

Estymacja parametrów

Krzysztof Topolski

Wykład 1

Wrocław, 08 lutego 2012

Definicja.

Dystrybuantą rozkładu zmiennej losowej X nazywamy funkcję $F_X(x)$ zdefiniowaną dla wszystkich x jako

$$F_X(x) = P(\omega : X(\omega) \leq x).$$

Przykład.

Rzucamy monetą aż do momentu wyrzucenia orła. Niech p będzie prawdopodobieństwem wyrzucenia orła w jednym rzucie. Niech X będzie zmienną losową opisującą liczbę rzutów do momentu wyrzucenia orła.

Wtedy

$$P(X = x) = (1 - p)^{x-1} p,$$

Ponieważ zakładamy, że rzuty są niezależne, a aby orzeł pojawił się w rzucie o numerze x musimy najpierw wyrzucić $x - 1$ razy reszki.

Przykład.

Rzucamy monetą aż do momentu wyrzucenia orła. Niech p będzie prawdopodobieństwem wyrzucenia orła w jednym rzucie. Niech X będzie zmienną losową opisującą liczbę rzutów do momentu wyrzucenia orła.

Wtedy

$$P(X = x) = (1 - p)^{x-1} p,$$

Ponieważ zakładamy, że rzuty są niezależne, a aby orzeł pojawił się w rzucie o numerze x musimy najpierw wyrzucić $x - 1$ razy reszki.

Przykład.

Rzucamy monetą aż do momentu wyrzucenia orła. Niech p będzie prawdopodobieństwem wyrzucenia orła w jednym rzucie. Niech X będzie zmienną losową opisującą liczbę rzutów do momentu wyrzucenia orła.

Wtedy

$$P(X = x) = (1 - p)^{x-1} p,$$

Ponieważ zakładamy, że rzuty są niezależne, a aby orzeł pojawił się w rzucie o numerze x musimy najpierw wyrzucić $x - 1$ razy reszki.

Dla dowolnej liczby naturalnej x ,

$$P(X \leq x) = \sum_{i=1}^x P(X = i) = \sum_{i=1}^x (1-p)^{i-1} p.$$

$$\sum_{k=1}^n q^{k-1} = \frac{1-q^n}{1-q}, \quad t \neq 1.$$

$$\begin{aligned} F_X(x) &= P(X \leq x) \\ &= \frac{1 - (1-p)^x}{1 - (1-p)} p \\ &= 1 - (1-p)^x, \quad x = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

Dla dowolnej liczby naturalnej x ,

$$P(X \leq x) = \sum_{i=1}^x P(X = i) = \sum_{i=1}^x (1-p)^{i-1} p.$$

$$\sum_{k=1}^n q^{k-1} = \frac{1-q^n}{1-q}, \quad t \neq 1.$$

$$\begin{aligned} F_X(x) &= P(X \leq x) \\ &= \frac{1 - (1-p)^x}{1 - (1-p)} p \\ &= 1 - (1-p)^x, \quad x = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

Dla dowolnej liczby naturalnej x ,

$$P(X \leq x) = \sum_{i=1}^x P(X = i) = \sum_{i=1}^x (1-p)^{i-1} p.$$

$$\sum_{k=1}^n q^{k-1} = \frac{1-q^n}{1-q}, \quad t \neq 1.$$

$$\begin{aligned} F_X(x) &= P(X \leq x) \\ &= \frac{1 - (1-t)^x}{1 - (1-p)} p \\ &= 1 - (1-t)^x, \quad x = 1, 2, \dots \end{aligned}$$

Twierdzenie.

Następujące warunki są równoważne

- Zmienne losowe X i Y mają ten sam rozkład.
- dla każdego x , zachodzi równość $F_X(x) = F_Y(x)$.

Definicja.

Funkcją gęstości rozkładu dyskretnej zmiennej losowej X nazywamy funkcję $f_X(x)$ zdefiniowaną dla wszystkich x jako

$$f_X(x) = P(\omega : X(\omega) = x).$$

Przykład

Dla zmiennej losowej o rozkładzie geometrycznym funkcja gęstości ma postać

$$f_X(x) = P(X = x) = \begin{cases} (1 - p)^{x-1} p, & \text{dla } x = 1, 2, \dots \\ 0, & \text{dla pozostałych } x. \end{cases}$$

Definicja.

Funkcją gęstości rozkładu dyskretnej zmiennej losowej X nazywamy funkcję $f_X(x)$ zdefiniowaną dla wszystkich x jako

$$f_X(x) = P(\omega : X(\omega) = x).$$

Przykład

Dla zmiennej losowej o rozkładzie geometrycznym funkcja gęstości ma postać

$$f_X(x) = P(X = x) = \begin{cases} (1 - p)^{x-1}p, & \text{dla } x = 1, 2, \dots \\ 0, & \text{dla pozostałych } x. \end{cases}$$

Definicja.

Funkcją gęstości rozkładu ciągłej zmiennej losowej X nazywamy funkcję $f_X(x)$, dla której dla wszystkich x

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt.$$

Uwaga.

$$\frac{d}{dx} F_X(x) = f_X(x).$$

Definicja.

Funkcją gęstości rozkładu ciągłej zmiennej losowej X nazywamy funkcję $f_X(x)$, dla której dla wszystkich x

$$F_X(x) = \int_{-\infty}^x f_X(t) dt.$$

Uwaga.

$$\frac{d}{dx} F_X(x) = f_X(x).$$

Przykład

Dla zmiennej losowej o rozkładzie logistycznym

$$F_X(x) = \frac{1}{1 + e^{-x}},$$

funkcja gęstości ma postać

$$f_X(x) = \frac{d}{dx} F_X(x) = \frac{e^{-x}}{(1 + e^{-x})^2}.$$

Twierdzenie.

Niech X będzie zmienną losową o rozkładzie z gęstością $f_X(x)$ oraz niech $Y = g(X)$, gdzie g jest funkcją ściśle monotoniczną.

Założmy, że $f_X(x)$ jest funkcją ciągłą oraz, że $g^{-1}(y)$ jest funkcją z ciągłą pochodną. Wtedy gęstość rozkładu zmiennej losowej Y jest postaci

$$f_Y(y) = f_X(g^{-1}(y)) \left| \frac{d}{dy} g^{-1}(y) \right|.$$

Przykład.

Dla ciągłej zmiennej losowej X o dystrybuancie $F_X(x)$ wyznaczmy rozkład zmiennej losowej $Y = X^2$.

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X^2 \leq y) = P(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}).$$

Ponieważ zmienna losowa ma ciągły rozkład

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(-\sqrt{y} < X \leq \sqrt{y}) \\ &= P(X \leq \sqrt{y}) - P(X \leq -\sqrt{y}) = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y}). \end{aligned}$$

Przykład.

Dla ciągłej zmiennej losowej X o dystrybuancie $F_X(x)$ wyznaczmy rozkład zmiennej losowej $Y = X^2$.

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X^2 \leq y) = P(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}).$$

Ponieważ zmienna losowa ma ciągły rozkład

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(-\sqrt{y} < X \leq \sqrt{y}) \\ &= P(X \leq \sqrt{y}) - P(X \leq -\sqrt{y}) = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y}). \end{aligned}$$

Przykład.

Dla ciągłej zmiennej losowej X o dystrybuancie $F_X(x)$ wyznaczmy rozkład zmiennej losowej $Y = X^2$.

$$F_Y(y) = P(Y \leq y) = P(X^2 \leq y) = P(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}).$$

Ponieważ zmienna losowa ma ciągły rozkład

$$\begin{aligned} F_Y(y) &= P(-\sqrt{y} < X \leq \sqrt{y}) \\ &= P(X \leq \sqrt{y}) - P(X \leq -\sqrt{y}) = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y}). \end{aligned}$$

Gęstość rozkładu zmiennej losowej Y otrzymamy różniczkując jej dystrybuantę

$$F_Y(y) = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y})$$

$$\begin{aligned}f_Y(y) &= \frac{d}{dy} F_Y(y) \\&= \frac{d}{dy} [F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y})] \\&= \frac{1}{2\sqrt{y}} f_X(\sqrt{y}) + \frac{1}{2\sqrt{y}} f_X(-\sqrt{y}).\end{aligned}$$

Funkcja gęstości ma postać

$$f_Y(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} [f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y})].$$

Gęstość rozkładu zmiennej losowej Y otrzymamy różniczkując jej dystrybuantę

$$F_Y(y) = F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y})$$

$$\begin{aligned}f_Y(y) &= \frac{d}{dy} F_Y(y) \\&= \frac{d}{dy} [F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y})] \\&= \frac{1}{2\sqrt{y}} f_X(\sqrt{y}) + \frac{1}{2\sqrt{y}} f_X(-\sqrt{y}).\end{aligned}$$

Funkcja gęstości ma postać

$$f_Y(y) = \frac{1}{2\sqrt{y}} [f_X(\sqrt{y}) + f_X(-\sqrt{y})].$$

Definicja.

Wartość oczekiwaną zmiennej losowej X , oznaczoną przez EX , i gdy X jest dyskretną zmienną losową definiujemy jako

$$EX = \sum_x x P(X = x) = \sum_x x f_X(x),$$

natomiast gdy X jest ciągłą zmienną losową definiujemy jako

$$EX = \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx.$$

Przykład.

Niech X będzie zmienną losową o rozkładzie wykładniczym z gęstością rozkładu

$$f_X(x) = \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}}, \quad 0 \leq x < \infty, \quad \lambda > 0.$$

Wartość oczekiwana EX dla zmiennej losowej o rozkładzie wykładniczym jest równa

$$\begin{aligned} EX &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx = \int_0^{\infty} x \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx \\ &\text{(całkując przez części)} \\ &= -xe^{-\frac{x}{\lambda}} \Big|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-\frac{1}{\lambda}x} dx \\ &= \int_0^{\infty} e^{-\frac{1}{\lambda}x} dx = \lambda \end{aligned}$$

Wartość oczekiwana EX dla zmiennej losowej o rozkładzie wykładniczym jest równa

$$\begin{aligned} EX &= \int_{-\infty}^{\infty} x f_X(x) dx = \int_0^{\infty} x \frac{1}{\lambda} e^{-\frac{x}{\lambda}} dx \\ &\text{(całkując przez części)} \\ &= -xe^{-\frac{x}{\lambda}} \Big|_0^{\infty} + \int_0^{\infty} e^{-\frac{1}{\lambda}x} dx \\ &= \int_0^{\infty} e^{-\frac{1}{\lambda}x} dx = \lambda \end{aligned}$$

Fakt.

Dla funkcji $g(x)$, dla której istnieje $Eg(X)$

$$Eg(X) = \sum_i g(i)P(X = i) = \sum_i g(i)f_X(i),$$

gdy X jest dyskretną zmienną losową

$$Eg(X) = \int_{-\infty}^{\infty} g(x)f_X(x),$$

gdy X jest ciągłą zmienną losową.

Twierdzenie.

Niech X będzie zmienną losową natomiast a , b i c stałymi. Wtedy dla dowolnych funkcji $g(x)$ i $f(x)$, dla których istnieją wartości oczekiwane

$$E(ag(X) + bf(X) + c) = aEg(X) + bEf(X) + c.$$

Jeśli dla wszystkich x , $g(x) \geq 0$ to $Eg(X) \geq 0$.

Jeśli dla wszystkich x , $a \leq g(x) \leq b$ to
 $a \leq Eg(X) \leq b$.

Definicja.

Momentem rzędu n rozkładu zmiennej losowej X nazywamy

$$\mu'_n = EX^n.$$

Momentem centralnym rzędu n zmiennej losowej X nazywamy

$$\mu_n = E(X - EX)^n.$$

Definicja.

Moment centralny rzędu 2 rozkładu zmiennej losowej X nazywamy wariancją

$$\text{Var } X = E(X - EX)^2,$$

lub co jest równoważne

$$\text{Var } X = EX^2 - [EX]^2.$$

Twierdzenie.

Jeśli zmienna losowa X ma skończoną wariancję to dla dowolnych stałych a i b ,

$$\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var} X.$$

Jeśli zmienne losowe X i Y są niezależne i mają skończone wariancje to

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var} X + \text{Var} Y.$$

$$\text{Var}(aX + bY + c) = a^2 \text{Var} X + b^2 \text{Var} Y.$$

Twierdzenie.

Jeśli zmienna losowa X ma skończoną wariancję to dla dowolnych stałych a i b ,

$$\text{Var}(aX + b) = a^2 \text{Var} X.$$

Jeśli zmienne losowe X i Y są niezależne i mają skończone wariancje to

$$\text{Var}(X + Y) = \text{Var} X + \text{Var} Y.$$

$$\text{Var}(aX + bY + c) = a^2 \text{Var} X + b^2 \text{Var} Y.$$