

# PROVA SCRITTA DI STATISTICA

CLEA/CLEFIN/CLEMIT (cod. 5047/4038/371/377)

3 Novembre 2004

## MOD. A

### Esercizio N. 1 (3 punti).

Data la v.s.  $X$  avente funzione di densità:

$$f(x) = \begin{cases} 1/20 & 0 \leq x < 1 \\ 9/40 & 1 \leq x < 3 \\ 1/10 & 3 \leq x < 7 \\ 1/20 & 7 \leq x < 9 \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

- Determinare la distribuzione di frequenza.
- Calcolarne media, moda e mediana

a) (1 punto) La distribuzione di frequenza è:

$$p(x) = \begin{cases} 1/20 & \text{per } 0 \leq x < 1 \\ 9/20 & \text{per } 1 \leq x < 3 \\ 8/20 & \text{per } 3 \leq x < 7 \\ 2/20 & \text{per } 7 \leq x < 9 \\ 0 & \text{altrove} \end{cases}$$

b) (2 punti) La media è =  $149/40$ , la moda è = 2 e la mediana è = 3.

### Esercizio N. 2 (2 punti)

Enunciare la disuguaglianza di Chebyshev e verificarla per la v.a.

$$X = \begin{cases} 0 & 4 & 5 & 6 & 10 \\ 0.05 & 0.1 & 0.7 & 0.1 & 0.05 \end{cases}$$

ponendo  $\lambda = 2$ . Riportare dettagliatamente tutti i passaggi.

Data una variabile statistica  $X$  con media  $\mu$  e varianza  $\sigma^2$  allora

$\text{Fr}(\mu - \lambda\sigma < X < \mu + \lambda\sigma) \geq 1 - 1/\lambda^2$ . Nel nostro caso:  $\mu = 5$ ,  $\sigma^2 = 2.7$ ,  $\sigma = 1.6432$ , quindi  $\text{Fr}(\mu - \lambda\sigma < X < \mu + \lambda\sigma) = \text{Fr}(5 - 3.2864 < X < 5 + 3.2864) = \text{Fr}(1.7136 < X < 8.2864) = 0.1 + 0.7 + 0.1 = 0.9 > 1 - 1/4 = 0.75$ , quindi la disuguaglianza è verificata.

**Esercizio N. 3 (3 punti).**

E' data una v.s. a due dimensioni (X,Y) con  $E(X) = 5$ ,  $E(Y) = 4$ ,  $Var(X) = 36$ ,  $Var(Y) = 9$ ,  $COV(X,Y) = 18$ .

- a) Quanto vale il coefficiente quadratico medio relativo di contingenza  $\hat{\phi}^2$  ? (Suggerimento: calcolare prima il coefficiente di correlazione lineare  $\rho$  )  
 b) Determinare l'equazione della retta di regressione di Y su X.  
 c) Prevedere il valore assunto da Y quando  $X = 8$ .

- a) (1 punto)  $\rho = \frac{Cov(X,Y)}{\sqrt{Var(X)Var(Y)}} = 18 / 18 = 1$  Siamo nel caso di perfetta dipendenza lineare quindi anche il coefficiente quadratico medio relativo di contingenza vale 1.  
 b) (1 punto) Il coefficiente di regressione è  $b = Cov(X,Y) / Var(X) = 18 / 36 = 0.5$ ;  $a = E(Y) - b E(X) = 1.5$ . L'equazione della retta di regressione di Y su X è quindi  $y = 0.5 x + 1.5$   
 c) (1 punto) Il valore assunto da Y quando  $X = 8$  è  $y(8) = 5.5$

**Esercizio N. 4 (4 punti).**

Dati i numeri aleatori indipendenti X ed Y distribuiti secondo la legge bernoulliana con parametri rispettivi  $p_X = 0.2$  e  $p_Y = 0.3$

- a) Trovare la distribuzione del numero aleatorio  $Z = X - Y$ .  
 b) Determinare  $E(Z)$  e  $Var(Z)$  e scrivere le relazioni di  $E(X)$  ed  $E(Y)$  con  $E(Z)$  e di  $Var(X)$  e  $Var(Y)$  con  $Var(Z)$ .

- a) (2 punti) Nella tabella seguente riportiamo in neretto le differenze Z fra i valori di X e di Y cui sono associate le probabilità congiunte che sono uguali al prodotto delle probabilità marginali, stante l'indipendenza fra X ed Y.

	X			
		0	1	
Y	0	0 0.56	1 0.14	0.7
	1	-1 0.24	0 0.06	0.3
		0.8	0.2	1.0

Riclassificando i valori di Z si trova la v.a.

$$Z = \begin{cases} -1 & 0 & 1 \\ 0.24 & 0.62 & 0.14 \end{cases}$$

- b) ( 2 punti)  $E(Z) = -0.1 = E(X) - E(Y) = 0.2 - 0.3$   
 $Var(Z) = 0.37 = Var(X) + Var(Y) = 0.16 + 0.21$

### Esercizio N. 5 (4 punti).

Un'urna contiene 4 palline bianche e 6 rosse. Si estraggono 3 palline.

- Verificare se è più probabile estrarre 3 palline bianche con la tecnica di estrazione con reimmissione oppure con quella di estrazione senza reimmissione.
- Trovare la probabilità che le palline bianche siano più delle palline rosse, nel caso di reimmissione.
- Trovare la probabilità che fra le palline estratte ce ne sia almeno una rossa, nel caso di reimmissione.

a) (1 punto)

Nel caso di reimmissione la probabilità di estrarre 3 palline bianche è  $= (4/10)^3 = 0.0640$ .

Nel caso di estrazione senza reimmissione tale probabilità diventa  $= 4/10 \cdot 3/9 \cdot 2/8 = 0.0333$  minore della precedente.

b) (2 punti)

La probabilità che le palline bianche siano più delle rosse è uguale alla somma delle seguenti probabilità:

$$P(3 \text{ bianche}) = 64/1000$$

$$P(2 \text{ bianche}) = 3 \cdot 4/10 \cdot 4/10 \cdot 6/10 = 288/1000$$

$$P(\text{bianche più di rosse}) = 64/1000 + 288/1000 = 352/1000 = 0.3520$$

c) (1 punto)

La probabilità che ci sia almeno una pallina rossa è la probabilità contraria a quella dell'evento "nessuna pallina rossa" (od anche "tre palline bianche") avente probabilità  $= 0.0640$ . La probabilità cercata è quindi  $= 1 - 0.0640 = 0.9360$ .

### Esercizio N. 6 (4 punti)

Estraiamo dalla v.a.  $X$  dell'esercizio n. 2 un campione bernoulliano di 100 elementi

- Trovare media e varianza della variabile media campionaria.
- Determinare inoltre la probabilità approssimata che la media campionaria cada nell'intervallo  $(5, 5.2)$ .
- E' possibile che la media campionaria superi il valore 15? Giustificare la risposta.

a) (1 punto) La media campionaria ha media uguale alla media della v.a. di partenza e quindi è  $= 5$ .

La varianza della v.a. media campionaria è uguale ad  $1/n$  della varianza della v.a. di partenza e quindi è  $= 2.7/100 = 0.027$

b) (2 punti) Utilizzando il teorema del limite centrale si ha che la media campionaria segue una legge approssimativamente normale con media 5 e varianza  $= 0.027$ .

Poniamo  $z = \frac{5.2 - 5}{\sqrt{0.027}} = 0.2 / 0.1643 = 1.2172$ : Dalle tavole della funzione di ripartizione

della normale standardizzata si ha  $\Phi(1.2172) = 0.8883$ . La probabilità approssimata che la media campionaria cada nell'intervallo  $(5, 5.2)$  è  $= \Phi(1.2172) - \Phi(0) = 0.8883 - 0.5000 = 0.3883$ .

c) (1 punto) No, perchè la media deve essere sempre compresa fra il valore minimo (0) ed il valore massimo (10) della v.a. di partenza.

### Esercizio N. 7 (2 punti).

Data una v.a. normale con varianza nota pari a 16 si estrae un campione bernoulliano di  $n$  elementi. L'intervallo di confidenza per la media, determinato con un livello di confidenza del 95%, ha lunghezza 3.1360. Determinare  $n$ .

La lunghezza dell'intervallo di confidenza è:

$$L = 2 z_{1-\alpha/2} (\sigma / \sqrt{n}) = 2 * 1.96 * 4 / \sqrt{n} = 15.68 / \sqrt{n} = 3.136 \text{ da cui si ricava } n = 25$$

### Esercizio N. 8 (5 punti).

Per testare l'efficacia di un farmaco antinfluenzale questo viene somministrato ad un campione di 100 pazienti. Di questi 80 guariscono entro la prima settimana di cure. Sia  $p$  la percentuale di soggetti che potrebbero guarire entro la prima settimana nell'intera popolazione.

- Definire una regione critica per verificare l'ipotesi  $H_0 : p \geq 0.9$  contro l'alternativa  $H_1 : p < 0.9$ . al livello  $\alpha = 0.01$
- Dare la definizione di p-value.
- Determinare il p-value relativo alla realizzazione campionaria osservata.
- E' ragionevole accettare l'ipotesi  $H_0$  ? Giustificare la decisione.

a) (2 punti) Per verificare l'ipotesi  $H_0 : p \geq 0.9$  contro l'alternativa  $H_1 : p < 0.9$  si può utilizzare il test asintotico, di dimensione  $\alpha = 0.01$ , che ha come regione critica:

$$R = \{ (x_1, x_2, \dots, x_n) : \bar{X} < 0.9 - z_{0.99} \sqrt{\frac{0.9 * 0.1}{100}} \} \text{ Sostituendo: } R = \{ (x_1, x_2, \dots, x_n) : \bar{X} < 0.8302 \}$$

b) (1 punto) Dato un test con regione critica  $R$  dipendente dalla statistica test  $T = T(X_1, X_2, \dots, X_n)$  si supponga di osservare  $t = T(x_1, x_2, \dots, x_n)$ . Ciò premesso il p-value è la più alta probabilità, ottenibile sotto l'ipotesi nulla  $H_0$ , che  $T$  assuma valori più estremi rispetto alla sua realizzazione  $t$ .

c) (1 punto) Nel nostro caso il p-value è  $= \Pr(\bar{X} < 0.8 | p = 0.9)$  dove  $\bar{X}$  si distribuisce asintoticamente come una normale con media 0.90, varianza pari a  $0.90 * 0.10 / 100 = 0.0009$  e deviazione standard  $\sqrt{0.0009} = 0.03$ . Si ha quindi:

$$\Pr(\bar{X} < 0.8 | p = 0.9) = \Pr\{(\bar{X} - 0.9)/0.03 < (0.8 - 0.9)/0.03\} = \Pr\{Z < (0.8 - 0.9)/0.03\} = \Phi(-3.333) = 0.0004$$

d) (1 punto) Dato che la frequenza campionaria osservata 0.80 cade nella regione critica rifiutiamo l'ipotesi  $H_0$ .

Il giudizio è confermato dal fatto che il p-value = 0.0004 è minore del livello  $\alpha = 0.01$ .

# PROVA SCRITTA DI STATISTICA

CLEA/CLEFIN/CLEMIT (cod. 5047/4038/371/377)

3 Novembre 2004

## MOD. B

### Esercizio N. 1 (6 punti)

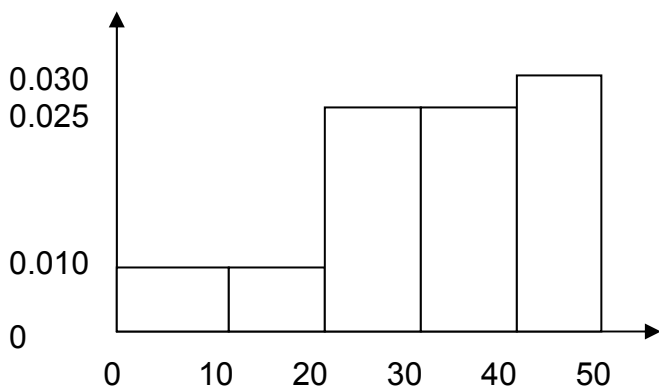
Si è fatta un'indagine per stabilire l'efficacia di messaggi pubblicitari su un quotidiano per favorire la vendita di un certo prodotto nei supermercati di una città, per 20 settimane consecutive.

Sia  $X$  il numero di messaggi pubblicati in una settimana ed  $Y$  l'incasso, in migliaia di euro, per i prodotti venduti nello stesso periodo, riportati nella tabella seguente.

X \ Y	0	1	2	3	4	
[0, 10]	1	1				2
(10,20]		1	1			2
(20,30]		1	3	1		5
(30,40]			1	4		5
(40,50]				1	5	6
	1	3	5	6	5	20

- Rappresentare graficamente la distribuzione di frequenze di  $Y$ .
- Calcolare media e moda di  $Y$ .
- Trovare la funzione di regressione di  $Y$  su  $X$ .
- Trovare mediana e varianza della distribuzione di  $Y$  condizionata ad  $X = 1$ .
- Dare la definizione di indipendenza statistica e di indipendenza regressiva.

a) (1 punto)



b) (2 punti) media = 30.5      moda = 45 (valore centrale della classe modale (40,50])

c) (1 punto) La funzione di regressione di Y su X è data da:

$$\begin{aligned} m_Y(0) &= 5 \\ m_Y(1) &= 15 \\ m_Y(2) &= 25 \\ m_Y(3) &= 35 \\ m_Y(4) &= 45 \end{aligned}$$

$$d) (1 \text{ punto}) (Y|X=1) = \begin{cases} [0, 10] & (10,20] & (20,30] \\ 1/3 & 1/3 & 1/3 \end{cases}$$

$$\text{Mediana} = 15$$

$$\text{Varianza} = (5 - 15)^2 \cdot 1/3 + 0 + (25 - 15)^2 \cdot 1/3 = 66.6667$$

e) (1 punto) Due v.s. X ed Y si dicono statisticamente indipendenti se le frequenze congiunte  $p(x_i, y_k)$  sono uguali al prodotto delle frequenze marginali  $p_X(x_i) \cdot p_Y(y_k)$ ,  $\forall i$  e  $\forall k$ . X si dice regressivamente indipendente da Y quando la funzione di regressione  $m_X(y)$  è costante e coincide con  $M(X)$ ; Y si dice regressivamente indipendente da X quando la funzione di regressione  $m_Y(x)$  è costante e coincide con  $M(Y)$ .

### Esercizio N. 2 (3 punti)

Nella seguente tabella a doppia entrata

X \ Y	0	1	
0			0.6
1			0.4
	0.4	0.6	1.0

si conosce il coefficiente di correlazione lineare  $\rho = -1$ .

- Determinare il valore del coefficiente quadratico medio di contingenza  $\phi^2$ .
- Riportare sul foglio la tabella completata con le frequenze congiunte.

- (1 punto) Essendoci perfetta dipendenza fra X ed Y il coefficiente quadratico medio di contingenza relativo  $\tilde{\phi}^2 = 1$ . Ma in caso di tabelle (2 x 2)  $\tilde{\phi}^2 = \phi^2$ , quindi il coefficiente quadratico medio di contingenza vale anch'esso 1.
- (2 punti) Per la perfetta dipendenza fra X ed Y deve esserci una sola frequenza diversa da zero per ogni riga ed ogni colonna della tabella delle frequenze congiunte. Tenendo conto che la dipendenza è lineare inversa, l'unica struttura che risponde al problema è:

X \ Y	0	1	
0	0	0.6	0.6
1	0.4	0	0.4
	0.4	0.6	1.0

### Esercizio N. 3 (3 punti)

Un'urna contiene 6 palline bianche, 3 nere ed una pallina rossa.

Si estrae una pallina. Se questa è bianca o nera il gioco termina. Se questa è rossa essa viene rimessa nell'urna e viene estratta un'altra pallina (In ogni caso non si procede ad altra estrazione).

- Definire lo spazio  $\Omega$  degli eventi elementari e calcolare la probabilità di ogni evento.
- Se ogni volta che si estrae una pallina bianca si guadagna 1 euro e per ogni pallina nera si perde un euro, calcolare il guadagno atteso al termine del gioco.

a) (2 punti)  $\Omega = \{b, n, rb, rn, rr\}$

$$\Pr(b) = 0.60 \quad \Pr(n) = 0.30 \quad \Pr(rb) = 0.1 \cdot 0.6 = 0.06 \quad \Pr(rn) = 0.1 \cdot 0.3 = 0.03 \quad \Pr(rr) = 0.1 \cdot 0.1 = 0.01$$

b) (1 punto)  $G = 1 \cdot 0.60 - 1 \cdot 0.30 + 1 \cdot 0.06 - 1 \cdot 0.03 = 0.33$

### Esercizio N. 4 (3 punti)

Sia X una v.a. discreta tale che:

$$\Pr(X = 0) = q$$

$$\Pr(X = 1) = 3q$$

$$\Pr(X \neq 0, 1) = 0$$

- Determinare media e varianza di X.
- Data  $S = X_1 + X_2 + \dots + X_{50}$  somma di 50 variabili indipendenti tutte uguali ad X e  $T = 4S + 2$  calcolare la media e la varianza di T.

a) (1 punto) Dobbiamo prima di tutto determinare q con la condizione  $q + 3q = 1$  da cui  $q = 0.25$ ;  $E(X) = 0.75$ ;  $\text{Var}(X) = 0.75 \cdot 0.25 = 0.1875$ .

Notiamo che si tratta di una bernoulliana con parametro  $\theta = 3q$ .

b) (2 punti) Per i teoremi sulle variabili somma di variabili indipendenti si ha:

$$E(S) = 50 E(X) = 37.50$$

$$\text{Var}(S) = 50 \text{Var}(X) = 9.375$$

$$E(T) = 4 E(S) + 2 = 150 + 2 = 152$$

$$\text{Var}(T) = 16 \text{Var}(S) = 150$$

### Esercizio N. 5 (7 punti)

Sia X una v.a. normale con media  $\mu$  e s.q.m. = 16. Si estrae da X un campione bernoulliano di n elementi.

- Determinare il minimo valore di n tale che la probabilità che la media campionaria assuma valori compresi fra  $\mu - 5$  e  $\mu + 5$  sia pari almeno al 90%.

**N.B. Se non si è risolto il punto a) porre n = 20 negli esercizi b) c) d).**

- Avendo trovato che la media del campione definito in precedenza è pari a 48 determinare l'intervallo di confidenza di  $\mu$  al livello  $\alpha = 0.05$ .
- Indicare la regione di rifiuto dell'ipotesi  $H_0 : \mu = 50$  contro l'alternativa  $H_1 : \mu \neq 50$  fissato  $\alpha = 0.05$ .

d) Stabilire, sempre sapendo che  $\bar{x} = 48$  e che  $\alpha = 0.05$ , se possiamo rifiutare l'ipotesi  $H_0$  giustificando la decisione presa.

a) (3 punti) Sappiamo che  $\bar{X} \sim N(\mu, 256/n)$ . Deve essere:  $P(\mu - 5 < \bar{X} < \mu + 5) \geq 0.90$ . Ponendo

$$Z = \frac{\bar{X} - \mu}{16/\sqrt{n}}$$

e ricavando dalle tavole della normale il valore critico  $z_{0.95} = 1.645$  deve

valere la condizione  $(\mu + 5 - \mu) / \frac{16}{\sqrt{n}} \geq 1.645$  da cui  $\frac{16}{\sqrt{n}} \leq 5/1.645 = 3.0395$ . Si

ricava  $n \geq (16/3.0395)^2 = 27,7097$  arrotondato a 28.

b) (2 punti) L'intervallo di confidenza di  $\mu$  al livello del 5% è:

$$ic_{0.95}(\mu) = (\bar{x}_n - z_{0.975} * 16/\sqrt{n}, \bar{x}_n + z_{0.975} * 16/\sqrt{n}) = (48 - 1.96 * 16/\sqrt{28}; 48 + 1.96 * 16/\sqrt{28}) = (42.0735, 53.9265).$$

$$\text{Se non si è svolto il punto a) } ic_{0.95}(\mu) = (48 - 1.96 * 16/\sqrt{20}; 48 + 1.96 * 16/\sqrt{20}) = (40.9877, 55.0123)$$

c) (1 punto) Per verificare l'ipotesi  $H_0 : \mu = 50$  contro l'alternativa  $H_1 : \mu \neq 50$  si può utilizzare il test di dimensione  $\alpha = 5\%$  che ha come regione critica:

$$R = \{ (x_1, \dots, x_n) : |\bar{x}_n - 50| > z_{0.975} * 16/\sqrt{n} \}$$

che nel nostro caso diventa

$$R = \{ (x_1, \dots, x_n) : |\bar{x}_n - 50| > 1.96 * 16/\sqrt{28} \} = \{ (x_1, \dots, x_n) : |\bar{x}_n - 50| > 5.9265 \}$$

Se non si è svolto il punto a)

$$R = \{ (x_1, \dots, x_n) : |\bar{x}_n - 50| > 1.96 * 16/\sqrt{20} \} = \{ (x_1, \dots, x_n) : |\bar{x}_n - 50| > 7.0123 \}$$

d) (1 punto) Con  $n = 28$  accettiamo l'ipotesi  $H_0$  in quanto  $|48 - 50| < 5.9265$

Anche con  $n = 20$  accettiamo l'ipotesi  $H_0$  in quanto  $|48 - 50| < 7.0123$ .

La stessa conclusione si raggiunge osservando che in entrambi i casi 50 appartiene all'intervallo di confidenza per  $\mu$ .

### Esercizio N. 6 (5 punti)

E' stata fatta una rilevazione su 10 nuclei famigliari in particolare sui redditi  $x$  e sul numero  $Y$  di figli, ottenendo i risultati seguenti:

$$\sum_{i=1}^{10} x_i = 250 \quad \sum_{i=1}^{10} Y_i = 26 \quad \sum_{i=1}^{10} x_i Y_i = 900 \quad \sum_{i=1}^{10} x_i^2 = 9000 \quad \sum_{i=1}^{10} Y_i^2 = 80$$

a) Determinare i parametri del modello lineare di  $Y$  in  $x$ .

b) Conoscendo la somma dei quadrati degli errori  $\sum_{i=1}^{10} \hat{\epsilon}_i^2 = 5.03$  fornire una stima non distorta della varianza di  $\epsilon_i$ .

c) Utilizzando ancora l'informazione data al punto b) verificare l'ipotesi  $H_0 : \beta_1 = 0$  contro l'alternativa  $H_1 : \beta_1 \neq 0$  fissato  $\alpha = 0.05$  (se non avete svolto il punto b) scrivere la regione di rifiuto dell'ipotesi  $H_0 : \beta_1 = 0$  contro l'alternativa  $H_1 : \beta_1 \neq 0$  fissato  $\alpha = 0.05$ ).



d) Enunciare le ipotesi del modello lineare distinguendo quelle deboli e quelle forti.

a) (1 punto) Nel modello lineare  $Y = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i$  ( $i=1, \dots, n$ ) lo stimatore del coefficiente  $\beta_1$  può mettersi nella forma:

$$\hat{\beta}_1 = \frac{E(xY) - E(x)E(Y)}{\text{Var}(x)} \text{ dove}$$

$$E(x)=250/10=25 \quad E(Y)=26/10=2.6 \quad \text{Var}(x)=9000/10 - 25^2=275 \quad E(xY)=900/10=90$$

$$\text{Si ha quindi } \hat{\beta}_1 = (90 - 25 \cdot 2.6) / 275 = 0.0909$$

$$\hat{\beta}_0 = E(Y) - \hat{\beta}_1 E(x) = 2.6 - 0.0909 \cdot 25 = 0.3275$$

b) (1 punto) Una stima non distorta della varianza di  $\varepsilon_i$  è  $\hat{\sigma}^2 = \sum_{i=1}^n \hat{\varepsilon}_i^2 / (n - 2)$ . Nel nostro caso  $\hat{\sigma}^2 = 5.03 / 8 = 0.62875$

c) (2 punti) La regione di rifiuto dell'ipotesi  $H_0 : \beta_1 = 0$  contro l'alternativa  $H_0 : \beta_1 \neq 0$  fissato  $\alpha = 0.05$  è:

$$R = \{ (y_1, x_1), \dots, (y_n, x_n) : \frac{|\hat{\beta}_1|}{\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1}} > t_{1-\alpha/2}^{(n-2)} \}$$

Nel nostro caso (se si è svolto il punto b)):

$$\hat{\sigma}_{\hat{\beta}_1} = \sqrt{\frac{0.62875}{10 \cdot 275}} = 0.0151 \quad t_{1-\alpha/2}^{(n-2)} = t_{0.975}^{(8)} = 2.306$$

Dato che  $0.0909 / 0.0151 = 6.0199 > 2.306$  rifiutiamo l'ipotesi nulla.

d) (1 punto) Le tre ipotesi deboli alla base del modello lineare sono:

1.  $E(\varepsilon_i) = 0$  per ogni  $i = 1, \dots, n$  (il valore atteso di ogni variabile "errore" è nullo)
2.  $\text{Var}(\varepsilon_i) = \sigma^2$  per ogni  $i=1, \dots, n$  (condizione di omoschedasticità)
3.  $\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = 0$  per ogni  $i=1, \dots, n$  e  $j \neq i$  (non correlazione degli "errori")

La quarta ipotesi che trasforma le ipotesi deboli in ipotesi forti è:

4.  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$  per ogni  $i = 1, \dots, n$  (le variabili "errore" seguono la legge Normale con media zero ed hanno tutte la stessa varianza  $\sigma^2$ ).