

## F분포에 관한 연구

徐 復 源

### I. 서 론

통계적 추측은 표본조사를 통하여 얻은 지식을 토대로 모집단에 관한 정보를 귀납적으로 추론해 내는 것이 그 중심과제로 되고 있다.

그 방법으로서 모수의 추정과 가설의 검정이 있는 바 본고에서는 여러가지 검정중 분산에 관한 검정으로서 두개의 표본분산이, 같은 분산을 갖는 정규모집단으로부터 추출한 표본의 것인지를 검정할 때 활용되는 이론으로서의 F분포(Snedecor's F-distribution)에 관한 연구로 첫째 F분포함수의 유도과정에서 대부분의 저술이 변수변환의 야코비안(Jacobian) J를 활용하고 있는 바 좀 더 쉬운 1변수변환법으로 유도해 보려 하고, 둘째 활용공식에 대한 이론적인 근거 제시가 불완전한 부분을 완전히 제시해 보고자 한다.

### II. 본 론

#### 1. F통계량

분산이 같은 두 정규모집단  $N(\mu_1, \sigma^2)$ ,  $N(\mu_2, \sigma^2)$ 으로부터 각각 독립적으로 임의추출한 크기  $m$ ,  $n$ 인 두 확률표본

$X_1, X_2, \dots, X_m$  및  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ 에서

$$\begin{aligned} \chi_1^2 &= \left(\frac{x_1 - \mu_1}{\sigma}\right)^2 + \left(\frac{x_2 - \mu_1}{\sigma}\right)^2 + \dots \\ &+ \left(\frac{x_m - \mu_1}{\sigma}\right)^2 = \sum_{i=1}^m \left(\frac{x_i - \mu_1}{\sigma}\right)^2 \\ \chi_2^2 &= \left(\frac{y_1 - \mu_2}{\sigma}\right)^2 + \left(\frac{y_2 - \mu_2}{\sigma}\right)^2 + \dots \\ &+ \left(\frac{y_n - \mu_2}{\sigma}\right)^2 = \sum_{j=1}^n \left(\frac{y_j - \mu_2}{\sigma}\right)^2 \end{aligned}$$

이라 할 때  $\chi_1^2$ ,  $\chi_2^2$ 는 각각 자유도  $m$ ,  $n$ 인  $\chi^2$ 분포변수이고 이 두  $\chi^2$ 변수를 각각의 자유도로 나눈 값의 비율 즉

$$F = \frac{\chi_1^2/m}{\chi_2^2/n} \dots \dots \dots (1)$$

를 F통계량이라 하며 이 통계량을 확률변수로 하는 분포를 F분포라고 한다. 또 이 때의 F를 자유도  $m$ ,  $n$ 인 F분포변수라고 한다.

[정리 1] 위의 두 확률표본  $X_1, X_2, \dots, X_m$  및  $Y_1, Y_2, \dots, Y_n$ 에 의한 각 모분산의 불편분산을 각각  $S_1^2$ ,  $S_2^2$ 이라고 하면  $\frac{S_1^2}{S_2^2}$ 은 자유도  $m-1$ ,  $n-1$ 인 F분포변수이다.

$$\begin{aligned} \text{[증명]} \quad S_1^2 &= \frac{1}{m-1} \sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x})^2 \\ &= \frac{\sigma^2}{m-1} \sum_{i=1}^m \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\sigma}\right)^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} S_2^2 &= \frac{1}{n-1} \sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})^2 \\ &= \frac{\sigma^2}{n-1} \sum_{j=1}^n \left(\frac{y_j - \bar{y}}{\sigma}\right)^2 \end{aligned}$$

여기서  $\sum_{i=1}^m \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\sigma}\right)^2$  과  $\sum_{j=1}^n \left(\frac{y_j - \bar{y}}{\sigma}\right)^2$  는 각각 자유도  $m-1$ ,  $n-1$ 인  $\chi^2$ 통계량이다.  $\left(\sum_{i=1}^m \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\sigma}\right)^2\right)$  의

자유도가  $m$ 이 아니고  $m-1$ 인 이유는  $\sum_{i=1}^m (x_i - \bar{x}) = 0$ 이므로  $m$ 개의 변수중  $m-1$ 개는 자유로운 값을 취할 수 있지만 나머지 하나는 일의적으로 결정되기 때문이다).  $\chi_1'^2 = \sum_{i=1}^m \left(\frac{x_i - \bar{x}}{\sigma}\right)^2$ ,

$\chi_2'^2 = \sum_{j=1}^n \left(\frac{y_j - \bar{y}}{\sigma}\right)^2$  이라 놓으면

$$\frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{\frac{\sigma^2}{m-1} \chi_1'^2}{\frac{\sigma^2}{n-1} \chi_2'^2} = \frac{\chi_1'^2/m-1}{\chi_2'^2/n-1} \dots\dots\dots (2)$$

따라서  $\frac{S_1^2}{S_2^2}$ 은 자유도  $m-1, n-1$ 인  $F$ 분포변수이다.

## 2. $F$ 분포의 밀도함수

$F$ 분포의 확률밀도함수가 어떻게 유도되는지에 대하여 알아 보기로 하자.

[정리 2]  $\chi_1^2, \chi_2^2$ 가 각각 자유도  $m, n$ 인  $\chi^2$ 분포에 따르고, 서로 독립인 변수일 때  $F$ 통계량  $F = \frac{\chi_1^2/m}{\chi_2^2/n}$ 의 확률밀도 함수는

$$f(F) = \frac{m^{\frac{m}{2}} n^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} (mF+n)^{-\frac{m+n}{2}} \times F^{\frac{m}{2}-1} \dots\dots\dots (3)$$

이다.

[증명]  $F = \frac{\chi_1^2/m}{\chi_2^2/n}, \chi_1^2 = x, \chi_2^2 = y$ 라 놓으면  $x, y$ 는 각각 자유도  $m, n$ 인  $\chi^2$ 분포에 따르므로

$$g(x) = \frac{1}{2^{\frac{m}{2}} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right)} x^{\frac{m}{2}-1} e^{-\frac{x}{2}} \dots\dots\dots (4)$$

( $\Gamma(\alpha)$ 는 감마함수라고 하며  $\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty e^{-x} x^{\alpha-1} dx$ 이다).

$$g(y) = \frac{1}{2^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} y^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{y}{2}}$$

여기서 두 변수  $x, y$ 는 서로 독립적이므로,  $y$ 의 결합밀도함수  $g(x, y)$ 는

$$g(x, y) = g(x) \cdot g(y) \text{을 만족한다.}$$

따라서

$$g(x, y) = g(x) \cdot g(y) = \frac{1}{2^{\frac{m+n}{2}} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} x^{\frac{m}{2}-1} y^{\frac{n}{2}-1} \times e^{-\frac{x+y}{2}} \dots\dots\dots (5)$$

여기서

$$\frac{1}{2^{\frac{m+n}{2}} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} = c_1 \text{라 놓으면}$$

$$g(x, y) = c_1 x^{\frac{m}{2}-1} y^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{x+y}{2}}$$

$$\omega = \frac{x}{y} \text{라 놓으면 } \frac{\partial x}{\partial \omega} = y, x = \omega y$$

$x, y$ 의 함수를 먼저  $\omega, y$ 의 함수로 변환하려면

$$h(\omega, y) = g(x, y) \frac{\partial x}{\partial \omega} \text{에 의하여}$$

$$h(\omega, y) = c_1 (\omega y)^{\frac{m}{2}-1} y^{\frac{n}{2}-1} e^{-\frac{\omega y + y}{2}} y = c_1 \omega^{\frac{m}{2}-1} y^{\frac{m+n}{2}-1} e^{-\frac{\omega+1}{2} y}$$

다음  $\omega$ 만의 함수를 얻기 위하여는  $h(\omega, y)$ 를  $y$ 로 적분해야한다. 즉

$$h(\omega) = \int_0^\infty h(\omega, y) dy \quad (0 < y < \infty)$$

$$= c_1 \omega^{\frac{m}{2}-1} \int_0^\infty y^{\frac{m+n}{2}-1} e^{-\frac{\omega+1}{2} y} dy$$

감마함수  $\Gamma(\alpha) = \int_0^\infty x^{\alpha-1} e^{-x} dx$ 를 활용하기 위

하여  $\frac{\omega+1}{2} y = t$ 라 놓으면  $dy = \frac{2}{\omega+1} dt$ ,

$y = \frac{2t}{\omega+1}, y=0$ 이면  $t=0, y \rightarrow \infty$ 이면  $t \rightarrow \infty$ 이므로

$$= c_1 \omega^{\frac{m}{2}-1} \int_0^\infty \left(\frac{2t}{\omega+1}\right)^{\frac{m+n}{2}-1} e^{-t} \frac{2}{\omega+1} dt$$

$$= c_1 2^{\frac{m+n}{2}} \frac{\omega^{\frac{m}{2}-1}}{(\omega+1)^{\frac{m+n}{2}}} \int_0^\infty t^{\frac{m+n}{2}-1} e^{-t} dt$$

$$= 2^{\frac{m+n}{2}} c_1 \Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right) \frac{\omega^{\frac{m}{2}-1}}{(\omega+1)^{\frac{m+n}{2}}} \dots\dots\dots (6)$$

이제  $\omega$ 의 밀도함수에서  $F$ 의 밀도함수로 변수변환하기 위하여  $f(F) = g(\omega) \frac{d\omega}{dF}$ 를 이용하면

$F = \frac{n}{m} \omega, \omega = \frac{m}{n} F, \frac{d\omega}{dF} = \frac{m}{n}$ 이므로

$$f(F) = g(\omega) \frac{d\omega}{dF} = g\left(\frac{m}{n} F\right) \cdot \frac{m}{n}$$

$$(6) \text{식에서 } 2^{\frac{m+n}{2}} c_1 \Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right) = c_2 \text{라 놓으면}$$

$$= c_2 \frac{\left(\frac{m}{n} F\right)^{\frac{m}{2}-1}}{\left(\frac{m}{n} F + 1\right)^{\frac{m+n}{2}}} \cdot \frac{m}{n}$$

$$= c_2 \cdot \frac{\left(\frac{m}{n}\right)^{\frac{m}{2}} \cdot n^{\frac{m+n}{2}} F^{\frac{m}{2}-1}}{(mF+n)^{\frac{m+n}{2}}}$$

$$= c_2 \cdot m^{\frac{m}{2}} n^{\frac{n}{2}} F^{\frac{m}{2}-1} (mF+n)^{-\frac{m+n}{2}}$$

여기에  $c_2 = 2^{\frac{m+n}{2}} \cdot c_1 \Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)$ ,

$$c_1 = \frac{1}{2^{\frac{m+n}{2}} \cdot \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \text{이므로}$$

$$c_2 = 2^{\frac{m+n}{2}} \cdot \frac{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{2^{\frac{m+n}{2}} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}$$

$$= \frac{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \text{을 대입하면}$$

$$f(F) = \frac{m^{\frac{m}{2}} n^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} F^{\frac{m}{2}-1} (mF+n)^{-\frac{m+n}{2}} \quad (7)$$

또 감마함수와 베타함수사이의 관계

$$\Gamma(m) \Gamma(n) = B(m, n) \Gamma(m+n)$$

( $B(m, n)$ 을 베타함수라 하며

$$B(m, n) = \int_0^1 x^{m-1} (1-x)^{n-1} dx \text{이다.})$$

에 의하여

$$f(F) = \frac{m^{\frac{m}{2}} n^{\frac{n}{2}}}{B\left(\frac{m}{2}, \frac{n}{2}\right)} F^{\frac{m}{2}-1} (mF+n)^{-\frac{m+n}{2}} \dots (8)$$

로 나타내기도 한다.

[정리 1]과 [정리 2]를 종합해 보면 분산이 같은 두 정규모집단으로부터 추출한 크기  $m, n$ 인 확률표본의 불편분산비  $\frac{S_1^2}{S_2^2}$ 은 자유도  $m-1, n-1$ 인  $F$ 통계량이며 그 밀도함수는

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

.....(9)

임을 알 수 있다.

자유도가 각각 ( $m=6, n=6$ ), ( $m=20, n=6$ ), ( $m=30, n=30$ )인  $F$ 분포곡선의 모양은 그림 [1]과 같다.

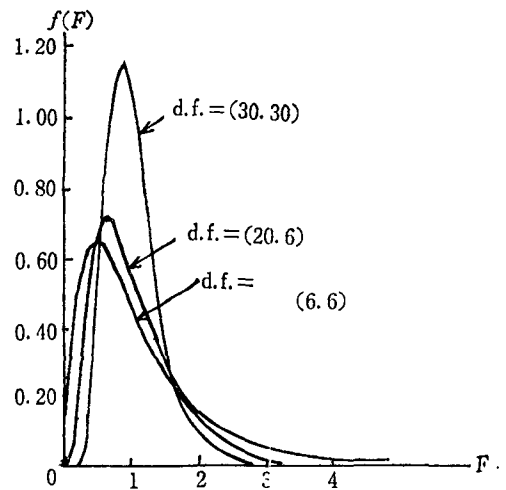


그림 [1]

### 3. $F$ 분포의 평균과 분산

$F$ 통계량의 평균과 분산에 대하여 알아 보면 다음과 같다.

[정리 3] 자유도  $m, n$ 인  $F$ 분포의 평균  $\mu_F$ 와 분산  $\sigma_F$ 는

$$\mu_F = \frac{n}{n-2} \dots (10)$$

$$\sigma_F = \frac{2n^2(m+n-2)}{m(n-2)^2(n-4)} \dots (11)$$

이다.

[증명] 확률밀도함수가  $f(x)$ 인 확률분포의  $k$ 차 원점적률  $\mu_k'$ 는

$$\mu_k' = E(x^k) = \int_{-\infty}^{\infty} x^k f(x) dx \quad (-\infty < x < \infty)$$

이므로 (7)식에 대한  $F$ 분포의  $k$ 차 원점적률은

$$\mu_k = \int_0^{\infty} F^k f(F) dF$$

$$= \int_0^{\infty} F^k \frac{m^{\frac{m}{2}} n^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} F^{\frac{m}{2}-1}$$

$$\begin{aligned} & (mF+n)^{-\frac{m+n}{2}} dF \\ &= \frac{m^{\frac{m}{2}} n^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \int_0^{\infty} F^{k+\frac{m}{2}-1} \\ & (mF+n)^{-\frac{m+n}{2}} dF \end{aligned}$$

여기서 베타함수  $B(m, n) = \int_0^1 x^{m-1} (1-x)^{n-1}$

$dx$ 를 이용하기 위하여  $u = \frac{mF}{mF+n}$ 라 놓으면

$$F = \frac{n}{m} \cdot \frac{u}{1-u}, \quad dF = \frac{n}{m} \cdot \frac{1}{(1-u)^2} du$$

$F=0$ 이면  $u=0$ ,  $F \rightarrow \infty$ 이면  $u=1$  이므로

$$= \frac{m^{\frac{m}{2}} n^{\frac{n}{2}} \Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \int_0^1 \left(\frac{n}{m} \cdot \frac{u}{1-u}\right)^{k+\frac{m}{2}-1}$$

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

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

$$\int_0^1 u^{k+\frac{m}{2}-1} (1-u)^{\frac{n}{2}-k-1} du$$

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

$$(\because B\left(k+\frac{m}{2}, \frac{n}{2}-k\right) = \int_0^1 x^{k+\frac{m}{2}-1} (1-x)^{\frac{n}{2}-k-1} dx)$$

또 베타함수와 감마함수사이의 관계

$\Gamma(m) \Gamma(n) = B(m, n) \Gamma(m+n)$ 에 의하여

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

$$= \frac{\Gamma\left(k+\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-k\right)}{\Gamma\left(k+\frac{m}{2}+\frac{n}{2}-k\right)} = \frac{\Gamma\left(k+\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-k\right)}{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}$$

이므로

$$= \frac{\left(\frac{n}{m}\right)^k \Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \cdot \frac{\Gamma\left(k+\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-k\right)}{\Gamma\left(\frac{m+n}{2}\right)}$$

$$\therefore \mu_k' = \frac{\left(\frac{n}{m}\right)^k \Gamma\left(k+\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-k\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)} \dots \dots \dots (12)$$

그러므로 1차적률  $\mu_1'$ 는

$$\mu_1' = \frac{\frac{n}{m} \Gamma\left(\frac{m}{2}+1\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-1\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}$$

감마함수의 성질  $\Gamma(\alpha) = (\alpha-1) \Gamma(\alpha-1)$ 에서

$$= \frac{\frac{n}{m} \frac{m}{2} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-1\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \left(\frac{n}{2}-1\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-1\right)}$$

$$\therefore \mu_F = \frac{n}{n-2} \quad (n > 2)$$

또 2차적률  $\mu_2'$ 는

$$\mu_2' = \frac{\frac{n^2}{m^2} \Gamma\left(\frac{m}{2}+2\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-2\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}\right)}$$

감마함수의 성질  $\Gamma(\alpha) = (\alpha-1) \Gamma(\alpha-1)$ 에서

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

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

$$\Gamma\left(\frac{n}{2}\right) = \left(\frac{n}{2}-1\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-1\right)$$

$$= \left(\frac{n}{2}-1\right) \left(\frac{n}{2}-2\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-2\right)$$

이므로

$$\mu_2' = \frac{\frac{n^2}{m^2} \left(\frac{m}{2}+1\right) \frac{m}{2} \Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-2\right)}{\Gamma\left(\frac{m}{2}\right) \left(\frac{n}{2}-1\right) \left(\frac{n}{2}-2\right) \Gamma\left(\frac{n}{2}-2\right)}$$

$$= \frac{n^2 \left(\frac{m}{2}+1\right) \frac{m}{2}}{m^2 \left(\frac{n}{2}-1\right) \left(\frac{n}{2}-2\right)} = \frac{n^2(m+2)}{m(n-2)(n-4)}$$

그런데 분산  $\sigma_F^2 = \mu_2' - \mu_1'^2$ 에서

$$\sigma_F^2 = \frac{n^2(m+2)}{m(n-2)(n-4)} - \frac{n}{n-2}$$

$$= \frac{2n^2(m+n-2)}{m(n-2)^2(n-4)}$$

[정리 4]  $F_1$ 이  $F$ 통계량의 한 값이고  $F_1 > 1$ 일 때

$$\int_0^{F_1} f(F) dF = \int_{F_1}^{\infty} f(F) dF \text{이다.}$$

[증명]  $f(F) = \frac{m^{\frac{m}{2}} n^{\frac{n}{2}}}{B(\frac{m}{2}, \frac{n}{2})} F^{\frac{m}{2}-1} (mF+n)^{-\frac{m+n}{2}}$

((8)식에서)

$$\frac{m^{\frac{m}{2}} n^{\frac{n}{2}}}{B(\frac{m}{2}, \frac{n}{2})} = c \text{라 하자}$$

$$\int_0^{F_1} f(F) dF = c \int_0^{F_1} F^{\frac{m}{2}-1} (mF+n)^{-\frac{m+n}{2}} dF$$

$$F = \frac{1}{F'} \text{로 놓으면 } dF = -\frac{dF'}{F'^2} \text{이고}$$

$$F=0 \text{이면 } F' \rightarrow \infty, F = \frac{1}{F_1} \text{이면 } F' = F_1 \text{이므로}$$

$$= c \int_{\infty}^{F_1} \left(\frac{1}{F'}\right)^{\frac{m}{2}-1} \left(\frac{m}{F'}+n\right)^{-\frac{m+n}{2}} \left(-\frac{dF'}{F'^2}\right)$$

$$= c \int_{F_1}^{\infty} \frac{F'^{\frac{m+n}{2}}}{F'^{\frac{m}{2}+1} (m+nF')^{\frac{m+n}{2}}} dF'$$

$$= c \int_{F_1}^{\infty} F'^{\frac{n}{2}-1} (m+nF')^{-\frac{m+n}{2}} dF'$$

여기서  $F'$ 는  $F$ 의 역수로서 역시  $F$ 통계량이고,  $F$ 의 자유도가  $m, n$ 인데 반하여  $F'$ 의 자유도는 그 순서를 바꾸어 놓은  $n, m$ 이므로

$$= \int_{F_1}^{\infty} f(F') dF'$$

$$= \int_{F_1}^{\infty} f(F) dF$$

#### 4. $F$ 분포의 응용

두 개의 임의표본(그 불편분산이 각각  $S_1^2, S_2^2$ 인)이 같은 분산을 갖는 정규모집단에 속하면 그 분산비  $F (= \frac{S_1^2}{S_2^2})$ 의 값은 1에 근사해 간다고 기대할 수 있고 역으로 1에서 일정한 한도 이상으로 멀어지면 그 두 표본은 각각 분산이 다른 모집단에 속한다고 할 수 있겠다. 등분산의 가설이 채택되는  $F$ 의 표본치의 존재구간을 구간  $(F_1, F_2)$ 라고 하면 등분산의 가설이 기각되는  $F$

의 표본치의 존재구간은  $F < F_1$  또는  $F > F_2$ 이다. 이것을  $F$ 분포곡선을 이용하여 표시하면 그림 [2]와 같다.

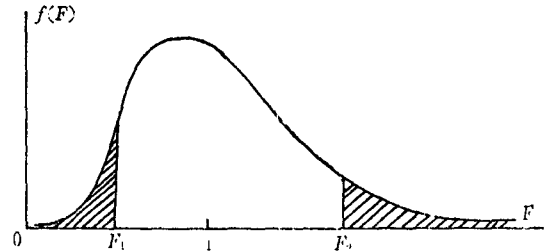


그림 [2]

여기서  $\int_0^{F_1} f(F) dF = \int_{F_2}^{\infty} f(F) dF$  이고, [정리

4]에 의하여  $F_1, F_2$ 사이에는  $F_1 = \frac{1}{F_2}$ 인 관계가 있다.

이 때 한계치  $F_1, F_2$ 는  $F$ 의 자유도 및 유의수준에 의하여 결정된다.

$F$ 분포표(수표)는  $F$ 분포가 두 개의 모수(자유도)  $m, n$ 에 의존하므로 서로 다른 확률과  $m, n$ 에 대응하는  $F$ 값을 나타내는 삼중분류표의 형식을 취하고 있고  $F$ 의 값은 우측한계치  $F_2$ 의 값만이 나오며  $\int_{F_2}^{\infty} f(F) dF = 0.05$ 인 경우와  $\int_{F_2}^{\infty} f(F) dF = 0.01$ 인 경우만이 표에 나와 있다.

[보기] 어느 두 종류의 제품에 대한 강도를 검사한 결과가 아래와 같다.

종류 I :	138	127	134	125		
종류 II :	134	137	140	130	135	134

이 자료를 사용하여 두개의 표본의 분산이 5%의 유의수준에서 등분산인지를 검정하여라.

[풀이]

X	$X - \bar{X}$	$(X - \bar{X})^2$	Y	$Y - \bar{Y}$	$(Y - \bar{Y})^2$
138	7	49	134	-1	1
127	-4	16	137	2	4
134	3	9	140	5	25
125	-6	36	130	-5	25
			135	0	0
			134	-1	1
524	0	110	810	0	56

$$S_1^2 = \frac{\sum(X - \bar{X})^2}{m-1} = \frac{110}{4-1} = \frac{110}{3} = 36.67$$

$$S_2^2 = \frac{\sum(Y - \bar{Y})^2}{n-1} = \frac{56}{6-1} = \frac{56}{5} = 11.20$$

$$F = \frac{36.67}{11.20} = 3.27$$

여기서는  $S_1^2$ 과  $S_2^2$ 이 유의적인 차이가 있는 지를 알고자 하는 것이므로 양측검정을 적용하게 되어 그림 [3]에서 알수 있드시

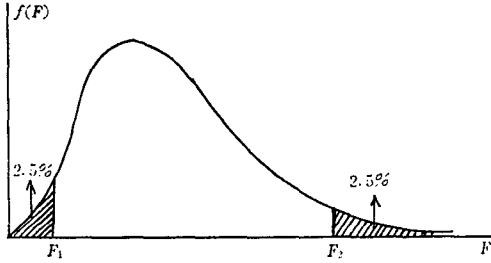


그림 [3]

$$F_2(3, 5) = F_{0.975}(3, 5) = 7.76$$

따라서  $F_1 < F (= 3.27) < F_2 = 7.76$ 으로 되어 두 개의 분산은 등분산이라고 할 수 있다.

### III. 결 어

F분포 이론을 수리적인 면을 중심으로 나름대로 체계를 세워 정리해 보았다. 수리통계학의 극히 단편적인 일부이지만 F분포이론을 이해하는데 다소나마 도움이 되었으면 한다.

#### 참 고 문 헌

尹起重, 數理統計學

金正年, 統計學

鄭英鎭, 實用現代統計學

崔鍾碩 外 數名 新制統計學

P.G. Hoel, Introduction to Mathematical Statistics

Erwin Kreyszig, Introductory Mathematical Statistics

Paul L. Meyer, Introductory Probability and Statistical Applications