Rozkłady estymatorów

Rozkład chi-kwadrat

Definicja:

Niech X_1, X_2, \dots, X_n będą niezależnymi zmiennymi losowymi o jednakowym rozkładzie N(0,1).

Mówimy, że zmienna losowa

$$X_1^2 + X_2^2 + \cdots + X_n^2$$

ma rozkład **chi-kwadrat** z n stopniami swobody i oznaczamy $\chi^2(n)$.

• Fakt:

Funkcja gęstości rozkładu
$$\chi^2(n)$$
 ma postać
$$f(x) = \frac{1}{2^{n/2} \; \Gamma(n/2)} x^{n/2-1} \; e^{-x/2}, \qquad x>0$$

Model wykładniczy

- Niech $X=(X_1,X_2,\dots,X_n)'$ będzie próbą z populacji o rozkładzie wykładniczym $Ex(\lambda)$ z parametrem $\lambda>0$
- Estymator nieobciążony (o minimalnej wariancji) parametru λ ma postać

$$\hat{\lambda} = \frac{n-1}{n} \frac{1}{\bar{X}}$$

• Fakt:

W modelu jednej próby prostej z rozkładu wykładniczego

$$2n\lambda \bar{X} \sim \chi^2(2n)$$

Model normalny

- Niech $X=(X_1,X_2,\dots,X_n)'$, n>1 będzie próbą z populacji o rozkładzie normalnym $N(\mu,\sigma^2)$ z parametrami μ i σ^2
- Estymatory nieobciążone (o minimalnej wariancji) parametrów μ i σ^2 mają postać

$$\hat{\mu} = \bar{X}, \qquad \hat{\sigma}^2 = S^2$$

Twierdzenie (Fishera)
W modelu jednej próby prostej z rozkładu normalnego

$$\bar{X} \sim N\left(\mu, \frac{\sigma^2}{n}\right), \qquad \frac{(n-1)S^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n-1)$$

Ponadto, estymatory \bar{X} i S^2 są niezależnymi zmiennymi losowymi

Metoda Monte Carlo

- Niech $X=(X_1,X_2,\dots,X_n)'$ będzie próbą z populacji o rozkładzie P_θ z parametrem θ
- Ponadto, niech $\hat{\theta} = T(X)$ będzie estymatorem parametru θ
- Załóżmy, że dysponujemy k niezależnymi realizacjami próby $X\colon x_1,x_2,\dots,x_n$ oraz że
 - $\hat{\theta}_i = T(x_i), \qquad i = 1, 2, \dots, k$
- Fakt: Histogram wartości $\hat{\theta}_1 = T(x_1), \hat{\theta}_2 = T(x_2), \dots, \hat{\theta}_k = T(x_k)$ jest dla dużych k dobrym przybliżeniem rozkładu $\hat{\theta}$

- Niech $X=(X_1,X_2,\dots,X_n)'$ będzie próbą z populacji o rozkładzie P_θ z parametrem θ
- Ponadto, niech

$$\hat{\theta} = T(X)$$

będzie estymatorem parametru θ oraz F oznacza dystrybuantę rozkładu P_{θ}

• Dystrybuantą empiryczną nazywamy statystykę

$$\widehat{F}(x) = \frac{\#\{k: X_k \le x\}}{n}$$

• Twierdzenie (Gliwenki-Cantelliego):

Niech $X=(X_1,X_2,\ldots,X_n)'$ będzie próbą prostą z populacji o rozkładzie opisanym dystrybuantą F Wtedy zachodzi wzór

$$\sup_{-\infty < x < \infty} |\widehat{F}(x) - F(x)| \stackrel{1}{\to} 0$$

• Próbą bootstrapową nazywamy próbę losową z rozkładu \widehat{F} i oznaczamy $X^* = (X_1^*, X_2^*, \dots, X_n^*)'$

Uwaga:

W celu otrzymania realizacji próby bootstrapowej dokonujemy n-krotnego losowania **ze zwracaniem** spośród wartości oryginalnej próby

• Fakt (zasada bootstrap):

Rozkład statystyki

$$T(X^*) - \hat{\theta}$$

przy ustalonych wartościach x_1, x_2, \dots, x_k jest bliski rozkładowi

$$T(X) - \theta$$

ullet Załóżmy, że dysponujemy k realizacjami próby bootstrapowej

 $X^*: x_1^*, x_2^*, ..., x_k^*$ $\hat{\theta}_i^* = T(x_i^*), \qquad i = 1, 2, ..., k$

oraz że

Fakt:

Histogram wartości

$$\hat{\theta}_i^* - \theta, \hat{\theta}_2^* - \theta, ..., \hat{\theta}_k^*$$

jest dla dużych k dobrym przybliżeniem rozkładu

$$\hat{\theta} - \theta$$

- Niech $\theta \in \Theta$ oznacza parametr modelu statystycznego
- Definicja:

Przedział (L,R) określony parą statystyk L i R takich, że

$$P_{\theta}(L \leq R) = 1$$

dla każdego $\theta \in \Theta$ nazywamy **przedziałem ufności** dla parametru θ na **poziomie ufności**

$$1-\alpha$$
, $0<\alpha<1$

gdy dla każdego $\theta \in \Theta$ zachodzi nierówność

$$P_{\theta}(L < \theta < R) \ge 1 - \alpha$$

• **Uwaga:** Typowe wartości poziomu ufności to: 0,9; 0,95; 0,99 zazwyczaj podawane w procentach [%]

Konstrukcja przedziałów ufności

Definicja:

Funkcję $Q(X,\theta)$ nazywamy funkcją centralną dla parametru θ , gdy

- 1. rozkład prawdopodobieństwa zmiennej losowej Q jest absolutnie ciągły i nie zależy od parametru θ
- 2. funkcja $Q(X,\theta)$ jest ciągła i ściśle monotoniczna względem θ

• Uwaga:

Warunek pierwszy można osłabić, żądając tylko by rozkład graniczny zmiennej losowej Q był absolutnie ciągły. Wtedy uzyskany przedział można stosować jedynie dla dużych prób

Konstrukcja przedziałów ufności

Konstrukcja przedziału ufności:

- Obieramy funkcję centralną $Q(X, \theta)$
- Wyznaczamy stałe a i b tak, aby $P(a < Q < b) = 1 \alpha$
- Rozwiązujemy nierówność $a < Q(X,\theta) < b$ względem θ otrzymując szukany przedział (L(X),R(X))
- Uwaga: Stałe a i b można dobrać na wiele sposobów. Zazwyczaj dobieramy tak, by

$$P(Q \le a) = P(Q \ge b) = \frac{\alpha}{2}$$

• Fakt:

W modelu jednej próby prostej z rozkładu wykładniczego, $(1-\alpha)\cdot 100\%$ przedział ufności dla parametru λ ma postać

$$\left(\frac{\chi^2\left(\frac{\alpha}{2},2n\right)}{2n\overline{X}};\frac{\chi^2\left(1-\frac{\alpha}{2},2n\right)}{2n\overline{X}}\right)$$

gdzie $\chi^2(p,n)$ oznacza kwantyl rzędu p z rozkładu $\chi^2(n)$

Definicja:

Niech $X \sim N(0,1)$ oraz $Y \sim \chi^2(n)$ będą niezależnymi zmiennymi losowymi.

Mówimy, że zmienna losowa

 $\frac{\Lambda}{\sqrt{\frac{1}{n}Y}}$

ma rozkład t-Studenta z n stopniami swobody i oznaczamy t(n)

• Fakt:

Funkcja gęstości rozkładu t-Studenta ma postać

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{n\pi}} \frac{\Gamma\left(\frac{n+1}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \left(1 + \frac{x^2}{n}\right)^{\frac{n+1}{2}} \quad x \in R$$

• Fakt:

W modelu jednej próby prostej z rozkładu normalnego $(1-\alpha)\cdot 100\%$ przedział ufności parametru μ ma postać

$$\left(\bar{X} - \frac{S}{\sqrt{n}} t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right), \bar{X} + \frac{S}{\sqrt{n}} t\left(1 - \frac{\alpha}{2}, n - 1\right)\right)$$

gdzie $t(p,n)=F_t^{-1}(p)$ oznacza kwantyl rzędu p z rozkładu t(n)

• Fakt:

W modelu jednej próby prostej z rozkładu normalnego $(1-\alpha)\cdot 100\%$ przedział ufności parametru σ^2 ma postać

$$\left(\frac{(n-1)S^2}{\chi^2\left(1-\frac{\alpha}{2},n-1\right)};\frac{(n-1)S^2}{\chi^2\left(\frac{\alpha}{2},n-1\right)}\right)$$

gdzie $\chi^2(p,n)$ oznacza kwantyl rzędu p z rozkładu $\chi^2(n)$

Funkcje związane z przedziałami ufności:

- e... (EnvStats) pozwalają wyznaczyć przedziały ufności dla parametrów wybranego modelu
- Przykładowo:

eexp (EnvStats) – pozwala wyznaczyć przedział ufności dla parametru w modelu wykładniczym

enorm (EnvStats) – pozwala wyznaczyć przedziały ufności dla parametrów w modelu normalnym