

Ejercicio 1. Sea U_i , $i = 1, \dots, n$ variables aleatoria i.i.d, distribuidas de acuerdo a la distribución Gaussiana $\mathcal{N}(\mu, 1)$. A partir de estas variables se construyen las siguientes variables

$$\begin{cases} X_1 = U_1 \\ X_2 = U_1 + U_2 \\ \vdots \\ X_n = U_1 + \dots + U_n. \end{cases}$$

1. Indique si las X_i son conjuntamente Gaussianas y caracterice la función de densidad de probabilidad conjunta.
2. Considere la siguiente variable aleatoria,

$$Z = \frac{2}{n^2} \sum_{i=1}^n X_i.$$

- a) Indique si Z es Gaussiana y obtenga su función de densidad de probabilidad;
- b) Justifique la utilización de Z como un estimador de μ cuando $n \rightarrow \infty$.

Resolución 1. 1. Como $U_i \sim \mathcal{N}(\mu, 1)$ i.i.d y tenemos que X_i son sumas de variables aleatoria normales, es fácil ver que $X_i \sim \mathcal{N}(i\mu, i)$. A continuación definimos la transformación,

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 1 & 1 & 1 & \dots & 1 \end{bmatrix} \mathbf{U} = \mathbf{A}\mathbf{U},$$

donde $\mathbf{U} = [U_1 \ U_2 \ \dots \ U_n] \sim \mathcal{N}(\mu \mathbf{1}, \mathbf{I})$, con $\mathbf{1}$ siendo un vector de unos e \mathbf{I} la matrix identidad de $n \times n$.

Al ser una transformación lineal, obtenemos que $\mathbf{X} \sim \mathcal{N}(\boldsymbol{\mu}_{\mathbf{X}}, C_{\mathbf{X}})$, donde

$$\boldsymbol{\mu}_{\mathbf{X}} = \mathbb{E}[\mathbf{X}] = \mathbb{E}[\mathbf{A}\mathbf{U}] = \mathbf{A}\mathbb{E}[\mathbf{U}] = \mathbf{A}\mathbf{1}\mu = \begin{bmatrix} 1 \\ 2 \\ \vdots \\ n \end{bmatrix} \mu.$$

$$C_{\mathbf{X}} = \mathbb{E}[(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{X}})(\mathbf{X} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{X}})^T] = \dots = \mathbf{A}\mathbf{A}^T.$$

Notar que las X_i no son independientes. Finalmente,

$$f_{\mathbf{X}}(\mathbf{x}) = \frac{1}{(2\pi)^{n/2} |C_{\mathbf{X}}|^{1/2}} \exp \left[-\frac{1}{2} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{X}})^T C_{\mathbf{X}}^{-1} (\mathbf{x} - \boldsymbol{\mu}_{\mathbf{X}}) \right]$$

2. Se define la siguiente variable aleatoria

$$\begin{aligned} Z &= \frac{2}{n^2} \sum_{i=1}^n X_i = \frac{2}{n^2} \mathbf{1}^T \mathbf{X} = \frac{2}{n^2} \mathbf{1}^T \mathbf{A} \mathbf{U} \\ &= \frac{2}{n^2} (nU_1 + (n-1)U_2 + \dots + U_n) = \sum_{i=1}^n iU_{n+1-i}. \end{aligned}$$

- Por lo tanto, puedo pensar a Z como una combinación de variables aleatorias normales independientes, $Z \sim \mathcal{N}(\mu_Z, \sigma_Z^2)$, donde

$$\mu_Z = \mathbb{E}[Z] = \frac{2}{n^2} \mu \sum_{i=1}^n i = \frac{2}{n^2} \mu \frac{n(n-1)}{2} = \mu - \frac{\mu}{n}, \quad (1)$$

$$\sigma_Z^2 = \mathbb{V}(Z) = \frac{4}{n^4} \sum_{i=1}^n i^2 = \frac{4}{n^4} \left(\frac{n^3}{3} + \frac{n^2}{2} + \frac{n}{6} \right) \quad (2)$$

- Si uno quiere usar Z para estimar μ , por (1)

$$\mu_Z \xrightarrow{n \rightarrow \infty} \mu,$$

y por (2)

$$\sigma_Z \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

Por lo tanto, podemos decir que Z es un estimador asintóticamente insesgado y consistente para μ .

Ejercicio 2. Sea B_i , $i = 1, 2, \dots$ una secuencia de variables aleatorias i.i.d, Bernoulli equiprobables. Considere el número $\xi \in [0, 1]$ determinado por la expansión binaria

$$\xi = \sum_{i=1}^{\infty} b_i 2^{-i}$$

donde b_i es una realización de la secuencia B_i . Explique por qué ξ es una v.a. distribuida uniformemente en $[0, 1]$.

Resolución 2. Para este ejercicio utilizaremos la función característica ya que sabemos que existe una correspondencia uno a uno entre la función característica de una variable aleatoria y su función de densidad (distribución). Esta relación viene dada por la transformada inversa de Fourier, es decir,

$$f_X(x) = \frac{1}{2\pi} \int_{\mathbb{R}} e^{-j\omega x} \Phi_X(\omega) d\omega$$

Definamos la variable aleatoria Ξ , cuyas realizaciones son ξ , como

$$\Xi = \sum_{i=1}^{\infty} B_i 2^{-i}.$$

Calculemos $\Phi_{\Xi}(\omega)$,

$$\begin{aligned} \Phi_{\Xi}(\omega) &= \mathbb{E}[e^{j\omega \Xi}] = \mathbb{E}[e^{j\omega \sum_{i=1}^{\infty} B_i 2^{-i}}] = \mathbb{E}\left[\prod_{i=1}^{\infty} e^{j\omega B_i 2^{-i}}\right] \\ &= \prod_{i=1}^{\infty} \mathbb{E}[e^{j\omega B_i 2^{-i}}] \quad B_i \text{ son i.i.d} \\ &= \prod_{i=1}^{\infty} \Phi_{B_i}(\omega 2^{-i}) = \prod_{i=1}^{\infty} \frac{1}{2} (e^{j\omega 2^{-i}} + 1) \quad B_i \sim \text{Ber}(1/2) \\ &= \prod_{i=1}^{\infty} e^{j\frac{\omega}{2} 2^{-i}} \cos\left(\frac{\omega}{2} 2^{-i}\right) = \frac{\sin\left(\frac{\omega}{2}\right)}{\omega} e^{j\frac{\omega}{2} \sum_{i=1}^{\infty} 2^{-i}} \\ &= e^{j\frac{\omega}{2}} \frac{\sin\left(\frac{\omega}{2}\right)}{\omega} \xrightarrow{\mathcal{F}^{-1}} \mathbf{1}_{\{0 \leq \xi \leq 1\}}. \end{aligned}$$

Finalmente, $\Xi \sim \mathcal{U}(0, 1)$.

Ejercicio 3. Sean $X(n)$ e $Y(n)$ dos procesos en tiempo discreto independientes entre si. Se forma el proceso multiplicador $z(n) = X(n)Y(n)$. Se sabe que

- $E[X(n)] = \alpha n$, $\alpha \neq 0$ una constante; $E[Y(n)] = 0$;
- $R_X(n_1, n_2) = f(n_1 - n_2)$, y $f(\cdot)$ es una función determinística; $R_Y(n_1, n_2) = \delta(n_1 - n_2)$.

Indique si este nuevo proceso es ESA y obtenga la autocorrelación de $Z(n)$.

Resolución 3. Para saber si el proceso $Z(n)$ es ESA debemos calcular tanto su esperanza como su función de autocorrelación.

$$E[Z(n)] = E[X(n)Y(n)] = E[X(n)]E[Y(n)] = 0 \quad \checkmark$$

$$\begin{aligned} R_Z(n) &= E[Z(n_1)Z(n_2)] = E[X(n_1)X(n_2)Y(n_1)Y(n_2)] \\ &= E[X(n_1)X(n_2)]E[Y(n_1)Y(n_2)] = f(n_1 - n_2)\delta(n_1 - n_2). \quad \checkmark \end{aligned}$$

Donde en los dos casos usamos la independencia de procesos. La media $E(Z(n))$ no depende de n y la autocorrelación depende de la diferencia de los tiempos, por lo tanto el proceso $Z(n)$ es ESA.