

確率変数の独立性・独立同分布の和

樋口さぶろお <https://hig3.net>

龍谷大学 先端理工学部 数理・情報科学課程

確率統計 I L06(2021-05-19 Wed)

最終更新: Time-stamp: "2021-05-19 Wed 06:48 JST hig"

今日の目標

- ベイズ推定ができる 岩薩林 確率・統計 p.42
- 真/偽 陽/陰性, 混同行列を説明できる 岩薩林 確率・統計 p.42
- 確率変数の独立性を判定し利用できる 岩薩林 確率・統計 §3.3
- 独立同分布の和の母平均値/母分散を計算できる



L05-Q1

Quiz 解答:条件付き分布

$$\textcircled{1} p_{Y|X}(0|9) = \frac{p(9,0)}{p_X(9)} = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{1}{6} + \frac{1}{3}} = \frac{1}{3}.$$

$$\textcircled{2} p_{X|Y}(9|0) = \frac{p(9,0)}{p_Y(0)} = \frac{\frac{1}{6}}{\frac{1}{6} + \frac{1}{3} + \frac{1}{6}} = \frac{1}{4}.$$

L05-Q2

Quiz 解答:同時分布・条件付き分布・周辺分布

$y \backslash x$	2	3	
20	3/12	1/12	4/12
30	4/12	4/12	8/12

L05-Q3

Quiz 解答:ベイズの公式

$y \setminus x$	1	2
10	$\frac{1}{3} \cdot \frac{1}{5}$	$\frac{2}{3} \cdot \frac{4}{5}$
20	$\frac{4}{13} \cdot \frac{1}{5}$	$\frac{9}{13} \cdot \frac{4}{5}$

①

②

$$\begin{aligned}
 p_{Y|X}(10|1) &= \frac{p_{X|Y}(1|10)p_Y(10)}{p_{X|Y}(1|10)p_Y(10) + p_{X|Y}(1|20)p_Y(20)} \\
 &= \frac{\frac{1}{3} \cdot \frac{1}{5}}{\frac{1}{3} \cdot \frac{1}{5} + \frac{4}{13} \cdot \frac{4}{5}}.
 \end{aligned}$$

③

$$\begin{aligned}
 p_{Y|X}(10|2) &= \frac{p_{X|Y}(2|10)p_Y(10)}{p_{X|Y}(2|10)p_Y(10) + p_{X|Y}(2|20)p_Y(20)} \\
 &= \frac{\frac{2}{3} \cdot \frac{4}{5}}{\frac{2}{3} \cdot \frac{4}{5} + \frac{9}{13} \cdot \frac{4}{5}}.
 \end{aligned}$$

L05-Q4

Quiz 解答:ベイズの定理

①

$$p_{Y|X}(y|1) = \begin{cases} 0.95 & (y = 10) \\ 0.05 & (y = 20) \end{cases}$$
$$p_{Y|X}(y|2) = \begin{cases} 0.125 & (y = 10) \\ 0.875 & (y = 20) \end{cases}$$

②

$y \setminus x$	1	2
10	0.19	0.10
20	0.01	0.70

$$\begin{aligned}
 p_{X|Y}(1|10) &= \frac{p_{Y|X}(10|1)p_X(1)}{\sum_x p_{Y|X}(10|x)p_X(x)} \\
 &= \frac{0.95 \times 0.2}{0.95 \times 0.2 + 0.125 \times 0.8} = \frac{19}{29}.
 \end{aligned}$$

③

$y \setminus x$	1	2
10	0.76	0.025
20	0.04	0.175

$$\begin{aligned}
 p_{X|Y}(2|20) &= \frac{p_{Y|X}(20|2)p_X(2)}{\sum_x p_{Y|X}(20|x)p_X(x)} \\
 &= \frac{0.875 \times 0.2}{0.05 \times 0.8 + 0.875 \times 0.2} = \frac{35}{43}.
 \end{aligned}$$

ここまで来たよ

5 条件付き確率とベイズの定理

6 確率変数の独立性・独立同分布の和

- ベイズ推定
- 確率変数の独立性
- 独立同分布
- 独立同分布にしたがう確率変数の和

L06-Q1

Quiz(ベイズ推定)

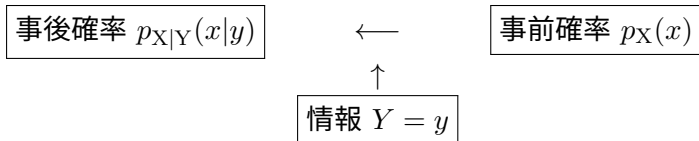
袋に何個かの色つきボールが入っている。ボールを割ると、当たり外れの記された紙がでてくる。

当たりのボールのうち赤いボールが $\frac{1}{10}$ 、白いボールが $\frac{9}{10}$ 、
外れのボールのうち赤いボールが $\frac{7}{10}$ 、白いボールが $\frac{3}{10}$ とわかっている
袋の中の当たりのボールは、 $\frac{2}{10}$ とわかっている。ボールを1個取り出した
ときの当たりの確率(事前確率)は $\frac{2}{10}$ である。

ボール1個を取り出したところ、赤いボールだった。このとき、当たりの
確率(事後確率)を求めよう。

岩薩林 確率・統計 例題 2.5, 例題 2.6, 2章練習問題 4, 2章練習問題 5

ベイズ的な考え方



主観確率

事前確率に主観を許す考え方. 結果として, 事後確率にも主観が含まれる.

L06-Q2

TA Prob and Sol:ベイズ推定

ある病気の人割合は全体の 0.005 と思われている。
検査では、病気の人 0.99 は陽性となり (真陽性), 0.01 の人は陰性になる (偽陰性)。また、病気でない人の 0.02 は (誤って) 陽性となり (偽陽性), 0.98 の人は陰性になる (真陰性)。
検査後に陽性となった場合、その人が病気である確率を求めよう。

略解

検査 $Y = \begin{cases} 80 & (\text{陽性}) \\ 20 & (\text{陰性}) \end{cases}$, 病状 $X = \begin{cases} 100 & (\text{病気}) \\ 0 & (\text{病気でない}) \end{cases}$ で表す。

$$p_X(100) = 0.005, p_{Y|X}(80|100) = 0.99, p_{Y|X}(80|0) = 0.02$$

同時確率分布

$x \setminus y$	80	20	計
100	真陽性 0.99×0.005	偽陰性 0.01×0.005	0.005
0	偽陽性 0.02×0.995	真陰性 0.98×0.995	0.995

$$\begin{aligned}
 p_{X|Y}(100|80) &= \frac{p_{Y|X}(80|100) \times p_Y(100)}{p_{Y|X}(80|100) \times p_Y(100) + p_{Y|X}(80|0) \times p_Y(0)} \\
 &= \frac{0.99 \times 0.005}{0.99 \times 0.005 + 0.02 \times 0.995} = 0.199185.
 \end{aligned}$$

混同行列 confusion matrix

- 検査の性能を表現する数値は1通りではない。
- 現実には本当の確率はわからなくて、人数の表 (混同行列) で記録する
 - ▶ 今後出てくる、標本抽出、推定の考えが混ざっている

	検査で陽性	検査で陰性
病気	○ (TP 真陽性)	× (FN 見逃し, 偽陰性)
病気でない	× (FP 誤検出, 偽陽性)	○ (TN 真陰性)

真/偽=True/False, 陽性/陰性=Positive/Negative

どれも大きい方がいいが、一つを大きくすると他が小さくなりがち

- 感度=再現率=真陽性率=recall=sensitivity= $\frac{TP}{TP+FN}$
- 特異度=真陰性率=specificity= $\frac{TN}{TN+FP}$
- 適合率=precision= $\frac{TP}{TP+FP}$
- 正解率=精度=accuracy = $\frac{TP+TN}{すべて}$
- F 値=recall と precision の調和平均

病気に限らない。例:猫画像判定 AI の性能, 陽性=画像は猫, 検査で陽性=AI が画像は猫と判定

ここまで来たよ

5 条件付き確率とベイズの定理

6 確率変数の独立性・独立同分布の和

- ベイズ推定
- 確率変数の独立性
- 独立同分布
- 独立同分布にしたがう確率変数の和

確率変数の独立性

高校 数学 B

岩薩林 確率・統計 (3.14)p.58

独立性

確率変数 X, Y が同時確率分布 $p(x, y)$ を持つとき, X, Y が独立 (independent) とは, 次の関係が成立することをいう.

$$p(x, y) = p_X(x) \times p_Y(y)$$

X, Y が独立とは,

X, Y が互いに「無関係」であること

事象 A, B が独立 $\Leftrightarrow P(A \text{ かつ } B) = P(A) \times P(B)$ 岩薩林 確率・統計 p.40, を確率変数に対して書いたもの.

独立である例

例 1 サイコロを 1 個振って、目 (1-6) を考える。

岩薩林 確率・統計 例題 3.4(p.57)

$$X = \begin{cases} 0 & (\text{目は 4 以下}) \\ 1 & (\text{目は 5 以上}) \end{cases}, \quad Y = \begin{cases} 10 & (\text{目は偶数}) \\ 11 & (\text{目は奇数}) \end{cases}$$

$y \backslash x$	0	1
10	2/6	1/6
11	2/6	1/6

例 2

$y \backslash x$	0	1
10	4/9	2/9
11	2/9	1/9

例 3 赤白のサイコロを 2 個振って、
 $X =$ 赤の目, $Y =$ 白の目.

独立とは

同時確率分布が、周辺分布だけから (積で) 決まっちゃうこと

同時確率分布のすべての行の比が同じ、すべての列の比が同じこと

条件付き確率が周辺確率と等しいこと

$$p_{X|Y}(x | \text{何でも}) = p_X(x), \quad p_{Y|X}(y | \text{何でも}) = p_Y(y).$$

独立だとベイズ推定は役立たない。事前確率=事後確率、無関係。

独立でない例

例1 さいころを1個振って、

$$X = \begin{cases} 0 & (\text{目は4以下}) \\ 1 & (\text{他}) \end{cases}, \quad Y = \begin{cases} 0 & (\text{他}) \\ 1 & (\text{目は5または6}) \end{cases}$$

$X = Y$. 確率変数 X, Y は同じ. 例2 例1の $X, Y = -X + 1$. 「 Y は X の関数」

同分布より厳しい条件

$y \setminus x$	0	1
0	2/3	0
1	0	1/3

$y \setminus x$	0	1
0	0	1/3
1	2/3	0

例3 さいころを1個振って、

$$X = \begin{cases} 0 & (\text{他}) \\ 1 & (\text{目は3の倍数}) \end{cases}, \quad Y = \begin{cases} 0 & (\text{他}) \\ 1 & (\text{目は5の倍数}) \end{cases}$$

$y \setminus x$	0	1
0	3/6	2/6
1	1/6	0

X, Y が独立, はラッキー

$x = 1, 2, \dots, 100, y = 1, 2, \dots, 200$ の確率分布を暗記しろって言われたときに,

- 独立じゃなかったら, 100×200 個の数をおぼえなきゃいけない
- 独立なら 周辺の $100 + 200$ 個の数だけおぼえればいい.

X, Y が独立なときに成立するととてもいい性質 岩薩林 確率・統計 (3.18)p.61

$$E[g_1(X) \times g_2(Y)] = E[g_1(X)] \times E[g_2(Y)] \quad (\text{IE1})$$

$$\text{特に } E[XY] = E[X] \times E[Y] \quad (\text{IE2}, (3.18))$$

$$\text{特に } \text{Cov}[X, Y] = 0 \quad \text{岩薩林 確率・統計 (3.21)p.63} \quad (\text{IC1}, (3.21))$$

$$V[g_1(X) + g_2(Y)] = V[g_1(X)] + V[g_2(Y)] \quad \text{岩薩林 確率・統計 (3.21)p.63} \quad (\text{IC2})$$

$$V[X + Y] = V[X] + V[Y] \quad \text{岩薩林 確率・統計 (3.21)p.63} \quad (\text{IC3}, (3.21))$$

$$V[aX + bY + c] = a^2V[X] + b^2V[Y] \quad (\text{IC4})$$

IC3, IC4 は、独立でなくても $\text{Cov}[X, Y] = 0$ だけで成り立つ。

$\text{Cov}[X, Y] = 0$ は独立の **必要条件** (だが **十分条件** ではない)

一部の証明連続型で書くけど, $f \rightarrow \sum$ で離散型でも同様.

$$\begin{aligned}
 & \mathbf{E}[g_1(X) \cdot g_2(Y)] \\
 &= \iint g_1(x)g_2(y) \cdot f(x,y) dy dx \\
 &\stackrel{\text{独立}}{=} \iint g_1(x)g_2(y) \cdot f_X(x) \times f_Y(y) dy dx \\
 &= \int g_1(x)f_X(x) \left(\int g_2(y) \cdot f_Y(y) dy \right) dx \\
 &= \mathbf{E}[g_1(X)] \times \mathbf{E}[g_2(Y)]
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \mathbf{V}[X + Y] &\stackrel{\mathbf{V}1}{=} \mathbf{E}[(X + Y)^2] - \mathbf{E}[X + Y]^2 \\
 &\stackrel{\mathbf{E}6}{=} \mathbf{E}[X^2] + \mathbf{2E}[XY] + \mathbf{E}[Y^2] - (\mathbf{E}[X]^2 + \mathbf{2E}[X]\mathbf{E}[Y] + \mathbf{E}[Y]^2) \\
 &\stackrel{\mathbf{V}1, \mathbf{C}1}{=} \mathbf{V}[X] + \mathbf{2Cov}[X, Y] + \mathbf{V}[Y] \\
 &\stackrel{\mathbf{I}C1}{=} \mathbf{V}[X] + 0 + \mathbf{V}[Y]
 \end{aligned}$$

L06-Q3

Quiz(独立な確率変数の母期待値)

独立な確率変数 X, Y を考える.

$E[X] = 2, E[Y] = 3, V[X] = 5, V[Y] = 11$ である.

- ① $E[(-2X + 3Y)(X + 5Y)]$ を求めよう.
- ② $V[-2X + 3Y]$ を求めよう.

岩薩林 確率・統計 問題 6(p.64)

岩薩林 確率・統計 第 3 章練習問題 2(p.73)

岩薩林 確率・統計 第 3 章練習問題 5(p.73)

ここまで来たよ

5 条件付き確率とベイズの定理

6 確率変数の独立性・独立同分布の和

- ベイズ推定
- 確率変数の独立性
- 独立同分布
- 独立同分布にしたがう確率変数の和

確率変数が「同じ」対「同分布」

2つの確率変数 X, Y .

X, Y は同じ 定義: $X = Y$, 各試行で同じ値.

- X, Y は独立でない
- X, Y が同じ, ならば, 同分布 (次)
- 例: コイン1枚 (表 (1) の確率 $0 < p < 1$) を 1 回投げた結果に, 2つの変数名 X, Y をつけた

$y \backslash x$	0	1
0	$1 - p$	0
1	0	p

X, Y は同分布 定義: 周辺分布が等しい $p_X(a) = p_Y(a)$.

- 「同じ」とはかぎらない
- $E[g(X)] = E[g(Y)]$.
- 例: コイン1枚 X , 表 (1) の確率 $p = 1/2$.
 $Y = 1 - X$. これは独立でない例.

$y \backslash x$	0	1
0	0	$1/2$
1	$1/2$	0

X, Y が同分布であり, (同じでなく) 独立であることはありうる.

$X = X_1, Y = X_2$ は独立同分布 定義:独立かつ同分布

例:形の同じ青色コイン X と赤色コイン Y .
表 (1) の確率 p

$y \backslash x$	0	1
0	$(1-p)^2$	$p(1-p)$
1	$p(1-p)$	p^2

独立同分布 (i.i.d.) 岩薩林 確率・統計 定理 4.2(p.87) の仮定, p.113

離散型/連続型確率変数 X_1, X_2, \dots, X_n が, たがいに独立で, すべて同分布に従う (同じ確率関数 $p(x)$ を持つ) とする.

このとき X_1, \dots, X_n は独立同分布に従う (i.i.d.=independent and identically-distributed) という.

例: 同じ形の n 色のサイコロ. X_1 =青色, X_2 =緑色, \dots ,

(復習) 確率変数の和の母平均値と母分散

確率変数 $X_1, X_2, Y = aX_1 + bX_2$ を考える.

いつでも $E[Y] = E[aX_1 + bX_2] \stackrel{E5, E3}{=} aE[X_1] + bE[X_2]$.

X_1, X_2 が独立のとき $V[Y] = V[aX_1 + bX_2] \stackrel{IC4}{=} a^2V[X_1] + b^2V[X_2]$.

L06-Q4

Quiz(独立同分布の母期待値母分散)

確率変数 X_1, X_2, X_3 は独立同分布に従い, $E[X_i] = \mu, V[X_i] = \sigma^2$ とする.

次の母期待値, 母分散を μ と σ^2 で表そう.

- ① $E[X_1 + X_1 + X_1]$
- ② $E[X_1 + X_2 + X_3]$
- ③ $E[X_1 + X_1 + X_2]$
- ④ $V[X_1 + X_1 + X_1]$
- ⑤ $V[X_1 + X_2 + X_3]$
- ⑥ $V[X_1 + X_1 + X_2]$
- ⑦ $E[(X_1 + X_2 + X_3)^2]$

ここまで来たよ

5 条件付き確率とベイズの定理

6 確率変数の独立性・独立同分布の和

- ベイズ推定
- 確率変数の独立性
- 独立同分布
- 独立同分布にしたがう確率変数の和

独立同分布にしたがう確率変数の和の性質

岩薩林 確率・統計 例題 4.6

i.i.d にしたがう確率変数の和

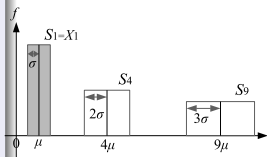
X_1, \dots, X_n : i.i.d. 母平均値 $E[X_i] = \mu$, 母分散 $V[X_i] = \sigma^2$.

和の確率変数 $S_n = X_1 + \dots + X_n$.

$$E[S_n] = \sum_{i=1}^n E[X_i] \stackrel{\text{同分布}}{=} n \times \mu.$$

$$V[S_n] \stackrel{\text{独立}}{=} \sum_{i=1}^n V[X_i] \stackrel{\text{同分布}}{=} n \times \sigma^2$$

S_n の確率密度関数はこんな感じ?



U_n の確率密度関数はこんな感じ?

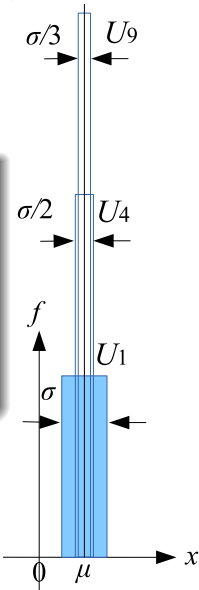
i.i.d にしたがう確率変数の和の $1/n$

X_1, \dots, X_n : i.i.d.

新しい確率変数: $U_n = \frac{1}{n} S_n = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n)$

$$E[U_n] = E\left[\frac{1}{n} S_n\right] \stackrel{\text{同分布}}{=} \frac{1}{n} \times n \times \mu.$$

$$V[U_n] = V\left[\frac{1}{n} S_n\right] \stackrel{\text{iid}}{=} \left(\frac{1}{n}\right)^2 \times n \times \sigma^2.$$



L06-Q5

Quiz(独立同分布にしたがう確率変数の和)

ダーツで、1回投げるごとに点数が得られ、 n 回投げた合計点で競うルールでプレイしている。

あるプレイヤーの i 回目の点数を確率変数 X_i とすると、 X_i は独立同分布にしたがい、 $E[X_i] = 80$ 、 $V[X_i] = 200$ だという。

このプレイヤーが n 回投げた合計点を確率変数 $S_n = \sum_{i=1}^n X_i$ とする。

- ① $E[S_{10}]$, $V[S_{10}]$ を求めよう。
- ② $E[\frac{1}{10}S_{10}]$, $V[\frac{1}{10}S_{10}]$ を求めよう。
- ③ $E[\frac{1}{100}S_{100}]$, $V[\frac{1}{100}S_{100}]$ を求めよう。