

演習問題 2.04

二項分布の平均が式 (2.11) であることを示せ。これには、正規化条件 (2.264) の両辺を μ で微分し、変形して n の平均を求めよ。同様に、式 (2.264) の両辺を、 μ について 2 階微分し、二項分布の平均 (2.11) も用いて、二項分布の分散の結果 (2.12) を証明せよ。

[二項分布]

$$\text{Bin}(m | N, \mu) = \binom{N}{m} \mu^m (1 - \mu)^{N-m} \quad \cdots (2.9)$$

ただし、

$$\binom{N}{m} = \frac{N!}{(N - m)! m!} \quad \cdots (2.10)$$

は総数 N 個の同じ対象から、 m 個の対象を選ぶ場合の数である。ここで、

$$\binom{N}{m} = \frac{N!}{(N - m)! m!} = {}_N C_m$$

より、式 (2.9) は、以下のように書き直せる。

$$\text{Bin}(m | N, \mu) = {}_N C_m \mu^m (1 - \mu)^{N-m} \quad \cdots (2.9)'$$

[二項分布の平均]

$$E[m] \equiv \sum_{m=0}^N m \text{Bin}(m | N, \mu) = N\mu \quad \cdots (2.11)$$

[二項分布の分散]

$$\text{var}[m] \equiv \sum_{m=0}^N (m - E[m])^2 \text{Bin}(m | N, \mu) = N\mu (1 - \mu) \quad \cdots (2.12)$$

[二項分布の正規化条件]

$$\sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^m (1 - \mu)^{N-m} = 1 \quad \cdots (2.264)$$

[解]

まず、二項分布の平均が式 (2.11) であることを示す。このために、正規化条件 (2.264) の両辺を μ で微分し、変形して n の平均を求める。式 (2.264) の両辺を μ で偏微分すると、

$$\begin{aligned}
& \frac{\sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^m (1-\mu)^{N-m}}{\delta \mu} \\
&= \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} [(\mu^m)' (1-\mu)^{N-m} + \mu^m \{(1-\mu)^{N-m}\}'] \\
&= \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \{m \mu^{m-1} (1-\mu)^{N-m} - \mu^m (N-m) (1-\mu)^{N-m-1}\} \\
&= \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^{m-1} (1-\mu)^{N-m-1} \{m(1-\mu) - \mu(N-m)\} \\
&= \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^{m-1} (1-\mu)^{N-m-1} (m - \mu N) = 0
\end{aligned}$$

... ※

より、両辺を $\mu(1-\mu)$ 倍し、

$$\begin{aligned}
& \frac{1}{\mu(1-\mu)} \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^m (1-\mu)^{N-m} (m - \mu N) = 0 \\
& \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^m (1-\mu)^{N-m} (m - \mu N) = 0
\end{aligned}$$

... ※

$$\sum_{m=0}^N \binom{N}{m} m \mu^m (1-\mu)^{N-m} - \mu N \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^m (1-\mu)^{N-m} = 0$$

... ※※

と整理できる。ここで、

$$\begin{aligned}
& \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} m \mu^m (1-\mu)^{N-m} = E[m] \\
& \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^m (1-\mu)^{N-m} = 1
\end{aligned}$$

となるから、式 ※※ は、

$$\begin{aligned}
E[m] - \mu N &= 0 \\
E[m] &= \mu N
\end{aligned}$$

となる。よって、 n の平均が求められた。

同様に、式 (2.264) の両辺を、 μ について 2 階微分し、二項分布の平均 (2.11) も用いて、二項分布の分散の結果 (2.12) を証明する。式 (2.264) の両辺を μ について偏微分すると、式 ※ が得られたから、この両辺を μ についてもう一度偏微分すると、

$$\sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \{ \mu^{m-1} (1-\mu)^{N-m-1} \}' (m - \mu N)$$

$$\begin{aligned}
& + \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^{m-1} (1-\mu)^{N-m-1} (m - \mu N)' \\
= & \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} [(\mu^{m-1})' (1-\mu)^{N-m-1} + \mu^{m-1} \{ (1-\mu)^{N-m-1} \}'] (m - \mu N) \\
& + \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^{m-1} (1-\mu)^{N-m-1} (m - \mu N)' \\
= & \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} (m-1) \mu^{m-2} (1-\mu)^{N-m-1} (m - \mu N) \\
& + \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} (N-m-1) \mu^{m-1} (1-\mu)^{N-m-2} (m - \mu N) \\
& - N \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^{m-1} (1-\mu)^{N-m-1} \\
= & \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^{m-2} (1-\mu)^{N-m-2} \{ (m-1)(1-\mu)(m - \mu N) \\
& + \mu(N-m-1)(m - \mu N) - \mu N(1-\mu) \} \\
= & \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^{m-2} (1-\mu)^{N-m-2} \{ (m+m\mu-1+\mu)(m - \mu N) \\
& + (\mu N - m\mu - \mu)(m - \mu N) - \mu N + \mu^2 N \} \\
= & \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^{m-2} (1-\mu)^{N-m-2} (m^2 - m\mu N + m^2\mu - m\mu^2 N - m + \mu N + m\mu \\
& - \mu^2 N + m\mu N - \mu^2 N^2 - m^2\mu + m\mu^2 N - m\mu + \mu^2 N - \mu N + \mu^2 N) \\
= & \sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^{m-2} (1-\mu)^{N-m-2} (m^2 - m - \mu^2 N^2 + \mu^2 N) = 0
\end{aligned}$$

より、ここで、両辺を $\mu^2 (1-\mu)^2$ 倍し、

$$\sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^m (1-\mu)^{N-m} (m^2 - m - \mu^2 N^2 + \mu^2 N) = 0$$

… ※※※

と整理できる。ここで、

$$\begin{aligned}
\sum_{m=0}^N \binom{N}{m} m^2 \mu^m (1-\mu)^{N-m} &= E[m^2] \\
\sum_{m=0}^N \binom{N}{m} m \mu^m (1-\mu)^{N-m} &= E[m] \\
\sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^m (1-\mu)^{N-m} &= 1
\end{aligned}$$

であるから、式 ※※※ は、さらに

$$\sum_{m=0}^N \binom{N}{m} \mu^m (1-\mu)^{N-m} (m^2 - m - \mu^2 N^2 + \mu^2 N) = 0$$

$$E[m^2] - E[m] - \mu^2 N^2 + \mu^2 N = 0$$

$$E[m^2] = E[m] + \mu^2 N^2 - \mu^2 N$$

と整理でき、式 (2.11) より、最終的に上記の式は

$$E[m^2] = N\mu + \mu^2 N^2 - \mu^2 N$$

… ※※※※

となる。この結果を用いて、二項分布の分散を求める。二項分布の分散の式 (2.12) は、

$$\begin{aligned} \text{var}[m] &\equiv \sum_{m=0}^N (m - E[m])^2 \text{Bin}(m | N, \mu) \\ &= \sum_{m=0}^N m^2 \text{Bin}(m | N, \mu) \\ &\quad - 2 E[m] \sum_{m=0}^N m \text{Bin}(m | N, \mu) \\ &\quad + E[m]^2 \sum_{m=0}^N \text{Bin}(m | N, \mu) \\ &= E[m^2] - 2 E[m]^2 + E[m]^2 \\ &= E[m^2] - E[m]^2 \end{aligned}$$

だから、式 ※※※※ と式 (2.11) より、

$$\begin{aligned} &= (N\mu + \mu^2 N^2 - \mu^2 N) - (N\mu)^2 \\ &= N\mu(1-\mu) \end{aligned}$$

と書き直せる。よって、二項分布の分散の結果 (2.12) が示せた。