_1 = z_1$.
- (b) Sean X y Y dos vectores aleatorios definidos por:

$$X = \begin{pmatrix} 2 & 2 & 2 \\ 0 & 2 & 5 \\ 0 & 4 & 10 \\ 1 & 2 & 4 \end{pmatrix} Z \quad y \quad Y = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{pmatrix} Z$$

- (c) Determine si el vector (X, Y) es normal en \mathbb{R}^6 , y si X tiene una función de densidad de forma similar para Y.
- (d) Los vectores X y Y son independientes.
- (e) Determine las distribuciones de las coordenadas de Z.
- 28. Sea $(X,Y,Z)^T$ un vector aleatorio normal de media cero y cuya matriz de covarianza es:

$$\Sigma = \begin{pmatrix} 2 & 1 & 1 \\ 1 & 2 & 1 \\ 1 & 1 & 2 \end{pmatrix}$$

- (a) Denotamos $U=-X+Y+Z,\,V=X-Y+Z,\,y\,W=X+Y-Z.$ Determine la distribución del vector aleatorio: $(U,V,W)^T.$
- (b) Determine la densidad de $T = U^2 + V^2 + W^2$.
- 29. Entre las matrices siguientes, encuentre aquellas que pueden ser matrices de covarianza de un vector aleatorio X en \mathbb{R}^2 :

$$\begin{pmatrix} 1 & 2 \\ 2 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} -1 & -1/2 \\ -1/2 & -1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 1/2 \\ 1/2 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 1/2 \\ 1/3 & 1 \end{pmatrix}$$

Denotamos por Σ dichas matrices, y consideraremos $X \sim \mathcal{N}_2(0, \Sigma)$.

(a) Calcule para cada una de las matrices anteriores sus valores propios λ_1, λ_2 y sus vectores propios asociados v_1, v_2 .

- (b) Determine la función de densidad de $v_1^T X$ y $v_2^T X$.
- 30. Sean X_1, \ldots, X_n v.a. independientes con distribución $\mathcal{N}(0,1)$ y $a_1, \ldots, a_n, b_1, \ldots, b_n$ reales. Mostrar que las v.a. $Y = \sum_{i=1}^n a_i X_i$ y $Z = \sum_{i=1}^n b_i X_i$ son independientes si y solamente si $\sum_{i=1}^n a_i b_i = 0$.
- 31. Sean $(\epsilon_Y, \epsilon_Z, X)$ un vector aleatorio normal tal que ϵ_Y , ϵ_Z y X son independientes de distribuciones $\mathcal{N}(0,1), \mathcal{N}(0,1)$ y $\mathcal{N}(0,2)$. Denotamos por :

$$Z = 2Y - 3X + \epsilon_Z \ Y = X + \epsilon_Y$$

- (a) Determine la distribución del vector (X, Y, Z).
- (b) Determine su matriz de covarianza de dicho vector.
- 32. En construcción!

 $\begin{tabular}{ll} J.UGARTE \ . \\ UNI, \ 6 \ de \ mayo \ de \ 2021. \end{tabular}$