

Laurea in Ingegneria Elettronica - A.A.2011/2012
Fondamenti di comunicazioni elettriche
Prova finale - 15 giugno 2012

- 1) La variabile aleatoria X è distribuita uniformemente nell'intervallo $[-e, e]$. Trovare la densità di probabilità di $Y = \ln |X|$
- 2) Una sequenza di variabili aleatorie identicamente distribuite, indipendenti ed equiprobabili $b_k \in \{0,1\}$ viene utilizzata per costruire la sequenza $a_k = b_k - b_{k-2}$. Trovare media ed autocorrelazione della sequenza a_k e determinare se la sequenza è o meno stazionaria in senso lato
- 3) Un canale trasmissivo risulta modellabile come segue:

$$y_k = a_k + n_k$$

dove il termine n_k risulta avere densità di probabilità data da

$$f_n(\alpha) = e^{-\alpha} u(\alpha)$$

Amnesso che i simboli trasmessi sul canale siano equiprobabili nell'insieme $\{0,1\}$, si richiede di determinare le regioni di decisione a massima verosimiglianza e la probabilità di errore

Svolgimento

- 1) La densità di probabilità di $Y = \ln |X|$ è data da

$$f_Y(\beta) = \frac{d}{d\beta} F_Y(\beta) = \frac{d}{d\beta} \Pr\{Y \leq \beta\} = \frac{d}{d\beta} \Pr\{\ln |X| \leq \beta\}$$

$$\Pr\{\ln |X| \leq \beta\} = \Pr\{|X| \leq e^\beta\} = \int_{-e^\beta}^{e^\beta} f_X(\alpha) d\alpha$$

$$\begin{aligned} f_Y(\beta) &= \frac{d}{d\beta} \int_{-e^\beta}^{e^\beta} f_X(\alpha) d\alpha = \frac{d}{d\beta} [F_X(e^\beta) - F_X(-e^\beta)] = \\ &= f_X(e^\beta) e^\beta + f_X(-e^\beta) e^\beta \end{aligned}$$

Sostituendo l'espressione della $f_X(\alpha)$ si ottiene

$$f_Y(\beta) = \frac{e^\beta}{2e} \text{rect}\left(\frac{e^\beta}{2e}\right) + \frac{e^\beta}{2e} \text{rect}\left(\frac{-e^\beta}{2e}\right) = e^{\beta-1} \text{rect}\left(\frac{1}{2} e^{\beta-1}\right),$$

infine, poiché

$$e^{\beta-1} < 1 \Leftrightarrow \beta < 1$$

$$\text{rect}\left(\frac{1}{2} e^{\beta-1}\right) = u(1 - \beta)$$

si ottiene

$$f_Y(\beta) = e^{-(1-\beta)} u(1 - \beta).$$

- 2) La media è data da

$$E[a_k] = E[b_k - b_{k-2}] = E[b_k] - E[b_{k-2}] = 1/2 - 1/2 = 0$$

Dove si è usata la media della sequenza $b_k : 0 \cdot \Pr\{b_k = 0\} + 1 \cdot \Pr\{b_k = 1\} = 1/2$

L'autocorrelazione risulta

$$\begin{aligned} R_a(k, m) &= E[a_k a_m^*] = E[(b_k - b_{k-2})(b_m - b_{m-2})^*] = \\ &= E[b_k b_m^*] - E[b_k b_{m-2}^*] - E[b_{k-2} b_m^*] + E[b_{k-2} b_{m-2}^*] \end{aligned}$$

Che, tenendo conto del fatto che $E[b_k b_m^*] = \frac{1}{2} \delta_{k-m}$, si può semplificare come segue

$$R_a(k-m) = \delta_{k-m} - \frac{1}{2} \delta_{k-m+2} - \frac{1}{2} \delta_{k-m-2}$$

Poiché la media non dipende dall'indice temporale k e l'autocorrelazione dipende solo dalla differenza tra gli indici temporali m e k , la sequenza risulta stazionaria almeno in senso lato.

3) Le regioni di decisione a massima verosimiglianza sono definite dalla condizione

$$\hat{a}_k = \arg \max_a f(y_k | a_k = a)$$

In questo caso risulta

$$\hat{a}_k = 0 \Leftrightarrow f(y_k | a_k = 0) > f(y_k | a_k = 1)$$

Dove appaiono

$$\begin{aligned} f(y_k | a_k = 0) &= f_n(y_k) = e^{-y_k} u(y_k) \\ f(y_k | a_k = 1) &= f_n(y_k - 1) = e^{-(y_k - 1)} u(y_k - 1) \end{aligned}$$

Risulta allora

$$\begin{aligned} \hat{a}_k = 0 &\Leftrightarrow e^{-y_k} u(y_k) > e^{-(y_k - 1)} u(y_k - 1) \Leftrightarrow y_k \in (0, 1) \\ \hat{a}_k = 1 &\Leftrightarrow e^{-y_k} u(y_k) < e^{-(y_k - 1)} u(y_k - 1) \Leftrightarrow y_k > 1 \end{aligned}$$

E la probabilità di errore

$$\begin{aligned} \Pr(\text{errore}) &= \Pr\{\hat{a}_k = 1, a_k = 0\} + \Pr\{\hat{a}_k = 0, a_k = 1\} = \\ &= \frac{1}{2} \Pr\{n_k > 1\} + \frac{1}{2} \Pr\{1 + n_k \in (0, 1)\} = \\ &= \frac{1}{2} \int_1^{\infty} e^{-\alpha} u(\alpha) d\alpha + \frac{1}{2} \int_{-1}^0 e^{-\alpha} u(\alpha) d\alpha = \frac{1}{2} e^{-1} \end{aligned}$$