

## 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<sup>1</sup>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<sup>2</sup> .  
 $\Rightarrow$  異なる  $M_1$  に対するミクロな状態は相対確率 ,  $\exp -\beta M_1$  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 .

<sup>1</sup>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 .

<sup>2</sup>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

$$\begin{aligned}
 \overline{M_1} &\equiv \sum_{M_1=0}^{\infty} M_1 P_{N_1}(M_1) = \sum_{M_1=0}^{\infty} M_1 W_{N_1}(M_1) \frac{1}{(1+m)^{N_1}} \left(\frac{m}{1+m}\right)^{M_1} \\
 &\downarrow \left(y = \frac{m}{1+m} \text{ とおく}\right) \\
 &= \frac{1}{(1+m)^{N_1}} \sum_{M_1} \left(y \frac{d}{dy}\right) \frac{(M_1 + N_1 - 1)!}{M_1!(N_1 - 1)!} y^{M_1} \\
 &\quad \text{下線部 と和を入れ換える}^3 \\
 &= \frac{1}{(1+m)^{N_1}} \left(y \frac{d}{dy}\right) (1-y)^{-N_1} = \frac{1}{(1+m)^{N_1}} y N_1 (1-y)^{-N_1-1} \\
 &= \frac{N_1}{(1+m)^{N_1}} \frac{m}{1+m} \left(\frac{1}{1+m}\right)^{-N_1-1} = N_1 m \tag{2}
 \end{aligned}$$

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．

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

最もらしい値： 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．

確率分布  $P_{N_1}(M_1)$  の形

最もらしい値  $M_1^*$  の近傍で2次まで展開してみる．

<sup>3</sup>とこの和はとることができる．少し悩んだ．

$$\sum_{M_1=0}^{\infty} \frac{(M_1 + N_1 - 1)!}{M_1!(N_1 - 1)!} y^{M_1} = (1-y)^{-N_1}$$

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

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

となり、最もらしい値  $M_1^*$  のまわりのガウス分布

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

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

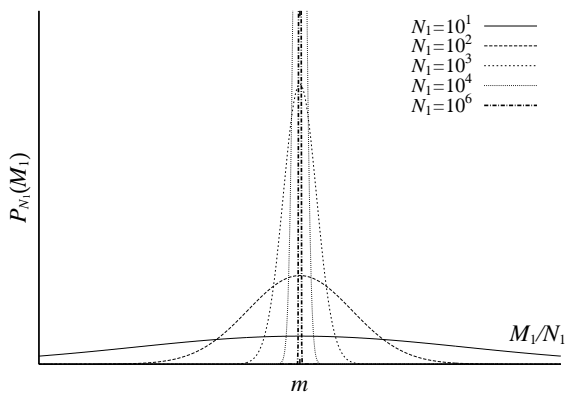


図 1: 適当なパラメータで  $N_1$  を増加する様子を描いてみる。  $N_1$  の増加とともに、とても鋭いピークになることがみてとれる。

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。

## 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。

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

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．計算やってみよう．