

定理 1.7.1. X と Y が独立 なら 次が成り立つ.

$$(1) E(XY) = E(X) \cdot E(Y)$$

$$(2) \delta(X, Y) = 0$$

$$(3) V(aX + bY) = a^2 V(X) + b^2 V(Y)$$

⊙ 離散の場合だけ示す.

$$\begin{aligned} (1) E(XY) &= \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_i \cdot y_j \cdot p_{ij} = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_i \cdot y_j \cdot p_i \cdot p_j \\ &= \left(\sum_{i=1}^m x_i \cdot p_i \right) \left(\sum_{j=1}^n y_j \cdot p_j \right) = E(X) E(Y) \quad \text{となる} \end{aligned}$$

$$(2) \delta(X, Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y) = 0$$

$$(3) V(aX + bY) = a^2 V(X) + 2ab \delta(X, Y) + b^2 V(Y) = a^2 V(X) + b^2 V(Y) //$$

大数の法則.

定理 1.7.2. 確率変数 X_i ($i=1, 2, \dots, n$) が互いに独立で:

すべての i について $E(X_i) = \mu$, $V(X_i) = \sigma^2$ であるとする

$$\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad \text{とおけば}$$

$$(1) E(\bar{X}) = \mu$$

$$(2) V(\bar{X}) = \frac{\sigma^2}{n}, \quad \sigma(\bar{X}) = \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \quad \text{となる.}$$

$$\begin{aligned} \text{⊙ (1)} E(\bar{X}) &= E\left(\frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n)\right) = \frac{1}{n} E(X_1) + \frac{1}{n} E(X_2) + \dots + \frac{1}{n} E(X_n) \\ &= \frac{1}{n} \times \mu \times n = \mu. \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 (2). \quad V(\bar{X}) &= V\left(\frac{1}{n}X_1 + \dots + \frac{1}{n}X_n\right) = V\left(\frac{1}{n}X_1 + \dots + \frac{1}{n}X_{n-1}\right) + \frac{1}{n^2}V(X_n) \\
 &\dots = \frac{1}{n^2}V(X_1) + \dots + \frac{1}{n^2}V(X_n) = \frac{1}{n^2} \cdot \sigma^2 \cdot n = \frac{\sigma^2}{n} \quad \text{である.}
 \end{aligned}$$

定理 1.7.3 $E(X) = \mu$, $V(X) = \sigma^2$ とすると. $k > 1$ に対し.

$$P(|X - \mu| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^2} \quad \text{が成り立つ.}$$

⊙ 連続型だけを示す.

$$\begin{aligned}
 \sigma^2 &= \int_{-\infty}^{\infty} (x - \mu)^2 \cdot p(x) \cdot dx \\
 &= \int_{|x - \mu| \geq k\sigma} (x - \mu)^2 p(x) dx + \int_{|x - \mu| < k\sigma} (x - \mu)^2 \cdot p(x) \cdot dx \\
 &\geq \int_{|x - \mu| \geq k\sigma} (x - \mu)^2 p(x) \cdot dx \geq \int_{|x - \mu| \geq k\sigma} k^2 \cdot \sigma^2 \cdot p(x) \cdot dx \\
 &= k^2 \sigma^2 \int_{|x - \mu| \geq k\sigma} p(x) \cdot dx = k^2 \cdot \sigma^2 \cdot P(|x - \mu| \geq k\sigma)
 \end{aligned}$$

$$\therefore P(|x - \mu| \geq k\sigma) \leq \frac{1}{k^2} \quad \text{となる.}$$

定理 1.7.4 X_i を互いに独立, $E(X_i) = \mu$, $V(X_i) = \sigma^2$ とする.

$$\bar{X} = \sum_{i=1}^n \frac{1}{n} X_i \quad \text{とあると. } \varepsilon > 0 \text{ に対し.}$$

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P(|\bar{X} - \mu| < \varepsilon) = 1 \quad \text{となる.}$$

$$\begin{aligned}
 \text{⊙ } P(|\bar{X} - \mu| < \varepsilon) &= 1 - P(|\bar{X} - \mu| > \varepsilon) \\
 &= 1 - P\left(|\bar{X} - \mu| > \frac{\varepsilon}{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}\right) \\
 &\geq 1 - \left(\frac{\frac{\sigma}{\sqrt{n}}}{\varepsilon}\right)^2 = 1 - \frac{\sigma^2}{n \cdot \varepsilon^2} \rightarrow 1 \quad (n \rightarrow \infty) \\
 &\quad \text{となる.}
 \end{aligned}$$

例. (1) 5個のサイコロを投げ、出た目の平均を \bar{X} とするとき、 $E(\bar{X})$ と $V(\bar{X})$ を求めよ。

(2) X_n をサイコロ n 個 投げたときの平均値とすると。

$V(X_n) < \frac{1}{2}$ になるには、 n がいくつ以上であればよいか。

答. (1) X をサイコロ1個 投げたときの目とすると。

$E(X) = \frac{7}{2}$, $V(X) = \frac{35}{12}$ であつたので。

$E(\bar{X}) = \frac{7}{2}$, $V(\bar{X}) = \frac{1}{5} \cdot \frac{35}{12} = \frac{7}{12}$ である。

(2) $V(X_n) = \frac{35}{12} \cdot \frac{1}{n}$ より。

$\frac{35}{12} \cdot \frac{1}{n} < \frac{1}{2}$ となるには $n > \frac{35}{6} = 5, \dots$ より、6以上であればよい。

問題: P18 (ii) を解け。

X_n をコイン n 枚 投げたときの表が出たコインの数 $\div n$ とするとき。

$V(X_n) \leq \frac{1}{100}$ になるには、 n がいくつ以上であればよいか。

答. (1) Y をコイン1枚 投げたときの表(1), 裏(0) とすると。

$E(Y) = \frac{1}{2}$, $V(Y) = \frac{1}{4}$ であるので。

$E(\bar{X}) = \frac{1}{2}$, $V(\bar{X}) = \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{5} = \frac{1}{20}$

(2) $V(X_n) = \frac{1}{4} \cdot \frac{1}{n}$ より。

$\frac{1}{4} \cdot \frac{1}{n} \leq \frac{1}{100}$ となるには $n \geq 25$ より 25以上であればよい。