

二項分布, 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 L09(2022-06-06 Mon)

最終更新: Time-stamp: "2022-06-07 Tue 08:04 JST hig"

今日の目標

- 二項分布の母期待値, 母分散, 確率を求められる

岩薩林 確率・統計 §3.4

- チェビシェフの不等式 (母平均値・母分散の正確な意味), 大数の法則が説明できる

岩薩林 確率・統計 §4.3, §4.4



L08-Q1

Quiz 解答: 独立な確率変数の母期待値

- ① X, Y は独立なので $E[XY] \stackrel{IE1}{=} E[X]E[Y]$ であることに注意して,
 $E[(-2X + 3Y)(X + 5Y)] \stackrel{E5}{=} E[-2X^2] + E[-7XY] + E[15Y^2] \stackrel{V1, IE1}{=} -2(V[X] + E[X]^2) - 7E[X]E[Y] + 15(V[Y] + E[Y]^2) = 240.$
- ② X, Y は独立なので $V[g_1(X) + g_2(Y)] \stackrel{IC2}{=} V[g_1(X)] + V[g_2(Y)]$ であることに注意して, $V[-2X + 3Y] \stackrel{IC2}{=} V[-2X] + V[3Y] \stackrel{V2}{=} (-2)^2V[X] + 3^2V[Y] = 119.$

L08-Q2

Quiz 解答: 2次元の離散型確率変数の同時分布と周辺分布

$$f(s) = \begin{cases} 4/32 & (s = 5) \\ 11/32 & (s = 6) \\ 16/32 & (s = 7) \\ 1/32 & (s = 8) \\ 0 & (\text{他}) \end{cases}$$

L08-Q3

Quiz 解答: 独立同分布の母期待値母分散

- ① $3\mu.$
- ② $3\mu.$
- ③ 3μ
- ④ $9\sigma^2.$
- ⑤ $3\sigma^2.$
- ⑥ $5\sigma^2.$
- ⑦ $3(\sigma^2 + \mu^2) + 3 \times 2 \times \mu^2.$

ここまで来たよ

9 確率変数の独立, 和, 独立同分布の和

9 二項分布, 独立同分布の和

- 独立同分布にしたがう確率変数の和
- 二項分布
- ベルヌーイ分布と二項分布・独立同分布の性質の応用
- チェビシェフの不等式と大数の法則

独立同分布

$X = X_1, Y = X_2$ 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_1 と赤色コイン X_2 .
表がでる (1) の確率 p

$x_2 \backslash x_1$	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 (同じ周辺分布 $p_{X_i}(x_i) = p(x)$ 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.

母期待値も共通になる. $E[X_i] = \mu, V[X_i] = \sigma^2$.

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

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

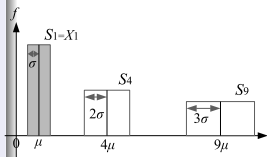
X_1, \dots, X_n : i.i.d. 母平均値 $E[X_i] = \mu$, 母分散 $V[X_i] = \sigma^2$.

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?



L09-Q1

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.

ここまで来たよ

9 確率変数の独立, 和, 独立同分布の和

9 二項分布, 独立同分布の和

- 独立同分布にしたがう確率変数の和
- 二項分布
- ベルヌーイ分布と二項分布・独立同分布の性質の応用
- チェビシエフの不等式と大数の法則

復習+ちょっと (x で書かれた確率関数) !

L09-Q2

Quiz(離散的な確率変数の母平均値・母分散・母標準偏差・確率)

整数に値をとる離散型確率変数 X は次の確率分布に従う.

$$p(x) = \begin{cases} \frac{x}{55} & (0 \leq x \leq 10) \\ 0 & (\text{他}) \end{cases}$$

- 1 確率 $P(X \leq 5)$ を求めよう.
- 2 母平均値 $E[X]$ を求めよう.
- 3 母分散 $V[X]$ を求めよう.

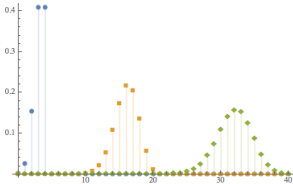
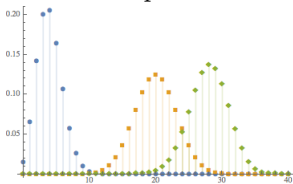
二項分布 高校 数学 B 岩薩林 確率・統計 §3.4

二項分布 岩薩林 確率・統計 (3.24)p.66

離散型確率変数 X が次の確率分布を持つとき, X はパラメタ n, p の二項分布 $B(n, p)$ にしたがうという.

$$p(x) = \begin{cases} \frac{n!}{x!(n-x)!} p^x (1-p)^{n-x} & (x = 0, 1, 2, 3, \dots, n) \\ 0 & (\text{他}) \end{cases}$$

意味: 確率 p で表の出るコインを n 回投げたとき, x 回表が出る確率.



$${}_n C_x = \binom{n}{x} = \frac{n!}{x!(n-x)!}$$

$B(40, 0.1), B(40, 0.5), B(40, 0.7), B(4, 0.8), B(20, 0.8), B(40, 0.8)$

二項分布 $B(n, p)$ の Python での扱い

Google Colab

確率統計 I(2022)L04

<https://colab.research.google.com/drive/1YCCbsWq51EDTx7za8qUjTZQhga0Mr1Ch>

```
1 from scipy import stats
2
3 # 二項分布 = binomial distribution
4 # scipy.stats.binom(n=10,p=0.3) 確率分布名=binom(n,p)
5
6 # 確率(質量)関数 probability mass function 離散型に使う用語
7 scipy.stats.binom(n=10,p=0.3).pmf(x) #  $=p(x)$ 
8
9 # 確率関数のグラフ描画
10 sns.barplot(x, stats.binom(n=1,p=0.2).pmf(x)) # グラフ描画
11
12 # 確率密度関数
13 stats.確率分布名(loc=位置, scale=幅).pdf(x)
14
15 # 累積分布関数
16 stats.確率分布名(loc=位置, scale=幅).cdf(x)
17
18 # 累積分布関数の逆関数
19 stats.確率分布名(loc=位置, scale=幅).ppf(x)
```

二項分布の母平均値と母分散 (証明延期) 岩薩林 確率・統計 定理 3.1(p.70)

$$E[X] = np, V[X] = np(1 - p)$$

$$E[1] = \text{岩薩林 確率・統計 式 (3.26)-(3.27)}$$


二項定理 高校 数学 A 岩薩林 確率・統計 (3.25)p.68

$$(a + b)^n = \sum_{x=0}^n {}_n C_x a^x b^{n-x}$$

L09-Q3

Quiz(二項分布)

確率 $p = \frac{2}{3}$ で表のでるコインを 100 回投げる.

- 1 表がでる回数 X は確率変数である. X のしたがう確率分布を答えよう.
- 2 表が 40 回でる確率を求めよう. 階乗 $n!$ とべき乗 a^b と分数 $\frac{a}{b}$ は簡単化・約分しなくてよい. P,C などの記号は使わないで答えること.
- 3 表がでる回数の母平均値, 母分散を求めよう.

L09-Q4

Quiz(二項分布または独立同分布)

あるスーパーのおでんセット 1 パックには, 確率 $\frac{7}{10}$ で卵が 2 個, 確率 $\frac{3}{10}$ で卵が 0 個 (!) 入っている. おでんセットを 10 パックを買ったときに得られる卵の合計の個数を確率変数 Y とする. 各パックの卵の個数は独立とする.

- 1 10 パック中 X パックが卵 2 個入りとする. Y を X で表そう. X のしたがう確率分布を答えよう.
- 2 母平均値 $E[Y]$ を求めよう.
- 3 母分散 $V[Y]$ を求めよう.
- 4 確率 $P(Y = 16)$ を求めよう.

ここまで来たよ

9 確率変数の独立, 和, 独立同分布の和

9 二項分布, 独立同分布の和

- 独立同分布にしたがう確率変数の和
- 二項分布
- ベルヌーイ分布と二項分布・独立同分布の性質の応用
- チェビシェフの不等式と大数の法則

ベルヌーイ分布

ベルヌーイ分布 岩薩林 確率・統計 名前が出てこない

$n = 1$ の二項分布 $B(1, p)$ をパラメタ p のベルヌーイ分布という.

$$P(X = x) = p(x) = p^x \cdot (1 - p)^{1-x} = \begin{cases} 1 - p & (x = 0) \\ p & (x = 1) \\ 0 & (\text{他}) \end{cases}$$

意味: **ベルヌーイ試行**=(不公平な) コイン投げ. 表がでる確率 p . 表 $x = 1$.

ベルヌーイ分布のモーメントと母平均値と母分散

$$E[X^k] = p \quad (k = 1, 2, \dots), \quad V[X] = p(1 - p).$$

ベルヌーイ分布と二項分布のもうひとつの関係

岩薩林 確率・統計 例題 4.6 の最初の 1 文

X_1, X_2, \dots, X_n が独立同分布 $B(1, p)$ にしたがうとき,
 $S_n = X_1 + \dots + X_n$ は $S_n \sim B(n, p)$.

なぜなら

X_i は 1 枚のコインのうち表が出た枚数. S_n は n 枚のコインのうち表が出た枚数.

二項分布の母平均値・母分散の導出

$X_1, \dots, X_n \stackrel{\text{i.i.d.}}{\sim} B(1, p)$ とすると, $E[X_i] = p, V[X_i] = p(1 - p)$.

このとき, 独立同分布の和 確率統計 I(2022)L09 $S_n = \sum_{i=1}^n X_i \sim B(n, p)$ に対して,

$$E[S_n] = E[X_1] + \dots + E[X_n] \stackrel{\text{同分布}}{=} n \times p$$

$$V[S_n] \stackrel{\text{独立}}{=} V[X_1] + \dots + V[X_n] \stackrel{\text{同分布}}{=} n \times p(1 - p).$$

(前と同じ問の別解)

L09-Q5

Quiz(二項分布または独立同分布)

あるスーパーのおでんセット 1 パックには, 確率 $\frac{7}{10}$ で卵が 2 個, 確率 $\frac{3}{10}$ で卵が 0 個 (!) 入っている. おでんセットを 10 パックを買ったときに得られる卵の合計の個数を確率変数 Y とする. 各パックの卵の個数は独立とする.

- 10 パック中 X パックが卵 2 個入りとする. Y を X で表そう. X のしたがう確率分布を答えよう.
- 母平均値 $E[Y]$ を求めよう.
- 母分散 $V[Y]$ を求めよう.
- 確率 $P(Y = 16)$ を求めよう.

ここまで来たよ

9 確率変数の独立, 和, 独立同分布の和

9 二項分布, 独立同分布の和

- 独立同分布にしたがう確率変数の和
- 二項分布
- ベルヌーイ分布と二項分布・独立同分布の性質の応用
- チェビシェフの不等式と大数の法則

チェビシェフの不等式

チェビシェフの不等式 Chebyshev's inequality

岩薩林 確率・統計 §4.3(4.15)

X を離散型または連続型確率変数とする. $\mu = E[X]$: 母平均値,

$\sigma^2 = V[X]$: 母分散

$a > 0$: 任意の正の実数.

このとき次が成立する.

$$P(|X - \mu| \geq a\sigma) \leq \frac{1}{a^2}$$

どんな X にも使えて便利な不等式. これが母平均値・母標準偏差のひとつの意味づけ.

$a > 1$ と思う. 母平均値 μ からの距離が母標準偏差 $\times a$ 以上離れた値が出る確率は, $1/a^2$ 以下. 母平均値から離れるほど, 確率は小

チェビシェフの不等式の証明 (離散型)

意味のわからない $E[I_{[|X-\mu|\geq a\sigma]}(X)(X-\mu)^2]$ を定義に戻って書くと,

$$\begin{aligned}(a\sigma)^2 \times P(|X - \mu| \geq a\sigma) &= \sum_x I_{[|X-\mu|\geq a\sigma]}(x)(a\sigma)^2 p(x) \\ &\leq \sum_x I_{[|X-\mu|\geq a\sigma]}(x)(x - \mu)^2 p(x) \\ &\leq \sum_x (x - \mu)^2 p(x) \\ &= V[X] = \sigma^2\end{aligned}$$

連続型での証明

岩薩林 確率・統計 §4.3

大数の(弱)法則アバウト版

岩薩林 確率・統計 §4.4

X_1, \dots, X_n が独立同分布にしたがい, $E[X_i] = \mu$, $V[X_i] = \sigma^2$,

$U_n = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ のとき, n が十分大きいとき U_n は 'ほぼ μ に等しい' (U_n が μ から外れる確率はゼロに近づく)

証明 チェビシェフの不等式 + i.i.d. $1/n$

直観的意味

賭けは, たくさんの回数繰り返すと, 大もうけや大損の確率は減り, 決まった損得の額に集中する.

弱法則の正確な表現

U_n が μ から外れる確率は $n \rightarrow +\infty$ でゼロに近づく

$$\forall \epsilon > 0 \quad \lim_{n \rightarrow +\infty} P(|U_n - \mu| > \epsilon) = 0$$

証明 X_1, \dots, X_n : i.i.d., $E[X_i] = \mu$, $V[X_i] = \sigma^2$ なので,
 $E[U_n] = \mu$, $V[U_n] = V[X_i]/n = \sigma^2/n$.
 U_n に対するチェビシェフの不等式より,

$$P\left(|U_n - \mu| \geq a \cdot \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \leq \frac{1}{a^2}.$$

$a > 0$ は任意なので, 不等式の右辺が ϵ になるように慎重に悪巧みして
 $a = \frac{\epsilon\sqrt{n}}{\sigma}$ とおくと,

$$P(|U_n - \mu| \geq \epsilon) \leq \frac{\sigma^2}{\epsilon^2 n}.$$

右辺は, $n \rightarrow +\infty$ で $\rightarrow 0$.

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: $U_n = \frac{1}{n} S_n = \frac{1}{n} (X_1 + \dots + X_n)$

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

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

