

おはじき分配の問題

- N 人のクラスに M 枚のおはじきを与える.
- 各人は相互におはじきを交換できる.

2つのグループに分けた場合

- グループ 1 の人数を N_1 , グループ 2 の人数を N_2 とする. 総人数は N なので, $N = N_1 + N_2$ である. 但し, グループ 1 はマイナーなグループだとする. すなわち, $N_1 \ll N_2$ である状況を考える.
- グループ 1 に M_1 枚, グループ 2 に $M_2 (= M - M_1)$ 枚分配する時のミクロな状態の数は, $W_{N_1}(M_1)W_{N_2}(M_2)$ となる.

等重率の仮定をすることで, グループ 1 に M_1 枚分配する確率 $P_{N_1}(M_1)$ は,

$$\begin{aligned} P_{N_1}(M_1) &= \frac{W_{N_1}(M_1)W_{N_2}(M_2)}{W_{N_1+N_2}(M_1+M_2)} \\ &= W_{N_1}(M_1) \frac{W_{N-N_1}(M-M_1)}{W_N(M)} \\ &\downarrow (N_1 \ll N_2, M_1 \ll M_2) \\ &\downarrow \left(\text{下線部} = \frac{N^{N_1} M^{M_1}}{(M+N)^{M_1+N_1}} = \frac{N^{N_1}}{(M+N)^{N_1}} \left(\frac{M}{M+N} \right)^{M_1} \right) \\ &\simeq W_{N_1}(M_1) \frac{1}{(1+m)^{N_1}} \left(\frac{m}{1+m} \right)^{M_1} = W_{N_1}(M_1) \frac{1}{(1+m)^{N_1}} \exp(-\beta M_1) (1) \end{aligned}$$

ここで, $m = M/N$ は均一分割の数, $\beta \equiv -\log\left(\frac{m}{1+m}\right) > 0$.

- $W_{N_1}(M_1)$: グループ 1 に M_1 枚分配する場合の数
- $\frac{1}{(1+m)^{N_1}} \left(\frac{m}{1+m} \right)^{M_1}$: グループ 1 が M_1 をもつあるミクロな状態¹の実現する確率は, M_1 に依存している. M_1 の単調減少関数².

⇒ 異なる M_1 に対するミクロな状態の相対確率, $\exp(-\beta M_1)$ に比例する

- この結果は, $N_1 = 1$ とすると, $W_{N_1=1}(M_1) = 1$ となり, 前の例と同じ.

¹もちろん, 等重率の仮定から同じように M_1 をもつミクロな状態はすべて同じ確率になる.

²マイナーグループ 1 がおはじきを独占する確率は極めて小さい.

ミクロな状態に対する確率が求まったので、平均値を求めてみる。

M_1 の期待値

$$\begin{aligned}
\overline{M_1} &\equiv \sum_{M_1=0}^{\infty} M_1 P_{N_1}(M_1) = \sum_{M_1=0}^{\infty} M_1 W_{N_1}(M_1) \frac{1}{(1+m)^{N_1}} \left(\frac{m}{1+m} \right)^{M_1} \\
&\downarrow \left(y = \frac{m}{1+m} \text{ とおく} \right) \\
&= \frac{1}{(1+m)^{N_1}} \sum_{M_1} \left(y \frac{d}{dy} \right) \frac{(M_1 + N_1 - 1)!}{M_1! (N_1 - 1)!} y^{M_1} \\
&\quad \text{下線部 と和を入れ換えるとこの和はとることができる.} \\
&\quad \left(\sum_{M_1=0}^{\infty} \frac{(M_1 + N_1 - 1)!}{M_1! (N_1 - 1)!} y^{M_1} = (1-y)^{-N_1} \right)^3 \\
&= \frac{1}{(1+m)^{N_1}} \left(y \frac{d}{dy} \right) (1-y)^{-N_1} = \frac{1}{(1+m)^{N_1}} y N_1 (1-y)^{-N_1-1} \\
&= \frac{N_1}{(1+m)^{N_1}} \frac{m}{1+m} \left(\frac{1}{1+m} \right)^{-N_1-1} = N_1 m \tag{2}
\end{aligned}$$

これはまたしても、自明な結果を得た。つまり、期待値としてはグループ1の N_1 人に均一平均個数 m を分配する結果となる。一般に n 次のモーメントも同様に求めることができる。

$$\overline{M_1^n} = \frac{1}{(1+m)^{N_1}} \left(y \frac{d}{dy} \right)^n (1-y)^{-N_1} \tag{3}$$

尤もらしい値： 確率分布 $P_{N_1}(M_1)$ が最も大きな値を持つ M_1 はどこか？

$$\begin{aligned}
f(M_1) &\equiv \log P_{N_1}(M_1) = \log \left[\frac{(M_1 + N_1 - 1)!}{M_1! (N_1 - 1)!} \left(\frac{m}{1+m} \right)^{M_1} \right] \\
&\simeq (M_1 + N_1) \log(M_1 + N_1) - M_1 \log M_1 + M_1 \log \frac{m}{1+m} + \text{const.} \\
&= (M_1 + N_1) \log(M_1 + N_1) - M_1 \log M_1 - \beta M_1 + \text{const.}
\end{aligned}$$

極値の条件から

$$\begin{aligned}
0 &= \frac{\partial}{\partial M_1} f(M_1) = \log(M_1 + N_1) + 1 - \log M_1 - 1 - \beta = \log \frac{M_1 + N_1}{M_1} - \beta \\
&\Rightarrow \frac{M_1^* + N_1}{M_1^*} \frac{m}{1+m} = 1 \quad \Rightarrow \quad \boxed{M_1^* = N_1 m}
\end{aligned}$$

最もらしい値が期待値と一致している。

³これは二項定理に他ならない。ちなみに、この和が規格化定数の計算にもなっている。

$$(1-y)^{-N_1} = \left(1 - \frac{m}{1+m} \right)^{-N_1} = (1+m)^{N_1}$$

であり、前に出している部分とキャンセルして、ちゃんと1になっていることがわかる。

確率分布 $P_{N_1}(M_1)$ の形

尤もらしい値 M_1^* の近傍で2次まで展開してみる.

$$f(M_1) = f(M_1^*) + \left. \frac{\partial}{\partial M_1} f(M_1) \right|_{M_1^*} (M_1 - M_1^*) + \frac{1}{2!} \left. \frac{\partial^2}{\partial M_1^2} f(M_1) \right|_{M_1^*} (M_1 - M_1^*)^2 + \dots$$

$$\left. \frac{\partial^2}{\partial M_1^2} f(M_1) \right|_{M_1^*} = \frac{1}{M_1 + N_1} - \frac{1}{M_1} \Big|_{M_1^*} = -\frac{1}{N_1(1+m)m}$$

となり, 尤もらしい値 M_1^* のまわりのガウス分布

$$P_{N_1}(M_1) \propto \exp \left(-\frac{(M_1 - M_1^*)^2}{2N_1(1+m)m} \right) = \exp \left[-\frac{N_1(m_1 - m)^2}{2m(1+m)} \right] \quad (4)$$

であることがわかる. ここで, $m_1 = M_1/N_1$ である. 分布の幅は期待値に対する不定性を表すが, それは $1/\sqrt{N_1}$ に比例して, N_1 の増加とともに減少することがわかる.

ここで, グループの数 N_1 がアボガドロ数ほどの大きな数を考えると, 分布の幅は大変小さく, 確率的にだが, **実質的に決定論的な予言**を与えている.

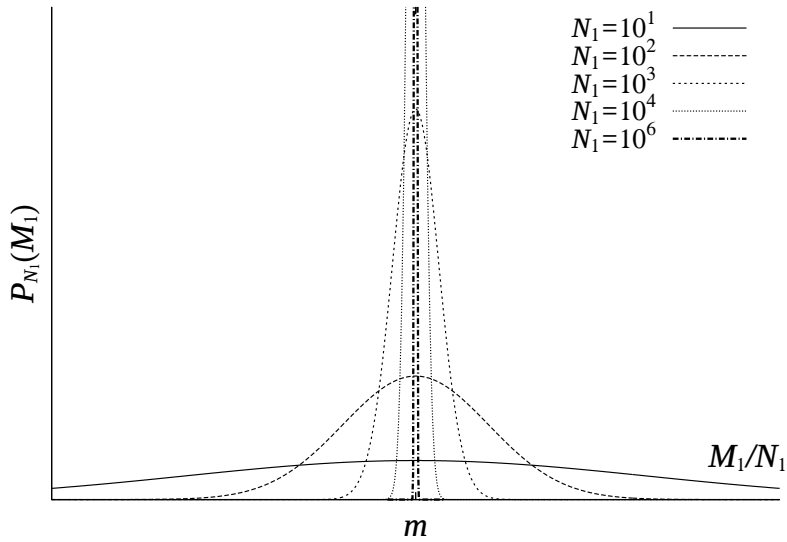


図 1: 適当なパラメータで N_1 を増加する様子を描いてみる. N_1 の増加とともに, とても鋭いピークになることがみてとれる.

先週の宿題の解答例

問題：Stirling の公式 $\log N! \sim N \log N - N$ を示す.

解答例 1 積分で近似する.

$$\begin{aligned}\log N! &= \log N + \log(N-1) + \cdots + \log 1 = \sum_{x=1}^N \log x \\ &\simeq \int_1^N dx \log x = x \log x \Big|_1^N - \int_1^N dx 1 = N \log N - N + 1\end{aligned}$$

解答例 2 ガンマ関数の漸近評価. 階乗はガンマ関数を使って表すことができる.

$$\Gamma(x+1) = x!$$

. 一方で, 積分表示では,

$$x! = \Gamma(x+1) = \int_0^\infty dt t^x e^{-t} = \int dt \exp(-f(t))$$

となり, ここで, $f(t) = t - x \log t$ である. $x \gg 1$ の場合に鞍点で積分を評価する.

$$f(t) = f(t^*) + \frac{1}{2!} \frac{d^2}{dt^2} f(t) \Big|_{t=t^*} (t - t^*)^2 + \cdots$$

ここで, $f'(x^*) = 0$ より, $t^* = x$ となり,

$$x! = e^{x \log x - x} \int_0^\infty dt \exp\left(-\frac{1}{2x}(t-x)^2 + \cdots\right) \quad (5)$$

ガウス積分が次の補正項を与えている. この計算は次の練習問題として出してみたので, 答えはもう少し先まで.

練習問題 1 「コイン投げ問題」:

コインを無作為に投げて、表がでるか裏がでるかは $1/2$ の確率であるとする. 同じ種類のコインを同時に N 枚投げたとする.

1. N 枚なげたコインのうち n 枚が表になる確率 $P_N(n)$ を求めよ.
2. N が大きいとして, スターリングの公式を用いて, もっともらしい枚数を求めよ.
3. 確率 $P_N(n)$ をもっともらしい値から 2 次までのテイラー展開をすることにより, $P_N(n)$ がガウス関数になることを示せ.
4. ガウス積分の公式

$$I \int_{-\infty}^{\infty} dx e^{-\alpha(x-\beta)^2} = \sqrt{\frac{\pi}{\alpha}}, \quad (1)$$

を以下のように示す. ただし, $\alpha > 0$ とする.

(a) 極座標に変数変換することで,

$$I^2 = \left(\int_{-\infty}^{\infty} dx e^{-\alpha(x-\beta)^2} \right)^2 = \int_{-\infty}^{\infty} dx dy e^{-\alpha(x-\beta)^2 - \alpha(y-\beta)^2} \quad (2)$$

を計算せよ.

(b) ついでに, $\int_{-\infty}^{\infty} dx x^2 e^{-\alpha(x-\beta)^2}$ を計算せよ. ヒント, $(\frac{d}{d\alpha} I = ??)$

5. 問い 3. 確率 P を規格化定数まで求めよ.
6. その分布関数について, 期待値と分散を計算せよ.
7. 実際にコインを投げてみて, 比較せよ⁴.

練習問題 2 「気体分子の分布 (ポアソン分布の例)」:

気体粒子 N 個の入った体積 V の容器の中に体積 $v (\gg V)$ の領域を考える. 各粒子の存在確率は容器中に一様であるとして, 以下の問題を考えよ.

1. 領域 v に入っている粒子の数が n である確率 $P_N(n)$ を求めよ.
2. この領域にある気体粒子の平均数 $\bar{n}$ と分散 σ を求めよ.
3. N/V を一定に保ちながら, $V, N \rightarrow \infty$ の極限をとったとき, $P_N(n)$ は Poisson 分布

$$P(n) = \frac{\bar{n}^n e^{-\bar{n}}}{n!}$$

4. この $P_N(n)$ も $n, \bar{n}$ が大きいときに, ガウス分布になることを示せ. (前問と同様に尤もらしい値の周りでテイラー展開せよ.)

⁴ N をどうするか? 何回投げるか? 何を比較するかは, 各自設定されよ.

練習問題 3 「 D 次元球の体積・表面積」:

D 次元空間における半径 R の球の体積 V_D と表面積 S_D を求めよ⁵. また, その答えを数学的帰納法を用いて証明せよ.

⁵ちょっと文脈はないが, たびたび出てくる計算でかつ, 雑学的な要素もある問題. 当然, $D=3$ では...