

春はあけぼの夏は夜, 確率論はコインなげ

洞 彰人 (北海道大学大学院理学研究院)

数実研 Zoom, 2022年6月4日

1. 序
2. コインなげモデル：有限試行
3. コインなげモデル：無限試行
4. Pascal 三角形

1. 序 — 確率論の発展

- Pascal と Fermat (17 世紀) : 賭けに関する書簡
- Laplace (1812) : 確率論の本
- Gauss (19 世紀前半) : の誤差法則, 正規分布 (旧 10 マルク紙幣)
- Brown (19 世紀前半) : 微粒子の不規則運動
- Einstein, Bachelier (1900 ごろ) : Brown 運動
- Wiener (1923) : 確率過程としての Brown 運動 (Wiener 過程)
- Kolmogorov (1933) : 確率論の公理的展開 (数学として確立)
- 伊藤清 (1942) : 確率過程の微分積分法, 確率微分方程式
- ……

Fields メダル (1936 –): 確率論の業績では 2006 年が初. 以後多数.

伊藤清: 第 1 回 Gauss 賞 (2006)

2. コイン投げモデル <有限試行>

- n 回コイン投げの標本 (根元事象) $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_n)$, $\omega_j = 1$ or 0
- 全事象 (標本空間) $\Omega = \{0, 1\} \times \{0, 1\} \times \dots \times \{0, 1\} = \{0, 1\}^n$

事象 (全事象の部分集合) $E \subset \Omega$

$$\text{確率 } P : E \longmapsto P(E) = \sum_{\omega \in E} P(\omega).$$

1 の確率が p で, 0 の確率が $1 - p$, 各回試行が独立 (\Rightarrow 積構造) とすると,

$$P(\omega) = p^{\#\{j \mid \omega_j=1\}} (1-p)^{\#\{j \mid \omega_j=0\}}.$$

確率変数 (random variable) のことばで言えば

- $X_j : \Omega \longrightarrow \{0, 1\}$, $X_j(\omega) = \omega_j$
- $P(X_j = 1) = p$, $P(X_j = 0) = 1 - p$
- X_j たちが独立.

平均 (期待値) $E[X_j] = 1 \cdot p + 0(1 - p) = p.$

独立性から, $E[X_i X_j] = E[X_i]E[X_j]$ ($i \neq j$).

一般に, $E[f(X_i)g(X_j)] = E[f(X_i)]E[g(X_j)]$ (f, g : 実数値関数).

n 回試行で 1 の出る回数 $S_n = \sum_{j=1}^n X_j$

標本平均 $\frac{S_n}{n} = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n X_j$ (標本 ω に応じて変化する量).

大数の法則 (Law of Large Numbers) : $\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n} = p$

- 収束の意味が問題
- 実は $P = P_{p,n}$, つまり, 確率 P が p と n に依存.

★ 大数の弱法則 (weak LLN)

任意の $\varepsilon > 0$ に対し,
$$P_{p,n} \left(\left| \frac{S_n}{n} - p \right| > \varepsilon \right) \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0$$

★ 大数の強法則 (strong LLN)

?? 任意の $\omega \in \Omega$ に対し,
$$\frac{S_n(\omega)}{n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} p \quad ??$$

これは言い過ぎ.

$\omega = (1, 1, \dots, 1)$ ならば
$$\frac{S_n(\omega)}{n} = \frac{n}{n} = 1,$$

$\omega = (0, 0, \dots, 0)$ ならば
$$\frac{S_n(\omega)}{n} = \frac{0}{n} = 0.$$

「すべての標本」でなく「確率 1」に修正 ?

$$P \left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n} = p \right) = 1.$$

しかし, p と n に依存する確率 $P_{p,n}$ しかないのに, この確率 P とは ??

★ 中心極限定理 (Central Limit Theorem)

$\sqrt{n}\left(\frac{S_n}{n} - p\right) \xrightarrow[n \rightarrow \infty]{} N(0, p(1-p))$: 平均 0, 分散 $p(1-p)$ の正規分布.

左辺の分散は $\frac{1}{n}V(S_n) = \frac{1}{n}nV(X_1) = E[(X_1 - p)^2] = p(1-p)$.

収束の意味は

$$\lim_{n \rightarrow \infty} P_{p,n}\left(a \leq \sqrt{n}\left(\frac{S_n}{n} - p\right) \leq b\right) = \int_a^b \frac{1}{\sqrt{2\pi p(1-p)}} e^{-\frac{x^2}{2p(1-p)}} dx.$$

直観的に

$$\frac{S_n}{n} \approx p + \frac{1}{\sqrt{n}}N(0, p(1-p)), \quad \frac{1}{\sqrt{n}} \text{ のオーダーのゆらぎ}$$

3. コイン投げモデル «無限試行»

- 標本 $\omega = (\omega_1, \omega_2, \omega_3, \dots)$, $\omega_j = 1$ or 0
- 全事象 $\Omega = \{0, 1\} \times \{0, 1\} \times \dots = \{0, 1\}^\infty$: 非可算 (連続) 集合 ($\cong [0, 1]$)

事象とその確率をどうやって導入するか?

普通に考えれば, $P(\omega) = 0$. e.g. $P((1, 1, \dots)) = 0$.

$E \subset \Omega$ に対し $P(E) = \sum_{\omega \in E} P(\omega)$ とするなら,

0 を非可算個たしあわせる??

k 回までの試行で決定される事象

$\epsilon_1, \dots, \epsilon_k \in \{0, 1\}$

$$E = \{\omega = (\omega_n) \in \Omega \mid \omega_1 = \epsilon_1, \dots, \omega_k = \epsilon_k\} \quad (*)$$

の族を考えて, さらに $k \in \mathbb{N}$ を全部うごかす.

確率論	平面幾何
全事象	\mathbb{R}^2
標本	点
事象	図形
確率	面積

事象 E にわりあてるべき確率

$$P(E) = p^{\#\{j \in \{1, \dots, k\} | \epsilon_j = 1\}} (1 - p)^{\#\{j \in \{1, \dots, k\} | \epsilon_j = 0\}} \quad (**)$$

全部 1 の事象 $\{(1, 1, \dots)\} = \bigcap_{n=1}^{\infty} \{\omega_1 = 1, \dots, \omega_n = 1\}$

$$\begin{aligned} P((1, 1, \dots)) &= P\left(\bigcap_{n=1}^{\infty} \{\omega_1 = 1, \dots, \omega_n = 1\}\right) \\ &= \lim_{n \rightarrow \infty} P(\omega_1 = 1, \dots, \omega_n = 1) = \lim_{n \rightarrow \infty} p^n = 0 \quad (\text{if } p < 1) \end{aligned}$$

2つめの等号は、確率 P の“連続性”。

(*) の形の部分集合の可算個の交わりと合併で得られる部分集合全体 \mathcal{E} を事象の集合と規定すると、確率 P は \mathcal{E} を定義域とする関数 $P : \mathcal{E} \rightarrow [0, 1]$ 。

(**) の定義を \mathcal{E} まで拡張する。

こうして、有限試行のときの確率の族 $\{P_{p,n}\}$ が n によらない確率 $P = P_p$ として統合される。

★ 大数の強法則 (sLLN)

$$P_p\left(\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n} = p\right) = 1.$$

“ほとんど確実に” 標本平均 $\frac{S_n}{n}$ が (1 回あたりの) 平均 p に収束する。

参考: 大数の弱法則 (wLLN) の証明

Chebyshev の不等式を準備

$$E[X^2] \geq E[X^2 : |X| > a] \geq E[a^2 : |X| > a] = a^2 P(|X| > a).$$

任意の $\varepsilon > 0$ に対し, X_j たちの独立性から

$$P\left(\left|\frac{S_n}{n} - p\right| > \varepsilon\right) \leq \frac{1}{\varepsilon^2} E\left[\left(\frac{S_n}{n} - p\right)^2\right] = \frac{1}{\varepsilon^2} V\left(\frac{S_n}{n}\right) = \frac{V(X_1)}{\varepsilon^2 n} \xrightarrow{n \rightarrow \infty} 0.$$

4. Pascal 三角形

前節までは $p \in [0, 1]$ を固定した話であるが, p をうごかして見渡すと...

$$\mathbb{P} = \bigcup_{n=0}^{\infty} \mathbb{P}_n, \quad \mathbb{P}_n = \{(n, k) \mid k \in \{0, 1, \dots, n\}\}, \quad n \in \{0, 1, 2, \dots\}$$

各点線が $n = 0, 1, 2, \dots$,

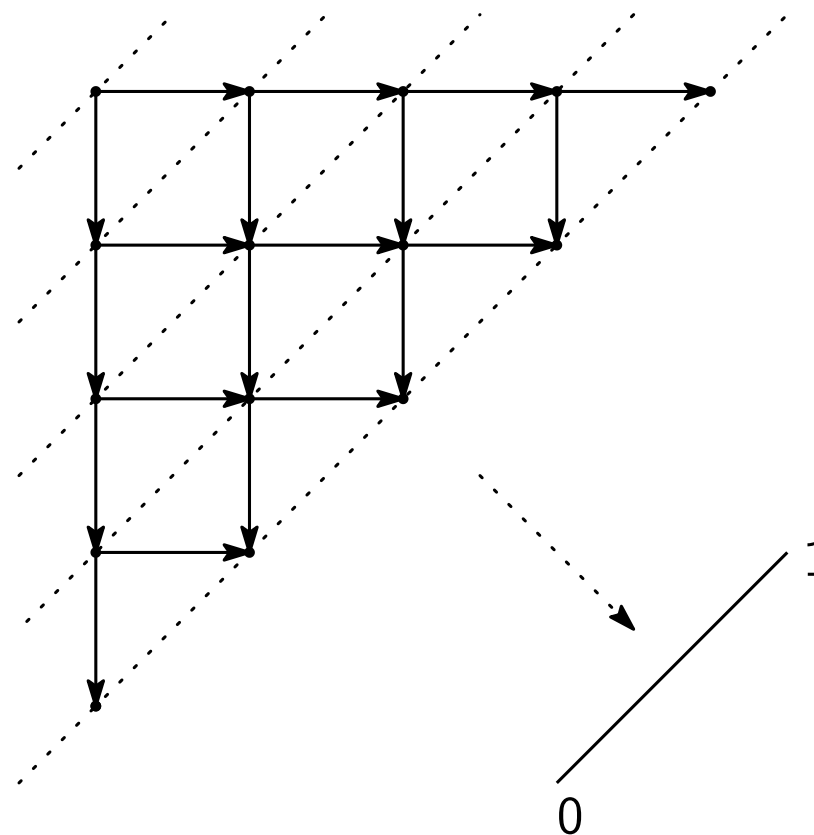
点線上で左から $k = 0, 1, 2, \dots$.

(0, 0) からスタートし無限に延びる \mathbb{P} 上の経路全体 \mathcal{T} .

右向き矢印に 1, 左向き矢印に 0 を対応させると

$$\mathcal{T} \cong \{0, 1\}^{\infty}.$$

P_p は経路空間 \mathcal{T} 上の確率とみなせる.

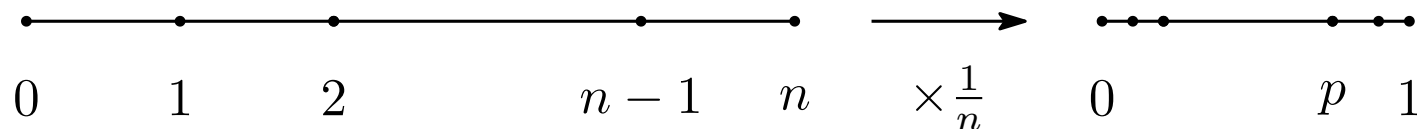


$S_n = \sum_{j=1}^n X_j$ は \mathfrak{T} 上の関数で, $S_n(\omega)$ は経路 (=標本) ω が第 n レベルで何番めの位置を通るかを示す. $(0, 0)$ から (n, k) に至る経路数が ${}_n C_k$ だから,

$$P_p(S_n = k) = {}_n C_k p^k (1 - p)^{n-k}.$$

★ 大数の強法則 (再掲): ほとんど確実に (P_p -almost surely)

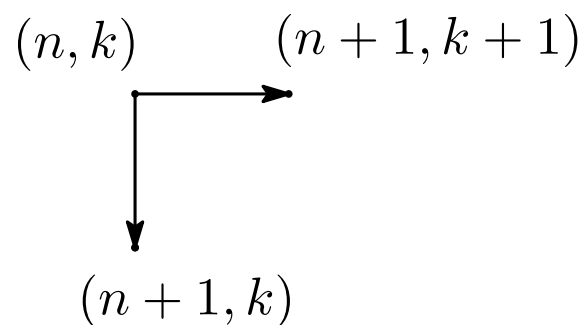
$$\lim_{n \rightarrow \infty} \frac{S_n}{n} = p.$$



つまり, 確率 P_p ではかると, ほとんど確実に経路の彼方が $1/n$ スケールでは p の位置に集中していく.

\implies 閉区間 $[0, 1]$ が Pascal 三角形の理想境界 (前ページ図)

確率の決め方 (*), (**) を見ると,
1 対 1 の対応 (全単射)



\mathcal{T} 上の確率 P_p



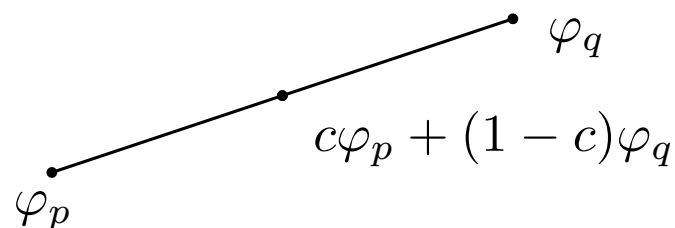
\mathbb{P} 上の関数 $\varphi_p(n, k) = p^k(1-p)^{n-k}$.

▶ φ_p は \mathbb{P} 上の (正規化された) 調和関数 :

$$\varphi_p(n, k) = \varphi_p(n+1, k) + \varphi_p(n+1, k+1), \quad \varphi_p(0, 0) = 1.$$

$$(\because) p^k(1-p)^{n+1-k} + p^{k+1}(1-p)^{n+1-(k+1)} = p^k(1-p)^{n-k}(1-p+p)$$

2 つの調和関数の凸結合 (=2 つの調和関数を結ぶ線分上の点) も調和関数.



さらに、連続無限個の調和関数の凸結合

$$\int_0^1 \varphi_p f(p) dp \quad \left(\text{ただし, } f \text{ は確率密度関数: } f(p) \geq 0, \int_0^1 f(p) dp = 1 \right)$$

も調和関数. 実は、 \mathbb{P} 上の任意の非負値調和関数は、コイン投げから来る調和関数に分解できる:

★ \mathbb{P} 上の関数 $\varphi(n, k)$ が

$$\varphi(n, k) = \varphi(n + 1, k) + \varphi(n + 1, k + 1), \quad \varphi(n, k) \geq 0, \quad \varphi(0, 0) = 1$$

をみたせば、 $[0, 1]$ 上の確率 μ がただ 1 つ存在して

$$\varphi(n, k) = \int_{[0,1]} p^k (1 - p)^{n-k} \mu(dp) \quad (\ast)$$

が成り立つ (\mathbb{P} 上の調和関数の積分表示).

例 (※) の特別な場合

$$\int_0^1 p^k (1-p)^{n-k} \delta_x(dp) = x^k (1-x)^{n-k} \quad (0 \leq x \leq 1)$$

$$\int_0^1 p^k (1-p)^{n-k} \frac{\delta_0 + \delta_1}{2}(dp) = \left(\frac{1}{2}\right)^n$$

$$\int_0^1 p^k (1-p)^{n-k} 1 dp = B(k+1, n-k+1) = \frac{k!(n-k)!}{(n+1)!} = \frac{1}{(n+1)_n C_k}$$

$$\int_0^1 p^k (1-p)^{n-k} 2p dp = \frac{2(k+1)!(n-k)!}{(n+2)!}$$

$$\int_0^1 p^k (1-p)^{n-k} \frac{8}{\pi} \sqrt{p(1-p)} dp = \frac{1}{2^{2n+1}} \frac{(2k+2)!(2n-2k+2)!}{(n+2)!(k+1)!(n-k+1)!}$$

$$\int_0^1 p^k (1-p)^{n-k} \frac{1}{\pi \sqrt{p(1-p)}} dp = \frac{1}{2^{2n}} \frac{(2k)!(2n-2k)!}{n!k!(n-k)!}$$

今日の話のハイライト

- コイン投げモデルの大数の強法則
- Pascal 三角形上の調和関数の積分表示

ともに無限回の試行を包括する確率空間の設定のもとで記述可能.

ご清聴ありがとうございました