

問題 確率変数 X, Y の同時確率密度関数を.

$$P(x, y) = \begin{cases} (1-x)(2-y) & (0 \leq x \leq 1, 0 \leq y \leq 2) \\ 0 & \text{その他} \end{cases}$$

で与えるとき、周辺確率密度関数 $p_1(x), p_2(y)$ を求めよ.

$$\begin{aligned} \text{答. } p_1(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} p(x, y) dy = \int_0^2 (1-x)(2-y) dy \\ &= (1-x) \cdot \left[2y - \frac{1}{2}y^2 \right]_0^2 = 2(1-x) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} p_2(y) &= \int_{-\infty}^{\infty} p(x, y) dx = \int_0^1 (1-x)(2-y) dx \\ &= (2-y) \left[x - \frac{1}{2}x^2 \right]_0^1 = \frac{1}{2}(2-y) \end{aligned}$$

である.

同時確率があるとき、例えば.

$aX + bY$ のような確率変数を考えることができる.

これは、 $X = x_i, Y = y_j$ である確率が p_{ij} なので、

$aX + bY$ が $ax_i + by_j$ の値をとる確率が p_{ij} . ということ.

定義 1.6.1. 次で定義される $\gamma(X, Y), \rho(X, Y)$ を

それぞれ **共分散**, **相関係数** という

$$\text{共分散: } \gamma(X, Y) = E((X - E(X)) \cdot (Y - E(Y)))$$

$$\text{相関係数: } \rho(X, Y) = \gamma(X, Y) / \sigma(X) \cdot \sigma(Y)$$

定理 1.6.2. X, Y を確率変数, a, b を定数 とすると.

$$(i) \quad E(aX + bY) = aE(X) + bE(Y)$$

$$(ii) \quad r(X, Y) = E(XY) - E(X) \cdot E(Y)$$

$$(iii) \quad V(aX + bY) = a^2 V(X) + 2ab r(X, Y) + b^2 V(Y) \quad \text{が成り立つ.}$$

☺ (i). 離散の場合だけ示す.

$$\begin{aligned} E(aX + bY) &= \sum_{i,j} (ax_i + by_j) p_{ij} = \sum_i (ax_i \sum_j p_{ij}) + \sum_j (by_j \sum_i p_{ij}) \\ &= a \cdot \sum_i x_i p_{i\cdot} + b \cdot \sum_j y_j p_{\cdot j} = aE(X) + bE(Y) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (ii) \quad r(X, Y) &= E((X - E(X)) \cdot (Y - E(Y))) \\ &= E(XY - E(Y) \cdot X - E(X) \cdot Y + E(X) \cdot E(Y)) \\ &= E(XY) - E(Y) \cdot E(X) - E(X) \cdot E(Y) + E(X) \cdot E(Y) \\ &= E(XY) - E(X) \cdot E(Y) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} (iii) \quad V(aX + bY) &= E((aX + bY - E(aX + bY))^2) \\ &= E((aX - aE(X) + bY - bE(Y))^2) \\ &= E((a(X - E(X)) + b(Y - E(Y)))^2) \\ &= E(a^2(X - E(X))^2 + 2ab(X - E(X))(Y - E(Y)) + b^2(Y - E(Y))^2) \\ &= a^2 V(X) + 2ab r(X, Y) + b^2 V(Y) \quad // \end{aligned}$$

確率変数の独立性.

離散型確率変数 X, Y について.

事象 $A_i : X = x_i$

事象 $B_j : Y = y_j$ とする.

この A_i と B_j が全ての i, j について独立であるとき,

X と Y は **互いに独立な確率変数** という.

このとき.

$$p_{ij} = P(X = x_i, Y = y_j) = P(X = x_i) \cdot P(Y = y_j) = p_{i \cdot} \cdot p_{\cdot j} \quad \text{となる.}$$

逆にこの式が成立すれば、 X と Y は互いに独立な確率変数になる.

連続型の場合.

$p(x, y) = p_1(x) \cdot p_2(y)$ が独立になる条件である.

問題 (1). サイコロ A と B の出た目を X と Y とするとき.

上の式が成立していることを例を挙げて確かめよ.

(2) $p(x, y) = \frac{1}{2\pi} e^{-(x^2+y^2)/2}$ で与えられるとき.

X と Y が独立であることを示せ. ただし、 $\int_{-\infty}^{\infty} e^{-x^2} dx = \sqrt{\pi}$ を使ってよい

答 (1). 例えは、 $X=1, Y=1$ を考えれば、 $p_{11} = \frac{1}{36}$, $p_{1 \cdot} = \frac{1}{6}$, $p_{\cdot 1} = \frac{1}{6}$ より成立する

$$\begin{aligned} (2). p_1(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{2\pi} e^{-(x^2+y^2)/2} dy = \frac{1}{2\pi} e^{-\frac{x^2}{2}} \int_{-\infty}^{\infty} e^{-\frac{y^2}{2}} dy \\ &= \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{x^2}{2}} \quad \text{である.} \end{aligned}$$

同様に $p_2(y) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \cdot e^{-\frac{y^2}{2}}$ となるので.

$p(x, y) = p_1(x) \cdot p_2(y)$ となり 独立である.