

Estymatory parametrów rozkładu

Joanna Czarnowska¹

¹Uniwersytet Gdański
Instytut Matematyki

Estymatory parametrów rozkładu – metoda momentów

W **metodzie momentów (MOM)**, nieznane parametry rozkładu, uzyskujemy porównując momenty teoretyczne z momentami empirycznymi.

Przykład. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu Poissona z nieznanym parametrem $\lambda > 0$. Jest jeden parametr, zatem wystarczy porównać wartość oczekiwaną rozkładu ze średnią empiryczną: $EX = \bar{X}_n$.

Ponieważ dla rozkładu Poissona $EX = \lambda$, zatem estymatorem momentów nieznanego parametru λ jest: $\hat{\lambda} = \bar{X}_n$.

Estymatory parametrów rozkładu – metoda momentów

W **metodzie momentów (MOM)**, nieznane parametry rozkładu, uzyskujemy porównując momenty teoretyczne z momentami empirycznymi.

Przykład. Niech X_1, \dots, X_n będzie próbą z rozkładu Poissona z nieznanym parametrem $\lambda > 0$. Jest jeden parametr, zatem wystarczy porównać wartość oczekiwaną rozkładu ze średnią empiryczną: $EX = \bar{X}_n$.

Ponieważ dla rozkładu Poissona $EX = \lambda$, zatem estymatorem momentów nieznanego parametru λ jest: $\hat{\lambda} = \bar{X}_n$.

Przykład. Niech $X_1, \dots, X_n \sim \text{Exp}(\lambda)$, $\lambda > 0$. Porównując wartość oczekiwaną rozkładu wykładniczego ze średnią empiryczną

$$E(X) = \frac{1}{\lambda} = \bar{X}_n,$$

otrzymujemy estymator momentów nieznanego parametru λ

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{\bar{X}_n}.$$

Zauważ, że estymatory są zmiennymi losowymi. Możemy analizować ich wartość oczekiwaną, wariancję czy odchylenie standardowe.

Metoda momentów – przykład dla rozkładu Poissona

Poniższa 100-elementowa realizacja została wygenerowana z rozkładu Poissona o parametrze $\lambda = 10$

```
[1] 11 9 7 19 8 9 9 7 7 17 10 11 9 9 10
[16] 6 14 10 6 11 11 8 9 7 14 12 9 8 12 16
[31] 5 13 9 9 9 7 8 8 12 16 13 14 12 10 11
[46] 10 7 9 7 5 12 5 5 11 10 6 7 12 5 13
[61] 13 14 14 6 10 11 13 16 9 9 9 16 5 11 7
[76] 10 11 11 10 11 6 11 10 9 9 10 9 9 6 9
[91] 11 14 8 5 14 7 13 12 12 13
```

Wykorzystując estymator otrzymany metodą momentów, dla rozkładu Poissona, otrzymujemy $\hat{\lambda} = \bar{X}_n = 9,98$.

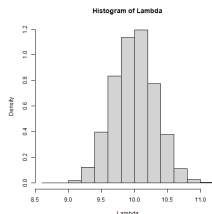
Metoda momentów – przykład dla rozkładu Poissona

Poniższa 100-elementowa realizacja została wygenerowana z rozkładu Poissona o parametrze $\lambda = 10$

```
[1] 11 9 7 19 8 9 9 7 7 17 10 11 9 9 10  
[16] 6 14 10 6 11 11 8 9 7 14 12 9 8 12 16  
[31] 5 13 9 9 9 7 8 8 12 16 13 14 12 10 11  
[46] 10 7 9 7 5 12 5 5 11 10 6 7 12 5 13  
[61] 13 14 14 6 10 11 13 16 9 9 9 16 5 11 7  
[76] 10 11 11 10 11 6 11 10 9 9 10 9 9 6 9  
[91] 11 14 8 5 14 7 13 12 12 13
```

Wykorzystując estymator otrzymany metodą momentów, dla rozkładu Poissona, otrzymujemy $\hat{\lambda} = \bar{X}_n = 9,98$.

Na wykresie obok mamy histogram z wynikami estymacji, dla 10 000 próbek licznosci $n = 100$, wygenerowanych z rozkładu $\text{Pois}(10)$. Średnia z uzyskanych wyników wynosi 10, odchylenie standardowe 0,31.



Zobacz Przykład 1 i Przykład 2 w skrypcie 04Estymatory-wykład.R

Estymatory największej wiarygodności

Przykład. Mamy poniżej próbę z rozkładu zero-jedynkowego o nieznanym parametrze p , czyli prawdopodobieństwie wypadnięcia jedynki $P(X = 1) = p$.

```
0 0 1 1 0 1 1 1 1 0 0 0 1 0 1 0 1 1 0 1 0 0
0 0 0 1 0 0 1 0 0 1 1 1 0 1 0 1 1 1 1 1 0 0 1 1
```

Przyjmujemy, że najbardziej wiarygodna jest ta wartość p , przy której wylosowanie danego ciągu jest najbardziej prawdopodobne, czyli największe jest prawdopodobieństwo

$$\begin{aligned} L(p) &= P(X=x_1)P(X=x_2) \cdots P(X=x_n) = \\ &= p^{x_1+\dots+x_n}(1-p)^{n-(x_1+\dots+x_n)}. \end{aligned}$$

Estymatory największej wiarygodności

Przykład. Mamy poniżej próbę z rozkładu zero-jedynkowego o nieznanym parametrze p , czyli prawdopodobieństwie wypadnięcia jedynki $P(X = 1) = p$.

```
0 0 1 1 0 1 1 1 1 0 0 0 1 0 1 0 1 1 0 1 0 0
0 0 0 1 0 0 1 0 0 1 1 1 0 1 0 1 1 1 1 1 0 0 1 1
```

Przyjmujemy, że najbardziej wiarygodna jest ta wartość p , przy której wylosowanie danego ciągu jest najbardziej prawdopodobne, czyli największe jest prawdopodobieństwo

$$\begin{aligned} L(p) &= P(X=x_1)P(X=x_2)\cdots P(X=x_n) = \\ &= p^{x_1+\dots+x_n}(1-p)^{n-(x_1+\dots+x_n)}. \end{aligned}$$

Łatwo pokazać, że funkcja wiarygodności L przyjmuje największą wartość, dla

$$\hat{p} = \arg \max_{p \in [0,1]} L(p) = \arg \max_{p \in [0,1]} \ln(L(p)) = \bar{X}_n.$$

Estymator $\hat{p} = \bar{X}_n$ nazywa się estymatorem największej wiarygodności parametru p , dla rozkładu zero-jedynkowego.

Funkcja wiarygodności

Dla zmiennej losowej dyskretnej X , o rozkładzie zależnym od parametru $\theta \in \Theta$ (θ może być wektorem parametrów), definiujemy **funkcję wiarygodności**

$$L(\theta) = P(X = x_1; \theta) \cdot P(X = x_2; \theta) \cdots P(X = x_n; \theta), \quad (1)$$

gdzie x_1, \dots, x_n są obserwowanymi wartościami zmiennej losowej X .

W przypadku rozkładu ciągłego o gęstości f z parametrem $\theta \in \Theta$ (np. dla rozkładu normalnego $\theta = (\mu, \sigma)$), funkcja wiarygodności ma postać

$$L(\theta) = f(x_1; \theta) \cdot f(x_2; \theta) \cdots f(x_n; \theta). \quad (2)$$

Estymatory największej wiarygodności (MLE)

Jako estymator parametru θ (o zakresie zmienności Θ) bierzemy tą wartość, która maksymalizuje funkcję wiarygodności L . Taki estymator $\hat{\theta}$ nazywamy **estymatorem największej wiarygodności (MLE)** parametru θ .

Optymalizacja funkcji wiarygodności (??) i (??) jest równoważna optymalizacji logarytmu funkcji wiarygodności, co zwykle jest prostszym zagadnieniem

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\theta \in \Theta} L(\theta) = \arg \max_{\theta \in \Theta} \ln(L(\theta)).$$

Estymator MLE – dla rozkładu Poissona

Funkcja wiarygodności dla rozkładu Poissona

$$L(\lambda) = P(Y = x_1) \cdot P(Y = x_2) \cdots P(Y = x_n) = \\ \frac{\lambda^{x_1}}{x_1!} e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^{x_2}}{x_2!} e^{-\lambda} \cdots \frac{\lambda^{x_n}}{x_n!} e^{-\lambda} = \frac{\lambda^{(x_1+x_2+\cdots+x_n)}}{x_1!x_2! \cdots x_n!} \cdot e^{-n\lambda}.$$

Estymator MLE – dla rozkładu Poissona

Funkcja wiarygodności dla rozkładu Poissona

$$L(\lambda) = P(Y = x_1) \cdot P(Y = x_2) \cdots P(Y = x_n) = \\ \frac{\lambda^{x_1}}{x_1!} e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^{x_2}}{x_2!} e^{-\lambda} \cdots \frac{\lambda^{x_n}}{x_n!} e^{-\lambda} = \frac{\lambda^{(x_1+x_2+\cdots+x_n)}}{x_1!x_2! \cdots x_n!} \cdot e^{-n\lambda}.$$

Logarytm funkcji wiarygodności

$$h(\lambda) = \ln(L(\lambda)) = (x_1 + x_2 + \cdots + x_n) \ln \lambda - n\lambda - \ln(x_1!x_2! \cdots x_n!).$$

Stąd miejscem zerowym pochodnej

$$h'(\lambda) = \frac{x_1 + x_2 + \cdots + x_n}{\lambda} - n.$$

jest $\lambda = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} x_i = \bar{x}_n$. I w tym punkcie funkcja h , a zatem też funkcja L , przyjmuje największą wartość na przedziale $(0, \infty)$.

Estymator MLE – dla rozkładu Poissona

Funkcja wiarygodności dla rozkładu Poissona

$$L(\lambda) = P(Y = x_1) \cdot P(Y = x_2) \cdots P(Y = x_n) = \\ \frac{\lambda^{x_1}}{x_1!} e^{-\lambda} \cdot \frac{\lambda^{x_2}}{x_2!} e^{-\lambda} \cdots \frac{\lambda^{x_n}}{x_n!} e^{-\lambda} = \frac{\lambda^{(x_1+x_2+\cdots+x_n)}}{x_1!x_2! \cdots x_n!} \cdot e^{-n\lambda}.$$

Logarytm funkcji wiarygodności

$$h(\lambda) = \ln(L(\lambda)) = (x_1 + x_2 + \cdots + x_n) \ln \lambda - n\lambda - \ln(x_1!x_2! \cdots x_n!).$$

Stąd miejscem zerowym pochodnej

$$h'(\lambda) = \frac{x_1 + x_2 + \cdots + x_n}{\lambda} - n.$$

jest $\lambda = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} x_i = \overline{x}_n$. I w tym punkcie funkcja h , a zatem też funkcja L , przyjmuje największą wartość na przedziale $(0, \infty)$.

Stąd estymatorem największej wiarygodności parametru λ jest

$$\hat{\lambda} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{i=n} x_i = \overline{x}_n.$$

Jest taki sam jak estymator uzyskany metodą momentów.

Estymator MLE – dla rozkładu wykładniczego

Przykład. Funkcja wiarygodności dla rozkładu wykładniczego

$$L(\lambda) = \lambda e^{-\lambda x_1} \dots \lambda e^{-\lambda x_n} = \lambda^n e^{-\lambda(x_1 + \dots + x_n)}.$$

Uzasadnij, że

$$\hat{\lambda} = \arg \max_{\lambda > 0} L(\lambda) = \arg \max_{\lambda > 0} \ln(L(\lambda)) = \frac{1}{\bar{X}_n}.$$

Estymator parametru λ , otrzymany metodą największej wiarygodności jest taki sam, dla rozkładu wykładniczego, jak otrzymany metodą momentów.

Estymatory największej wiarygodności

Dla wielu rozkładów, problem optymalizacyjny

$$\hat{\theta} = \arg \max_{\theta \in \Theta} L(\theta) = \arg \max_{\theta \in \Theta} \ln(L(\theta)),$$

zwykle nie jest prosty. Do jego rozwiązania wykorzystujemy odpowiednie narzędzia – na przykład R – i zaimplementowane tam funkcje.

Zobacz Przykłady3-4 w skrypcie 04Estymatory-wyklad.R