

FILTRAGEM ÓTIMA

No âmbito de filtragem adaptativa, três passos fundamentais são necessários para o projeto de um filtro:

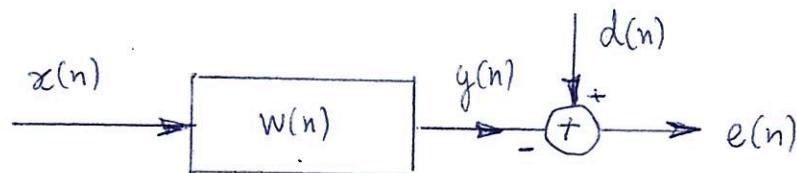
- (i) escolha de uma estrutura adequada de filtragem: linear (FIR, IIR), não-linear (Volterra, MLPs, RBFs), feedforward ou recurrente.
- (ii) definição de um critério a ser otimizado: uma expressão matemática que exprime o objetivo que se deseja atingir com o filtro. Por exemplo, o mínimo erro quadrático médio entre a saída do filtro e um sinal de referência.
- (iii) emprego de um algoritmo para determinar os parâmetros ótimos do filtro segundo o critério de filtragem.

O alicerce teórico da filtragem adaptativa baseia-se no uso de filtros discretos cuja estrutura é a de um combinador linear (FIR) e que são projetados de acordo com o critério de mínimo erro quadrático médio (MMSE) (ou quadrados mínimos), quando a estimação explore um conjunto de amostras).

Primeiramente, vamos abordar o problema de filtragem ótima. Ou seja, vamos determinar e analisar a solução fechada para o problema de filtragem supervisionada.

Posteriormente, iremos derivar técnicas adaptativas que tentam encontrar os parâmetros ótimos do filtro até mesmo quando as propriedades estatísticas dos sinais mudam com o tempo (não-estacionário).

* Filtragem Supervisionada

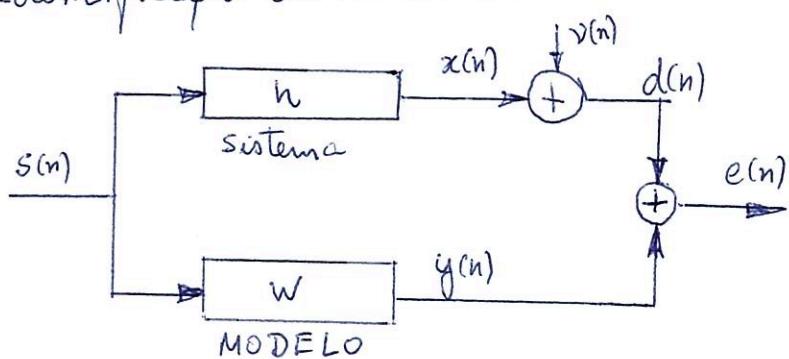


- o filtro realiza uma combinação linear de um conjunto de amostras de entrada ($x(n)$), produzindo uma saída ($y(n)$) de acordo com os valores de seus parâmetros.

Supervisionado: o processo de busca pelos parâmetros ótimos é guiado por uma sequência que representa a resposta desejada do filtro para um conjunto de padrões de entrada, e que permite uma comparação entre a saída do filtro ($y(n)$) e a saída desejada ($d(n)$).

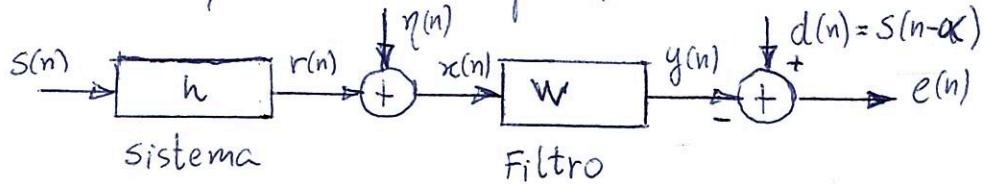
Aplicações:

a) Identificação de sistemas



queremos modelar (proximar) um sistema cujos parâmetros não são conhecidos através de um filtro linear.

b) Desconvolução - identificação inversa.



queremos
cancelar (inverter)
o efeito de um
sistema desconhecido

c) Previsão linear

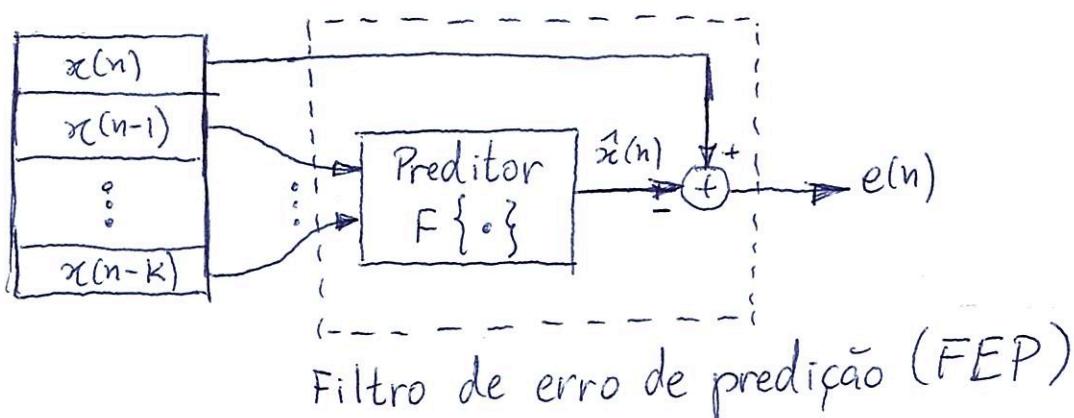
A partir da amostra atual de um conjunto de valores passado, queremos estimar valores futuros de uma série temporal.

Seja $\underline{x}(n-1) = [x(n-1), \dots, x(n-K)]^T$. Genericamente, um preditor realiza um mapeamento do tipo $\hat{x}(n) = F\{\underline{x}(n-1)\}$

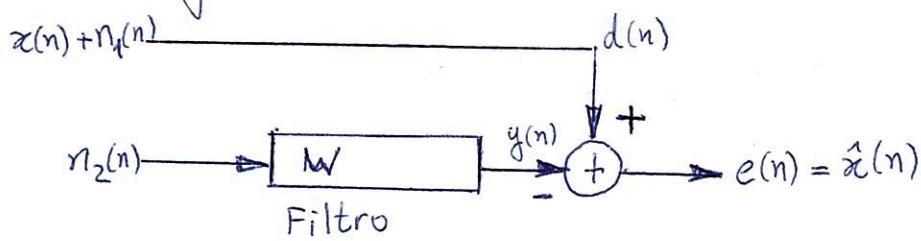
Caso linear: $\hat{x}(n) = \underline{a}^T \underline{x}(n-1) = \sum_{k=0}^{K-1} a_k x(n-1-k)$

a_0, \dots, a_{K-1} são os coeficientes do preditor

Erro: $e(n) = x(n) - \hat{x}(n)$



d) Signal Enhancement

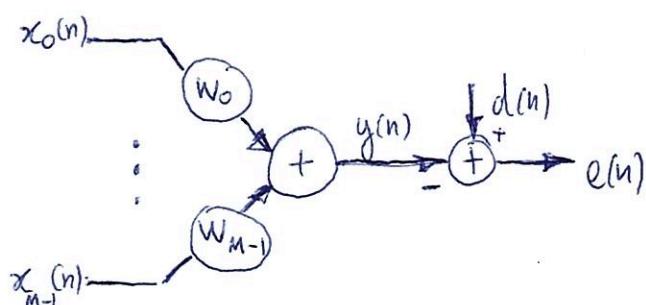


Um sinal $x(n)$ é conomprido por ruído ($n_1(n)$) e um sinal $n_2(n)$, correlacionado com $n_1(n)$, está disponível (pode ser medido). Usando $n_2(n)$ como entrada do filtro e o sinal conomprido ($x(n) + n_1(n)$) como referência, o erro de saída deve convergir para uma versão enfatizada (com ruído removido) do sinal $x(n)$.

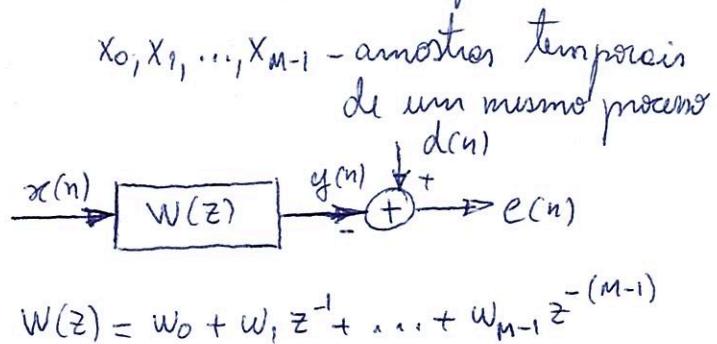
* Filtragem de Wiener

O problema pode ser descrito por duas configurações equivalentes:

Combinador linear



Filtragem temporal



Em ambos os casos, podemos definir:

ENTRADA: $\underline{X}(n) = [x_0(n) \ x_1(n) \ \dots \ x_{M-1}(n)]^T$ ou $\underline{X}(n) = [x(n) \ x(n-1) \ \dots \ x(n-M+1)]^T$

Parâmetros do filtro: $\underline{w} = [w_0 \ w_1 \ \dots \ w_{M-1}]^T$

Assim, $y(n) = \underline{w}^T \underline{x}(n) = \underline{x}^T(n) \underline{w}$ e o erro é dado por $e(n) = d(n) - y(n)$.

CRITÉRIO: minimizar o erro quadrático médio entre o sinal desejado e sua estimativa.

$$\min_{\underline{w}} J(\underline{w}) = \min_{\underline{w}} E\{e^2(n)\}$$

HIPÓTESE: $x(n)$ e $d(n)$ são processos aleatórios ^{reais} discretos no tempo e estacionários no sentido amplo (WSS) e de média nula.

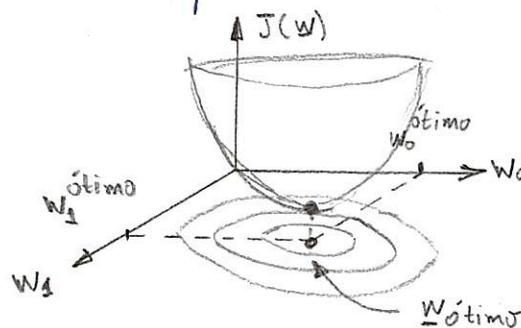
SOLUÇÃO: $\nabla_{\underline{w}} J(\underline{w}) = \underline{0}$ (gradiente nulo) ou $\frac{\partial J(\underline{w})}{\partial w_i} = 0$ para $i=0,1,\dots,M-1$.

$$\begin{aligned} J(\underline{w}) &= E\{e^2(n)\} = E\{[d(n) - y(n)]^2\} = E\{[d(n) - \underline{w}^T \underline{x}(n)]^2\} \\ &= E\{d^2(n) - 2d(n)\underline{w}^T \underline{x}(n) + \underline{w}^T \underline{x}(n) \cdot \underline{x}^T(n) \underline{w}\} \\ &= E\{d^2(n)\} - 2E\{d(n)\underline{w}^T \underline{x}(n)\} + E\{\underline{w}^T \underline{x}(n) \underline{x}^T(n) \underline{w}\} \\ &= \sigma_d^2 - 2\underline{w}^T E\{d(n) \underline{x}(n)\} + \underline{w}^T E\{\underline{x}(n) \underline{x}^T(n)\} \underline{w} \end{aligned}$$

Definimos: $f_{xd} = E\{d(n) \underline{x}(n)\} =$ vetor de correlação cruzada entre o sinal de entrada do filtro e o sinal desejado
 $R_x = E\{\underline{x}(n) \underline{x}^T(n)\} =$ matriz de autocorrelação da entrada.

Logo, $J(\underline{w}) = \sigma_d^2 - 2\underline{w}^T f_{xd} + \underline{w}^T R_x \underline{w} \Rightarrow$ curva quadrática em função de \underline{w}

Exemplo: filtro com 2 coeficientes $\underline{w} = [w_0 \ w_1]^T$ ($M=2$)



(5)

Cálculo do filtro ótimo:

$$\frac{\partial J(\underline{w})}{\partial \underline{w}^T} = -2 \underline{p}_{xd} + 2 R_x \underline{w} = 0$$

$$R_x \cdot \underline{w} = \underline{p}_{xd} \Rightarrow \text{equações de Wiener-Hopf.}$$

Finalmente,

$$\boxed{\underline{w}_0 = R_x^{-1} \underline{p}_{xd}} \quad \text{solução de Wiener.}$$

Observações:

- o filtro ótimo depende das estatísticas de segundo orden dos sinais envolvidos.
- é preciso conhecer as médias estatísticas em R_x e \underline{p}_{xd}

Etapas para obtenção do filtro ótimo:

- 1) aquisição de dados (offline)
- 2) estimação de auto-correlação do processo de entrada e da correlação cruzada entre $x(n)$ e $d(n)$.
- 3) otimização do filtro usando a equação $\underline{w}_0 = \hat{R}_x^{-1} \hat{\underline{p}}_{xd}$

Quando minimizamos o MSE, isto não necessariamente quer dizer que o sinal de erro alongado será nulo, ou seja, que $y(n) = d(n)$. O valor mínimo do MSE, ou $J(\underline{w}_0)$, é dado por:

$$J(\underline{w}_0) = \underline{\sigma_d}^2 - \underline{\underline{w}_0}^T \underline{p}_{xd} - \underline{p}_{xd}^T \underline{w}_0 + \underbrace{\underline{\underline{w}_0}^T \underline{R}_x \underline{\underline{w}_0}}_{= P_{xd}} = \underline{\underline{\sigma_d}^2 - \underline{p}_{xd}^T \underline{R}_x^{-1} \underline{p}_{xd}}$$

O erro quadrático médio pode não ser nulo pois: (1) existe ruído nas amostras, (2) a estrutura de filtragem não tem flexibilidade suficiente para o problema, (3) há informações insuficientes sobre o sinal desejado nas amostras de entrada do filtro, etc.

PROPRIEDADE: $J(\underline{w}) = E\{e^2(n)\}$

$$\nabla_{\underline{w}} J(\underline{w}) = E\left\{2 e(n) \frac{\partial e(n)}{\partial \underline{w}}\right\} = 2 E\left\{e(n) \frac{\partial \{d(n) - \underline{w}^T \underline{x}(n)\}}{\partial \underline{w}}\right\} = -2 E\{e(n) \underline{x}(n)\}$$

No ponto ótimo, o gradiente se anula $\Rightarrow -2 \underline{E}\{e(n) \underline{x}(n)\} = 0$

• Isto significa que o sinal de erro gerado pelo filtro de Wiener é ortogonal às entradas. Em certo sentido, o erro $e(n)$ obtido pode ser visto como a parcela do sinal desejado que não pode ser extraído de $x(n)$ uma vez que este é desconhecido a priori do conjunto de entradas.

• Se $E\{e(n) \underline{x}(n)\} = 0$, então $E\{e(n) y(n)\} = 0$ também. Ou seja, o sinal de erro produzido pelo filtro ótimo é ortogonal à saída do filtro de Wiener.

Tanto na solução de Wiener quanto no caso de alguns algoritmos adaptativos que veremos, a matriz de autocorrelação da entrada R_x exerce papel importante. Por isso, é pertinente conhecer algumas de suas propriedades.

* Propriedades de matriz de autocorrelação

Definindo $\underline{x}(n) = [x(n) \ x(n-1) \ \dots \ x(n-M+1)]^T$, $R_x = E\{\underline{x}(n)\underline{x}^T(n)\}$:

$$R_x = \begin{bmatrix} E\{x^2(n)\} & E\{x(n)x(n-1)\} & \dots & E\{x(n)x(n-M+1)\} \\ E\{x(n)x(n-1)\} & E\{x^2(n-1)\} & \dots & E\{x(n-1)x(n-M+1)\} \\ \vdots & & & \\ E\{x(n-M+1)x(n)\} & E\{x(n-M+1)x(n-1)\} & \dots & E\{x^2(n-M+1)\} \end{bmatrix}$$

Seja $r_x(i) = E\{x(n)x(n-i)\}$, temos:

$$R_x = \begin{bmatrix} r_x(0) & r_x(1) & \dots & r_x(M-1) \\ r_x(1) & r_x(0) & & \vdots \\ \vdots & & & r_x(1) \\ r_x(M-1) & \dots & r_x(i) & r_x(0) \end{bmatrix}$$

Obs: $r_x(i) = r_x(-i)$ no caso real.

- i) R_x é simétrica ($R_x = R_x^T$). No caso complexo, R_x é hermitiana ($R_x = R_x^H$)
- ii) Quando o sinal de entrada é composto por versões atossadas de $x(n)$ tomadas de um processo WSS, R_x é uma matriz Toeplitz.

Töplitz: é possível inverter com algoritmos de complexidade computacional proporcional ao quadrado da ordem (dimensão) da matriz.

iii) R_x é semidefinida positiva:

$$\underline{w}^T R_x \underline{w} \geq 0 \quad \text{para } \forall \underline{w}$$

Autovaleores e Autovetores:

$$R_x q_i = \lambda_i q_i \quad \begin{cases} \lambda_i \text{ é o autovaleor de } R_x \text{ associado a } q_i \\ q_i \text{ é um autovetor de } R_x \end{cases}$$

$$q_i^T R_x q_i = q_i^T \lambda q_i = \lambda_i q_i^T q_i \Rightarrow \lambda_i = \frac{q_i^T R_x q_i}{q_i^T q_i} \geq 0 \quad \hookrightarrow \text{propriedade (iii)}$$

iv) Os autovaleores de R_x são reais não-negativos.

Por questões práticas, considera-se que os autovetores têm norma unitária: $q_i^T q_i = 1, \forall i$

v) Se R_x possui M autovetores linearmente independentes, então $Q^T R_x Q = \Lambda$, onde

$$Q = [q_0 \ q_1 \ \dots \ q_{M-1}] \quad e \quad \Lambda = \begin{bmatrix} \lambda_0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \lambda_1 & \ddots & \vdots \\ \vdots & \ddots & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & \lambda_{M-1} \end{bmatrix}$$

(9)

$$\begin{aligned} \text{A prova passa pela percepção de que } R_x Q &= R_x [q_0 \dots q_{M-1}] = \\ &= [\lambda_0 q_0 \dots \lambda_{M-1} q_{M-1}] = Q \Delta \end{aligned}$$

vii) Os autovetores de R_x são ortogonais entre si:

$$q_i^T q_j = 0, \quad i \neq j$$

viii) A matriz de autovetores (normalizados) Q é unitária, i.e., $Q Q^T = I$ ou $Q^T Q = I \Rightarrow Q^{-1} = Q^T$

De composição Espectral

segundo as propriedades (v) e (viii):

$$R_x = Q \Delta Q^T = \sum_{i=0}^{M-1} \lambda_i q_i q_i^T \quad (\text{note que } \Delta = Q^T R_x Q)$$

• Traco da matriz R_x :

$$\text{tr}(\Delta) = \sum_{i=0}^{M-1} \lambda_i$$

$$\text{Mas, } \text{tr}(\Delta) = \text{tr}(Q^T R_x Q)$$

usando a propriedade $\text{tr}(AB) = \text{tr}(BA)$, temos

$$\text{tr}(Q^T R_x Q) = \text{tr}(R_x Q Q^T) = \text{tr}(R_x) = M \pi_x(0) = \text{tr}(\Delta) = \sum_{i=0}^{M-1} \lambda_i$$

Portanto,

$$\boxed{\pi_x(0) = \frac{1}{M} \sum_{i=0}^{M-1} \lambda_i}$$

• Condicionamento ou espalhamento de R_x : é possível estabelecer uma importante relação entre a razão dos autovalores máximo e mínimo de R_x e o perfil da densidade espectral de potência $S_x(e^{j\omega})$.

$$\text{Vimos que } \lambda_i = \frac{\mathbf{q}_i^T R_x \mathbf{q}_i}{\mathbf{q}_i^T \mathbf{q}_i}$$

O numerador pode ser escrito como $\mathbf{q}_i^T R_x \mathbf{q}_i = \sum_{k=0}^{M-1} \sum_{l=0}^{n-1} q_{ik} r(l-k) q_{il}$ onde q_{ik} é o k -ésimo elemento da vetor linha \mathbf{q}_i , $r(l-k)$ é o elemento $[R_x]_{k,l}$ da matriz de autocorrelação e q_{il} é o l -ésimo elemento do vetor coluna \mathbf{q}_i .

Podemos escrever a seguinte relação:

$$r(l-k) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} S_x(e^{j\omega}) e^{j\omega(l-k)} d\omega \rightarrow \begin{matrix} \text{Transf.} \\ \text{de Fourier} \end{matrix} \text{ inversa de PSD.}$$

Então,

$$\begin{aligned} \mathbf{q}_i^T R_x \mathbf{q}_i &= \sum_{k=0}^{M-1} \sum_{l=0}^{n-1} q_{ik} r(l-k) q_{il} = \\ &= \sum_{k=0}^{M-1} \sum_{l=0}^{n-1} q_{ik} \left[\frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} S_x(e^{j\omega}) e^{j\omega(l-k)} d\omega \right] q_{il} \\ &= \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} S_x(e^{j\omega}) \sum_{k=0}^{M-1} q_{ik} e^{-j\omega k} \sum_{l=0}^{n-1} q_{il} e^{j\omega l} d\omega \end{aligned}$$

Seja $Q_i(e^{j\omega}) = \sum_{k=0}^{M-1} q_{ik} e^{-jk\omega}$. Então,

$$q_i^T R_x q_i = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} S_x(e^{j\omega}) Q_i(e^{j\omega}) Q_i^*(e^{j\omega}) d\omega$$

$$q_i^T R_x q_i = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} |Q_i(e^{j\omega})|^2 S_x(e^{j\omega}) d\omega$$

Usando o mesmo raciocínio, é possível mostrar que

$$q_i^T q_i = \frac{1}{2\pi} \int_{-\pi}^{\pi} |Q_i(e^{j\omega})|^2 d\omega$$

$$\text{Assim, } \lambda_i = \frac{\int_{-\pi}^{\pi} |Q_i(e^{j\omega})|^2 S_x(e^{j\omega}) d\omega}{\int_{-\pi}^{\pi} |Q_i(e^{j\omega})|^2 d\omega}$$

Sejam S_{\min} e S_{\max} os valores absolutos mínimo e máximo da PSD de $x(n)$, $S_x(e^{j\omega})$. Então,

$$\int_{-\pi}^{\pi} |Q_i(e^{j\omega})|^2 S_x(e^{j\omega}) d\omega \geq S_{\min} \int_{-\pi}^{\pi} |Q_i(e^{j\omega})|^2 d\omega \Rightarrow \lambda_i \geq S_{\min}$$

e

$$\int_{-\pi}^{\pi} |Q_i(e^{j\omega})|^2 S_x(e^{j\omega}) d\omega \leq S_{\max} \int_{-\pi}^{\pi} |Q_i(e^{j\omega})|^2 d\omega \Rightarrow \lambda_i \leq S_{\max}$$

$$\Rightarrow \boxed{S_{\min} \leq \lambda_i \leq S_{\max}}$$

Consequentemente,

$$\chi(R_x) = \frac{\lambda_{\max}}{\lambda_{\min}} \leq \frac{S_{\max}}{S_{\min}}$$

em que $\chi(R_x)$ é denominado o número de condicionamento da matriz de autocorrelação.

Casos extremos:

1) $\chi(R_x) = 1$ — todos os autovalores são iguais $\Rightarrow S_{\min} = S_{\max}$

O espectro de $x(n)$ é pleno, ou seja, $x(n)$ é um ruído branco. O cálculo de R_x^{-1} é imediato (matriz bem condicionada).

2) $\chi(R_x) \rightarrow \infty$ — $\lambda_{\min} \rightarrow 0$
 $S_{\min} \rightarrow 0$

O espectro de $x(n)$ possui nulos espectrais. Nesse caso não há inversa de R_x .

* Superfície de Erro Quadrático Mínimo

$$J(\underline{w}) = \zeta_d^2 - 2\underline{w}^T p_{xd} + \underline{w}^T R_x \underline{w}$$

É conveniente realizar algumas trocas de variáveis para observar as propriedades da superfície MSE em relação ao condicionamento da matriz de autocorrelação do sinal de entrada do filtro.

$\underline{\Delta w} = \underline{w} - \underline{w}_0 \rightarrow$ filtro ótimo

$\underline{\Delta w} = \underline{w} - \underline{w}_0 \rightarrow$ translação do ponto ótimo de $J(\underline{w})$ para a origem

$$J_{\min} = J(\underline{w}_0) = \zeta_d^2 - \underline{w}_0^T p_{xd}$$

Passo somar e subtrair $\underline{w}_0^T p_{xd}$ da função MSE:

$$\begin{aligned} J(\underline{w}) &= \underbrace{\zeta_d^2 - \underline{w}_0^T p_{xd} + \underline{w}_0^T p_{xd}}_{J_{\min}} - 2\underline{w}^T p_{xd} + \underline{w}^T R_x \underline{w} \\ &= J_{\min} + \underbrace{\underline{w}_0^T p_{xd} - \underline{w}^T p_{xd} - \underline{w}^T p_{xd} + \underline{w}^T R_x \underline{w}} \\ &= J_{\min} + (-\underline{\Delta w}^T p_{xd}) - \underline{w}^T p_{xd} + \underline{w}^T R_x \underline{w} \end{aligned}$$

Como $R_x \underline{w}_0 = p_{xd}$:

$$\begin{aligned} J(\underline{w}) &= J_{\min} - \underline{\Delta w}^T p_{xd} - \underbrace{\underline{w}^T R_x \underline{w}_0}_{\underline{w}^T R_x \underline{w}} + \underline{w}^T R_x \underline{w} \\ &= J_{\min} - \underline{\Delta w}^T p_{xd} + \underline{w}^T R_x \underline{\Delta w} \end{aligned}$$

Como $\underline{\Delta w}^T p_{xd}$ é um escalar, $\underline{\Delta w}^T p_{xd} = (\underline{\Delta w}^T p_{xd})^T = p_{xd}^T \underline{\Delta w} = \underline{w}_0^T R_x \underline{\Delta w}$

$$\text{Logo, } J(\underline{\Delta w}) = J_{\min} - \underline{w}^T R_x \underline{\Delta w} + \underline{w}^T R_x \underline{\Delta w}$$

$$= \underline{J_{\min}} + \underline{\underline{\Delta w}^T R_x \underline{\Delta w}}$$

2º troca de variáveis:

$$\text{Podemos escrever } R_x = Q \Lambda Q^T$$

$$J(\underline{\Delta w}) = J_{\min} + \underline{\Delta w}^T Q \Lambda Q^T \underline{\Delta w}$$

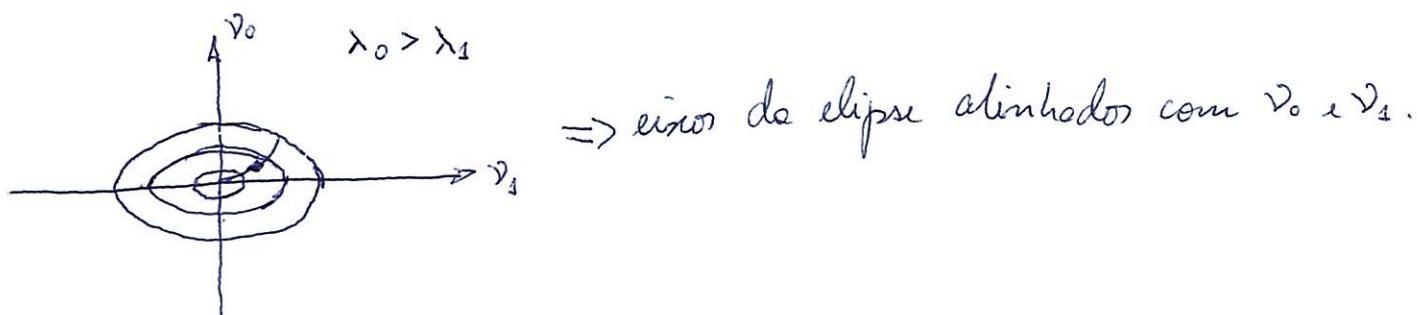
$$\underline{\Delta w} = Q^T \underline{\gamma} \rightarrow \text{parâmetros rotacionados.}$$

$$\text{Então, } J(\underline{\gamma}) = J_{\min} + \underline{\gamma}^T \Lambda \underline{\gamma}$$

\downarrow
matriz diagonal \rightarrow há apenas elementos quadráticos do tipo $\gamma_0^2, \gamma_1^2, \dots$

$$\text{Portanto, } J(\underline{\gamma}) = J_{\min} + \lambda_0 \gamma_0^2 + \lambda_1 \gamma_1^2 + \dots + \lambda_{n-1} \gamma_{n-1}^2$$

As curvas de nível de $J(\underline{\gamma})$ são hiperelipses:



$\lambda_0 \gg \lambda_1 \rightarrow$ curvas de nível mais agudas.

$\rightarrow x(n)$ possui espectro espalhado $S_{\max} \gg S_{\min}$

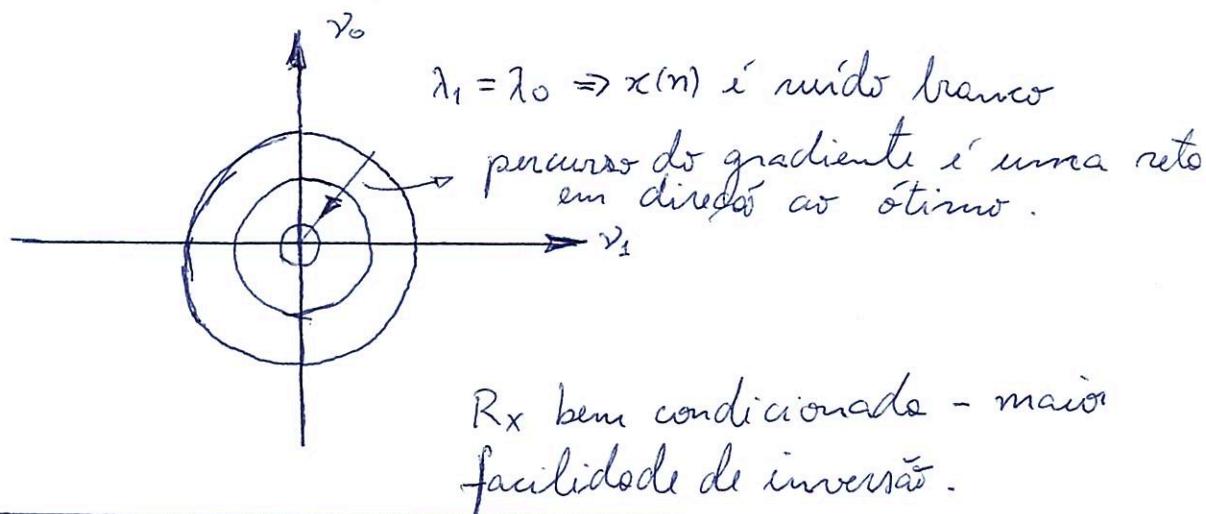
\rightarrow Matriz R_x mal condicionada

\rightarrow maior dificuldade de inversão de R_x

\rightarrow percurso do gradiente constantemente corrigido.

(15)

Quando temos autovalores iguais; as curvas de nível da superfície MSE se transformam em círculos concêntricos.



* Filtream com restrições lineares.

Até este ponto, vimos que a existência de um sinal de referência, junto com um critério apropriado, leva a uma solução linear e a uma função custo convexa.

O uso explícito de um sinal de referência nem sempre é possível ou necessário em alguns problemas práticos. Tais problemas podem ser separados em duas categorias distintas:

- a) o sinal de referência é desejável, mas não é acessível. Nesse caso, devemos recorrer a uma certa porção de conhecimento a priori a respeito de sua natureza, bem como de suas propriedades estatísticas. Esta é a essência do processamento não-supervisionado (cego).

b) O sinal de referência não é necessário p/ a tarefa, podendo ser substituído propositalmente por um conjunto de restrições sobre os parâmetros do filtro que viabilize a otimização e/ou o processo de adaptação.

Problema típico que se enquadra na segunda categoria: filtro de mínima variância com restrições lineares ou Linearly Constrained Minimum Variance (LCMV) filter.

$$y(n) = \underline{w}^H \underline{x}(n)$$

Nesse caso, minimizar $E\{|y(n)|^2\}$ nos leva à solução trivial $\underline{w} = \underline{0}$.

Um conjunto não-trivial de coeficientes pode ser obtido mediante o seguinte procedimento:

$$\left\{ \begin{array}{l} \underset{\underline{w}}{\arg \min} E\{|y(n)|^2\} = E\{\underline{w}^H \underline{x}(n) \underline{x}(n)^H \underline{w}\} = \underline{w}^H R_x \underline{w} \\ \text{s.a. } C^H \underline{w} = g \end{array} \right.$$

→ Minimização de norma quadrática sujeita a um conjunto de restrições lineares.

Solução usando multiplicadores de Lagrange:

$$\underset{\underline{w}}{\arg \min} \frac{1}{2} \underline{w}^H R_x \underline{w} + \underline{\lambda}^H (C^H \underline{w} - g)$$

$$\text{Gradiente: } R_x \underline{w} + C \underline{\lambda} = 0$$

Pré-multiplicando por $C^H R_x^{-1}$:

$$\underbrace{C^H R_x^{-1} R_x \underline{w}}_{C^H \underline{w}} + C^H R_x^{-1} C \underline{\lambda} = 0 \Rightarrow C^H R_x^{-1} C \underline{\lambda} + g = 0$$

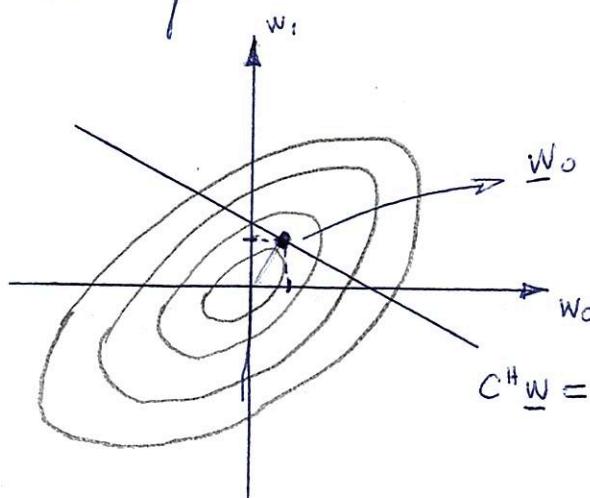
$$C^H \underline{w} = g$$

$$\text{Então; } \underline{\lambda} = - (C^H R_x^{-1} C)^{-1} g$$

Portanto, a solução ótima é

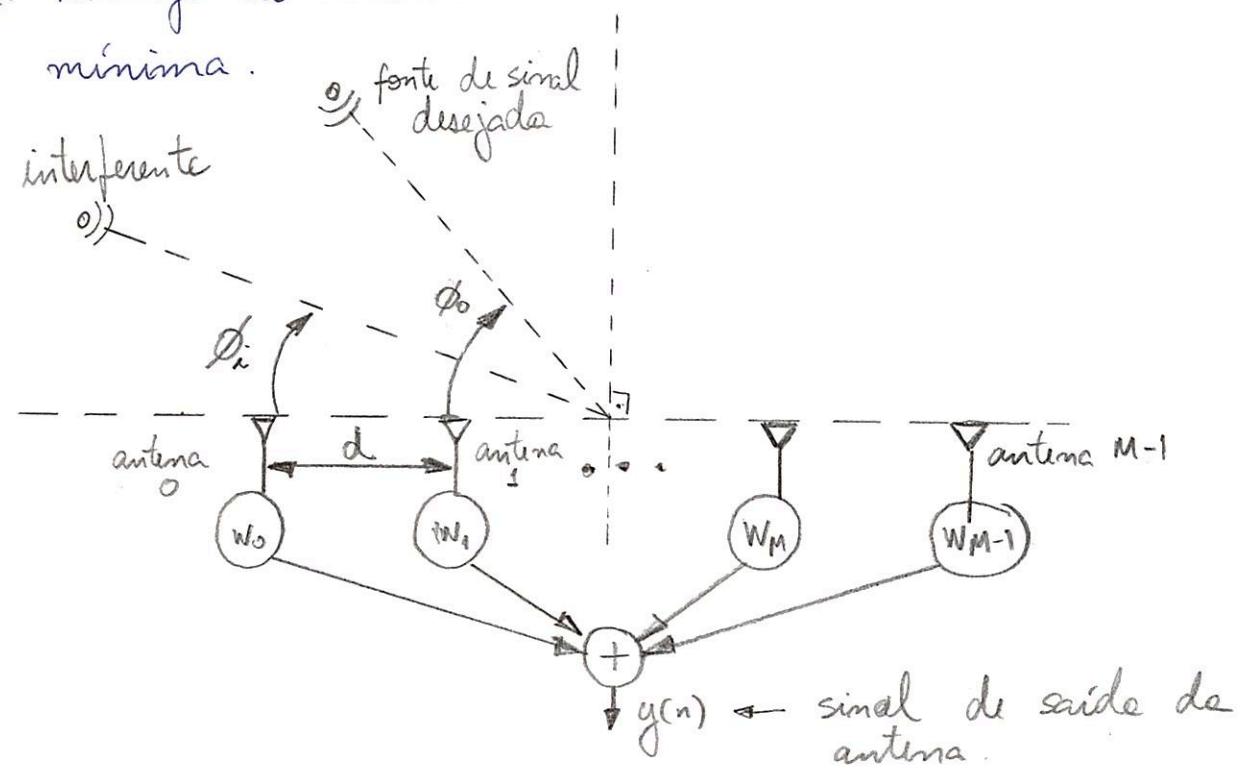
$$\underline{w}_0 = R_x^{-1} C (C^H R_x^{-1} C)^{-1} g$$

Visualizações do efeito de restrições:



$C^H \underline{w} = g \rightarrow$ as restrições definem um hiperplano que intercepta o parabolóide elíptico que caracteriza a função custo.

Exemplo: Arranjo de antenas (Formatador de Feixes) de variancia minima.



- arranjo linear uniforme omnidirecional (modo de sinal em banda base)
- distância da n -ésima antena em relação à antena 0: d

Objetivos do filtro: (1) preservar um determinado sinal alvo e (2) minimizar a interferência de outras fontes.

- o sinal de interesse se propaga numa direção conhecida, θ_0 ; as demais fontes de sinal possuem outros ângulos de chegada θ_j .
- A defasagem entre os sinais que atingem os elementos de antena é dada pelo ângulo elítico:

$$\theta_j = \frac{2\pi}{\lambda} d \cdot \phi_j$$

em que:

- d é a distância entre elementos adjacentes da antena.
- λ é o comprimento de onda do sinal incidente
- ϕ_i é a direção de chegada, pertencente ao intervalo $(-\pi/2, \pi/2]$

O vetor $\underline{x}(n)$ recebido no amanjo produzido por uma fonte $s_i(n)$, posicionada a um ângulo de incidência ϕ_i (direção de chegada) é dado por

$$\underline{x}(n) = \underline{a}(\phi_i) s_i(n)$$

em que:

$$\cdot \theta_i = (2\pi d / \lambda) \phi_i$$

• o vetor $\underline{a}(\phi_i) = [1 \quad e^{-j\theta_i} \quad e^{-2j\theta_i} \dots e^{-j(M-1)\theta_i}]^T$ é chamado de steering vector.

Considerando que há N sinais (fontes), o vetor de sinal recebido no amanjo é dado por:

$$\underline{x}(n) = \underline{a}(\theta_1) s_1(n) + \dots + \underline{a}(\theta_N) s_N(n)$$

$$= \begin{bmatrix} \underline{a}(\theta_1) & \underline{a}(\theta_2) & \dots & \underline{a}(\theta_N) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} s_1(n) \\ s_2(n) \\ \vdots \\ s_N(n) \end{bmatrix} = A \underline{s}(n)$$

em que $A = \begin{bmatrix} 1 & 1 & \dots & 1 \\ e^{-j\theta_1} & e^{-j\theta_2} & \dots & e^{-j\theta_N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ e^{-(M-1)\theta_1} & e^{-(M-1)\theta_2} & \dots & e^{-(M-1)\theta_N} \end{bmatrix}$

Suponha um sinal de interesse com ângulo elétrico θ_0 . Os demais sinais incidentes no arranjo de antenas são considerados interferentes. Nesse caso, o vetor recebido devido ao sinal $s_{0(n)}$ é dado por $\underline{a}(\theta_0) \underline{D}_0(n)$.

Novo objetivo é eliminar (atenuar) todos os sinais interferentes, preservando o sinal desejado $s_{0(n)}$.

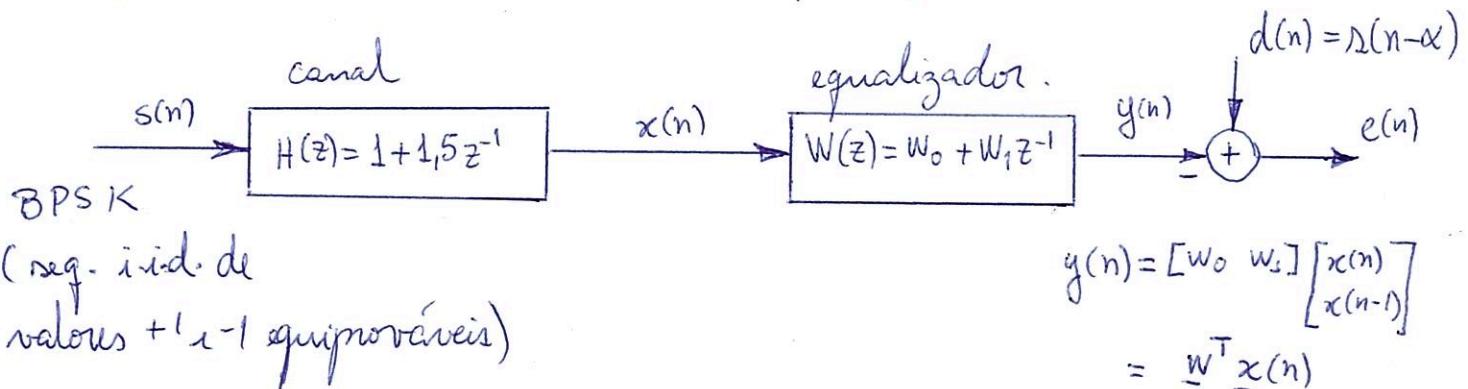
Podemos formular, então, um problema de otimização da forma:

$$\min_{\underline{w}} E\{|y(n)|^2\} = E\{\underline{w}^H \underline{X}(n) \underline{X}^H(n) \underline{w}\} = \underline{w}^H R_X \underline{w}$$

$$\text{s.a. } \underline{w}^H \underline{a}(\theta_0) = 1$$

Solução: $\underline{w}_{\text{otimo}} = \frac{\underline{R}_X^{-1} \underline{a}(\theta_0)}{\underline{a}^H(\theta_0) \underline{R}_X^{-1} \underline{a}(\theta_0)}$

Exemplo de aplicações da teoria de filtragem ótima: EQUALIZAÇÃO



sinal recebido: $x(n) = s(n) + 1,5s(n-1)$

a) Vamos determinar a matriz de autocorrelação $R_X = \begin{bmatrix} r_{x(0)} & r_{x(1)} \\ r_{x(1)} & r_{x(0)} \end{bmatrix}$

$$\begin{aligned} r_{x(1)} &= E\{x(n)x(n-1)\} = E\{(s(n) + 1,5s(n-1))(s(n-1) + 1,5s(n-2))\} \\ &= E\{s(n)s(n-1)\} + E\{s(n) \cdot 1,5 \cdot s(n-2)\} + 1,5E\{s^2(n-1)\} + E\{1,5^2 \cdot s(n-1)s(n-2)\} \end{aligned}$$

Como $s(n)$ e $s(n-1)$ são independentes e de média nula, $E\{s(n)s(n-1)\} = E\{s(n)\}E\{s(n-1)\} = 0$

O mesmo vale para $E\{s(n-1)s(n-2)\}$ e $E\{s(n)s(n-2)\}$.

Como $s(n)$ e $s(n-1)$ possuem a mesma distribuição, $E\{s^2(n)\} = E\{s^2(n-1)\}$

$$\text{Assim, } r_{x(1)} = 1,5 E\{s^2(n-1)\} = 1,5 \cdot \left[\frac{1}{2}(1)^2 + \frac{1}{2}(-1)^2 \right] = 1,5,$$

$$\begin{aligned} r_{x(0)} &= E\{x(n)x(n)\} = E\{(s(n) + 1,5s(n-1))(s(n) + 1,5s(n-1))\} \\ &= E\{s^2(n)\} + 3E\{s(n)s(n-1)\} + E\{1,5^2 \cdot s^2(n-1)\} \\ &= 1 + (1,5)^2 = 3,25, \end{aligned}$$

Logo, $R_X = \begin{bmatrix} 3,25 & 1,5 \\ 1,5 & 3,25 \end{bmatrix}$

b) Vamos determinar o vetor de correlações cruzadas pxd para os atrasos $\alpha = 0, 1 \text{ e } 2$.

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\{\chi(n) s(n-\alpha)\} &= \mathbb{E}\left\{\left[s(n) + 1,5 s(n-1)\right] s(n-\alpha)\right\} \\ &= \underbrace{\mathbb{E}\{s(n) s(n-\alpha)\}}_{\neq 0 \text{ se } \alpha=0} + 1,5 \underbrace{\mathbb{E}\{s(n-1) s(n-\alpha)\}}_{\neq 0 \text{ se } \alpha=1} \end{aligned}$$

$$\text{Logo, } \alpha=0 \Rightarrow \mathbb{E}\{\chi(n) s(n)\} = \mathbb{E}\{s^2(n)\} = 1$$

$$\alpha=1 \Rightarrow \mathbb{E}\{\chi(n) s(n-1)\} = 1,5 \mathbb{E}\{s^2(n-1)\} = 1,5$$

$$\alpha=2 \Rightarrow \mathbb{E}\{\chi(n) s(n-2)\} = 0$$

$$\begin{aligned} \mathbb{E}\{\chi(n-1) s(n-\alpha)\} &= \mathbb{E}\left\{\left[s(n-1) + 1,5 s(n-2)\right] s(n-\alpha)\right\} \\ &= \underbrace{\mathbb{E}\{s(n-1) s(n-\alpha)\}}_{\neq 0 \text{ se } \alpha=1} + 1,5 \underbrace{\mathbb{E}\{s(n-2) s(n-\alpha)\}}_{\neq 0 \text{ se } \alpha=2} \end{aligned}$$

$$\text{Logo, } \alpha=0 \Rightarrow \mathbb{E}\{\chi(n-1) s(n)\} = 0$$

$$\alpha=1 \Rightarrow \mathbb{E}\{\chi(n-1) s(n-1)\} = \mathbb{E}\{s^2(n-1)\} = 1$$

$$\alpha=2 \Rightarrow \mathbb{E}\{\chi(n-1) s(n-2)\} = 1,5 \{s^2(n-2)\} = 1,5$$

$$\text{Ou seja, } \mathbf{pxd} = \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} (\alpha=0) ; \quad \mathbf{pxd} = \begin{bmatrix} 1,5 \\ 1 \end{bmatrix} (\alpha=1) ; \quad \mathbf{pxd} = \begin{bmatrix} 0 \\ 1,5 \end{bmatrix} (\alpha=2)$$

c) Vamos determinar a solução de Wiener, assim como o erro quadrático médio residual, para os três atrasos

- $\boxed{\alpha=0}$ $\underline{w}_0 = R_x^{-1} f_{xd} = \begin{bmatrix} 3,25 & 1,5 \\ 1,5 & 3,25 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,3910 \\ -0,1805 \end{bmatrix}$

$$J(\underline{w}_0) = E\{\underline{s}^2(n)\} - f_{xd} R_x^{-1} f_{xd} = 1 - [1 \ 0] R_x^{-1} \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \end{bmatrix} = \underline{0,6090}$$

- $\boxed{\alpha=1}$ $\underline{w}_0 = R_x^{-1} f_{xd} = \begin{bmatrix} 3,25 & 1,5 \\ 1,5 & 3,25 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1,5 \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,4060 \\ 0,1203 \end{bmatrix}$

$$J(\underline{w}_0) = E\{\underline{s}^2(n-1)\} - f_{xd} R_x^{-1} f_{xd} = 1 - [1,5 \ 1] R_x^{-1} \begin{bmatrix} 1,5 \\ 1 \end{bmatrix} = \underline{0,2707}$$

- $\boxed{\alpha=2}$ $\underline{w}_0 = R_x^{-1} f_{xd} = \begin{bmatrix} 3,25 & 1,5 \\ 1,5 & 3,25 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 0 \\ 1,5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0,2707 \\ 0,5865 \end{bmatrix}$

$$J(\underline{w}_0) = E\{\underline{s}^2(n-2)\} - f_{xd} R_x^{-1} f_{xd} = 1 - [0 \ 1,5] R_x^{-1} \begin{bmatrix} 0 \\ 1,5 \end{bmatrix} = \underline{0,1203}$$

Portanto, nesse caso, a melhor estratégia, em termos de MSE, é utilizar o filtro ótimo que recupera o sinal transmitido com atraso 2 (atraso de equalização $\alpha=2$).