

P2

Παλινδρομικά X_1, X_2, \dots, X_n ως προς $N(0, 1)$. Να βρεθεί η κριτική περιοχή του ελέγχου

$$H_0: \theta = 0 \quad \text{vs} \quad H_1: \theta = -1$$

NBDO ως $v = 25$, $\alpha = 0.05$, η κρίσιμη τιμή k είναι 0.999 , είναι η ίδια.

Πιθανοφάνεια:

$$\begin{aligned} L(\theta) &= f(x|\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \\ &= \prod_{i=1}^n \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2}(x_i - \theta)^2\right\} = \\ &= (2\pi)^{-n/2} \cdot \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - \theta)^2\right\} \end{aligned}$$

Ορίζεται: $\frac{L(\theta_0)}{L(\theta_1)} = \frac{L(0)}{L(-1)} \leq k \Rightarrow$

$$\Rightarrow \frac{(2\pi)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i - 0)^2\right\}}{(2\pi)^{-n/2} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (x_i + 1)^2\right\}} \leq k \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \exp\left\{-\frac{1}{2} \left[\sum_{i=1}^n x_i^2 - \sum_{i=1}^n x_i^2 - n - 2 \sum_{i=1}^n x_i \right]\right\} \leq k \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \Pr \left\{ \sum_{i=1}^n X_i + \frac{\nu}{2} \leq k \right\} \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \sum_{i=1}^n X_i + \frac{\nu}{2} \leq \log k \Rightarrow \bar{X} \leq \frac{\log k}{n} - \frac{1}{2}$$

$$\underline{\underline{z}} \quad \bar{X} \leq C^*, \text{ bzw. } C^* = \frac{\log k}{n} - \frac{1}{2}$$

Apz. n k.o. zu \in jenen Fall:

$$C = \{(x_1, \dots, x_n); \bar{X} \leq C^*\}$$

$$\bar{X} \sim N(0, \frac{1}{n})$$

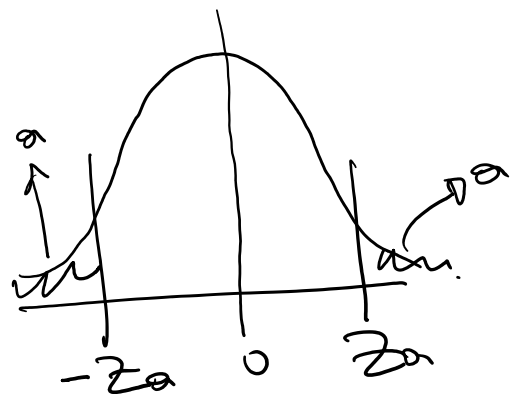
Ans zu $\wedge NP$ existiert:

$$P[(x_1, \dots, x_n) \in C | H_0] = \alpha \Rightarrow P(C | \theta = 0) = \alpha$$

$$\Rightarrow P(\bar{X} \leq C^* | \theta = 0) = \alpha \Rightarrow$$

$$\Rightarrow P\left(\frac{\bar{X} - 0}{\sqrt{1/n}} \leq \frac{C^* - 0}{\sqrt{1/n}}\right) = \alpha \Rightarrow$$

$$\Rightarrow P(Z \leq \sqrt{n} C^*) = \alpha$$



$$\text{Opus: } P(Z \leq -z_\alpha) = \alpha$$

$$\text{Apz. } \sqrt{n} C^* = -z_\alpha \Rightarrow C^* = -\frac{z_\alpha}{\sqrt{n}}$$

$$\text{Apr. } 5C^* = -z_{\alpha} \Rightarrow |C^*| = \underline{\underline{-\frac{1}{5}}}$$

$$\beta) \text{ mit } \sqrt{n} = 25 \text{ bei } \alpha = 0,05$$

Signifikanzniveau:

$$\pi(\theta) = P(C|\theta)$$

oder Hypothese, z.B.

$$\pi(\theta_1) = P(C|\text{Hypothese}) = P(C|\theta = -1)$$

$$= P\left(\bar{X} \leq -\frac{z_{\alpha}}{5} \mid \theta = -1\right) \quad \underline{\underline{z_{0,05} = 1,645}}$$

$$= P\left(\bar{X} \leq -0,329 \mid \theta = -1\right) =$$

$$= P\left(\frac{\bar{X} + 1}{\sqrt{1/25}} \leq \frac{-0,329 + 1}{\sqrt{1/25}}\right) = P(Z \leq 3,3)$$

$$= \Phi(3,3) = 0,999$$

Γενίκευση: Οι υποθέσεις της H_0 ή της H_1 είναι ανεξάρτητες να ακολουθούν μια ίδια κατανομή, είτε οι ε.π. X_1, X_2, \dots, X_n να είναι ανεξάρτητες. Δηλ. ως η H_0 είναι η αρχική υπόθεση ότι η από κοινού ε.π.π. των διατηρώντων είναι η $g(x_1, \dots, x_n)$ και η H_1 είναι η αρχική υπόθεση ότι η από κοινού ε.π.π. είναι η $h(x_1, \dots, x_n)$, τότε η λειτουργία κ.π. για τον έλεγχο της είναι ως της H_0 είναι:

i) $\frac{g(x_1, \dots, x_n)}{h(x_1, \dots, x_n)} \leq k, \text{ για } (x_1, \dots, x_n) \in C'$

ii) $\frac{g(x_1, \dots, x_n)}{h(x_1, \dots, x_n)} > k, \text{ για } (x_1, \dots, x_n) \in C$

iii) $P[(x_1, \dots, x_n) \in C' | H_0] = \alpha.$

ΑΓΓΛΗ ΕΥΘΙΑ ΣΥΝΘΕΤΗΣ

Ορισμός | Έστω ετήσιος τόκος $\theta_0: \theta = \theta_0$
 Ευθία του συνόλου θ_1 , ένας έτησιος
 και ένας ορισμένος λογαριθμικός έτησιος
 Έστω ένας λογαριθμικός ευθία και θ_1 αλυσίδα
 διαδοχικών.

Παράδειγμα | Έστω x_1, \dots, x_n 2-δ. από $N(0, \theta)$, $\theta > 0$
 ΝΔΟ υπάρχει Ο.Λ.Ε. σε 2.σ.σ. α για τον
 έτησιος: $H_0: \theta = \theta_0$ vs $H_1: \theta > \theta_0$ (κατασκευασμένος).

Έστω $\theta_1 > \theta_0$, και έστω ο έτησιος

$H_0: \theta = \theta_0$ vs $H_1: \theta = \theta_1$, με $\theta_1 > \theta_0$.

Εφαρμόζοντας το Λ.Ν.Ρ. Έκδοσης:

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \left(\frac{1}{\sqrt{2\pi\theta}} \right)^{\frac{n}{2}} \cdot \exp \left\{ - \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{2\theta} \right\}$$

Ορίστε:

$$\frac{L(\theta_0)}{L(\theta_1)} \leq k \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \frac{\left(\frac{1}{2n\theta_0}\right)^{n/2} \cdot \exp\left\{-\frac{\sum x_i^2}{2\theta_0}\right\}}{\left(\frac{1}{2n\theta_1}\right)^{n/2} \exp\left\{-\frac{\sum x_i^2}{2\theta_1}\right\}} \leq k \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \left(\frac{\theta_1}{\theta_0}\right)^{n/2} \cdot \exp\left\{\frac{-\sum x_i^2 \theta_1 + \sum x_i^2 \theta_0}{2\theta_0 \theta_1}\right\} \leq k \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \left(\frac{\theta_1}{\theta_0}\right)^{n/2} \exp\left\{-\frac{(\theta_1 - \theta_0)}{2\theta_0 \theta_1} \cdot \sum_{i=1}^n x_i^2\right\} \leq k \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \frac{n}{2} \log \frac{\theta_1}{\theta_0} - \frac{(\theta_1 - \theta_0)}{2\theta_0 \theta_1} \cdot \sum_{i=1}^n x_i^2 \leq \log k \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow \sum_{i=1}^n x_i^2 \geq \frac{2\theta_0 \theta_1}{\theta_1 - \theta_0} \left[\frac{n}{2} \log \left(\frac{\theta_1}{\theta_0}\right) - \log k \right] = c^*$$

Ansatz, zu beweis.

$$C = \left\{ (x_1, \dots, x_n) : \sum_{i=1}^n x_i^2 \geq c^* \right\}$$

finden wir Maximum K.N. zu prüfen

$$H_0: \theta = \theta_0 \quad \text{vs} \quad H_1: \theta = \theta_1 \quad \text{for } \theta_1 > \theta_0.$$

Exakte:

$$P(C|H_0) = \alpha \Leftrightarrow P\left(\sum_{i=1}^n x_i^2 \geq c^* | H_0\right) = \alpha$$

Transformator von: $X \sim N(\mu, \sigma^2) \Rightarrow$

$$Z = \frac{X - \mu}{\sigma} \sim N(0, 1) \Rightarrow Z^2 = \left(\frac{X - \mu}{\sigma}\right)^2 \sim \chi_1^2$$

Eben exakte: $x_i \sim N(0, \theta)$

$$\text{Vari: } Z = \frac{x_i}{\sqrt{\theta}} \sim N(0, 1)$$

$$\Rightarrow \frac{x_i^2}{\theta} \sim \chi_1^2$$

$$\text{Anzahl: } Y = \sum_{i=1}^n \frac{x_i^2}{\theta} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\theta} \sim \chi_n^2$$

$$\text{Zielfunk: } P\left(\sum_{i=1}^n x_i^2 \geq c^* | \theta = \theta_0\right) = \alpha \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow P\left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\theta_0} \geq \frac{c^*}{\theta_0} | \theta = \theta_0\right) = \alpha \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow P\left(\frac{\sum_{i=1}^n x_i^2}{\theta_0} \geq \frac{c^*}{\theta_0}\right) = \alpha \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow P\left(Y \geq \frac{c^*}{\theta_0}\right) = \alpha \text{ mit } Y \sim \chi_n^2$$

$$\text{Oben: } P(Y \geq \chi_{n, \alpha}^2) = \alpha$$



Open: $P(Y \geq X_{\nu, \alpha})$



Note:

$$\frac{C^*}{\sigma_0^2} = X_{\nu, \alpha}^2 \Rightarrow C^* = \sigma_0^2 X_{\nu, \alpha}^2$$

Σωστής: $C = \left\{ (x_1, \dots, x_n) ; \sum_{i=1}^n x_i^2 \geq \sigma_0^2 X_{\nu, \alpha}^2 \right\}$

Είναι η ισοπεριόδου κ.π. για τον έλεγχο

$H_0: \sigma = \sigma_0$ vs $H_1: \sigma = \sigma_1$, με $\sigma_1 > \sigma_0$.

* Τα να παραμύσει τον έλεγχο για κάθε $\sigma_1 > \sigma_0$.

Επιπέδου, η $C = \left\{ (x_1, \dots, x_n) ; \sum_{i=1}^n x_i^2 \geq \sigma_0^2 X_{\nu, \alpha}^2 \right\}$

Είναι Ο.Ι. κ.π. για τον έλεγχο

$H_0: \sigma = \sigma_0$ εναντίον $H_1: \sigma > \sigma_0$.

ΠΑΡΑΤΗΡΗΣΗ: Δεν υπάρχει κάποια Ο.Ι.Ε.

Προ εναλλακτικά, αν έχουμε: $H_1: \sigma \neq \sigma_0$

βρίσκουμε ότι υπάρχει Ο.Ι.Ε.