

Zadanie 5.2

Ciąg X_1, X_2, \dots niezależnych zmiennych losowych o tym samym rozkładzie geometrycznym.

Należy znaleźć granice prawie wszędzie, więc będziemy korzystać z MPWL dla ciągu:

$$e^{-X_1}, e^{-X_2}, \dots$$

Sprawdźmy teraz warunki twierdzenia:

• Składowe X_1, X_2, \dots jest ciągiem niezależnym o tym samym rozkładzie, to takim będzie też ciąg:

$e^{-X_1}, e^{-X_2}, \dots$ Ponieważ ciąg niezależnych zmiennych losowych jest też ciągiem parami niezależnych zmiennych losowych.

• Sprawdźmy $E(|e^{-X_1}|) < \infty$

Zmienna losowa X_1 ma rozkład geometryczny o parametrze p więc $P(X_1=k) = p(1-p)^{k-1}$, $k \in \mathbb{N}$

Zatem zgodnie z wzorem otrzymujemy wartość

$$E|e^{-X_1}| = \sum_{k=1}^{\infty} e^{-k} p(1-p)^{k-1}$$

$$|e^{-k}| = \left|\left(\frac{1}{e}\right)^k\right| = \left(\frac{1}{e}\right)^k$$

$$\text{Stąd } E|e^{-X_1}| = p \sum_{k=1}^{\infty} \left(\frac{1}{e}\right)^k (1-p)^{k-1} = p \cdot \frac{1}{e} \cdot \sum_{n=1}^{\infty} \left(\frac{1}{e}\right)^n (1-p)^{n-1}$$

Wykorzystamy wzór na sumę nieskończonego ciągu geometrycznego

$$\sum_{n=1}^{\infty} a_1 q^{n-1} = \frac{a_1}{1-q} \text{ dla } |q| < 1.$$

$$\begin{matrix} < 1 \\ \swarrow \end{matrix} \Rightarrow |q| < 1$$

Stosując powyższe wzór dla $a = 1$, $q = \left(\frac{1}{e}(1-p)\right) < 1$

$$E|e^{-X_1}| = \frac{p}{e} \cdot \frac{1}{1 - \left(\frac{1}{e}(1-p)\right)} = \frac{p}{e - (1-p)} = \frac{p}{e+p-1} < \infty$$

\Rightarrow Warunki MPWL są spełnione

$$\text{gdzie więc, gdy } n \rightarrow \infty$$

$$\frac{e^{-X_1} + e^{-X_2} + \dots + e^{-X_n}}{n} \xrightarrow{p.n} E(e^{-X_1})$$

Zauważmy też że $|e^{-X_1}| = e^{-X_1}$

$$\text{więc } E(e^{-X_1}) = E(|e^{-X_1}|) = \frac{p}{e+p-1}$$

Zad 5.1

Musimy obliczyć granicę prawie wszędzie więc wykorzystamy MPWL

$$\frac{X_1^2 + \dots + X_n^2}{X_1 + \dots + X_n} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2}{\sum_{i=1}^n X_i} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i}$$

1. Wzrost: jeżeli zdarzenia losowe są niezależne to też są parami niezależne i odwrotnie.

2. $E(X_1) = \frac{1}{2} < \infty$

$$E(X_1^2) = \text{Var} X + (EX)^2 = \frac{1}{4} + \frac{1}{4} = \frac{1}{2} < \infty \quad \checkmark$$

Obliczmy granicę.

$$\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i^2}{\frac{1}{2} \sum_{i=1}^n X_i} \xrightarrow{\text{p.w.}} \frac{E(X_1^2)}{E(X_1)} = \frac{\frac{1}{2}}{\frac{1}{2}} = \underline{\underline{1}}$$

Zad 5.3

Musimy obliczyć granicę prawie wszędzie więc wykorzystamy MPWL

$$X_i \sim U\left(-\frac{\pi}{2}, \frac{\pi}{2}\right)$$

$$\frac{\sum_{i=1}^n (X_i + 1)^2}{\sum_{i=1}^n \cos(X_i)} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i + 1)^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \cos(X_i)}$$

1. Wzrost: zmienne losowe są niezależne, więc są też parami niezależne.

2. $E(X_i + 1)^2 = EX^2 + 2EX + 1 = \frac{\pi^2}{12} + 2 \cdot 0 + 1 = \frac{\pi^2}{12} + 1 < \infty$

$$EX_i^2 = \text{Var} X + (EX)^2 = \frac{(\frac{\pi}{2} - (-\frac{\pi}{2}))^2}{12} = \frac{\pi^2}{12}$$

$$E(\cos X_i) = \int_{-\infty}^{+\infty} \cos(x) \cdot g(x) dx = \frac{1}{\pi} \int_{-\frac{\pi}{2}}^{\frac{\pi}{2}} \cos(x) dx = \frac{1}{\pi} \left(\sin\left(\frac{\pi}{2}\right) - \sin\left(-\frac{\pi}{2}\right) \right) = \frac{2}{\pi} < \infty$$

$$g(x) = \frac{1}{b-a} = \frac{1}{\pi}$$

$$\frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i + 1)^2}{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \cos(X_i)} \xrightarrow{\text{p.w.}} \frac{E(X_i + 1)^2}{E(\cos X_i)} = \frac{\frac{\pi^2}{12} + 1}{\frac{2}{\pi}} = \frac{\pi^3}{24} + \frac{\pi}{2}$$

Zad 5.4.

Musimy znaleźć granicę według rozkładu wiel. losowych CTG.

Zmienną są niezależne i mają ten sam rozkład

$$EX = \lambda < \infty$$

$$\text{Var } X = \lambda < \infty \quad (\lambda \in (0, +\infty))$$

$$\frac{X_1 + \dots + X_n - n\lambda}{\sqrt{n\lambda}} \xrightarrow{D} X \sim N(0, 1)$$

Zad 5.5 Skorzystaj z wzoru CTG, $E(X^2) = 3$

$$X \sim N(0, 1)$$

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

$$E(X^2) = 1^2 + 0 = 1 < \infty$$

$$\text{Var}(X^2) = E(X^4) - (E(X^2))^2 = 3 - 1 = 2 \in (0, \infty)$$

Mamy więc storno wzór

$$\frac{X_1^2 + X_2^2 + \dots + X_n^2 - n \cdot E(X^2)}{\sqrt{n \cdot \text{Var}(X^2)}} = \frac{\sum_{i=1}^n X_i^2 - n \cdot 1}{\sqrt{n \cdot 2}} \xrightarrow{D} X \sim N(0, 1)$$

$$\frac{X_1^2 + \dots + X_n^2 - n}{\sqrt{n}} \xrightarrow{D} \sqrt{\frac{1}{2}} \cdot X \sim N(0, \frac{1}{2})$$