

平成 13 年 6 月 8 日

超幾何分布の平均、分散、極限

新潟工科大学 情報電子工学科 竹野茂治

超幾何分布 $HG(N_1, N_0; n)$ は、確率変数 x 、確率関数 $p(x)$ が

$$x \in \{0, 1, 2, \dots, n\}, \quad p(x) = \frac{\binom{N_1}{x} \binom{N_0}{n-x}}{\binom{N_1+N_0}{n}}$$

で与えられる確率分布である。

補題 1

$$\begin{aligned} \sum_{k=0}^n \binom{N}{k} \binom{M}{n-k} &= \binom{N}{0} \binom{M}{n} + \binom{N}{1} \binom{M}{n-1} + \dots + \binom{N}{n} \binom{M}{0} \\ &= \binom{N+M}{n} \end{aligned}$$

証明

“母関数の方法”を用いる。二項定理により

$$(1+x)^N = \sum_{j=0}^N \binom{N}{j} x^j, \quad (1+x)^M = \sum_{k=0}^M \binom{M}{k} x^k$$

であるので、

$$\begin{aligned} (1+x)^{N+M} &= (1+x)^N (1+x)^M = \left\{ \sum_{j=0}^N \binom{N}{j} x^j \right\} \left\{ \sum_{k=0}^M \binom{M}{k} x^k \right\} \\ &= \sum_{j=0}^N \sum_{k=0}^M \binom{N}{j} \binom{M}{k} x^{j+k} = \sum_{j,k} \binom{N}{j} \binom{M}{k} x^{j+k} \\ &= \sum_{\ell=0}^{N+M} x^\ell \sum_{k+j=\ell} \binom{N}{j} \binom{M}{k} \end{aligned}$$

となるが、二項定理より

$$(1+x)^{N+M} = \sum_{\ell=0}^{N+M} \binom{N+M}{\ell} x^\ell$$

であるので、ゆえに

$$\sum_{k+j=\ell} \binom{N}{j} \binom{M}{k} = \binom{N+M}{\ell}$$



命題 2

超幾何分布 $HG(N_1, N_0; n)$ に対して、 $E[x] = np$ ($p = N_1/(N_1 + N_0)$)

証明

$$\begin{aligned} E[x] &= \sum_{x=0}^n xp(x) = \sum_{k=0}^n k \frac{\binom{N_1}{k} \binom{N_0}{n-k}}{\binom{N_1+N_0}{n}} = \sum_{k=1}^n (\text{同左}) \quad (k=0 \text{ のときは } 0) \\ &= \frac{1}{\binom{N_1+N_0}{n}} \sum_{k=1}^n k \binom{N_1}{k} \binom{N_0}{n-k} \end{aligned}$$

となるが、ここで、

$$\begin{aligned} k \binom{N_1}{k} &= k \frac{N_1(N_1-1)(N_1-2)\cdots(N_1-k+1)}{k(k-1)(k-2)\cdots 1} \\ &= N_1 \frac{(N_1-1)(N_1-2)\cdots(N_1-k+1)}{(k-1)(k-2)\cdots 1} \\ &= N_1 \binom{N_1-1}{k-1} \end{aligned}$$

なので、

$$\begin{aligned} E[x] &= \frac{1}{\binom{N_1+N_0}{n}} \sum_{k=1}^n N_1 \binom{N_1-1}{k-1} \binom{N_0}{n-k} \\ &= \frac{N_1}{\binom{N_1+N_0}{n}} \sum_{j=0}^{n-1} \binom{N_1-1}{j} \binom{N_0}{n-j-1} \quad (k-1=j) \\ &= \frac{N_1}{\binom{N_1+N_0}{n}} \binom{N_1-1+N_0}{n-1} \quad (\text{補題 1 の } N, M, n \text{ が } N_1-1, N_0, n-1) \end{aligned}$$

となる。ところで、

$$\begin{aligned} \binom{N_1+N_0}{n} &= \frac{(N_1+N_0)(N_1+N_0-1)\cdots(N_1+N_0-n+1)}{n(n-1)\cdots 1} \\ &= \frac{N_1+N_0}{n} \cdot \frac{(N_1+N_0-1)\cdots(N_1+N_0-n+1)}{(n-1)\cdots 1} \\ &= \frac{N_1+N_0}{n} \binom{N_1+N_0-1}{n-1} \end{aligned}$$

より、最後の式は約分されて

$$E[x] = \frac{N_1}{\frac{N_1+N_0}{n}} = n \frac{N_1}{N_1+N_0} = np$$

となる。■

命題 3

超幾何分布 $HG(N_1, N_0; n)$ に対して、 $V[x] = npq \frac{N_1 + N_0 - n}{N_1 + N_0 - 1}$ ($q = 1 - p = N_0 / (N_1 + N_0)$)

証明

$$\begin{aligned} E[x(x-1)] &= \sum_{x=0}^n x(x-1)p(x) = \sum_{x=2}^n x(x-1)p(x) \quad (x=0, 1 \text{ のときは } 0) \\ &= \frac{1}{\binom{N_1 + N_0}{n}} \sum_{k=2}^n k(k-1) \binom{N_1}{k} \binom{N_0}{n-k} \end{aligned}$$

であり、命題 2 の証明と同様にして

$$k(k-1) \binom{N_1}{k} = N_1(N_1-1) \binom{N_1-2}{k-2}$$

がいえるので、補題 1 を使い、命題 2 の証明と同様の計算を行うと

$$\begin{aligned} E[x(x-1)] &= \frac{N_1(N_1-1)}{\binom{N_1 + N_0}{n}} \sum_{k=2}^n \binom{N_1-2}{k-2} \binom{N_0}{n-k} \\ &= \frac{N_1(N_1-1)}{\binom{N_1 + N_0}{n}} \binom{N_1 + N_0 - 2}{n-2} \\ &= N_1(N_1-1) \frac{n(n-1)}{(N_1 + N_0)(N_1 + N_0 - 1)} \end{aligned}$$

となる。一方、

$$E[x(x-1)] = E[x^2 - x] = E[x^2] - E[x] \text{ より } E[x^2] = E[x(x-1)] + E[x]$$

であり、よって命題 2 より

$$\begin{aligned} V[x] &= E[x^2] - E[x]^2 = E[x(x-1)] + E[x] - E[x]^2 \\ &= N_1(N_1-1) \frac{n(n-1)}{(N_1 + N_0)(N_1 + N_0 - 1)} + np - n^2 p^2 \\ &= n \frac{N_1}{N_1 + N_0} \frac{(n-1)(N_1-1)}{N_1 + N_0 - 1} + np(1 - np) \\ &= np \left\{ \frac{(n-1)(N_1-1)}{N_1 + N_0 - 1} + 1 - n \frac{N_1}{N_1 + N_0} \right\} \quad \left(p = \frac{N_1}{N_1 + N_0} \right) \end{aligned}$$

ここで $A = N_1 + N_0$ とおくと

$$\begin{aligned}
 V[x] &= np \left\{ \frac{(n-1)(N_1-1)}{A-1} + 1 - n \frac{N_1}{A} \right\} \\
 &= np \frac{(n-1)(N_1-1)A + A(A-1) - nN_1(A-1)}{A(A-1)} \\
 &= np \frac{nN_1A - nA - N_1A + A + A^2 - A - nN_1A + nN_1}{A(A-1)} \\
 &= np \frac{A^2 - nA - N_1A + nN_1}{A(A-1)} = np \frac{(A-n)(A-N_1)}{A(A-1)} = np \frac{(N_1+N_0-n)N_0}{(N_1+N_0)(N_1+N_0-1)} \\
 &= npq \frac{N_1+N_0-n}{N_1+N_0-1} \quad \left(q = \frac{N_0}{N_1+N_0} \right)
 \end{aligned}$$

■

以後、 $N_1 = N$, $N_0 = M$ と書くことにする。

命題 4

超幾何分布 $HG(N, M; n)$ に対して、 $p = N/(N+M)$ を固定して $N, M \rightarrow \infty$ とすると $HG(N, M; n) \rightarrow B(n, p)$

証明

$$p = \frac{N}{N+M}$$

を固定するという事は、 $p : q = N : M$ より

$$M = \frac{q}{p}N$$

として $N \rightarrow \infty$ するという事。このとき、

$$p(x) = \frac{\binom{N}{x} \binom{M}{n-x}}{\binom{N+M}{n}} \rightarrow \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$$

となることを示せばよい ($0 \leq x \leq n$)。以後、 $n-x = y$ とする。

$$\begin{aligned}
 p(x) &= \frac{N(N-1)\cdots(N-x+1)}{x!} \times \frac{M(M-1)\cdots(M-y+1)}{y!} \\
 &\quad \times \frac{n!}{(N+M)(N+M-1)\cdots(N+M-n+1)} \\
 &= \binom{n}{x} \frac{N(N-1)\cdots(N-x+1)}{(N+M)(N+M-1)\cdots(N+M-x+1)} \\
 &\quad \times \frac{M(M-1)\cdots(M-y+1)}{(N+M-x)(N+M-x-1)\cdots(N+M-n+1)} \quad (x+y=n \text{ より}) \\
 &= \binom{n}{x} \frac{N}{N+M} \cdot \frac{N-1}{N+M-1} \cdots \frac{N-x+1}{N+M-x+1}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} & \times \frac{M}{N+M-x} \cdot \frac{M-1}{N+M-x-1} \cdots \frac{M-y+1}{N+M-n+1} \\ & = \binom{n}{x} \prod_{j=0}^{x-1} \frac{N-j}{N+M-j} \prod_{k=0}^{y-1} \frac{M-k}{N+M-x-k} \end{aligned}$$

ここで、 $M = \frac{q}{p}N$ より

$$\frac{N-j}{N+M-j} = \frac{1 - \frac{j}{N}}{1 + \frac{M}{N} - \frac{j}{N}} = \frac{1 - \frac{j}{N}}{1 + \frac{q}{p} - \frac{j}{N}} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \frac{1}{1 + \frac{q}{p}} = \frac{p}{p+q} = p \quad (q = 1-p),$$

$$\frac{M-k}{N+M-x-k} = \frac{\frac{M}{N} - \frac{k}{N}}{1 + \frac{M}{N} - \frac{x+k}{N}} = \frac{\frac{q}{p} - \frac{k}{N}}{1 + \frac{q}{p} - \frac{x+k}{N}} \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \frac{\frac{q}{p}}{1 + \frac{q}{p}} = \frac{q}{p+q} = q$$

となるので、結局

$$p(x) \xrightarrow{N \rightarrow \infty} \binom{n}{x} p^x q^y = \binom{n}{x} p^x q^{n-x}$$

となる。■