F分布とカイ2乗分布

確率変数 X_1 , X_2 は互いに独立で、それぞれ自由度 m , n のカイ2 乗分布に従うならば

$$X = \frac{\frac{X_1}{m}}{\frac{X_2}{n}}$$
 は自由度 (m, n) の F 分布に従う。

これは教科書86ページ書かれていることである。このことを2つの方法で証明する。

○ 分布関数を計算して証明する方法

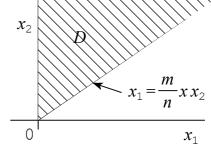
$$X_1$$
, X_2 の確率密度関数はそれぞれ、 $\frac{x_1^{\frac{m}{2}-1}e^{-\frac{x_1}{2}}}{2^{\frac{m}{2}}\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)}$, $\frac{x_2^{\frac{n}{2}-1}e^{-\frac{x_2}{2}}}{2^{\frac{n}{2}}\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}$ (いずれも x_i >0) であり、互

いに独立であるから上のXの確率密度関数は $\frac{x_1^{\frac{m}{2}-1}x_2^{\frac{n}{2}-1}e^{-\frac{x_1}{2}}e^{-\frac{x_2}{2}}}{2^{\frac{m}{2}}\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}$ である。従って

$$P\left(X \le x\right) = \iint_{D} \frac{x_{1}^{\frac{m}{2}-1} x_{2}^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x_{1}}{2}} e^{-\frac{x_{2}}{2}}}{2^{\frac{m}{2}} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} dx_{1} dx_{2}, D: 0 \le x_{1} \le \frac{m}{n} x x_{2}, 0 \le x_{2} < \infty$$

$$\alpha = \frac{m}{n}$$
 と表せば、上式は次の累次積分になる。

$$\int_{0}^{\infty} \int_{0}^{\alpha x x_{2}} \frac{x_{1}^{\frac{m}{2}-1} x_{2}^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x_{1}}{2}} e^{-\frac{x_{2}}{2}}}{2^{\frac{m}{2}} 2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} dx_{1} dx_{2}$$



これをxで微分すると(分布関数の導関数が確率密度関数)

$$\int_{0}^{\infty} \alpha x_{2} \frac{\left(\alpha x x_{2}\right)^{\frac{m}{2}-1} x_{2}^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{\alpha x x_{2}}{2}} e^{-\frac{x_{2}}{2}}}{2^{\frac{m}{2}} 2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} dx_{2}$$

$$= \alpha^{\frac{m}{2}} x^{\frac{m}{2} - 1} \frac{1}{2^{\frac{1}{2}(m+n)} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \int_{0}^{\infty} x_{2}^{\frac{1}{2}(m+n) - 1} e^{-\frac{1}{2}(\alpha x + 1)x_{2}} dx_{2}$$

$$\frac{1}{2}(\alpha x + 1)x_2 = u$$
 と置換する。

$$\frac{E}{2\pi} = \frac{\alpha^{\frac{m}{2}} x^{\frac{m}{2}-1}}{2^{\frac{1}{2}(m+n)} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \int_{0}^{\infty} \frac{2^{\frac{1}{2}(m+n)-1} u^{\frac{1}{2}(m+n)-1}}{(\alpha x+1)^{\frac{1}{2}(m+n)-1}} e^{-u} \frac{2}{\alpha x+1} du$$

$$= \frac{\left(\frac{m}{n}\right)^{\frac{m}{2}}}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \frac{x^{\frac{m}{2}-1}}{\left(\frac{m}{n}x+1\right)^{\frac{1}{2}(m+n)}} \int_{0}^{\infty} u^{\frac{1}{2}(m+n)-1} e^{-u} du$$

$$= \frac{\left(\frac{m}{n}\right)^{\frac{m}{2}}}{B\left(\frac{m}{2}, \frac{n}{2}\right)} \frac{x^{\frac{m}{2}-1}}{\left(\frac{m}{n}x+1\right)^{\frac{1}{2}(m+n)}} \therefore B(p,q) = \frac{\Gamma(p)\Gamma(q)}{\Gamma(p+q)}$$

$$= \frac{m^{\frac{m}{2}} n^{\frac{n}{2}}}{B\left(\frac{m}{2}, \frac{n}{2}\right)} \frac{x^{\frac{m}{2}-1}}{(m+n)^{\frac{1}{2}(m+n)}}$$

これは自由度 (m,n) の F 分布の確率密度関数である。よって証明された。

○ 積率母関数を計算して証明する方法

$$X = \frac{\frac{X_1}{m}}{\frac{X_2}{n}}$$
 の積率母関数を計算し、それが自由度 (m,n) の F 分布の積率母関数に等しいことを

示す。

$$E\left[e^{tX}\right] = \int_{0}^{\infty} \int_{0}^{\infty} \frac{x_{1}^{\frac{m}{2}-1} x_{2}^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x_{1}}{2}} e^{-\frac{x_{2}}{2}}}{2^{\frac{m}{2}} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} e^{\frac{n x_{2}}{m x_{2}}t} dx_{1} dx_{2}$$

変数変換
$$\begin{cases} x_{1} = uv \\ x_{2} = v \end{cases} \text{ を行えば、} J = \begin{vmatrix} v & u \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = v$$

与式 =
$$\frac{1}{2^{\frac{1}{2}(m+n)} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \int_{0}^{\infty} \int_{0}^{\infty} (uv)^{\frac{m}{2}-1} v^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{1}{2}uv} e^{-\frac{v}{2}} e^{\frac{n}{m}ut} v dv du$$

$$= \frac{1}{2^{\frac{1}{2}(m+n)} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \int_{0}^{\infty} u^{\frac{m}{2}-1} e^{\frac{n}{m}ut} \left(\int_{0}^{\infty} v^{\frac{1}{2}(m+n)-1} e^{-\frac{1}{2}(u+1)v} dv\right) du \cdots \text{ } 0$$

() の中の積分で、 $\frac{1}{2}(u+1)v=w$ と置換すれば

$$\int_{0}^{\infty} v^{\frac{1}{2}(m+n)-1} e^{-\frac{1}{2}(u+1)v} dv = \int_{0}^{\infty} \left(\frac{2}{u+1}\right)^{\frac{1}{2}(m+n)-1} w^{\frac{1}{2}(m+n)-1} e^{-w} \frac{2}{u+1} dw$$

$$= \frac{2^{\frac{1}{2}(m+n)} \Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{(u+1)^{\frac{1}{2}(m+n)}}$$

従って、①式は、
$$\frac{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right)\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}\int_0^\infty \frac{u^{\frac{m}{2}-1}}{(u+1)^{\frac{1}{2}(m+n)}}e^{\frac{n}{m}ut}du \ \, となる。 \frac{n}{m}u=x \ \, e^{\frac{m}{2}}$$

与式=
$$\frac{1}{B\left(\frac{m}{2}, \frac{n}{2}\right)} \int_0^\infty \frac{\left(\frac{m}{n}\right)^{\frac{m}{2}-1} x^{\frac{m}{2}-1}}{\left(\frac{m}{n}x+1\right)^{\frac{1}{2}(m+n)}} e^{tx} \frac{m}{n} dx$$

$$= \frac{m^{\frac{m}{2}} n^{\frac{n}{2}}}{B(\frac{m}{2}, \frac{n}{2})} \int_{0}^{\infty} \frac{x^{\frac{m}{2}-1}}{(mx+n)^{\frac{1}{2}(m+n)}} e^{tx} dx$$

これは自由度 (m,n) のF 分布の積率母関数を計算する式と一致するから、X はそれに従う。この証明のうまいところは、上式を最後まで計算しないところにある。

○ 参考までに F 分布の平均と分散を計算する。

$$E[X] = \frac{m^{\frac{m}{2}}n^{\frac{n}{2}}}{B(\frac{m}{2}, \frac{n}{2})} \int_{0}^{\infty} \frac{x^{\frac{m}{2}-1}x}{(mx+n)^{\frac{1}{2}(m+n)}} dx$$

$$= \frac{m^{\frac{m}{2}}n^{\frac{n}{2}}}{B(\frac{m}{2}, \frac{n}{2})} \int_{0}^{\infty} \frac{x^{\frac{m}{2}}}{n^{\frac{1}{2}(m+n)}(1+\frac{m}{n}x)^{\frac{1}{2}(m+n)}} dx, \quad \frac{m}{n}x = \tan^{2}\theta \text{ \text{Ellipsis}}$$

$$= \frac{\left(\frac{m}{n}\right)^{\frac{m}{2}}}{B(\frac{m}{2}, \frac{n}{2})} \int_{0}^{\infty} \frac{\left(\frac{n}{m}\right)^{\frac{m}{2}} \tan^{m}\theta}{(1+\tan^{2}\theta)^{\frac{1}{2}(m+n)}} \frac{2n}{m} \tan \theta \sec^{2}\theta d\theta$$

$$= \frac{\frac{n}{m}}{B\left(\frac{m}{2}, \frac{n}{2}\right)} 2 \int_0^{\frac{\pi}{2}} \sin^{m+1}\theta \cos^{n-3}\theta d\theta$$

$$=\frac{\frac{n}{m}}{B\left(\frac{m}{2},\frac{n}{2}\right)} 2\int_0^{\frac{\pi}{2}} \sin^{2\left(\frac{m}{2}+1\right)-1} \theta \cos^{2\left(\frac{n}{2}-1\right)-1} \theta d\theta$$

一般に、
$$B(p,q) = 2\int_0^{\frac{\pi}{2}} \sin^{2p-1}\theta \cos^{2q-1}\theta d\theta$$
 が成り立つので(証明してごらん)

与式=
$$\frac{\frac{n}{m}B\left(\frac{m}{2}+1,\frac{n}{2}-1\right)}{B\left(\frac{m}{2},\frac{n}{2}\right)}$$

これも一般に、
$$B(p+1,q-1) = \frac{p}{q-1} B(p,q) \quad (q>1)$$
 が成り立つので

$$\frac{\frac{n}{m}B\left(\frac{m}{2}+1,\frac{n}{2}-1\right)}{B\left(\frac{m}{2},\frac{n}{2}\right)} = \frac{n}{m}\frac{\frac{m}{2}}{\frac{n}{2}-1}\frac{B\left(\frac{m}{2},\frac{n}{2}\right)}{B\left(\frac{m}{2},\frac{n}{2}\right)} = \frac{n}{n-2}$$

$$\therefore E[X] = \frac{n}{n-2} \quad (n \ge 3) \quad \cdots \quad (2)$$

同様にして(詳細は各自で確認せよ)

$$E\left[X^{2}\right] = \frac{\left(\frac{n}{m}\right)^{2}}{B\left(\frac{m}{2}, \frac{n}{2}\right)} 2 \int_{0}^{\frac{\pi}{2}} \sin^{2\left(\frac{m}{2}+2\right)-1} \theta \cos^{2\left(\frac{n}{2}-2\right)-1} \theta d\theta$$

$$= \left(\frac{n}{m}\right)^{2} \frac{B\left(\frac{m}{2}+2,\frac{n}{2}-2\right)}{B\left(\frac{m}{2},\frac{n}{2}\right)} = \left(\frac{n}{m}\right)^{2} \frac{\left(\frac{m}{2}+1\right)\frac{m}{2}}{\left(\frac{n}{2}-2\right)\left(\frac{n}{2}-1\right)} \frac{B\left(\frac{m}{2},\frac{n}{2}\right)}{B\left(\frac{m}{2},\frac{n}{2}\right)}$$

$$\left(: B\left(\frac{m}{2} + 2, \frac{n}{2} - 2\right) = \frac{\frac{m}{2} + 1}{\frac{n}{2} - 2} B\left(\frac{m}{2} + 1, \frac{n}{2} - 1\right) \right)$$

$$=\frac{(m+2)n^2}{m(n-4)(n-2)}$$
 従って③を用いて

$$V[X] = E[X^2] - (E[X])^2 = \frac{(m+2)n^2}{m(n-4)(n-2)} - \frac{n^2}{(n-2)^2} = \frac{2n^2(m+n-2)}{m(n-4)(n-2)^2} \quad (n \ge 5)$$

(証終)