

ET-236: Lista 4

Problema 1 Seja X uma variável aleatória real e \mathbf{Y} um vetor aleatório real de dimensão $M \times 1$. Dada uma realização observada \mathbf{y} do vetor aleatório \mathbf{Y} , deseja-se obter a melhor estimativa linear

$$\hat{x}(\mathbf{y}) = a_0 + a_1 y_1 + \dots + a_M y_M \quad (1)$$

da realização desconhecida x da variável X de modo que o erro quadrático médio de estimação

$$\varepsilon^2 = E \left\{ [X - (a_0 + a_1 Y_1 + \dots + a_M Y_M)]^2 \right\} \quad (2)$$

seja mínimo.

a) Mostre que os coeficientes $\{a_0, a_1, \dots, a_M\}$ que minimizam (2) satisfazem o sistema de equações

$$a_0 + \underline{\mu}_y^T \mathbf{a} = \mu_x \quad (3)$$

$$\mathbf{R}_y \mathbf{a} = \mathbf{R}_{xy}^T - a_0 \underline{\mu}_y \quad (4)$$

onde $\underline{\mu}_y = E \{ \mathbf{Y} \}$, $\mathbf{R}_y = E \{ \mathbf{Y} \mathbf{Y}^T \}$, $\mathbf{R}_{xy} = E \{ X \mathbf{Y}^T \}$ e $\mathbf{a} = [a_1 \ a_2 \ \dots \ a_M]^T$.

b) Resolva o sistema dado pelas equações (3) e (4) e, usando as propriedades vistas em aula, mostre que a estimativa de mínimo erro quadrático médio com estrutura como em (1) é dada por

$$\hat{x}(\mathbf{y}) = \mu_x + \mathbf{C}_{xy} \mathbf{C}_y^{-1} (\mathbf{y} - \underline{\mu}_y) \quad (5)$$

onde

$$\begin{aligned} \mathbf{C}_{xy} &= E \left\{ (X - \mu_x) (\mathbf{Y} - \underline{\mu}_y)^T \right\} \\ \mathbf{C}_y &= E \left\{ (\mathbf{Y} - \underline{\mu}_y) (\mathbf{Y} - \underline{\mu}_y)^T \right\}. \end{aligned}$$

Verifique que a estimativa (5) tem viés nulo, ou seja, $E \{ \hat{X}(\mathbf{Y}) \} = \mu_x$.

c) Mostre que o erro quadrático médio ε^2 associado à estimativa ótima em (5) é dado por

$$\varepsilon_{\min}^2 = \sigma_x^2 - \mathbf{C}_{xy} \mathbf{C}_y^{-1} \mathbf{C}_{xy}^T.$$

Problema 2 Em um sistema simplificado de radar digital, denote por H_1 a hipótese “alvo presente” e por H_0 a hipótese “alvo ausente”. Após um pré-processamento apropriado e amostragem no tempo

do eco do radar, obtém-se no receptor um vetor de observações \mathbf{x} modelado como

$$\mathbf{x} = \mathbf{s} + \mathbf{n} \quad \text{sob a hipótese } H_1 \quad (6)$$

$$\mathbf{x} = \mathbf{n} \quad \text{sob a hipótese } H_0 \quad (7)$$

$$(8)$$

onde \mathbf{s} é um vetor determinístico $N \times 1$ que representa o eco sem ruído do alvo e \mathbf{n} é uma realização (amostra) de um vetor aleatório \mathbf{N} de dimensão $N \times 1$ com média $\underline{\mu}_{\mathbf{n}} = \mathbf{0}$ e matriz de correlação $\mathbf{R}_{\mathbf{n}} = \mathbf{R}$.

O detector chamado de *Neyman-Pearson* decide pela hipótese H_1 dadas as observações \mathbf{x} se

$$\frac{f_{\mathbf{x}|H_1}(\mathbf{x} | H_1)}{f_{\mathbf{x}|H_0}(\mathbf{x} | H_0)} > \gamma . \quad (9)$$

onde γ é um limiar fixado de acordo com a probabilidade desejada de falso alarme do sistema. Caso contrário, se a razão à esquerda em (9) for menor ou igual ao limiar, decide-se pela hipótese H_0 . Em (9), $f_{\mathbf{x}|H_i}(\mathbf{x} | H_i)$ denota a função densidade de probabilidade condicional do vetor \mathbf{X} dada a hipótese H_i , $i = 1, 2$.

a) Mostre que se \mathbf{N} for modelado como um vetor gaussiano, então o teste de hipóteses (9) é equivalente ao teste

$$\mathbf{s}^T \mathbf{R}^{-1} \mathbf{x} \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \ln \gamma + \frac{1}{2} \mathbf{s}^T \mathbf{R}^{-1} \mathbf{s} . \quad (10)$$

b) Verifique que, no caso particular, em que \mathbf{N} é um ruído dito “branco”, i.e., $\mathbf{R} = \sigma^2 \mathbf{I}$ onde \mathbf{I} é a matriz identidade, então o teste (10) é equivalente ao teste

$$\sum_{i=1}^N s_i x_i \underset{H_0}{\overset{H_1}{>}} \hat{\gamma} . \quad (11)$$

onde

$$\hat{\gamma} = \sigma^2 \ln \gamma + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N s_i^2 .$$

O detector (11) é conhecido na literatura como detector de correlação ou filtro casado (“matched filter”).

c) Usando as propriedades vistas em aula sobre transformações lineares de vetores aleatórios, calcule a média e a variância da variável de decisão

$$l = \mathbf{s}^T \mathbf{R}^{-1} \mathbf{x}$$

condicionadas respectivamente às hipóteses H_1 e H_0 . Como você poderia usar esses resultados para calcular as probabilidades de detecção e falso alarme do detector (10)?

Problema 3 Sejam X_1 e X_2 duas variáveis aleatórias com médias μ_{x_1} e μ_{x_2} e variâncias respectivamente $\sigma_{x_1}^2$ e $\sigma_{x_2}^2$. Denote ainda por $\sigma_{x_1 x_2}$ a covariância entre X_1 e X_2 . Defina a seguir a variável aleatória

$$Z = \omega_1 X_1 + \omega_2 X_2 \quad (12)$$

onde ω_1 e ω_2 são coeficientes reais arbitrários.

a) Calcule a média μ_z e a variância σ_z^2 da variável aleatória Z em função de μ_{x_1} , μ_{x_2} , $\sigma_{x_1}^2$, $\sigma_{x_2}^2$ e $\sigma_{x_1 x_2}$.

b) Defina sem seguida a função característica conjunta $\Phi(\omega_1, \omega_2)$ das variáveis aleatórias X_1 e X_2 como sendo a função complexa

$$\Phi_{x_1 x_2}(\omega_1, \omega_2) = E \{ \exp [j (\omega_1 X_1 + \omega_2 X_2)] \} = \int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} \exp [j (\omega_1 x_1 + \omega_2 x_2)] f_{X_1 X_2}(x_1, x_2) dx_1 dx_2 .$$

Usando o resultado do item (a), calcule $\Phi_{x_1 x_2}(\omega_1, \omega_2)$ no caso em que X_1 e X_2 são duas variáveis conjuntamente gaussianas.

c) Generalizando os resultados anteriores, obtenha uma expressão analítica para a função característica conjunta

$$\Phi_{\mathbf{X}}(\underline{\omega}) = E \left\{ \exp \left[j \underline{\omega}^T \mathbf{X} \right] \right\}, \quad \underline{\omega} \in \mathfrak{R}^N$$

onde $\mathbf{X} = [X_1 \ X_2 \ \dots \ X_N]^T$, $N \geq 2$, é um vetor aleatório gaussiano com média $\underline{\mu}_x$ e matriz de covariância $\mathbf{C}_{\mathbf{X}\mathbf{X}}$.

Problema 4 Seja $\{\mathbf{X}_n\}$, $n \geq 0$, uma seqüência de vetores aleatórios reais de dimensão $N \times 1$ tal que

$$\mathbf{X}_{n+1} = \mathbf{F} \mathbf{X}_n + \mathbf{G} \mathbf{U}_n \quad n \geq 0$$

onde \mathbf{F} e \mathbf{G} são matrizes reais de dimensão respectivamente $N \times N$ e $N \times M$ e, $\{\mathbf{U}_n\}$, $n \geq 0$, é uma seqüência de vetores aleatórios reais de dimensão $M \times 1$ tais que

$$\begin{aligned} E \{ \mathbf{U}_n \} &= \mathbf{0} & \forall n \geq 0 \\ E \{ \mathbf{U}_n \mathbf{U}_n^T \} &= \mathbf{Q} & \forall n \geq 0 . \end{aligned}$$

Os vetores aleatórios \mathbf{X}_0 e $\{\mathbf{U}_n\}$, $n \geq 0$, são assumidos mutuamente independentes entre si. A matriz de covariância \mathbf{Q} é assumida positiva definida.

a) Verifique que o vetor aleatório \mathbf{X}_n pode ser escrito como

$$\mathbf{X}_n = \mathbf{F}^n \mathbf{X}_0 + \sum_{l=0}^{n-1} \mathbf{F}^{n-1-l} \mathbf{G} \mathbf{U}_l \quad n \geq 1$$

com $\mathbf{F}^0 = \mathbf{I}$ (matriz identidade). Conclua então que, pelas hipóteses de independência estatística entre \mathbf{U}_n e \mathbf{X}_0 e, entre \mathbf{U}_n e $\{\mathbf{U}_k\}$, $0 \leq k \leq n-1$, os vetores aleatórios \mathbf{X}_n e \mathbf{U}_n são estatisticamente independentes.

b) Defina agora

$$\begin{aligned} \mathbf{m}_n &= E\{\mathbf{X}_n\} \\ \mathbf{C}_n &= E\{(\mathbf{X}_n - \mathbf{m}_n)(\mathbf{X}_n - \mathbf{m}_n)^T\}. \end{aligned}$$

Mostre que \mathbf{m}_n e \mathbf{C}_n podem ser calculados para pelas recursões

$$\mathbf{m}_{n+1} = \mathbf{F} \mathbf{m}_n \quad n \geq 0 \quad (13)$$

$$\mathbf{C}_{n+1} = \mathbf{F} \mathbf{C}_n \mathbf{F}^T + \mathbf{G} \mathbf{Q} \mathbf{G}^T \quad n \geq 0 \quad (14)$$

com condições iniciais $\mathbf{m}_0 = \mathbf{m}_{\mathbf{X}_0}$ e $\mathbf{C}_0 = \mathbf{C}_{\mathbf{X}_0}$.

c) Mostre que, se existir a matriz

$$\mathbf{C}_\infty = \sum_{n=0}^{\infty} (\mathbf{F}^n \mathbf{G}) \mathbf{Q} (\mathbf{F}^n \mathbf{G})^T$$

então

$$\mathbf{C}_\infty = \mathbf{F} \mathbf{C}_\infty \mathbf{F}^T + \mathbf{G} \mathbf{Q} \mathbf{G}^T$$

ou seja, \mathbf{C}_∞ é um ponto fixo da recursão (14).

Problema 5 Seja $\{\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_q\}$ uma coleção de variáveis aleatórias independentes com distribuição uniforme no intervalo $[0, 2\pi)$. Defina o processo estocástico complexo de tempo discreto

$$X[n] = \sum_{i=1}^p A_i \exp[j(w_i n T + \phi_i)] \quad n \geq 0 \quad (15)$$

onde $\{A_i\}$ e $\{\phi_i\}$ são parâmetros reais e determinísticos.

a) Verifique que a equação (15) pode ser reescrita na forma

$$X[n] = \sum_{i=1}^p B_i z_i^n \quad n \geq 0 \quad (16)$$

onde $B_i = A_i \exp(j\phi_i)$ e $z_i = \exp(j w_i T)$.

b) Escrevendo-se em seguida a equação (16) para $n = 0, 1, \dots, N-1$ e introduzindo-se o vetor

$$\mathbf{X} = [X_0 \ X_1 \ \dots \ X_{N-1}]^T$$

verifique que $\mathbf{X} = \mathbf{V}\mathbf{B}$ onde \mathbf{B} é um vetor coluna (complexo) que coleciona os modos B_1, B_2, \dots, B_p e \mathbf{V} é uma matriz (complexa) de Vandermonde. Explícite a estrutura da matriz \mathbf{V} em função de z_1, z_2, \dots, z_p .

c) Assuma agora que se observa o vetor aleatório complexo

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X} + \mathbf{N}$$

onde \mathbf{N} é um ruído aleatório estatisticamente independente das variáveis aleatórias $\{\phi_i\}$, e com média $E\{\mathbf{N}\} = \mathbf{0}$ e matriz de correlação $E\{\mathbf{N}\mathbf{N}^H\} = \sigma^2\mathbf{I}$, onde o símbolo “H” denota conjugado transposto.

c.1) Mostre que $E\{\mathbf{Y}\} = \mathbf{0}$ e que a matriz de correlação das observações, $\mathbf{R} = E\{\mathbf{Y}\mathbf{Y}^H\}$, tem a estrutura

$$\mathbf{R} = \mathbf{V}\mathbf{D}\mathbf{V}^H + \sigma^2\mathbf{I}$$

onde \mathbf{D} é uma matriz diagonal de dimensão $p \times p$.

c.2) Assumindo-se que $N \gg p$ e que as frequências $\{w_i\}$ são tais que a matriz \mathbf{V} tem posto p , mostre que os autovalores de \mathbf{R} são dados por

$$\lambda_i = \begin{cases} \mu_i + \sigma^2 & 1 \leq i \leq p \\ \sigma^2 & p + 1 \leq i \leq N \end{cases} \quad (17)$$

onde $\{\mu_1, \mu_2, \dots, \mu_p\}$ são os autovalores não-nulos de $\mathbf{V}\mathbf{D}\mathbf{V}^H$.