

ABS: Likelihood-Quotienten-Test

Durchzuführen: Hypothesentest, ob Sample aus ~~beliebiger~~ Gauß-vert. mit $\mu = \mu_0$ und unbek. Varianz σ^2 stammen kann.

Also: \downarrow Nullhypothese $H_0: \mu = \mu_0$ vs. \downarrow Alternativhypothese $H_a: \mu \neq \mu_0$

Parameter: $\Theta = (\mu, \sigma^2)$ mit $\Theta_0 = \{(\mu_0, \sigma^2): \sigma^2 > 0\}$, $\Theta_a = \{(\mu, \sigma^2): \mu \neq \mu_0, \sigma^2 > 0\}$, sowie $\Theta = \Theta_0 \cup \Theta_a = \{(\mu, \sigma^2): \mu \in \mathbb{R}, \sigma^2 > 0\}$, wobei σ^2 komplett unspezifisch bleiben wird.

a) Das Likelihood-Verhältnis ist

$$\Delta = \frac{\sup_{\theta \in \Theta_0} \mathcal{L}(\theta|x)}{\sup_{\theta \in \Theta} \mathcal{L}(\theta|x)} \in [0, 1].$$

Da der ~~Zähler~~ Bruch groß wird, wenn die Nullhypothese wahrscheinlich wird, ist die Nullhypothese abzulehnen, falls

$$\Delta < k, \quad k < 1 //$$

ist.

b) Da die Varianz σ^2 nicht bekannt ist, muss sie geschätzt werden (aus dem Sample).

Der MLE ~~sch~~ für die Varianz ist:

$$\hat{\sigma}_0^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2$$

Dies muss in den Zähler eingesetzt werden, da dort $\mu \equiv \mu_0$ wegen Beschränkung auf Θ_0 . Also folgt mit

$$\mathcal{L}(\theta) = \mathcal{L}(\mu, \sigma^2) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} \right)^n e^{-\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{2\sigma^2}} \quad \text{für eine Gaußv.}$$

sofort

$$\sup_{\theta \in \Theta_0} \mathcal{L}(\theta|x) =: \mathcal{L}(\hat{\theta}_0) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\hat{\sigma}_0^2}} \right)^n e^{-\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu)^2}{2\hat{\sigma}_0^2}} = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\hat{\sigma}_0^2}} \right)^n e^{-n/2} //$$

für den Zähler.

Der Nenner sei $\mathcal{L}(\hat{\theta})$.

Die typischen MLE sind einzusetzen:

$$\mu \rightarrow \hat{\mu} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \bar{X} \quad (\text{arithmetisches Mittel}),$$

$$\sigma^2 \rightarrow \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 \quad (\text{empirische Stichprobenvarianz}).$$

Dann folgt

$$\mathcal{L}(\hat{\theta}) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\hat{\sigma}} \right)^n e^{-\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \hat{\mu})^2}{2\hat{\sigma}^2}} = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\hat{\sigma}} \right)^n e^{-n/2} //$$

c) Einsetzen in Δ :

$$\Delta = \frac{\mathcal{L}(\hat{\theta}_0)}{\mathcal{L}(\hat{\theta})} = \frac{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\hat{\sigma}_0} \right)^n e^{-n/2}}{\left(\frac{1}{\sqrt{2\pi}\hat{\sigma}} \right)^n e^{-n/2}} = \left(\frac{\hat{\sigma}^2}{\hat{\sigma}_0^2} \right)^{n/2} = \left[\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2} \right]^{n/2} < k \quad (\text{für Abl.})$$

$$\Leftrightarrow \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \mu_0)^2} < k^{2/n} =: k'$$

$$\Leftrightarrow \frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 + n(\bar{X} - \mu_0)^2} < k'$$

$$\Leftrightarrow \frac{1}{1 + \frac{n(\bar{X} - \mu_0)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}} < k' \quad | \cdot \frac{1}{\dots} | - 1$$

$$\Leftrightarrow \frac{n(\bar{X} - \mu_0)^2}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} > \frac{1}{k'} - 1 =: k''$$

$$\Leftrightarrow \frac{n(\bar{X} - \mu_0)^2}{\frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2} > (n-1)k'' \quad , \quad S^2 := \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$$

$$\Rightarrow \frac{n(\bar{X} - \mu_0)^2}{S^2} > (n-1)k''$$

$$\Leftrightarrow T = \left| \frac{\sqrt{n}(\bar{X} - \mu_0)}{S} \right| > \sqrt{(n-1)k''}$$

mit $T \sim t(n-1)$ (folgt Student'scher t -Verteilung mit $(n-1)$ Freiheitsgr.).

d) geg.: $\mu_0 = 200 \text{ me}$, $n = 25$, $\bar{x} = 205 \text{ me}$, $s = 10 \text{ me}$, $\alpha = 5\%$

$$T = \sqrt{n} \cdot \frac{\bar{x} - \mu_0}{s} = \sqrt{25} \cdot \frac{205 \text{ me} - 200 \text{ me}}{10 \text{ me}} = \sqrt{25} \cdot \frac{5}{10} = \frac{5}{2} = 2,5 //$$

Nullhypothese: Füllmenge folgt Normalv. mit $\mu = \mu_0$.

Ablehnen, falls $|T| > t(1 - \frac{\alpha}{2}, n-1)$.

↑
zwei-
seitiger
test

$$t(\underbrace{1 - \frac{\alpha}{2}}_{0,975}, \underbrace{n-1}_{=24}) \stackrel{\text{Wach-}}{=} 2,064 \quad \text{schlagen}$$

\Rightarrow Die Nullhypothese, dass die Füllmenge der Maschine einer Normalverteilung mit Mittelwert $\mu_0 = 200 \text{ me}$ folgt, wird durch den zweiseitigen Einstichproben-t-Test mit dem Signifikanzniveau $\alpha = 5\%$ abgelehnt.