

# MEM-262 Παραμετρική Στατιστική

Τμήμα Μαθηματικών και Εφ. Μαθηματικών, Πανεπιστήμιο Κρήτης

Διδάσκων : Κώστας Σμαραγδάκης

Ασκήσεις 4 : 20-11-2020

## Άσκηση

Βρείτε την μορφή της συνάρτησης αποφάσεως Bayes ενός προβλήματος εκτίμησης παραμέτρου, για την συνάρτηση απώλειας:

$$L(\theta, d) = \begin{cases} a(\theta - d), & d \leq \theta \\ b(d - \theta), & d > \theta \end{cases} \quad a, b > 0$$

(για  $a=b=1$   $L(\theta, d) = |d - \theta|$ )

Ελαχιστοποίηση  $r(\pi, d)$   $\Leftrightarrow$  Ελαχιστοποίηση  $\int_{\theta} L(\theta, d(x)) \pi(\theta|x) d\theta = \varphi(d)$

$\varphi(d) = a \int_d^{\infty} (\theta - d) \pi(\theta|x) d\theta + b \int_{-\infty}^d (d - \theta) \pi(\theta|x) d\theta$ . Θα ρωτάτε να βρούμε την παρααγωγο του  $\varphi$  ως προς  $d$


$$\partial_d \int_d^{\infty} (\theta - d) \pi(\theta|x) d\theta = - \int_d^{\infty} \pi(\theta|x) d\theta$$

$$\partial_d \int_{-\infty}^d (d - \theta) \pi(\theta|x) d\theta = \int_{-\infty}^d \pi(\theta|x) d\theta$$

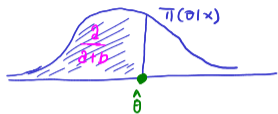
$$\varphi'(d) = 0 \Leftrightarrow a \int_d^{\infty} \pi(\theta|x) d\theta = b \int_{-\infty}^d \pi(\theta|x) d\theta \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \int_d^{\infty} \pi(\theta|x) d\theta = \frac{b}{a} \int_{-\infty}^d \pi(\theta|x) d\theta$$

$1 = \left[ \int_{-\infty}^d \pi(\theta|x) d\theta + \int_{-\infty}^d \pi(\theta|x) d\theta \right]$



$$\int_{-\infty}^d \pi(\theta|x) d\theta = \frac{1}{1 + \frac{b}{a}} = \frac{a}{a+b}$$

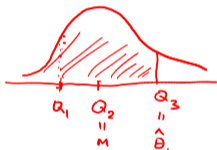


### Παράδειγμα

Έστω  $a=3$ ,  $b=1$

Εάν υποεκτιμήσω το  $\theta$  είναι 3 φορές χειρότερο από το να το υπερεκτιμήσω

$$\int_{-\infty}^d \pi(\theta|x) d\theta = \frac{3}{3+1} = \frac{3}{4}$$



## Άσκηση

Έστω  $X \sim \text{Bin}(n, \theta)$ . Υπολογίστε την συνάρτηση αποφάσεως Bayes βασιζόμενοι σε μια μοναδική παρατήρηση της  $X$  και θεωρώντας ομοιόμορφη εκ των προτέρων κατανομή στο  $[0, 1]$ . Είναι minimax; Για  $\theta \in (0, 1)$

$$L(\theta, d) = \frac{(\theta - d)^2}{\theta(1-\theta)}$$

$\theta \leftarrow$  ελαχιστοποιήστε

$$\int_{\Theta} L(\theta, d) \pi(\theta | x) d\theta \propto \int_0^1 \frac{(\theta - d)^2}{\theta(1-\theta)} \theta^x (1-\theta)^{n-x} d\theta = \int_0^1 \overbrace{(\theta - d)^2 \theta^{x-1} (1-\theta)^{n-x-1}}^{q(d)} d\theta$$

$$P(x; \theta) = \binom{n}{x} \theta^x (1-\theta)^{n-x}$$

$$\pi(\theta | x) \propto P(x; \theta) \cdot \pi(\theta) = \theta^x (1-\theta)^{n-x}$$

$$q'(d) = -2 \int_0^1 (\theta - d) \theta^{x-1} (1-\theta)^{n-x-1} d\theta = 0 \Leftrightarrow \int_0^1 \theta \theta^{x-1} (1-\theta)^{n-x-1} d\theta = d \int_0^1 \theta^{x-1} (1-\theta)^{n-x-1} d\theta \Rightarrow$$

$$\Rightarrow d(x) = \frac{\int_0^1 \theta \theta^{x-1} (1-\theta)^{n-x-1} d\theta}{\int_0^1 \theta^{x-1} (1-\theta)^{n-x-1} d\theta} = \frac{\int_0^1 \theta \frac{1}{B(x, n-x)} \theta^{x-1} (1-\theta)^{n-x-1} d\theta}{\int_0^1 \frac{1}{B(x, n-x)} \theta^{x-1} (1-\theta)^{n-x-1} d\theta} = \mathbb{E}_{(x, n-x)} \{\theta\} = \frac{x}{x+n-x} = \frac{x}{n}$$

$$\text{Άρα } d(X) = \frac{X}{n} \quad (\text{Bayes})$$

$$\left. \begin{aligned} & \text{Beta}(\alpha, b) \\ & f(x; \alpha, b) = \\ & = \frac{1}{B(\alpha, b)} x^{\alpha-1} (1-x)^{b-1} \\ & E(X) = \frac{\alpha}{\alpha+b} \end{aligned} \right\}$$

$$\begin{aligned}
 R(\theta, d) &= \mathbb{E}_\theta \left\{ \frac{(\theta - \frac{X}{n})^2}{\theta(1-\theta)} \right\} = \frac{1}{\theta(1-\theta)} \frac{1}{n^2} \cdot \mathbb{E}_\theta \left\{ (X - n\theta)^2 \right\} = \frac{1}{n^2} \frac{1}{\theta(1-\theta)} \text{Var}(X) = \\
 &= \frac{1}{n^2} \frac{1}{\theta(1-\theta)} n\theta(1-\theta) = \\
 &= \frac{1}{n} \quad \text{σταθερά ως προς } \theta.
 \end{aligned}$$

$$\left. \begin{aligned}
 &\text{για } \text{Bin}(n, \theta) \\
 &\mathbb{E}(X) = n\theta \\
 &\text{Var}(X) = n\theta(1-\theta)
 \end{aligned} \right\}$$

\* Αν  $d$  Bayes για την ομάδα  $\mathcal{R}(\theta, d) = c$  τότε  $d$  είναι minimax.

Proof  
 Έστω ότι  $d$  δεν είναι minimax τότε  $\exists d'$  τω  $\sup_{\theta} R(\theta, d') < r(\pi, d) = c$

άρα  $\exists \epsilon > 0$  τω  $R(\theta, d') < c - \epsilon \quad \forall \theta$

$$\int_{\Theta} \pi(\theta) R(\theta, d') d\theta \leq \int_{\Theta} \pi(\theta) (c - \epsilon) d\theta$$

$$r(\pi, d') \leq c - \epsilon < r(\pi, d)$$

Άρα  $n$   $d$  δεν μπορεί να είναι Bayes. Άρα!

Άρα  $n$   $d(X) = \frac{X}{n}$  είναι minimax.

## Άσκηση

Σε ένα κρίσιμο στάδιο ανάπτυξης ενός νέου αεροπλάνου, πρέπει να ληφθεί απόφαση για να συνεχιστεί ή να εγκαταλειφθεί η ανάπτυξη. Η οικονομική βιωσιμότητα του έργου καθορίζεται από την παράμετρο  $\theta$ ,  $0 < \theta < 1$ . Το έργο είναι κερδοφόρο εάν  $\theta > 1/2$ . Ένα δεδομένο  $x$  παρέχει πληροφορίες για  $\theta$ .

Εάν  $\theta < 1/2$ , το κόστος (θα καλυφθεί από τους φορολογούμενους) για τη συνέχιση του έργου είναι  $(1/2 - \theta)$  (σε μονάδες δισεκατομμύρια δολάρια), ενώ εάν  $\theta > 1/2$  θα είναι μηδέν (το έργο θα ιδιωτικοποιηθεί εάν είναι κερδοφόρο).

Εάν  $\theta > 1/2$  το κόστος εγκατάλειψης του έργου είναι  $(\theta - 1/2)$  (λόγω διακανονισμών για την αγορά του αεροπλάνου από τους Γάλλους), ενώ εάν  $\theta < 1/2$  είναι μηδέν. Γράψτε τη συνάρτηση απόφασης Bayes ως προς την μέση τιμή του  $\theta$  δεδομένου του  $x$ .

Ο υπουργός έχει αρχική πεποίθηση που δίνεται από την πυκνότητα πιθανότητας  $6\theta(1 - \theta)$ , ενώ ο πρωθυπουργός έχει  $4\theta^3$ . Το πρωτότυπο αεροπλάνο υποβάλλεται σε (ανεξάρτητες) δοκιμές, κάθε μια έχει πιθανότητα  $\theta$  επιτυχίας και τα δεδομένα  $x$  εκφράζουν τον συνολικό αριθμό δοκιμών για να επιτευχθεί το πρώτο επιτυχές αποτέλεσμα. Για ποιες τιμές του  $x$  θα προέκυπτε σοβαρή διαφωνία;

$$\lambda = \{0, 1\}$$

$\downarrow$  επιλογή  
 $\uparrow$  συνέλιξη

$$d: X \rightarrow \lambda$$

$$L(\theta < 1/2, d) = \begin{cases} (1/2 - \theta) & , \alpha v d=1 \\ 0 & \alpha v d=0 \end{cases}$$

$$L(\theta > 1/2, d) = \begin{cases} 0 & , \alpha v d=1 \\ (\theta - 1/2) & , \alpha v d=0 \end{cases}$$

Θελοῦμε να βρούμε ποια είναι η τιμή  $d$  που μεγιστοποιεί την  $\varphi(d) = \int_{\theta} L(\theta, d) \pi(\theta|x) d\theta =$

$$= \int_0^{1/2} d(1/2 - \theta) \pi(\theta|x) d\theta + \int_{1/2}^1 (1-d)(\theta - 1/2) \pi(\theta|x) d\theta$$

Εάν  $d=0$  τότε  $\varphi(0) = \int_{1/2}^1 (\theta - 1/2) \pi(\theta|x) d\theta$

Εάν  $d=1$  τότε  $\varphi(1) = \int_0^{1/2} (1/2 - \theta) \pi(\theta|x) d\theta$

Επιπλέον θέλουμε να βρούμε  $\varphi(0) < \varphi(1)$

$$\int_0^{1/2} (1/2 - \theta) \pi(\theta|x) d\theta > \int_{1/2}^1 (\theta - 1/2) \pi(\theta|x) d\theta \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \frac{1}{2} \int_0^{1/2} \pi(\theta|x) d\theta - \int_0^{1/2} \theta \pi(\theta|x) d\theta > \int_{1/2}^1 \theta \pi(\theta|x) d\theta - \frac{1}{2} \int_{1/2}^1 \pi(\theta|x) d\theta$$

$$\Leftrightarrow \int_0^1 \theta \pi(\theta|x) d\theta < \frac{1}{2} \int_0^1 \pi(\theta|x) d\theta = \frac{1}{2}$$

$$\mathbb{E}_{\pi}(\theta|x) < \frac{1}{2}$$

$$\pi_M(\theta) = 6\theta(1-\theta)$$

$$\pi_{PM}(\theta) = 4\theta^3$$

$$X \sim \text{Ge}(\theta) \quad p(x; \theta) = \theta(1-\theta)^{x-1}$$

M

$$\pi_M(\theta|x) \propto p(x; \theta) \pi_M(\theta) \propto \theta(1-\theta)^{x-1} \theta(1-\theta) = \theta^2(1-\theta)^x = \theta^{3-1}(1-\theta)^{(x+1)-1}$$

$$\theta_M|x \sim \text{Beta}(3, x+1)$$

$$\hat{\theta}_M = \frac{3}{3+x+1} = \frac{3}{4+x} < \frac{1}{2}$$

$$\Rightarrow x > 2$$

PM

$$\pi_{PM}(\theta|x) \propto p(x; \theta) \pi_{PM}(\theta) \propto \theta(1-\theta)^{x-1} \theta^3 = \theta^{5-1}(1-\theta)^{x-1}$$

$$\theta_{PM}|x \sim \text{Beta}(5, x)$$

$$\hat{\theta}_{PM} = \frac{5}{5+x} < \frac{1}{2}$$

$$\Rightarrow x > 5$$

