

帰無仮説 H_0 が正しいもとで,

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

なので,

$$P\left(\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} < -z_\alpha\right) = \alpha$$

となる。

このとき, $\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}}$ を検定統計量と呼ぶ。

\bar{X}_1, \bar{X}_2 をその推定値 (データ) \bar{x}_1, \bar{x}_2 で置き換えて, もし $\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} < -z_\alpha$ なら

ば，帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ が起こる確率は低いということになり，有意水準 α で H_0 を棄却する (H_1 を採択する)。

⇒ 有意水準 α で，母平均 μ_1 は μ_2 よりも小さいと判断する。

ケース 2 (片側検定)

帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$

対立仮説 $H_1 : \mu_1 > \mu_2$

帰無仮説 H_0 が正しいもとで，

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

なので，

$$P\left(\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} > z_\alpha\right) = \alpha$$

となる。

このとき， $\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}}$ を検定統計量と呼ぶ。

\bar{X}_1, \bar{X}_2 をその推定値（データ） \bar{x}_1, \bar{x}_2 で置き換えて，もし $\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} > z_\alpha$ ならば，帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ が起こる確率は低いということになり，有意水準 α で H_0 を棄却する（ H_1 を採択する）。

⇒ 有意水準 α で、母平均 μ_1 は μ_2 よりも大きいと判断する。

ケース 3 (両側検定)

帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$

対立仮説 $H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$

帰無仮説 H_0 が正しいもとで、

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

なので，

$$P\left(\left|\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}}\right| > z_{\alpha/2}\right) = \alpha$$

となる。

このとき， $\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}}$ を検定統計量と呼ぶ。

\bar{X}_1, \bar{X}_2 をその推定値（データ） \bar{x}_1, \bar{x}_2 で置き換えて，もし

$$\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} < -z_{\alpha/2}$$

または

$$\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} > z_{\alpha/2}$$

ならば，帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ が起こる確率は低いということになり，有意水準 α で H_0 を棄却する (H_1 を採択する)。

⇒ 有意水準 α で，母平均 μ_1 と μ_2 は異なると判断する。

例題 8.6 (P.147)： あるデパートで，店員とアルバイトが同じ商品を包装し，一時間の作業で以下の結果を得た。

	人数	平均包装数
店員	5	64
アルバイト	9	56

店員の方がアルバイトより熟練していると言えるか？有意水準 5% で検定せよ。ただし，店員とアルバイトの包装数は $N(\mu_1, 30.5)$ ， $N(\mu_2, 75.6)$ に従うことが分かっているものとせよ。

解答： 添字 1 を店員，添字 2 をアルバイトとする。

$$\bar{X}_1 - \bar{X}_2 \sim N\left(\mu_1 - \mu_2, \frac{\sigma_1^2}{n_1} + \frac{\sigma_2^2}{n_2}\right)$$

$$\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$

対立仮説 $H_1 : \mu_1 > \mu_2$

帰無仮説 H_0 が正しいもとで ,

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

なので ,

$$P\left(\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} > z_\alpha\right) = \alpha$$

となる。

もし $\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} > z_\alpha$ ならば、帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ が起こる確率は低いということになり、有意水準 α で H_0 を棄却する (H_1 を採択する)。

⇒ 有意水準 α で、母平均 μ_1 は μ_2 よりも大きいと判断する。

$\alpha = 0.05$ のとき、 $z_\alpha = 1.645$ である。

また、 $\bar{x}_1 = 64$ 、 $\bar{x}_2 = 56$ 、 $\sigma_1^2 = 30.5$ 、 $\sigma_2^2 = 75.6$ 、 $n_1 = 5$ 、 $n_2 = 9$ なので、

$$\begin{aligned} & \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \\ &= \frac{64 - 56}{\sqrt{30.5/5 + 75.6/9}} \\ &= 2.101 > z_{0.05} = 1.645 \end{aligned}$$

となり， H_0 を棄却する。すなわち，店員の方がアルバイトより熟練しているといえる。

8.6.2 母分散が未知の場合 (分布を仮定しない， n_1, n_2 共に大きいとき，P.148 の真中)

2つのグループ

・第1グループ：

大きさ n_1 の無作為標本 $X_{11}, X_{12}, \dots, X_{1n_1}$

$$\mathbf{E}(X_{1i}) = \mu_1, \mathbf{V}(X_{1i}) = \sigma_1^2, i = 1, 2, \dots, n_1$$

標本平均 \bar{X}_1

$$\text{標本不偏分散 } S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_{1i} - \bar{X}_1)^2$$

・第2グループ：

大きさ n_2 の無作為標本 $X_{21}, X_{22}, \dots, X_{2n_2}$

$$\mathbf{E}(X_{2i}) = \mu_2, \mathbf{V}(X_{2i}) = \sigma_2^2, \quad i = 1, 2, \dots, n_2$$

標本平均 \bar{X}_2

$$\text{標本不偏分散 } S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (X_{2i} - \bar{X}_2)^2$$

n_1, n_2 共に大きいとき、母分散が未知でも既知でも、正規分布の仮定は必要ない。

母平均の差を検定したいので、統計量 $\bar{X}_1 - \bar{X}_2$ の分布を考える。

母分散が既知の場合は，中心極限定理にもとづいて，

$$\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

を使う。

母分散が未知の場合も， σ_1^2, σ_2^2 を S_1^2, S_2^2 で置き換えて， n_1, n_2 が大きいとき中心極限定理 (定理 6.1, P.90) によって，近似的に

$$\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

となる。ただし，

$$S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_{1i} - \bar{X}_1)^2$$

$$S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (X_{2i} - \bar{X}_2)^2$$

とする。

注意) この場合, t 分布にはならない。

理由)

t 分布: $Z \sim N(0, 1)$, $U \sim \chi^2(k)$, Z と U は独立のとき, $T = \frac{Z}{\sqrt{U/k}} \sim t(k)$ となる。

この場合, $Z = \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$

(*) $U \sim \chi^2(m)$, $V \sim \chi^2(n)$, U と V は独立のとき, $U + V \sim \chi^2(m + n)$ となる。

$$\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2(n_1 - 1), \quad \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2(n_2 - 1), \quad S_1^2 \text{ と } S_2^2 \text{ は異なるグループで独立なので,}$$

$$U = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} + \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2(n_1 + n_2 - 2) \text{ となる.}$$

$$T = \frac{Z}{\sqrt{U/k}} = \frac{\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\sigma_1^2/n_1 + \sigma_2^2/n_2}}}{\sqrt{\left(\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} + \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2}\right)/(n_1 + n_2 - 2)}} \sim t(n_1 + n_2 - 2) \text{ となるが, } \sigma_1^2, \sigma_2^2$$

が残るため、区間推定や仮説検定ができない。

例外)

$$\sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \sigma^2 \text{ を仮定するときだけ, } \frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{\left(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2}\right) \frac{(n_1 - 1)S_1^2 + (n_2 - 1)S_2^2}{n_1 + n_2 - 2}}} \sim t(n_1 + n_2 - 2) \text{ と}$$

なり, σ^2 が消えてなくなるので, $\mu_1 - \mu_2$ に関する t 分布による通常の区間推定, 仮説検定が行えるようになる。

ケース 1 (片側検定)

帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$

対立仮説 $H_1 : \mu_1 < \mu_2$

帰無仮説 H_0 が正しいもとで, 近似的に,

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

なので，

$$P\left(\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}} < -z_\alpha\right) = \alpha$$

となる。

このとき， $\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}}$ を検定統計量と呼ぶ。

もし $\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}} < -z_\alpha$ ならば，帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ が起こる確率は低いということになり，有意水準 α で H_0 を棄却する (H_1 を採択する)。

⇒ 有意水準 α で，母平均 μ_1 は μ_2 よりも小さいと判断する。

ただし,

$$s_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (x_{1i} - \bar{x}_1)^2$$

$$s_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{i=1}^{n_2} (x_{2i} - \bar{x}_2)^2$$

とする。

ケース 2 (片側検定)

帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$

対立仮説 $H_1 : \mu_1 > \mu_2$

帰無仮説 H_0 が正しいもとで、近似的に、

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

なので、

$$P\left(\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}} > z_\alpha\right) = \alpha$$

となる。

このとき、 $\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}}$ を検定統計量と呼ぶ。

もし $\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}} > z_\alpha$ ならば、帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ が起こる確率は低いということに

なり，有意水準 α で H_0 を棄却する (H_1 を採択する)。

⇒ 有意水準 α で，母平均 μ_1 は μ_2 よりも大きいと判断する。

ケース 3 (両側検定)

帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$

対立仮説 $H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$

帰無仮説 H_0 が正しいもとで，近似的に，

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

なので，

$$P\left(\left|\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}}\right| > z_{\alpha/2}\right) = \alpha$$

となる。

このとき， $\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}}$ を検定統計量と呼ぶ。

もし

$$\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}} < -z_{\alpha/2}$$

または

$$\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}} > z_{\alpha/2}$$

ならば，帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$ が起こる確率は低いということになり，有意水準 α で H_0 を棄却する (H_1 を採択する)。

⇒ 有意水準 α で，母平均 μ_1 と μ_2 は異なると判断する。

例題 8.7 (P.148) : A 地方と B 地方とで，一年間の収入に差があるかどうかを調べたい。

	標本数	標本平均	標準偏差
A	154	615	40
B	120	606	32

有意水準 5 % で，A 地方の年間収入が B 地方と異なるかどうかを検定せよ。

解答： 添字 1 を A 地方，添字 2 を B 地方とする。

n_1, n_2 が大きいとき，中心極限定理で近似的に，

$$\frac{(\bar{X}_1 - \bar{X}_2) - (\mu_1 - \mu_2)}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

となる。

帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$

対立仮説 $H_1 : \mu_1 \neq \mu_2$

帰無仮説 H_0 が正しいもとで, n_1, n_2 が大きいとき, 近似的に,

$$\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}} \sim N(0, 1)$$

なので,

$$P\left(\left|\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}}\right| > z_{\alpha/2}\right) = \alpha$$

となる。

このとき, $\frac{\bar{X}_1 - \bar{X}_2}{\sqrt{S_1^2/n_1 + S_2^2/n_2}}$ を検定統計量と呼ぶ。

もし $\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}} < -z_{\alpha/2}$, または, $\frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}} > z_{\alpha/2}$ ならば, 帰無仮説 $H_0 : \mu_1 = \mu_2$

が起こる確率は低いということになり，有意水準 α で H_0 を棄却する (H_1 を採択する)。

⇒ 有意水準 α で，母平均 μ_1 は μ_2 と異なると判断する。

$\alpha = 0.05$ のとき， $z_{\alpha/2} = 1.960$ である。

また， $\bar{x}_1 = 615$ ， $\bar{x}_2 = 606$ ， $s_1^2 = 40^2$ ， $s_2^2 = 32^2$ ， $n_1 = 154$ ， $n_2 = 120$ なので，

$$\begin{aligned} & \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{s_1^2/n_1 + s_2^2/n_2}} \\ &= \frac{615 - 606}{\sqrt{40^2/154 + 32^2/120}} \\ &= 2.07 > z_{0.025} = 1.960 \end{aligned}$$

となり，有意水準 **0.05** で， H_0 を棄却する。

すなわち，A地方とB地方の平均収入には差があるといえる。

8.7 等分散の検定 (P.149) *** 時間がなければ省略

P.98の「6.4.3 F 分布」に戻る。

定理 6.6

$U \sim \chi^2(m)$, $V \sim \chi^2(n)$, U と V は独立

このとき，

$$Y = \frac{U/m}{V/n} \sim F(m, n)$$

自由度 (m, n) の F 分布

定理 6.7

2つの正規母集団 $N(\mu_1, \sigma^2)$, $N(\mu_2, \sigma^2)$ から無作為標本 (第1グループ, 第2グループ)

標本の大きさ n_1, n_2

$$\text{標本不偏分散 } S_1^2 = \frac{1}{n_1 - 1} \sum_{i=1}^{n_1} (X_{1i} - \bar{X}_1)^2, \quad S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{j=1}^{n_2} (X_{2j} - \bar{X}_2)^2$$

$$\text{第1グループの無作為標本: } \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_1 - 1)$$

$$\text{第2グループの無作為標本: } \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \sim \chi^2(n_2 - 1)$$

このとき，定理 6.6 から，

$$\frac{\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma^2} \Big/ (n_1 - 1)}{\frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma^2} \Big/ (n_2 - 1)} = \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

となる。

F 分布の表 P.254-255

横は分子の自由度，縦は分母の自由度

P.254 は上側 5 % 点，**P.255** は上側 1 % 点

F 分布の性質：

$U \sim \chi^2(m)$, $V \sim \chi^2(n)$, U と V は独立のとき ,

$Y = \frac{U/m}{V/n} \sim F(m, n)$ となる (定理 6.6)。

$$\Rightarrow \frac{1}{Y} = \frac{V/n}{U/m} \sim F(n, m)$$

\Rightarrow すなわち , 逆数の分布は , 自由度を入れ替えて F 分布

$F_\alpha(m, n)$ を自由度 m, n の F 分布の上側 $100 \times \alpha$ % 点とする。

すなわち , $Y \sim F(m, n)$, 上側確率 α のとき , $F_\alpha(m, n)$ は ,

$$P(Y > F_\alpha(m, n)) = \alpha \quad \Rightarrow \quad P(Y \leq F_\alpha(m, n)) = P(Y < F_\alpha(m, n)) = 1 - \alpha$$

となる数値である ($\alpha = 0.05, 0.01$ のとき , 付表 4 から得られる)。

また,

$$P\left(\frac{1}{Y} > F_{\alpha}(n, m)\right) = \alpha \quad \Rightarrow \quad P\left(Y < \frac{1}{F_{\alpha}(n, m)}\right) = \alpha$$

となる。

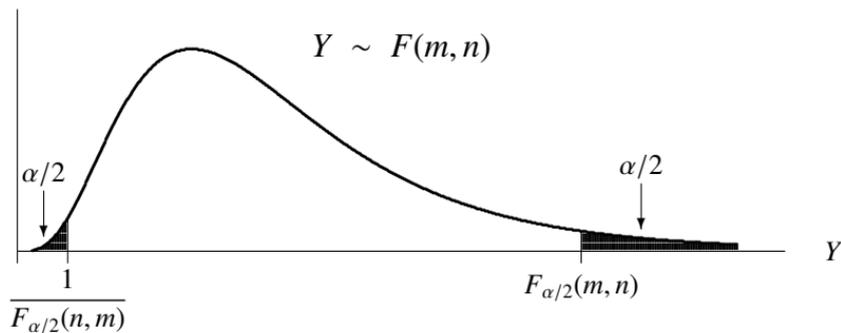
すなわち,

$$P\left(Y > F_{\alpha/2}(m, n)\right) = \alpha/2 \quad \Rightarrow \quad P\left(Y < \frac{1}{F_{\alpha/2}(n, m)}\right) = \alpha/2$$

となる。したがって,

$$P\left(\frac{1}{F_{\alpha/2}(n, m)} < Y < F_{\alpha/2}(m, n)\right) = 1 - \alpha$$

が得られる (分散に関する仮説検定で利用)。



P.149 に戻る。

分散が等しいかどうかの検定

2つの標本は正規母集団からの無作為標本

第1グループ：大きさ n_1 の無作為標本，正規母集団 $X_{1i} \sim N(\mu_1, \sigma_1^2)$ ， $i = 1, 2, \dots, n_1$

第2グループ：大きさ n_2 の無作為標本，正規母集団 $X_{2j} \sim N(\mu_2, \sigma_2^2)$ ， $j = 1, 2, \dots, n_2$