

1.  $X_i \sim \text{Διωνυμική}(1, \theta)$ ,  $i=1, \dots, n$ ,  $\text{i.i.d.}$ .  $T = X_1 + \dots + X_n$

$$P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n | T = t)$$

1<sup>η</sup> περίπτωση: Αν  $t \neq \sum_{i=1}^n x_i$  η παραπάνω πιθανότητα είναι ίση με μηδέν.

2<sup>η</sup> περίπτωση: Αν  $t = \sum_{i=1}^n x_i$  η παραπάνω πιθανότητα είναι ίση με

$$\frac{P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n, T = t)}{P(T = t)} = \frac{P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n)}{P(T = t)} \quad T \sim \text{Διων}(n, \theta)$$

$$= \frac{P(X_1 = x_1) \dots P(X_n = x_n)}{P(T = t)} = \frac{\theta^{x_1} (1-\theta)^{1-x_1} \dots \theta^{x_n} (1-\theta)^{1-x_n}}{\binom{n}{t} \theta^t (1-\theta)^{n-t}}$$

$$= \frac{\theta^{x_1 + \dots + x_n} (1-\theta)^{n - (x_1 + \dots + x_n)}}{\binom{n}{t} \theta^t (1-\theta)^{n-t}} = \frac{\theta^t (1-\theta)^{n-t}}{\binom{n}{t} \theta^t (1-\theta)^{n-t}} = \frac{1}{\binom{n}{t}}$$

Συμπερασματικά η δοσμένη πιθανότητα  $P(X_1 = x_1, \dots, X_n = x_n | T = t)$  δεν εξαρτάται από το  $\theta$ . Άρα η στατιστική συνάρτηση  $T = \cancel{X_1} + \dots + X_n$  είναι επαρκής για την παράμετρο  $\theta$ .

2.  $X_1, \dots, X_n \sim \text{Ομοιόμορφη}(a, \beta)$

$$\mu_r = m_r, \quad r=1, 2.$$

$$\mu_1 = m_1 \Leftrightarrow \frac{a+\beta}{2} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad (1)$$

$$\mu_2 = m_2 \Leftrightarrow \frac{(\beta-a)^2}{12} + \left(\frac{a+\beta}{2}\right)^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2 \quad (2)$$

Λύνοντας το σύστημα των εξισώσεων (1), (2) ως προς  $a, \beta$  βρίσκουμε τις ροποκεντρικές των παραμέτρων  $a, \beta$ .

3.  $X_1, \dots, X_n \sim \text{Εκθετική}(\theta)$  ανεξάρτητα

Η συνάρτηση πιθανοφάνειας είναι :

$$L(\theta) = \theta^n \cdot e^{-\theta \sum_{i=1}^n X_i}$$

Ο φυσικός λογάριθμος της συνάρτησης πιθανοφάνειας είναι

$$l(\theta) = \ln L(\theta) = n \ln \theta - \theta \sum_{i=1}^n X_i$$

$$\frac{\partial l(\theta)}{\partial \theta} = n \frac{1}{\theta} - \sum_{i=1}^n X_i \Rightarrow \hat{\theta} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n X_i}$$

εκτιμήτρια μέγιστης  
πιθανοφάνειας της  $\theta$