

# Identificazione dei Modelli e Analisi dei Dati MN

Prof. G. De Nicolao

18 Luglio 2006

**Cognome** ..... **Nome**.....

**Matricola** ..... **Firma**.....

- Compilare a penna questo foglio all'inizio della prova.
- Durante lo svolgimento della prova, non è consentito l'uso di materiale diverso dai comuni strumenti di calcolo, scrittura e disegno.
- Le risposte devono essere scritte in modo chiaramente leggibile nello spazio immediatamente seguente ogni domanda (se necessario, a seguito di cancellature, passare sul retro).
- Le uniche risposte valide sono quelle riportate nel presente fascicolo, che va consegnato, senza fogli aggiuntivi, al termine della prova.

1.
2.
3.
4.

1. Si ipotizzi che  $Y = \Phi\theta^0 + V$ ,  $E[V] = 0$ ,  $Var[V] = \sigma^2\Psi$ .

(a) Scrivere l'espressione dello stimatore BLUE.

$$\theta^{BLUE} = CY$$

$$C = (\Phi'\Psi^{-1}\Phi)^{-1} \Phi'\Psi^{-1}$$

(b) Dimostrare, riportando i passaggi che lo stimatore BLUE è non polarizzato.

$$\begin{aligned} E[\theta^{BLUE}] &= E[CY] \\ &= CE[Y] \\ &= C\Phi\theta^0 \\ &= (\Phi'\Psi^{-1}\Phi)^{-1} \Phi'\Psi^{-1}\Phi\theta^0 \\ &= \theta^0 \end{aligned}$$

(c) Ricavare, riportando i passaggi, l'espressione di  $Var[\theta^{BLUE}]$ .

$$\begin{aligned} Var[\theta^{BLUE}] &= Var[CY] \\ &= CVar[Y]C' \\ &= \sigma^2 C\Psi C' \\ &= \sigma^2 (\Phi'\Psi^{-1}\Phi)^{-1} \Phi'\Psi^{-1}\Phi (\Phi'\Psi^{-1}\Phi)^{-1} \\ &= \sigma^2 (\Phi'\Psi^{-1}\Phi)^{-1} \end{aligned}$$

2. Si considerino i seguenti dati

$$u_1(0) = 1 \quad u_1(1) = -1 \quad u_1(2) = 1$$

$$u_2(0) = -1 \quad u_2(1) = 1 \quad u_2(2) = 2$$

$$y_1(0) = 1 \quad y_1(1) = 2 \quad y_1(2) = -1$$

e i modelli

(a)  $y(t) = \theta_1 + \theta_2 u_1(t) + v(t)$

(b)  $y(t) = \theta_1 u_1(t) + \theta_2 u_2(t) + v(t)$

(c)  $y(t) = \theta_1 + \theta_2 u_2(t) + v(t)$

(d)  $y(t) = \theta_1 + \theta_2 u_1(t) u_2(t)^2 + v(t)$

dove gli errori  $v(t)$  sono indipendenti con  $E[v(t)] = 0$ ,  $Var[v(0)] = Var[v(2)] = 2$ ,  $Var[v(1)] = 1$ . Si indichi con  $\theta^{BLUE}$  lo stimatore BLUE di  $\theta$ . Scrivere accanto alle matrici che forniscono l'inversa di  $Var[\theta^{BLUE}]$  la lettera del corrispondente modello.

$$Var[\theta^{BLUE}]^{-1} = \begin{bmatrix} 2 & -0.5 \\ -0.5 & 3.5 \end{bmatrix} \quad \mathbf{2}$$

$$Var[\theta^{BLUE}]^{-1} = \begin{bmatrix} 2 & 1.5 \\ 1.5 & 9.5 \end{bmatrix} \quad \mathbf{4}$$

$$Var[\theta^{BLUE}]^{-1} = \begin{bmatrix} 2 & 1.5 \\ 1.5 & 3.5 \end{bmatrix} \quad \mathbf{3}$$

$$Var[\theta^{BLUE}]^{-1} = \begin{bmatrix} 2 & 0 \\ 0 & 2 \end{bmatrix} \quad \mathbf{1}$$

3. Data una V.C.  $X$  esponenziale con parametro  $\lambda$ , si considerino le seguenti definizioni per  $Y$ :

- |                         |                    |                        |
|-------------------------|--------------------|------------------------|
| 1. $Y = 1/X$            | 2. $Y = \lambda X$ | 3. $Y = X/\lambda$     |
| 4. $Y = e^{-\lambda X}$ | 5. $Y = -X$        | 6. $Y = e^{\lambda X}$ |

Scrivere accanto alle seguenti densità il numero della definizione corrispondente.

$$f_Y(y) = 1, \quad 0 < y < 1 \quad \mathbf{4}$$

$$f_Y(y) = \lambda e^{\lambda y}, \quad -\infty < y < 0 \quad \mathbf{5}$$

$$f_Y(y) = \lambda^2 e^{-\lambda^2 y}, \quad 0 < y < \infty \quad \mathbf{3}$$

$$f_Y(y) = \frac{1}{y^2}, \quad 1 < y < \infty \quad \mathbf{6}$$

$$f_Y(y) = \frac{\lambda e^{-\lambda/y}}{y^2}, \quad 0 < y < \infty \quad \mathbf{1}$$

$$f_Y(y) = e^{-y}, \quad 0 < y < \infty \quad \mathbf{2}$$

4. Dire se le seguenti affermazioni sono vere o false: (Punteggio: risposta esatta =1, errore=-1, non risponde =0)

V      F

(a) Si indichino con  $\bar{A}$  e  $\bar{B}$  gli eventi negati di  $A$  e  $B$ . Se  $A$  e  $B$  sono disgiunti anche  $\bar{A}$  e  $\bar{B}$  sono disgiunti.

  

(b) Se lancio una moneta quattro volte, la probabilità di ottenere almeno una testa è uguale a 15/16.

  

(c) Se  $X$  è una V.C. di Bernoulli, allora  $E[X] = E[X^2]$ .

  

(d) Dati due eventi  $A$  e  $B$  con  $P(B) = 1/2$ , risulta  $P(A) = (P(A|B) + P(A|\bar{B}))/2$ .

  

(e) Sia  $X$  una V.C. uniforme in  $[0, 1]$ . Allora  $E[X^2] = 1/3$ .