

Estymacja parametrów

Krzysztof Topolski

Wykład 7

Wrocław, 28 listopada 2019

Niech X_1, X_2, \dots, X_n będzie próbą losową z rozkładu o gęstości $f(x | \theta)$ gdzie θ oznacza parametr rozkładu.

Rozkład łączny próby, czyli rozkład łączny wektora losowego (X_1, X_2, \dots, X_n) jest postaci

$$f(x_1 | \theta) \times \dots \times f(x_n | \theta),$$

Niech X_1, X_2, \dots, X_n będzie próbą losową z rozkładu o gęstości $f(x | \theta)$ gdzie θ oznacza parametr rozkładu.

Rozkład łączny próby, czyli rozkład łączny wektora losowego (X_1, X_2, \dots, X_n) jest postaci

$$f(x_1 | \theta) \times \dots \times f(x_n | \theta),$$

Definicja

Błędem średniokwadratowym estymatora W parametru θ nazywamy funkcję $E^2(\theta)$ zdefiniowaną jako

$$E^2(\theta) = E_{\theta}(W - \theta)^2 =$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} [W(x_1, \dots, x_n) - \theta]^2 f(x_1 | \theta) \times \dots \times f(x_n | \theta) dx_1 dx_2 \dots dx_n$$

$$\begin{aligned} E_{\theta}(W - \theta)^2 &= \text{Var}_{\theta} W + (E_{\theta} W - \theta)^2 \\ &= \text{Var}_{\theta} W + (\text{Obciążenie } W)^2. \end{aligned}$$

Definicja

Błędem średniokwadratowym estymatora W parametru θ nazywamy funkcję θ , $E^2(\theta)$ zdefiniowana jako

$$E^2(\theta) = E_{\theta}(W - \theta)^2 =$$

$$\int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} [W(x_1, \dots, x_n) - \theta]^2 f(x_1 | \theta) \times \dots \times f(x_n | \theta) dx_1 dx_2 \dots dx_n$$

$$\begin{aligned} E_{\theta}(W - \theta)^2 &= \text{Var}_{\theta} W + (E_{\theta} W - \theta)^2 \\ &= \text{Var}_{\theta} W + (\text{Obciążenie } W)^2. \end{aligned}$$

Definicja.

Obciążeniem estymatora W parametru θ nazywamy funkcję $E(\theta)$ zdefiniowaną jako

$$E(\theta) = E_{\theta} W - \theta = \\ = \int_{-\infty}^{\infty} \dots \int_{-\infty}^{\infty} W(x_1, x_2, \dots, x_n) f(x_1 | \theta) \dots f(x_n | \theta) dx_1 dx_2 \dots dx_n - \theta$$

Estymator W parametru θ nazywamy **nieobciążonym** gdy dla wszystkich θ

$$E_{\theta}W = \theta.$$

Dla estymatora nieobciążonego zachodzi równość

$$E_{\theta}(W - \theta)^2 = \text{Var}_{\theta}W.$$

Estymator W parametru θ nazywamy **nieobciążonym** gdy dla wszystkich θ

$$E_{\theta}W = \theta.$$

Dla estymatora nieobciążonego zachodzi równość

$$E_{\theta}(W - \theta)^2 = \text{Var}_{\theta}W.$$

Przykład

Niech (X_1, \dots, X_n) będzie próbą losową z rozkładu $N(\mu, \sigma^2)$.
Statystyki \bar{X} oraz S^2 są nieobciążonymi estymatorami odpowiednio μ oraz σ^2 .

$$E \bar{X} = E \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \mu,$$

$$E S^2 = E \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \sigma^2.$$

Przykład

Niech (X_1, \dots, X_n) będzie próbą losową z rozkładu $N(\mu, \sigma^2)$.
Statystyki \bar{X} oraz S^2 są nieobciążonymi estymatorami odpowiednio μ oraz σ^2 .

$$E \bar{X} = E \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i = \mu,$$

$$E S^2 = E \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \sigma^2.$$

Błędy średniokwadratowe tych estymatorów są w tym przypadku dane przez

$$E(\bar{X} - \mu)^2 = \text{Var}(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n},$$

$$E(S^2 - \sigma^2)^2 = \text{Var}(S^2) = \frac{2\sigma^4}{n-1}.$$

Alternatywnym estymatorem σ^2 jest estymator NW postaci

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 = \frac{n-1}{n} S^2.$$

Stąd

$$E\hat{\sigma}^2 = E\left(\frac{n-1}{n} S^2\right) = \frac{n-1}{n} \sigma^2.$$

Estymator $\hat{\sigma}^2$ jest estymatorem obciążonym parametru σ^2 .
Wariancja tego estymatora jest równa

$$\begin{aligned} \text{Var}(\hat{\sigma}^2) &= \text{Var}\left(\frac{n-1}{n} S^2\right) = \left(\frac{n-1}{n}\right)^2 \text{Var} S^2 \\ &= \left(\frac{n-1}{n}\right)^2 \frac{2\sigma^4}{n-1} = \frac{2(n-1)\sigma^4}{n^2} \end{aligned}$$

Błąd średniokwadratowy jest równy

$$E \left[\hat{\sigma}^2 - \sigma^2 \right]^2 = \frac{2(n-1)}{n^2} < \left(\frac{2}{n-1} \right) \sigma^4 = E \left[S^2 - \sigma^2 \right]^2$$

Estymator $\hat{\sigma}^2$ ma mniejszy błąd średniokwadratowy niż estymator S^2 . Zgadzając się na obciążenie estymatora otrzymujemy estymator o mniejszym błędzie średniokwadratowym.

Estymatory nieobciążone o jednostajnie najmniejszej wariancji

Definicja.

Estymator W^* jest najlepszym nieobciążonym estymatorem parametru θ jeśli

- 1 $EW^* = \theta$
- 2 dla dowolnego estymatora W , dla którego $EW = \theta$, spełniona jest nierówność

$$\text{Var}(W^*) \leq \text{Var}(W).$$

Jeśli taki estymator W^* istnieje to nazywamy go estymatorem nieobciążonym o jednostajnie najmniejszej wariancji.

Estymatory nieobciążone o jednostajnie najmniejszej wariancji

Definicja.

Estymator W^* jest najlepszym nieobciążonym estymatorem parametru θ jeśli

- 1 $EW^* = \theta$
- 2 dla dowolnego estymatora W , dla którego $EW = \theta$, spełniona jest nierówność

$$\text{Var}(W^*) \leq \text{Var}(W).$$

Jeśli taki estymator W^* istnieje to nazywamy go estymatorem nieobciążonym o jednostajnie najmniejszej wariancji.

Przykład.

Niech (X_1, \dots, X_n) będzie próbą losową z rozkładu Poissona $\pi(\lambda)$. Statystyki \bar{X} oraz S^2 są nieobciążonymi estymatorami średniej i wariancji. W przypadku rozkładu Poissona zarówno średnia jak i wariancją są równe λ , a więc

$$E \bar{X} = \lambda,$$

$$E S^2 = \lambda.$$

Oba estymatory są więc nieobciążonymi estymatorami parametru λ .

Który z nich jest lepszy?

Przykład.

Niech (X_1, \dots, X_n) będzie próbą losową z rozkładu Poissona $\pi(\lambda)$. Statystyki \bar{X} oraz S^2 są nieobciążonymi estymatorami średniej i wariancji. W przypadku rozkładu Poissona zarówno średnia jak i wariancją są równe λ , a więc

$$E \bar{X} = \lambda,$$

$$E S^2 = \lambda.$$

Oba estymatory są więc nieobciążonymi estymatorami parametru λ .

Który z nich jest lepszy?

Przykład cd.

Możemy porównać ich wariancje. Łatwo pokazać, że

$$\text{Var}(\bar{X}) = \frac{\lambda}{n}.$$

Obliczenie $\text{Var}(S^2)$ wymaga całkiem sporo rachunków w celu pokazania, że

$$\text{Var}(\bar{X}) \leq \text{Var}(S^2).$$

Możemy rozpatrywać inne nieobciążone estymatory parametru λ .
Na przykład estymatory postaci

$$W_a = a\bar{X} + (1 - a)S^2,$$

które dla dowolnego a są nieobciążonymi estymatorami parametru λ gdyż

$$E W_a = E(a\bar{X} + (1 - a)S^2) = aE\bar{X} + (1 - a)ES^2 = \lambda.$$

Przykład cd.

Możemy porównać ich wariancje. Łatwo pokazać, że

$$\text{Var}(\bar{X}) = \frac{\lambda}{n}.$$

Obliczenie $\text{Var}(S^2)$ wymaga całkiem sporo rachunków w celu pokazania, że

$$\text{Var}(\bar{X}) \leq \text{Var}(S^2).$$

Możemy rozpatrywać inne nieobciążone estymatory parametru λ . Na przykład estymatory postaci

$$W_a = a\bar{X} + (1 - a)S^2,$$

które dla dowolnego a są nieobciążonymi estymatorami parametru λ gdyż

$$E W_a = E(a\bar{X} + (1 - a)S^2) = aE\bar{X} + (1 - a)ES^2 = \lambda.$$