

COMPITO DI IDENTIFICAZIONE DEI MODELLI ED ANALISI DEI DATI 11 febbraio 2013

Domanda 1. Sia X una variabile aleatoria Gaussiana $\mathcal{N}(5, 1)$ e siano Y_1 e Y_2 due “misure rumorose” di X nel senso che $Y_1 = X + W_1$ e $Y_2 = X + W_2$ dove W_1 e W_2 sono Gaussiane, indipendenti da X , a media zero, varianza $\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = 1$ e covarianza $\sigma_{12} = 1/2$.

1. Si trovi la densità di $Y := [Y_1 \ Y_2]^\top$ e la densità congiunta di X e Y .
2. Si calcolino i valori attesi condizionati $\hat{X}_1 = E[X|Y_1]$ e $\hat{X}_{12} = E[X|Y_1, Y_2]$
3. Si descriva come calcolare $P[|X - \hat{X}_{12}| > \epsilon | Y_1, Y_2]$. Si può dire (senza fare calcoli) che $P[|X - \hat{X}_1| > \epsilon | Y_1] < P[|X - 5| > \epsilon]$? Cosa succede per $P[|X - \hat{X}_{12}| > \epsilon | Y_1, Y_2]$. Si commenti il risultato.

Domanda 2. Si assuma che il processo $y(t)$ sia generato dal modello dinamico

$$y(t) = a_1 y(t-1) + b_1 u(t-1) + e_0(t) \quad |a_1| < 1 \quad t \in \mathbb{Z}$$

dove $e_0(t)$ è un rumore bianco, a media nulla e varianza σ^2 . Il processo di “ingresso” $u(t)$ è descritto dal modello

$$u(t) = v(t) + v(t-1)$$

dove $v(t)$ è un processo stazionario bianco, a media nulla ed indipendente da $e_0(t)$. Per fare “identificazione”, si utilizzi il criterio di minimizzazione dell’errore di predizione (PEM) ed il modello

$$y(t) = \theta u(t-1) + e(t) \quad \theta \in \mathbb{R}$$

dove si assume $e(t)$ bianco.

1. Si calcoli la varianza del processo $y(t)$;
2. Assumendo siano disponibili dati $y(t), u(t), t \in [1, N]$, si imposti il problema di identificazione utilizzando il criterio di minimizzazione dell’errore di predizione (PEM); si trovi lo stimatore $\hat{\theta}_N$ del parametro θ , scrivendo chiaramente quale funzione dei dati si deve minimizzare.
3. Si dica se lo stimatore PEM $\hat{\theta}_N$ converge e se è uno stimatore consistente di b_1 (nel caso in cui non sia consistente non è necessario calcolare esplicitamente il valore a cui converge)

Domanda 3. Si consideri il modello lineare nei parametri

$$y(t) = \sum_{i=1}^4 \theta_i x^{i-1}(t) + \theta_5 \log(x(t)) + d(t) \tag{1}$$

dove $x(t) > 0$ è una grandezza misurabile e $d(t)$ è un rumore bianco. Si definisca il parametro vettoriale $\theta := [\theta_1 \ \theta_2 \ \theta_3 \ \theta_4 \ \theta_5]^\top \in \mathbb{R}^5$.

1. Si scrivano le equazioni del filtro di Kalman per la stima ricorsiva dei parametri θ nel modello lineare (1).

2. Supponendo che i parametri θ varino (lentamente) nel tempo, e avendo a disposizione dei dati di “test” $y(t), x(t), t = 1, \dots, N$, come è opportuno “tarare” il filtro di Kalman?
3. Si descriva, in maniera qualitativa, come si potrebbe utilizzare il filtro di Kalman per rivelare un brusco cambiamento (dovuto, ad esempio, ad un malfunzionamento di un sistema) dei valori θ (incogniti).
4. Si illustri come si dovrebbe modificare l’algoritmo descritto sopra basato sul filtro di Kalman se $d(t)$, invece di essere bianco, fosse un processo colorato a spettro noto?

Domanda 4. Si enunci e si dimostri la regola di Bayes.

SOLUZIONI

ESERCIZIO 1:

1. Le variabili X, Y_1, Y_2 soddisfanno l'equazione

$$\begin{bmatrix} X \\ Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = \underbrace{\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 0 & 1 \end{bmatrix}}_A \begin{bmatrix} X \\ W_1 \\ W_2 \end{bmatrix}$$

Perché X, W_1, W_2 sono Gaussiane ed indipendenti, il vettore

$$V := \begin{bmatrix} X \\ W_1 \\ W_2 \end{bmatrix} \quad \text{è Gaussiano}$$

$$\text{con media } E[V] = \begin{bmatrix} 5 \\ 6 \\ 0 \end{bmatrix}$$

e matrice varianza

$$\text{Var}\{V\} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1/2 \\ 0 & 1/2 & 1 \end{bmatrix}$$

$\rightarrow \text{Var}\{X\}$
 $\rightarrow \sigma_1^2$
 $\rightarrow \sigma_2^2$
 $\rightarrow \sigma_{12}$

Di conseguenza anche

$$Z := \begin{bmatrix} X \\ Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix} = AV \text{ è un vettore Gaussiano}$$

di medie $E[Z] = AE[V] = A \begin{bmatrix} 5 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}$

$$= \begin{bmatrix} 5 \\ 5 \\ 5 \end{bmatrix}$$

e matrice varianza

$$\text{Var}\{Z\} = A \text{Var}\{V\} A^T = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 2 & 3/2 \\ 1 & 3/2 & 2 \end{bmatrix}$$

Poiché $Y_i = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix}$ si può

scrivere nella forma:

$$Y = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} Z, \text{ anche } Y \text{ è}$$

un vettore GAUSSIANO con media

$$E[Y] = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} E[Z] = \begin{bmatrix} 3 \\ 5 \end{bmatrix} \text{ e}$$

matrice Varianza

$$Var[Y] = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} Var[Z] \begin{bmatrix} 0 & 0 \\ 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 2 & 3/2 \\ 3/2 & 2 \end{bmatrix}$$

2. Poiché le variabili in gioco sono congiuntamente GAUSSIANE basta applicare la nota formula

$$\begin{aligned} E[X|Y] &= cov(X, Y) Var\{Y\}^{-1} (Y - m_Y) + m_X \\ &= m_X + \Sigma_{XY} \Sigma_{YY}^{-1} (Y - m_Y) \end{aligned}$$

e n' obtiene:

$$\hat{X}_1 := E[X|Y_1] = 5 + \frac{1}{2}(Y_1 - 5)$$

$$\hat{X}_{12} := E[X|Y_1, Y_2] =$$

$$= 5 + [1 \ 1] \begin{bmatrix} 2 & 1/2 \\ 3/2 & 2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} Y_1 - 5 \\ Y_2 - 5 \end{bmatrix}$$

$$= 5 + \frac{[1 \ 1]}{4 - \frac{9}{4}} \begin{bmatrix} 2 & -3/2 \\ -3/2 & 2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_1 - 5 \\ Y_2 - 5 \end{bmatrix}$$

$$= 5 + \frac{4}{7} \cdot \begin{bmatrix} 1/2 & 1/2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_1 - 5 \\ Y_2 - 5 \end{bmatrix}$$

$$= 5 + \frac{4}{7} \cdot \left[\frac{Y_1 + Y_2}{2} - 5 \right]$$

3: Basta ricordare che:

$$\mathbb{P}[|X - \hat{X}_{12}| > \epsilon | Y_1, Y_2] = \int_{|X - \hat{X}_{12}| > \epsilon} f_{X|Y_1, Y_2}(x | Y_1, Y_2) dx$$

dove $f_{X|Y_1, Y_2}$ è la densità di

X condizionata da Y_1 e Y_2 .

Come noto dalla Teoria, X condizionata da Y_1, Y_2 è GAUSSIANA con medie

$$\mathbb{E}[X | Y_1, Y_2] = \hat{X}_{12}$$

e varianza

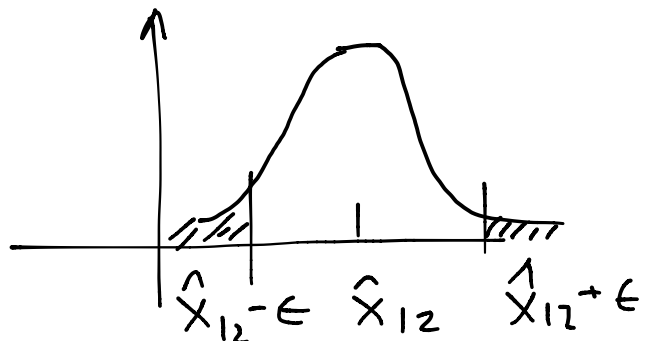
$$\text{Var}\{X | Y_1, Y_2\} = \Sigma_{XX} - \Sigma_{XY} \Sigma_{YY}^{-1} \Sigma_{YX}$$

$$\text{Dove } Y := \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \end{bmatrix}$$

DA cui:

$$\begin{aligned} \text{Var}\{X|Y_1, Y_2\} &= 1 - [1 \ 1] \begin{bmatrix} 2 & 3/2 \\ 3/2 & 2 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} \\ &= 1 - \frac{[1 \ 1]}{4 - \frac{9}{4}} \begin{bmatrix} 2 & -3/2 \\ -3/2 & 2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} \\ &= 1 - \frac{4}{7} \begin{bmatrix} 1/2 & 1/2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix} \\ &= 1 - \frac{4}{7} = \frac{3}{7} \end{aligned}$$

Quindi si tratta di calcolare la probabilità che una variabile Gaussiana di Varianza $3/7$ h' discosti dalla sua media più di ϵ .



Poiché vale

$$\text{Var}\{x\} > \text{Var}\{x|Y_1\} > \text{Var}\{x|Y_1, Y_2\}$$

(il condizionamento riduce l'incertezza)

è: ha:

$$\begin{aligned} P[|x-s| > \epsilon] &> P[|x-\hat{x}_1| > \epsilon | Y_1] > \\ &> P[|x-\hat{x}_{1,2}| > \epsilon | Y_1, Y_2] \end{aligned}$$

DOMANDA 2:

$$\begin{aligned} 1: \quad y(t) &= [a_1 \quad b_1] \begin{bmatrix} y(t-1) \\ u(t-1) \end{bmatrix} + e_0(t) \\ &= [a_1 \quad b_1 \quad b_1] \begin{bmatrix} y(t-1) \\ v(t-1) \\ v(t-2) \end{bmatrix} + e_0(t) \end{aligned}$$

Si denoti: $\sigma_{yy}(\tau) = \mathbb{E}[y(t+\tau)y(t)]$
 $\sigma_{yv}(\tau) = \mathbb{E}[y(t+\tau)v(t)]$

Si OTTIENE:

$$\sigma_{yy}(0) = \begin{bmatrix} a_1 & b_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \sigma_{yy}(0) & \sigma_{yv}(0) & \sigma_{yv}(1) \\ \sigma_{yv}(0) & \sigma_{rr}(0) & \sigma_{rv}(1) \\ \sigma_{yv}(1) & \sigma_{rv}(1) & \sigma_{vv}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ b_1 \\ b_1 \end{bmatrix} + \sigma_{ee}(0)$$

DOVE:

$\sigma_{yv}(0) = 0$ [$v(t)$ è bianco e indipendente da $e_0(t)$, quindi $v(t)$ è scorrelato con $y(s) \quad s \leq t$]

$\sigma_{vr}(0) = \sigma_v^2$ (DA FISSARE)

$[\sigma_v^2 = 1]$

IPOTESI

$\sigma_{vr}(1) = 0$ ($v(t)$ bianco)

$\sigma_{yv}(1) = \mathbb{E} y(t) v(t-1)$
 |

$$\begin{aligned}
 &= \cancel{a_1} \mathbb{E}[\cancel{y(t-1)}v(t-1)] + b_1 \underbrace{\mathbb{E}[u(t-1)v(t-1)]}_{=0} + \\
 &+ \mathbb{E}[\cancel{e_0(t)}v(t-1)] = \underbrace{\quad}_{=0} = \mathbb{E}[v(t-1)^2]
 \end{aligned}$$

$$= b_1 \sigma_v^2$$

DA CUI SI OTTIENUTI ($\sigma_y^2 := \sigma_{yy}(0)$)

$$\sigma_y^2 = [a_1 \ b_1 \ b_1] \begin{bmatrix} \sigma_y^2 & 0 & b_1 \\ 0 & 1 & 0 \\ b_1 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ b_1 \\ b_1 \end{bmatrix} + \sigma^2$$

E QUINDI:

$$\sigma_y^2 = a_1^2 \sigma_y^2 + 2a_1 b_1^2 + 2b_1^2 + \sigma^2$$



$$\sigma_y^2 = \frac{2a_1 b_1^2 + 2b_1^2 + \sigma^2}{1 - a_1^2} \quad \boxed{|a_1| < 1}$$

(STABILITÀ)

2: Utilizzando il metodo PFN
 si deve minimizzare l'errore
 di predizione

$$\hat{\theta} := \underset{\theta}{\operatorname{arg\,min}} \frac{1}{N} \cdot \sum_{t=1}^N (y(t) - \hat{y}_{\theta}(t|t-1))^2$$

DOVE:

$$\begin{aligned} \hat{y}_{\theta}(t|t-1) &= \mathbb{E}_{\theta} [y(t) | y_{\bar{t}}] \\ &= \theta u(t-1) \end{aligned}$$

QUINDI:

$$\hat{\theta}_N = \underset{\theta}{\operatorname{arg\,min}} \frac{1}{N-1} \cdot \sum_{t=2}^N (y(t) - \theta u(t-1))^2$$

DA CUI SI OTTIENE:

$$\hat{\theta}_N = \left(\sum_{t=2}^N u(t-1)^2 \right)^{-1} \sum_{t=2}^N y(t) u(t-1)$$

3: Poiché i processi in gioco sono ergodici, lo stimatore $\hat{\theta}_N$ converge per $N \rightarrow +\infty$ all'insieme di punti di minimo della funzione

$$J(\theta) := E[(y(t) - \hat{y}_\theta(t|t-1))^2]$$

TROVANO I PUNTI DI MINIMO DI $J(\theta)$

$$J(\theta) = E[(a_1 y(t-1) + (b_1 - \theta) u(t-1) + e_0(t))^2]$$

$$= [a_1 \ (b_1 - \theta) \ (b_1 - \theta)] \begin{bmatrix} \sigma_{yy}(0) & \sigma_{yv}(0) & \sigma_{yv}(1) \\ \sigma_{yv}(0) & \sigma_{vv}(0) & \sigma_{vv}(1) \\ \sigma_{yv}(1) & \sigma_{vv}(1) & \sigma_{vv}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ b_1 - \theta \\ b_1 - \theta \end{bmatrix}$$

$$+ \sigma^2$$

$$= [a \ (b_1 - \theta) \ (b_1 - \theta)] \begin{bmatrix} \sigma_y^2 & 0 & b_1 \\ 0 & 1 & 0 \\ b_1 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ b_1 - \theta \\ b_1 - \theta \end{bmatrix} + \sigma^2$$

$$= 2_1^2 \sigma_y^2 + 22b_1(b_1 - \theta) + 2(b_1 - \theta)^2 + \sigma^2$$

CALCOLANDO:

$$\frac{\partial J}{\partial \theta} = -22b_1 - \frac{2}{4}(b_1 - \theta) = 0$$

Si ottiene che per

$$\theta^* := \frac{b_1 2_1 + 2b_1}{2} = b_1 \left(1 + \frac{2_1}{2}\right)$$

VALE: $\frac{\partial J}{\partial \theta} \Big|_{\theta = \theta^*} = 0$

Poichè $\frac{\partial^2 J}{\partial \theta^2} = 4 > 0$

$\theta = \theta^*$ è l'unico punto di
minimo di $J(\theta)$



$$\lim_{N \rightarrow +\infty} \hat{\theta}_N = b_1 \left(1 + \frac{2_1}{2}\right)$$

(lo stimatore non è consistente
perchè $\hat{\theta}_N$ non converge a b_1)

DOMANDA 3

1: Basta definire:

$$\varphi(t) := \begin{bmatrix} 1 \\ x(t) \\ x^2(t) \\ x^3(t) \\ \log x(t) \end{bmatrix}$$

DA cui:

$$y(t) = \varphi^T(t) \theta + d(t)$$

LE EQUAZIONI DEL KF per la

stima ricorrenza di θ si
ottengono applicando il
KF (Kalman Filter), si vedano
gli appunti, al modello di stato

$$\theta(t+1) = \theta(t)$$

$$y(t) = \varphi^T(t) \theta(t) + d(t)$$

2: Se i parametri $\theta(t)$ sono tempo varianti si dovrà considerare il modello

$$\theta(t+1) = \theta(t) + w(t)$$

$$y(t) = \varphi^T(t) \theta(t) + d(t)$$

dove la varianza del rumore bianco (e a media nulla) $w(t)$ si può "terzare" cercando di fare in modo che l'errore di predizione

$$y(t) - \varphi^T(t) \hat{\theta}(t|t-1)$$

sia "il più bianco possibile"

(e.g. usando i test del Periodogramme cumulative)

3: Per "monitorare" il sistema si può utilizzare l'errore di predizione

$$e(t) := y(t) - \varphi^T(t) \hat{\theta}(t|t-1)$$

In presenza di un brusco cambiamento del sistema $e(t)$ aumenterà bruscamente. Verosimilmente $e(t)$ uscirà dalle "fascie"

$[-3\sigma_e, +3\sigma_e]$ dove σ_e è la deviazione standard di $e(t)$.

4: Se il processo $d(t)$ non è bianco è sufficiente procurarsi un modello di stato per il processo $e(t)$:

$$x(t+1) = A x(t) + B m(t)$$

$$d(t) = C x(t) + D m(t)$$

e Applicare l'algoritmo del KF al modello documentato

$$\begin{bmatrix} \theta(t+1) \\ x(t+1) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} I & 0 \\ 0 & A \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta(t) \\ x(t) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 \\ B \end{bmatrix} n(t)$$

$$y(t) = \begin{bmatrix} y^T(t) & C \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \theta(t) \\ x(t) \end{bmatrix} + D n(t)$$

DOMANDA 4:

Si vedano gli appunti
del corso

