

بسمه تعالی

کوییز مبحث نظریه تخمین

۱. فرض کنید X_1, X_2, \dots, X_n نمونه‌های تصادفی iid از توزیع پواسون با پارامتر λ باشند.

الف) نشان دهید $T = \sum_{i=1}^n X_i$ یک آماره کافی و کامل است.

ب) برای متغیر λ^2 برآوردگر بی طرفانه حداقل واریانس یکنواخت (UMVUE) را بیابید.

پاسخ:

الف)

$$f(y_1 \dots y_n | T = t, \lambda) = \frac{f(y_1 \dots y_n, \lambda, T = t)}{f(t, \lambda)} = \frac{\frac{\lambda^t e^{-n\lambda}}{y_1! y_2! \dots y_n!}}{\frac{(n\lambda)^t e^{-n\lambda}}{t!}} = \frac{t!}{n^t y_1! \dots y_n!}$$

که مستقل از λ است. پس T آماره کافی است.

$$\forall \lambda : E[g(T)] = \sum_{t=0}^{\infty} g(t) e^{-n\lambda} \frac{(n\lambda)^t}{t!} = e^{-n\lambda} \sum_{t=0}^{\infty} g(t) \frac{(n\lambda)^t}{t!} = 0$$

توجه کنید می‌توان $\sum_{t=0}^{\infty} g(t) \frac{(n\lambda)^t}{t!}$ را بسط تیلور یک تابع با متغیر λ در نظر گرفت که متحد با \circ است.

پس $g(t)$ همواره \circ است. پس T کامل نیز هست.

ب)

$$E[T] = E\left[\sum X_i\right] = \sum E[X_i] = n\lambda$$

$$E[T^2] = \text{var}(T) + E[T]^2 = n\lambda + (n\lambda)^2$$

$$\Rightarrow E\left[\frac{T^2 - T}{n^2}\right] = \lambda^2$$

پس UMVUE برای λ^2 برابر است با $\frac{T^2 - T}{n^2}$.

۲. فرض کنید X_1, X_2, \dots, X_n نمونه‌های تصادفی iid از توزیع زیر هستند.

$$f(x; \theta) = \theta(1+x)^{-(1+\theta)}, \quad x > 0, \theta > 0$$

الف) برآورد درست‌نمایی بیشینه (MLE) را برای θ بیابید و آن را $\hat{\theta}_n$ بنامید.

ب) مقدار $\lim_{n \rightarrow \infty} E[\hat{\theta}_n]$ را بیابید.

پاسخ:

الف)

$$f(\vec{x}; \theta) = \theta^n \left[\prod (1+x_i) \right]^{-(1+\theta)} \prod I_{(0,\infty)}(x_i)$$

$$\Rightarrow L(\theta) = \theta^n \left[\prod (1+x_i) \right]^{-(1+\theta)}$$

$$\Rightarrow \ell(\theta) = \ln L(\theta) = n \ln \theta - (1+\theta) \sum \ln(1+x_i)$$

$$\frac{d}{d\theta} \ell(\theta) = \frac{n}{\theta} - \sum \ln(1+x_i)$$

$$\Rightarrow \hat{\theta}_n = \frac{n}{\sum \ln(1+X_i)}$$

ب)

دقت کنید MLE در بینهایت بی‌طرفانه (unbiased) است. پس: $\lim_{n \rightarrow \infty} E[\hat{\theta}_n] = \theta$