

우도비 검정

# 정의

- 개요

1. 네이만-피어슨 정리에 의거하여, 우도비 검정  $\frac{L(w)}{L(\Omega)} = g(y) \leq k$ 은
  - 1) 최량검정이고
  - 2) 모든 점에서  $P_{\theta=w}[X \in C] = \alpha \leq P_{\theta=\Omega}[X \in C]$ 인 불편검정이다.
2. 즉, 이 성질을 이용하면 항상 효과적인 측정 기준을 구할 수 있다.

# 정의

- T-검정

1. 독립인 확률변수  $X \sim N(\theta_1, \sigma^2)$ ,  $Y \sim N(\theta_2, \sigma^2)$  을 고려하자.  
즉 분산은 같고 평균은 다르다.

2.  $H_0 : \theta_1 = \theta_2$  VS  $H_1 : \theta_1 > \theta_2$  or  $\theta_1 < \theta_2$  를 검정한다.

1) 모수의 공간을 각각 정의하면

(1)  $\Omega = \{(\theta_1, \theta_2, \sigma) : -\infty < \theta_1 < \infty, -\infty < \theta_2 < \infty, 0 < \sigma < \infty\}$

(2)  $W = \{(\theta_1, \theta_2, \sigma) : -\infty < \theta_1 = \theta_2 < \infty, 0 < \sigma < \infty\}$

2) 우도비 검정을 정의하면

$$\begin{aligned} (1) \frac{L(W)}{L(\Omega)} &= \frac{\prod_{i=1}^n f(x_i; \theta_1, \sigma) \prod_{i=1}^m f(y_i; \theta_1, \sigma)}{\prod_{i=1}^n f(x_i; \theta_1, \sigma) \prod_{i=1}^m f(y_i; \theta_2, \sigma)} = \frac{\prod_{i=1}^n f(x_i; \theta_1, \sigma) \prod_{i=1}^m f(y_i; \theta_1, \sigma)}{\prod_{i=1}^n f(x_i; \theta_1, \sigma) \prod_{i=1}^m f(y_i; \theta_2, \sigma)} \\ &= \frac{\left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}\right]^{\frac{n+m}{2}} \exp\left(-\frac{\sum(x_i - \theta_1)^2 + \sum(y_i - \theta_1)^2}{2\sigma^2}\right)}{\left[\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}\right]^{\frac{n+m}{2}} \exp\left(-\frac{\sum(x_i - \theta_1)^2 + \sum(y_i - \theta_2)^2}{2\sigma^2}\right)} \end{aligned}$$

# 정의

- T-검정

3) 각각의 우도를 최대화하기 위해 MLE 추정량을 구입해서 대입하면

$$(1) \frac{\partial \log L(w)}{\partial \vec{\theta}} = \left[ \frac{\partial \log L(w)}{\partial \theta_1}, \frac{\partial \log L(w)}{\partial \sigma} \right] = [0, 0]$$

$$- \frac{\partial \log L(w)}{\partial \theta_1} = \sum (x_i - \theta_1) + \sum (y_i - \theta_2) = 0$$

$$- \frac{\partial \log L(w)}{\partial \sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \left[ \sum (x_i - \theta_1)^2 + \sum (y_i - \theta_2)^2 \right] - (n + m) = 0$$

$$- \text{따라서 } \theta_1 = \frac{\sum x_i + \sum y_i}{n+m}, \sigma^2 = \frac{[\sum (x_i - \theta_1)^2 + \sum (y_i - \theta_2)^2]}{n+m}$$

$$- \text{따라서 } L(\hat{w}) = \left[ \frac{e^{-1}}{\sqrt{2\pi}\sigma} \right]^{\frac{n+m}{2}}$$

# 정의

- T-검정

3) 각각의 우도를 최대화하기 위해 MLE 추정량을 구입해서 대입하면

$$(2) \frac{\partial \log L(w)}{\partial \vec{\theta}} = \left[ \frac{\partial \log L(w)}{\partial \theta_1}, \frac{\partial \log L(w)}{\partial \theta_2}, \frac{\partial \log L(w)}{\partial \sigma^2} \right] = [0, 0, 0]$$

$$- \frac{\partial \log L(w)}{\partial \theta_1} = \sum (x_i - \theta_1) = 0$$

$$- \frac{\partial \log L(w)}{\partial \theta_2} = \sum (y_i - \theta_2) = 0$$

$$- \frac{\partial \log L(w)}{\partial \sigma^2} = \frac{1}{\sigma^2} \left[ \sum (x_i - \theta_1)^2 + \sum (y_i - \theta_2)^2 \right] - (n + m) = 0$$

$$- \text{따라서 } \theta_1 = \frac{\sum x_i}{n}, \theta_2 = \frac{\sum y_i}{m}, \sigma'^2 = \frac{[\sum (x_i - \theta_1)^2 + \sum (y_i - \theta_2)^2]}{n + m}$$

$$- \text{따라서 } L(\hat{\Omega}) = \left[ \frac{e^{-1}}{\sqrt{2\pi\sigma'^2}} \right]^{\frac{n+m}{2}}$$

# 정의

- T-검정

3) MLE 추정량을 투입한 최대우도함수의 우도비를 정의하면

$$(1) \frac{L(\hat{w})}{L(\hat{\Omega})} = \frac{\left[ \frac{e^{-1}}{\sqrt{2\pi}\sigma^2} \right]^{\frac{n+m}{2}}}{\left[ \frac{e^{-1}}{\sqrt{2\pi}\sigma'^2} \right]^{\frac{n+m}{2}}} = \left[ \frac{\sigma^2}{\sigma'^2} \right]^{\frac{n+m}{2}}$$

4)  $\frac{L(\hat{w})}{L(\hat{\Omega})} = g(y) = \Lambda$  에서  $y$ 는 결합 정규분포에 대한 충분통계량이고,  
이 함수를 이용한 최량기각역을 정의하면

$$(1) p[g(y) = \Lambda \leq k] = \alpha \text{ 에서 } p[y = [\Lambda]^{\frac{2}{n+m}} \leq g^{-1}(k)] = \alpha$$

# 정의

- T-검정

5) 이 때,  $[A]_{n+m}^2 = \frac{[\sum(x_i - \theta_1)^2 + \sum(y_i - \theta_2)^2]}{\sum\{x_i - [\frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{(n+m)}]\}^2 + \sum\{y_i - [\frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{(n+m)}]\}^2}$  에서

$$(1) \sum\{x_i - [\frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{(n+m)}]\}^2 = \sum\{(x_i - \bar{x}) - [\bar{x} - \frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{(n+m)}]\}^2 = \sum(x_i - \bar{x})^2 - n(\bar{x} - \frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{(n+m)})^2$$

$$(2) \sum\{y_i - [\frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{(n+m)}]\}^2 = \sum\{(y_i - \bar{y}) - [\bar{y} - \frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{(n+m)}]\}^2 = \sum(y_i - \bar{y})^2 - n(\bar{y} - \frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{(n+m)})^2$$

6) 또한

$$(1) \sum(x_i - \bar{x})^2 - n(\bar{x} - \frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{(n+m)})^2 = \frac{m^2 n}{(n+m)^2} (\bar{x} - \bar{y})^2 + \sum(x_i - \bar{x})^2$$

$$(2) \sum(y_i - \bar{y})^2 - n(\bar{y} - \frac{n\bar{x} + m\bar{y}}{(n+m)})^2 = \frac{m^2 n}{(n+m)^2} (\bar{x} - \bar{y})^2 + \sum(y_i - \bar{y})^2$$

(3) 이를  $[A]_{n+m}^2$ 에 대입하면

$$= \frac{[\sum(x_i - \theta_1)^2 + \sum(y_i - \theta_2)^2]}{\frac{m^2 n}{(n+m)^2} (\bar{x} - \bar{y})^2 + \sum(y_i - \bar{y})^2 + \sum(x_i - \bar{x})^2}$$

# 정의

- T-검정

7) 정리하면

$$(1) \frac{\frac{m^2 n}{(n+m)^2} (\bar{x} - \bar{y})^2}{\frac{[\sum (x_i - \bar{x})^2 + \sum (y_i - \bar{y})^2]}{n+m-2}} \sim \frac{\sqrt{n} \bar{x}}{\sqrt{\sigma^2}} \text{ 꼴을 따르고, 이는 } T(n+m-2) \text{인 } T \text{ 분포이다.}$$



# 정의

- Z검정과 T검정

1. T검정은 Z검정으로 분포수렴한다.

1)  $H_0 : \theta = \theta_1$  VS  $H_1 : \theta \neq \theta_1$  을 검증할 때

2)  $Tn = \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \theta_1)}{s_n}$  에서 기각역  $c = (Tn \geq t_{\frac{\alpha}{2}, n-1})$  을 검증한다.

(1) 이 때, 표준편차  $S$ 는 모편차  $\sigma$ 에 확률 수렴하는 성질을 이용하면

$$(2) \frac{\sigma}{S_n} \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \theta_1)}{s_n} \xrightarrow{D} \frac{\sigma}{\sigma} \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \theta_1)}{s_n} = \frac{\sqrt{n}(\bar{x} - \theta_1)}{s_n}$$

3) 일반적으로, t검정은 z검정에 비해 더 보수적이므로, 정규성을 가정하기 어려운 경우 t검정을 쓰면 더 강건한 검정을 할 수 있다.

# 정의

- F검정

1. 어떤 확률변수  $X, Y$ 가 각각  $N(\theta_1, \theta_3)$  와  $N(\theta_2, \theta_4)$ 인 분포에서 각각  $X_1, \dots, X_n$ 과  $Y_1, \dots, Y_n$ 을 추출했다고 하자.
2. 이 때,  $H_0 : \theta_3 = \theta_4$  를 검정하면
  - 1) 이 때, 실험공간과 모수공간은 각각
    - (1)  $\Omega = \{(\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4) : -\infty < \theta_1, \theta_2 < \infty, 0 < \theta_3, \theta_4 < \infty\}$
    - (2)  $W = \{(\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4) : -\infty < \theta_1 = \theta_2 < \infty, 0 < \theta_3 = \theta_4 < \infty\}$
  - 2)  $\frac{L(\hat{w})}{L(\hat{\Omega})} = \frac{\sum (x_i - \bar{x})^2 / (n-1)}{\sum (y_i - \bar{y})^2 / (m-1)} = F$  이다.
  - (1) 이 때, 관심모수인  $\theta_3 = \theta_4$ , 즉  $H_0$ 라면
    - (2)  $P_{H_0}(|F| \geq C_{n-1, m-1}) = \alpha$  에서 기준  $\alpha$ 와 자유도  $n-1, m-1$ 의 F분포로 가설 채택-기각을 결정한다.

# 정의

- F검정과 T검정의 혼합

1. 어떤 확률변수 T, F가 각각  $N(\theta_1, \theta_3)$  와  $N(\theta_2, \theta_4)$ 를 따른다고 하자.

2. 이 때, 각각을 따르는 우도비 검정 통계량을 정의한다.

- 1)  $P_{\theta \in W}(|T| \geq t_{n-1, m-1}) = \alpha_1$

- 2)  $P_{\theta \in W}(|F| \geq c_{\frac{\alpha}{2}, n+1, m+1}) = \alpha_2$  를 정의할 때

3. 이 때, 다음이 성립한다.

- 1)  $\bar{x}, \bar{y}, \sum(x_i - \bar{x})^2, \sum(y_i - \bar{y})^2$  는 각각  $\theta_1, \theta_2, \theta_3, \theta_4$ 에 대한 결합완비충분통계량이다.

- 2)  $F = \frac{\sum(x_i - \bar{x})^2 / (n-1)}{\sum(y_i - \bar{y})^2 / (m-1)}$  은 위치규모불변통계량으로,

결합완비충분통계량  $\bar{x}, \bar{y}, \sum(x_i - \bar{x})^2, \sum(y_i - \bar{y})^2$ 와는 독립이다.

- 3) 한편,  $\frac{\frac{m^2 n}{(n+m)^2} (\bar{x} - \bar{y})^2}{\frac{\sum(x_i - \bar{x})^2 + \sum(y_i - \bar{y})^2}{n+m-2}}$  는 완비충분통계량으로 이루어진 함수로, 보조통계량인 F와는 독립이다.

따라서 이 둘을 결합하여 가설검정을 수행할 수 있다.