Estimación y Predicción en Series Temporales

Práctico 2: Estimadores MVU

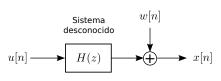
Departamento de Procesamiento de Señales

Instituto de Ingeniería Eléctrica Facultad de Ingeniería

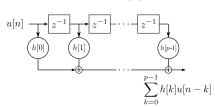
2022

- El problema consiste en identificar un sistema.
- Una estrategia es inyectar al sistema una entrada u[n] conocida y observar la salida x[n]. A partir de estos datos, se intenta deducir los coeficientes del filtro.
- Se asume que la salida se observa contaminada con ruido blanco gaussiano $w[n], w[n] \sim \mathcal{N}(0, \sigma^2)$.
- Se asume como modelo que el sistema es un filtro FIR de orden p. Hay que identificar los coeficientes h[i] con $i=0,\,1,\ldots,p-1$.

Modelo del problema



Modelo de H(z): FIR



Problema

Asumiendo que

- La entrada u[n] está activa en n = 0, 1, ..., N 1.
- La salida se observa en $n = 0, 1, \dots, N + p 2$.

Se pide

1 Plantear el problema como un modelo lineal,

$$\mathbf{x} = \mathbf{H}\boldsymbol{\theta} + \mathbf{w},$$

especificando la matriz \mathbf{H} y el vector $\boldsymbol{\theta}$.

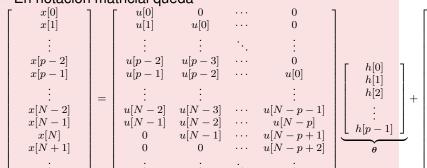
- ② Escribir el estimador óptimo $\hat{\theta}$ y la matriz de covarianza del estimador $\mathbf{C}_{\hat{\theta}}$ en función de los parámetros del problema.
- 3 Calcular y dar una interpretación a $\mathbf{H}^T\mathbf{H}$ y a $\mathbf{H}^T\mathbf{x}$.
- Expresar el estimador óptimo y la matriz de covarianza en función de los resultados del punto anterior.
- 6 La varianza del estimador es función de la entrada de

1. Planteo del problema como un modelo lineal

La salida del sistema es,

$$x[n] = \sum_{k=0}^{p-1} h[k]u[n-k] + w[n] \qquad n = 0, 1, \dots, N+p-2$$

En notación matricial queda



2. Estimador óptimo y matriz de covarianza

Como el modelo es lineal en WGN, el estimador es MVU y eficiente.

El estimador MVU es

La matriz de covarianza del estimador es

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = \left(\mathbf{H}^T \mathbf{H}\right)^{-1} \mathbf{H}^T \mathbf{x}$$

$$\mathbf{C}_{\hat{\theta}} = \sigma^2 \left(\mathbf{H}^T \mathbf{H} \right)^{-1}$$

3. Cálculo de $\mathbf{H}^T\mathbf{H}$ y $\mathbf{H}^T\mathbf{x}$

• Se expresa la matriz H en columnas como

$$\mathbf{H} = [\mathbf{u}[n] \ \mathbf{u}[n-1] \dots \mathbf{u}[n-p+1]]$$

donde

$$\mathbf{u}[n-i] = [\underbrace{0 \dots 0}_{i} \ u[0] \dots u[N-1] \ \underbrace{0 \dots 0}_{(n-1)-i}]^{T} \qquad 0 \le i \le p-1$$

3. Cálculo de $\mathbf{H}^T\mathbf{H}$ y $\mathbf{H}^T\mathbf{x}$ (cont)

• El elemento (i, j) de $\mathbf{H}^T\mathbf{H}$ es

$$\begin{split} \left[\mathbf{H}^T \mathbf{H}\right]_{ij} &= \mathbf{u}^T [n-i] \mathbf{u} [n-j] \\ &= \sum_{n=0}^{N-1-|i-j|} u[n] u[n+|i-j|] \\ &= N r_u[|i-j|], \end{split}$$

donde

$$r_u[k] = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1-k} u[n]u[n+k]$$

es la autocorrelación muestral de u[n].

Notar que

$$[\mathbf{H}^T\mathbf{H}]_{ii} = [\mathbf{H}^T\mathbf{H}]_{ii}$$
 Es simétrica

3. Cálculo de $\mathbf{H}^T\mathbf{H}$ y $\mathbf{H}^T\mathbf{x}$ (cont)

• Finalmente, $\mathbf{H}^T\mathbf{H}$ queda

$$\mathbf{H}^T\mathbf{H} = N \begin{bmatrix} r_u[0] & r_u[1] & r[2] & \cdots & r_u[p-1] \\ r_u[1] & r_u[0] & r[1] & \cdots & r_u[p-2] \\ \vdots & \vdots & \ddots & \ddots & \vdots \\ r_u[p-2] & r_u[p-3] & \cdots & r_u[0] & r_u[1] \\ r_u[p-1] & r_u[p-2] & \cdots & r_u[1] & r_u[0] \end{bmatrix} = N\mathbf{R}_{\mathbf{q}}$$

 \mathbf{R}_u se llama matriz de autocorrelación de u[n] de orden p.

• Por otro lado, el elemento i-ésimo de $\mathbf{H}^T\mathbf{x}$ es

$$\begin{aligned} \left[\mathbf{H}^T\mathbf{x}\right]_i &= \mathbf{u}^T[n-i]\mathbf{x} \\ &= \sum_{n=0}^{N-1} u[n]x[n+i] \end{aligned} \qquad r_{ux}[k] = \frac{1}{N} \sum_{n=0}^{N-1} u[n]x[n+k]$$
 es la correlación cruzada

3. Cálculo de $\mathbf{H}^T\mathbf{H}$ y $\mathbf{H}^T\mathbf{x}$ (cont)

• Finalmente, $\mathbf{H}^T \mathbf{x}$ queda

$$\mathbf{H}^T\mathbf{x} = N \left[egin{array}{c} r_{ux}[0] \\ r_{ux}[1] \\ dots \\ r_{ux}[p-1] \end{array}
ight] = N\mathbf{r}_{ux}.$$

 \mathbf{r}_{ux} es vector de correlación cruzada entre u[n] y x[n].

4. Estimador óptimo y matriz de covarianza

El estimador MVU es

$$\hat{\boldsymbol{\theta}} = \left(\mathbf{H}^T \mathbf{H}\right)^{-1} \mathbf{H}^T \mathbf{x} \Longrightarrow$$

$$\hat{m{h}} = \mathbf{R}_u^{-1} \mathbf{r}_{ux}$$

La matriz de covarianza es

$$\mathbf{C}_{\hat{\theta}} = \sigma^2 \left(\mathbf{H}^T \mathbf{H} \right)^{-1} \Longrightarrow$$

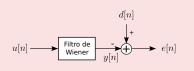
$$\mathbf{C}_{\hat{h}} = \frac{\sigma^{2}}{N} \mathbf{R}_{u}^{-1}$$

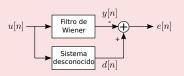
4. Estimador óptimo y matriz de covarianza

Analogía con el filtro de Wiener

Filtro de Wiener

Identificación de sistema





- Diseñar un filtro cuya salida y[n] sea un estimador de una señal deseada d[n].
- La entrada al filtro es una señal u[n] correlacionada con d[n].
- El criterio de optimización es la minimización de

$$J(\mathbf{w}) = E(e[n]e^*[n])$$
 con $\mathbf{w} = [w_0, \dots, w_{M-1}]^T$ coefs. del filtro

5. Entrada que minimiza la varianza del estimador.

La matriz de covarianza del estimador es

$$\mathbf{C}_{\hat{h}} = \frac{\sigma^2}{N} \mathbf{R}_u^{-1}$$

- La covarianza del estimador depende de la señal de entrada u[n] a través de \mathbf{R}_u .
- Se quiere encontrar u[n] que minimize la varianza de los coeficientes $\hat{\mathbf{h}}$ del filtro.
- La varianza del coeficiente i-ésimo $\hat{h}[i]$ es

$$\operatorname{var}(\hat{h}[i]) = \mathbf{C}_{\hat{h}ii} = \mathbf{e}_i^T \mathbf{C}_{\hat{h}} \mathbf{e}_i \qquad \mathbf{e}_i = [0 \ 0 \dots 0 \ \underbrace{1}_{\text{posición } i} \ 0 \dots 0 \ 0]^T$$

• Como $C_{\hat{h}}^{-1}$ es simétrica y definida positiva, puede descomponerse como (descomposición de Cholesky),

$$\mathbf{C}^{-1} = \mathbf{D}^T \mathbf{D}$$

5. Entrada que minimiza la varianza del estimador.

Notando que

$$\mathbf{e}_i^T \mathbf{I} \mathbf{e}_i = 1 \quad \Rightarrow \quad \mathbf{e}_i^T \mathbf{D}^T \mathbf{D}^{T-1} \mathbf{e}_i = 1 \quad \Rightarrow \quad (\mathbf{e}_i^T \mathbf{D}^T \mathbf{D}^{T-1} \mathbf{e}_i)^2 = 1$$

y definiendo

$$\begin{array}{ccc} \boldsymbol{\xi}_1 & = & \mathbf{D}\mathbf{e}_i \\ \boldsymbol{\xi}_2 & = & \mathbf{D}^{T-1}\mathbf{e}_i \end{array} \Rightarrow \underbrace{(\mathbf{e}_i^T\mathbf{D}^T}_{\boldsymbol{\xi}_1^T} \underbrace{\mathbf{D}^{T-1}\mathbf{e}_i})^2 = (\boldsymbol{\xi}_1^T\boldsymbol{\xi}_2)^2 = 1 \end{array}$$

 La desigualdad de Cauchy-Schwarz indica que para cualquier par de vectores ξ₁ y ξ₂ en un espacio con producto escalar se cumple que

$$|\langle \boldsymbol{\xi}_1, \boldsymbol{\xi}_2 \rangle|^2 \leq \langle \boldsymbol{\xi}_1, \boldsymbol{\xi}_1 \rangle \cdot \langle \boldsymbol{\xi}_2, \boldsymbol{\xi}_2 \rangle,$$

y la igualdad se da si $\xi_1 = c\xi_2$ (ξ_1 y ξ_2 colineales). Si el

5. Entrada que minimiza la varianza del estimador.

Se tiene que

$$\xi_1 = \mathbf{D}\mathbf{e}_i
\xi_2 = \mathbf{D}^{T-1}\mathbf{e}_i$$
 $(\xi_1^T \xi_1)(\xi_2^T \xi_2) \ge (\xi_1^T \xi_2)^2 = 1.$

Sustituyendo

$$(\boldsymbol{\xi}_{1}^{T}\boldsymbol{\xi}_{1})(\boldsymbol{\xi}_{2}^{T}\boldsymbol{\xi}_{2}) = (\mathbf{e}_{i}^{T}\mathbf{D}^{T}\mathbf{D}\mathbf{e}_{i})(\mathbf{e}_{i}^{T}\mathbf{D}^{T^{-1}T}\mathbf{D}^{T^{-1}}\mathbf{e}_{i})$$

$$= (\mathbf{e}_{i}^{T}\mathbf{D}^{T}\mathbf{D}\mathbf{e}_{i})(\mathbf{e}_{i}^{T}\mathbf{D}^{-1}\mathbf{D}^{T^{-1}}\mathbf{e}_{i})$$

$$= (\mathbf{e}_{i}^{T}\mathbf{C}_{\hat{h}}^{-1}\mathbf{e}_{i})(\mathbf{e}_{i}^{T}\mathbf{C}_{\hat{h}}\mathbf{e}_{i})$$

$$> 1$$

Finalmente

Para minimizar la varianza, la desigualdad de

5. Entrada que minimiza la varianza del estimador.

• Imponiendo la condición de que ξ_1 y ξ_2 sean colineales,

$$\boldsymbol{\xi}_1 = c_i \boldsymbol{\xi}_2 \qquad \Rightarrow \qquad \mathbf{D} \mathbf{e}_i = c_i \mathbf{D}^{T^{-1}} \mathbf{e}_i \qquad \text{con } c_i \text{ una constante.}$$

o equivalentemente, la condición para minimzar la varianza de todos los coeficientes es

$$\mathbf{D}^T \mathbf{D} \mathbf{e}_i = c_i \mathbf{e}_i, \qquad i = 1, 2 \dots, p.$$

• Teniendo en cuenta que $\mathbf{D}^T\mathbf{D} = \mathbf{C}_{\hat{h}}^{-1}$, la condición queda

$$\mathbf{C}_{\hat{h}}^{-1}\mathbf{e}_i = c_i\mathbf{e}_i, \qquad i = 1, 2 \dots, p,$$

o en palabras, la columna i-ésima de $\mathbf{C}_{\hat{h}}^{-1}$ tiene solo un elemento no nulo c_i en la posición i.

5. Entrada que minimiza la varianza del estimador.

Como

$$\mathbf{C}_{\hat{h}}^{-1} = \frac{N}{\sigma^2} \mathbf{R}_u,$$

la matriz de autocorrelación de la entrada debe ser diagonal,

$$r_u[k] = 0 \qquad orall k
eq 0 \qquad \Rightarrow \qquad u[n]$$
 ruido no correlacionad

En esas condiciones, el estimador y su varianza son
 Estimador MVU
 Varianza

$$\hat{h}[i] = \frac{r_{ux}[i]}{r_u[0]} \qquad \text{var}(\hat{h}[i]) = \frac{\sigma^2}{Nr_u[0]}$$

Los estimadores de los coeficientes son independientes.

6. Interpretación en el dominio de la frecuencia [?]

La salida del filtro es

$$x[n] = (h * u)[n] = \sum_{l=0}^{p-1} h[l]u[n-l]$$
(1)

La correlación cruzada entre la entrada y la salida es

$$r_{ux}[k] = E(u[n]x[n+k]) \qquad (2)$$

Sustituyendo 1 en 2 se ve que

$$r_{ux}[k] = E\left(u[n]\sum_{l=0}^{p-1} h[l]u[n+k-l]\right)$$
$$= \sum_{l=0}^{p-1} h[l]E(u[n]u[n+k-l])$$

$$u[n] \longrightarrow h[k] \longrightarrow x[n]$$

$$r_u[k] \longrightarrow h[k] \longrightarrow r_{ux}[k]$$

$$= \sum_{l=0}^{p-1} h[l] r_u[k-l]$$

 $= (h * r_{-})[k]$

6. Interpretación en el dominio de la frecuencia

 Aplicando al transformada de Fourier, se obtiene la densidad espectral de potencia cruzada entre la entrada y la salida,

$$r_{ux}[k] = (h * r_u)[k]$$
 \Rightarrow $P_{ux}(e^{j\omega}) = H(e^{j\omega})P_u(e^{j\omega})$

• Si la entrada es ruido blanco, $r_u[k] = \sigma_u^2 \delta[k]$,

$$P_{ux}(e^{j\omega}) = H(e^{j\omega})\sigma_u^2,$$

por lo que un estimador de la respuesta en frecuencia del filtro es

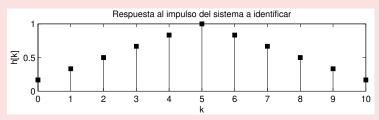
$$\hat{h}(e^{j\omega}) = \frac{P_{ux}(e^{j\omega})}{\sigma_u^2} = \frac{P_{ux}(e^{j\omega})}{r_u[0]}$$

• En el dominio del tiempo, esta relación es

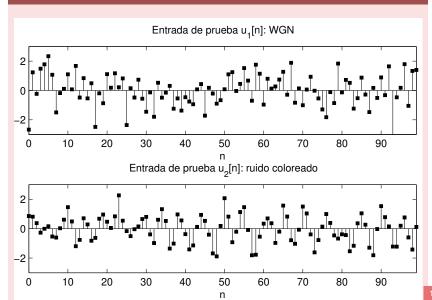


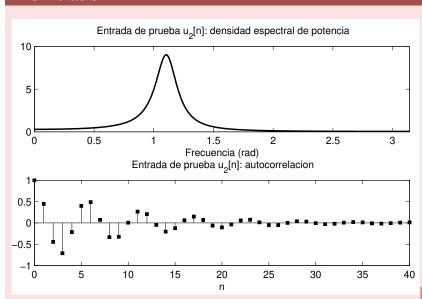
7. Simulación

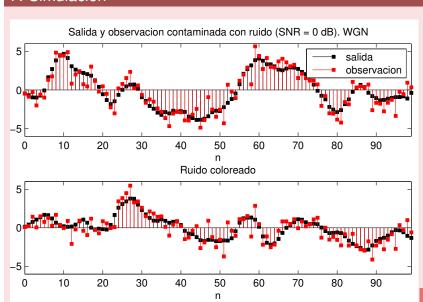
La respuesta al impulso del sistema es triangular.

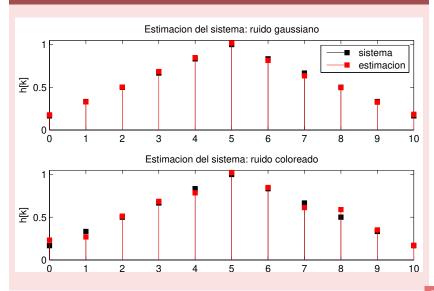


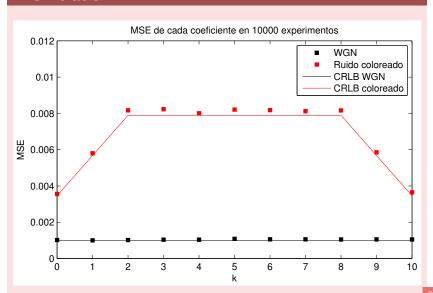
- Se usan dos señales u[n] de prueba
 - Ruido blanco gaussiano
 - Diente de sierra
- La potencia $r_u[0]$ de las señales de prueba es unitaria.
- La potencia σ^2 del ruido w[n] en las señales observadas x[n] es también unitaria (SNR = 0 dB).
- El largo de las señales de prueba es N=1000 muestras.











Referencias I