

Wyznaczyć $E(Y)$ oraz $D^2(Y)$ dla zmiennej losowej $Y = e^{aX}$.

Rozwiązanie:

$$E(Y) = \sum_{j=0}^n y_j P_{n,j} = \sum_{i=0}^n e^{ai} \binom{n}{i} p^i q^{n-i} = (q + pe^a)^n$$

$$D^2 Y = \sum_{i=0}^n y_i^2 P_{n,i} - (EY)^2 = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} e^{2ai} p^i q^{n-i} - (q + pe^a)^n = \sum_{i=0}^n \binom{n}{i} (e^{2a} p)^i q^{n-i} - (q + pe^a)^n = (q + pe^{2a})^n - (q + pe^a)^{2n}$$

4. Opracowanie statystyczne dla danych empirycznych

Najważniejsze statystyki to średnia i wariancja empiryczna.

Średnią empiryczną dla danych z próby, zwaną potocznie statystyką z kreską, która jest odpowiednikiem średniej arytmetycznej wyraża się wzorem:

(1.18) $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ dla danych nieogrupowanych;

oraz

(1.19) $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k x_{is} n_i$ dla danych pogrupowanych, gdzie k jest liczbą klas; x_{is} jest środkiem i -tego przedziału klasowego.

A zatem $x_{is} = \frac{a_i + a_{i+1}}{2}$

Wariancję empiryczną zwaną potocznie statystyką „S kwadrat” obliczamy ze wzoru:

(1.20) $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ dla danych nieogrupowanych;

lub

(1.21) $S^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^k (x_{is} - \bar{X})^2 n_i$ dla danych pogrupowanych, gdzie k oraz x_{is} oznaczają to samo co we wzorze **(1.19)**.

Liczbę klas k ustala się w zależności od liczby obserwacji n . Na przykład można ustalić k wg wzoru: $k \approx \sqrt{n}$.

Pozostałe parametry obliczane dla danych empirycznych będą definiowane w przykładach.

60/ Dokonano 25 niezależnych prób otrzymując wyniki:

0,72; 0,65; 0,91; 0,70; 0,02; 0,65; 0,76; 0,88; 0,25; 0,61; 0,12; 0,17; 0,31; 0,37; 0,41; 0,17; 0,28; 0,66; 0,11; 0,10; 0,22; 0,23; 0,17; 0,19; 0,26. Obliczyć średnią i wariancję empiryczną.

Rozwiązanie:

Średnią i wariancję empiryczną obliczamy ze wzorów: (1.18) oraz (1.20).

$$\bar{X} = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} x_i = \frac{1}{25} \cdot (9,92) = 0,3968 \approx 0,4$$

$$s^2 = \frac{1}{25} \sum_{i=1}^{25} (x_i - \bar{X})^2 = \frac{1}{25} \left[(0,72 - 0,4)^2 + (0,65 - 0,4)^2 + (0,91 - 0,4)^2 + (0,7 - 0,4)^2 + \dots \right] = 0,071$$

(Przy obliczaniu wariancji pokazano tylko fragment obliczeń aby przedstawić sposób rozpisywania wzoru)

61/ Zmienna losowa X ma rozkład jednostajny na odcinku $\langle a, a+1 \rangle$. Wykonano n niezależnych obserwacji tej zmiennej losowej. Sprawdzić, że T_n jest estymatorem zgodnym i nieobciążonym dla parametru a , jeżeli:

$$T_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i - \frac{1}{2}$$

Rozwiązanie:

Estymator parametru a - oszacowanie statystyczne parametru a ;

Mówimy, że **estymator jest zgodny** gdy: $\forall \varepsilon > 0, \lim_{n \rightarrow \infty} P(|T_n - a| < \varepsilon) = 1$ **(1.22)**

Mówimy, że **estymator jest nieobciążony**, gdy $ET_n = a$. **(1.23)**

gdzie a jest szacowanym parametrem.

Dla zmiennej losowej X gęstość prawd. można zapisać:

$$f(x) = \begin{cases} 1 & \text{dla } x \in \langle a, a+1 \rangle \\ 0 & \text{dla } x \notin \langle a, a+1 \rangle \end{cases}$$

$$EX = \int_a^{a+1} x dx = \left[\frac{x^2}{2} \right]_a^{a+1} = \frac{(a+1)^2}{2} - \frac{a^2}{2} = \frac{2a+1}{2} = a + \frac{1}{2}$$

$$ET_n = \frac{1}{n} \left(n \left(a + \frac{1}{2} \right) \right) - \frac{1}{2} = a$$

A zatem T_n jest estymatorem nieobciążonym dla parametru a .

Sprawdźmy jeszcze czy T_n jest estymatorem zgodnym. Aby tak było musi być spełniony warunek, dla $n \rightarrow \infty$, wariancja $D^2 T_n \rightarrow 0$.

(Wynika to ze słabego prawa wielkich liczb dla ciągu niezależnych zmiennych los.)

Pomocniczo obliczamy wariancję $D^2 X$.

$$E(X^2) = \int_a^{a+1} x^2 dx = \left[\frac{x^3}{3} \right]_a^{a+1} = \frac{(a+1)^3}{3} - \frac{a^3}{3} = a^2 + a + \frac{1}{3}$$

$$D^2 X = E(X^2) - (EX)^2 = a^2 + a + \frac{1}{3} - \left(a + \frac{1}{2} \right)^2 = \frac{1}{12}$$

A zatem wariancja dla T_n wynosi: