

$\Pi(x)$ Έστω X_1, X_2, \dots, X_n ζ.δ. από ανεξάρτητες
 β.ε.σ.π. $f(x; \theta) = \theta \cdot x^{\theta-1}$, $0 < x < 1$, $\theta > 0$

α) Να βρεθεί η συνλ. των παραμ. θ . και η ΕΜΓ,
 Έστω δ , ως $1/\theta$.

β) Να βρεθεί Δ.Σ για το θ β.ε. 1- α .

γ) Έστω $X = 0.2 \quad 0.7 \quad 0.3 \quad 0.4 \quad 0.9$

Ναός τύπος ως 95% ΔΕ για το θ .

Δίνονται: $\chi^2_{10, 0.975} = 3.24$ ή $\chi^2_{10, 0.025} = 20.48$.

Υπόθεση: Για το (β) εφόσον θ ή $\theta \in G$. $Y = 2n\theta\delta$

ακολουθεί χ^2_{2n} . Δίνονται ότι $Y \sim \text{Gamma}(n, \theta)$

ως: $f(y) = \frac{\theta^n}{\Gamma(n)} y^{n-1} e^{-\theta y}$

α) Έστω β.ε.σ.π. θ . Εξισώνοντας

$E(X) = \bar{X}$, άρα:

$\int_0^1 x \theta x^{\theta-1} dx =$

$$E(x) = \int_0^1 x f(x) dx = \int_0^1 x \theta x^{\theta-1} dx =$$

$$= \theta \int_0^1 x^{\theta} dx = \theta \left. \frac{x^{\theta+1}}{\theta+1} \right|_0^1 = \frac{\theta}{\theta+1}$$

Ortsteil: $\frac{\theta}{\theta+1} = \bar{x} \Rightarrow \boxed{\hat{\theta} = \frac{\bar{x}}{1-\bar{x}}}$

EMN. Zunahme $\delta = \delta(x)$ führt zu $1/\theta$.

Da bei EMN θ zu $\hat{\theta}$, bei δ zu $\delta(x)$ und δ zu $\delta(x)$, exakte δ .

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i; \theta) = \prod_{i=1}^n \theta x_i^{\theta-1} = \theta^n \left[\prod_{i=1}^n x_i \right]^{\theta-1}$$

$$l(\theta) = \log L(\theta) = n \log \theta + (\theta-1) \sum_{i=1}^n \log x_i$$

$$\frac{\partial l(\theta)}{\partial \theta} = \frac{n}{\theta} + \sum_{i=1}^n \log x_i = 0 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow \hat{\theta} = - \frac{n}{\sum_{i=1}^n \log x_i} \quad \text{Ortsteil: } \delta = \delta(x) = - \frac{\sum_{i=1}^n \log x_i}{n}$$

$$\frac{\partial^2 \ell(\theta)}{\partial \theta^2} = -\frac{\nu}{\theta^2} < 0, \text{ dpa konvans.}$$

B) Ano unidafn NBO: $Y = 2\nu\theta\delta \sim \chi_{2\nu}^2$ (P108)

Erow: $W = -\log X$. Exawp:

$$\begin{aligned} F_W(w) &= P(W \leq w) = P(-\log X \leq w) = \\ &= P(X > e^{-w}) = 1 - P(X \leq e^{-w}) = 1 - F_X(e^{-w}). \end{aligned}$$

Summas:

$$\begin{aligned} f_W(w) &= \frac{d}{dw} F_W(w) = \frac{d}{dw} [1 - F_X(e^{-w})] = \\ &= -f_X(e^{-w}) \cdot (-e^{-w}) = e^{-w} \cdot f_X(e^{-w}) = \\ &= e^{-w} \theta (e^{-w})^{\theta-1} = \theta e^{-\theta w} \text{ — Exp}(\theta) \end{aligned}$$

Apd: $W_i = -\log X_i \sim \text{Exp}(\theta)$

Chote: $T = -\sum_{i=1}^n \log X_i \sim \text{Gamma}(\nu, \theta)$.

Zwangs: $Y = 2\sqrt{\theta\delta} = 2\sqrt{\theta} \frac{T}{\sqrt{2}} = 2\theta T$

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(2\theta T \leq y) = P\left(T \leq \frac{y}{2\theta}\right) \\ = F_T\left(\frac{y}{2\theta}\right)$$

Ansatz: $f_Y(y) = \frac{d}{dy} F_Y(y) = \frac{1}{2\theta} \cdot f_T\left(\frac{y}{2\theta}\right) =$

$$= \frac{1}{2\theta} \frac{\theta^\nu}{\Gamma(\nu)} \cdot \left(\frac{y}{2\theta}\right)^{\nu-1} \cdot e^{-\theta \cdot \left(\frac{y}{2\theta}\right)} =$$

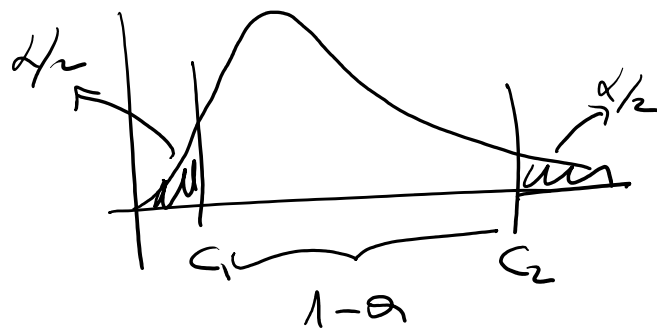
$$= \frac{1}{2^\nu \Gamma(\nu)} \cdot y^{\nu-1} \cdot e^{-\frac{1}{2}y} = \frac{\left(\frac{1}{2}\right)^\nu}{\Gamma(\nu)} y^{\nu-1} e^{-y/2}$$

H) ansatz fuer Gamma $\left(\frac{2\nu}{2}, \frac{1}{2}\right) \stackrel{!}{=} \chi_{2\nu}^2$

Exemplar:

$$Y = 2\sqrt{\theta\delta} = 2\sqrt{\frac{\theta}{\theta}} = Y(\hat{\theta}, \theta)$$

be rekonstruktion ausfuehrung von θ .



$$\text{Ap} \alpha: P(C_1 < Y < C_2) = 1 - \alpha \Rightarrow$$

$$\Rightarrow P(\chi_{2n, 1-\alpha/2}^2 < Y < \chi_{2n, \alpha/2}^2) = 1 - \alpha \Rightarrow$$

$$\Rightarrow P(\chi_{2n, 1-\alpha/2}^2 < 2\theta T < \chi_{2n, \alpha/2}^2) = 1 - \alpha \Rightarrow$$

$$\Rightarrow P\left(\frac{\chi_{2n, 1-\alpha/2}^2}{2T} < \theta < \frac{\chi_{2n, \alpha/2}^2}{2T}\right) = 1 - \alpha$$

$$\delta) \text{ Example: } T = -\sum_{i=1}^n \log X_i = 4,19$$

Ap α , wo 95% D.E. θ zu θ finden:

$$\left[\frac{3,24}{8,38}, \frac{20,43}{8,38} \right] = [0,3866, 2,4439]$$

□

ΕΛΕΓΧΟΙ ΥΠΟΘΕΣΕΩΝ (Hypothesis Testing).

Πρόβλημα: Για κάποια δειγματοληψία υπάρχουν δύο υποθέσεις ή εκφράσεις S_1 ή S_2 , εκ των οποίων το ένα είναι "σωστό". Μας ενδιαφέρει να το εντοίσουμε.

Ο στατιστικός ελεγκτής πρέπει να είναι ικανός να κάνει αποδέχεται / απορρίπτει H_0 υποθέσει ή να μην αποδέχεται / να μην απορρίπτει H_0 ή να αποδέχεται / να απορρίπτει H_1 ή να μην αποδέχεται / να μην απορρίπτει H_1 .

⊛ Στο πρόβλημα, τα υποθέσεις είναι αυτές που είναι η περιγραφή των γεγονότων. Τα S_1 ή S_2 αλληλοαποκλείονται δύο υποθέσεις (κατανομή P).

-- να δύο Poisson με διαφορετικά λ .

το πρόβλημα είναι να το "βρούμε".

πχ) Μας ενδιαφέρει αν ένα υβρίδιο είναι
αβερσιμω.

Υποθέτουμε αρχικά ότι είναι αβερσιμω.

Παίρνουμε πέντε ως υβρίδια και ελέγχουμε
αυτά δεδομένα περιέχουν πληροφορία εξάνη
ως αρχικά υβρίδια.

Η αρχική η μηδενική υπόθεση (null hypothesis)

επιβεβαιώνει το H_0 , είναι ενώ αρχικά υβρί-
δια ενώ η εναλλακτική υπόθεση

(alternative hypothesis) και επιβεβαιώνει το

H_1 ή H_a .

πχ) Πιθανότητα να υβρίδια n -φορές, και

$$X_i = \begin{cases} 1, & \text{ως υβρίδια} \\ 0, & \text{ως υβρίδια} \end{cases}, \quad i = 1, 2, \dots, n.$$

$$\text{Ενώ: } P(X=1) = p \quad \text{ή} \quad P(X=0) = 1-p$$

ESW: 1 1 1 1 1

H_1 : uoblasta atspėjimo

H_0 : $P = 1/2$

H_2 : kerpėjimas

\implies

H_0 : $P \neq 1/2$

Patikrinimas: kai kas aris su H_0 kadopijmas
slipus η kanastis su X_i ($\text{Bern}(1/2)$), Fou
kai kas aris su H_1 ~~eraste~~ atspėjimas kanastis
 $\text{Bern}(p)$, $p \in [0, 1/2) \cup (1/2, 1]$.

Opicijos: Fou η ataromai unidrey kadopijma
slipus su kanastis, atspėjmas arfi unidrey
Fou su su kadopijma slipus, atspėjmas su idrey.