

## $t$ -test for en normalfordelt stikprøve

Lad  $\mathbf{x} = (x_1, \dots, x_n)$  være en normalfordelt stikprøve med ukendt middelværdi  $\theta \in \mathbb{R}$  og ukendt varians  $\phi > 0$ .

1. Angiv likelihoodfunktionen og log-likelihoodfunktionen.
2. Vis, at maximum likelihood estimatet er givet ved

$$\hat{\theta} = \bar{x}, \quad \hat{\phi} = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / n,$$

forudsat  $x_i$ -erne ikke alle er ens (hvor  $\bar{x} = \sum_{i=1}^n x_i / n$ ). Er  $(\hat{\theta}, \hat{\phi})$  sufficient for  $(\theta, \phi)$ ?

3. Betragt punkthypotesen  $H_0 : \theta = \theta_0$ , hvor  $\theta_0$  er et givet tal. Vis, at maximum likelihood estimatet under  $H_0$  er givet ved

$$\hat{\theta} = \theta_0, \quad \hat{\phi}_0 = \sum_{i=1}^n (x_i - \theta_0)^2 / n,$$

forudsat  $x_i$ -erne ikke alle er lig med  $\theta_0$ .

4. Hvad er sandsynligheden for, at alle  $x_i$ -erne er ens?
5. Vis, at likelihood ratio testet for  $H_0$  er givet ved  $Q(\mathbf{x}) = (\hat{\phi} / \hat{\phi}_0)^{n/2}$ . Mere præcist er likelihood ratio testet veldefineret med sandsynlighed 1 - hvorfor?
6. Vis, at

$$Q(\mathbf{x}) = \left( \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 + n(\bar{x} - \theta_0)^2} \right)^{n/2}.$$

7. Slut heraf, at små værdier af  $Q(\mathbf{x})$  svarer til numerisk store værdier af  $t$ -testoren givet ved

$$t(\mathbf{x}) = \frac{\bar{x} - \theta_0}{s / \sqrt{n}}$$

(hvor  $s = \sqrt{s^2}$  og  $s^2 = \sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2 / (n - 1) > 0$  med sandsynlighed 1).

*NB: Det kan vises, at  $t = t(\mathbf{x})$  under antagelse af  $H_0$  er  $t_{n-1}$ -fordelt (dette ønskes ikke bevist her men må gerne benyttes nedenfor).*

8. Antag  $\mathbf{x} = \mathbf{x}_0$  er observeret (således at  $\mathbf{x}_0$  ikke har alle koordinater ens). Vis at  $p$ -værdien for likelihood ratio testet for  $H_0$  er givet ved

$$p(\mathbf{x}_0) = P(|t| > |t(\mathbf{x}_0)|).$$

9. I klassisk statistik konstrueres et 95% konfidensinterval for  $\theta$  som følger. Hvis  $q$  betegner 97.5% fraktilen for  $t_{n-1}$ -fordelingen, så er  $P(|t| > q) = 5\%$ . Altså accepteres  $H_0$  på niveau 5% netop når data  $\mathbf{x}$  er således at

$$\left| \frac{\bar{x} - \theta_0}{s/\sqrt{n}} \right| \leq q, \text{ dvs. } \bar{x} - qs/\sqrt{n} \leq \theta_0 \leq \bar{x} + qs/\sqrt{n}.$$

Følgelig er et 95% konfidensinterval for  $\theta$  givet ved

$$[\bar{x} - qs/\sqrt{n}, \bar{x} + qs/\sqrt{n}]. \quad (1)$$

Diskuter om dette giver mening.

10. Hvilken priorfordeling for  $(\theta, \phi)$  leder os til at slutte, at (1) er et 95% centralt posterior interval for  $\theta$ ?
11. Hvilken fraktil skal  $q$  være, hvis vi i stedet for ønsker, at (1) er et  $(1 - p)\%$ -konfidensinterval (eller  $(1 - p)\%$  centralt posterior interval) for  $\theta$ ?