

15. Egy alkatrész élettartama exponenciális eloszlású  $\vartheta/t$  várható értékkel, ha  $t$  hőmérsékleten működtetjük. Tegyük fel, hogy az  $n$  megfigyelést a különböző  $t_1, \dots, t_n$  hőmérsékleten végeztük és  $x_1, \dots, x_n$  élettartamokat figyeltünk meg. Adjunk maximum likelihood becslést  $\vartheta$ -ra.

18. Egy város energiafogyasztása (megfelelő mértékegységben) 100 várható értékű és egységnyi szórású normális eloszlású valószínűségi változó.  $\vartheta$  nap után egy konstans, egységnyi fogyasztású üzem is megkezdte a működését. Adjuk meg a likelihood-függvényt  $x_1, \dots, x_n$  megfigyelés alapján. Adjunk maximum likelihood becslést az alábbi adatsor esetén: 99,2, 101,4, 99,7, 100,2, 102,4, 100,1, 101,6, 99,8, 102,4, 100,5.

19. Egy laborban a mérést általában az (ismert)  $\sigma$  szórású műszeren végzik.  $n$  ilyen mérés elvégzése után (a független, azonos  $N(\mu, \sigma^2)$  eloszlású adatok:  $x_1, \dots, x_n$ ) elromlott a készülék és csak a régi,  $k\sigma$  (szintén ismert) szórású műszert lehetett használni. Ezzel a műszerrel az  $y_1, \dots, y_m$  adatokhoz jutottunk ( $\mu$  változatlan). Adjunk maximum likelihood becslést  $\mu$ -re.

A likelihood-függvény:

15

$$L(\vartheta; \mathbf{x}) = \prod_{i=1}^n \frac{t_i}{\vartheta} e^{-\frac{x_i t_i}{\vartheta}},$$

ahonnan a likelihood-egyenlet

$$-\frac{n}{\vartheta} + \sum_{i=1}^n \frac{x_i t_i}{\vartheta^2} = 0,$$

$$\hat{\vartheta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i t_i}{n}$$

18. A likelihood-függvény:

$$L(\vartheta; \mathbf{x}) = \prod_{i=1}^{\vartheta} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2}} \cdot \prod_{j=\vartheta+1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x_j - \mu - 1)^2}{2}} = c \cdot e^{\sum_{j=\vartheta+1}^n (x_j - \mu - 1/2)},$$

ahol  $c$  nem függ  $\vartheta$ -tól. A maximalizálás gyakorlati megoldásához elegendő a kitevőben szereplő részletösszegeket rendre felírni és közülük a maximálisat kiválasztani. A számpélda esetén így módon  $\hat{\vartheta} = 4$  adódik.

19. Az együttes sűrűségfüggvény:

$$f(\mathbf{x}, \mathbf{y}; \mu) = \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_i - \mu)^2}{2\sigma^2}} \prod_{j=1}^m \frac{1}{\sqrt{2\pi}k\sigma} e^{-\frac{(y_j - \mu)^2}{2(k\sigma)^2}},$$

ahonnan a likelihood-egyenlet

$$\sum_{i=1}^n (x_i - \mu) + \frac{1}{k^2} \sum_{j=1}^m (y_j - \mu) = 0,$$

és így a becslés:

$$\hat{\mu} = \frac{k^2 \sum_{i=1}^n x_i + \sum_{j=1}^m y_j}{k^2 n + m}.$$

A kapott becslés tehát egy olyan súlyozott átlaga a megfigyeléseknek, ahol az együtthatók összege 1, de ( $k > 1$  esetén) az  $x_i$  megfigyeléseknek nagyobb a súlya, mint az  $y_j$ -knek.