

P.94 の定理 6.3 から ,

$$\frac{\sum_{i=1}^{n_1} (X_{1i} - \bar{X}_1)^2}{\sigma_1^2} = \frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} \sim \chi^2(n_1 - 1)$$

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

$$\frac{\sum_{j=1}^{n_2} (X_{2j} - \bar{X}_2)^2}{\sigma_2^2} = \frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2} \sim \chi^2(n_2 - 1)$$

ただし , $\bar{X}_2 = \frac{1}{n_2} \sum_{j=1}^{n_2} X_{2j}$, $S_2^2 = \frac{1}{n_2 - 1} \sum_{j=1}^{n_2} (X_{2j} - \bar{X}_2)^2$

定理 6.6 から ,

$$\frac{\frac{(n_1 - 1)S_1^2}{\sigma_1^2} / (n_1 - 1)}{\frac{(n_2 - 1)S_2^2}{\sigma_2^2} / (n_2 - 1)} = \frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

となる。

帰無仮説 : $H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2$ (2つの分散が等しい , または , 等分散)

対立仮説 : $H_1 : \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$ (2つの分散が異なる , または , 不等分散)

帰無仮説 H_0 のもとで (帰無仮説が正しいとき) ,

$$\frac{S_1^2/\sigma_1^2}{S_2^2/\sigma_2^2} = \frac{S_1^2}{S_2^2} \sim F(n_1 - 1, n_2 - 1)$$

となる (P.99, 定理 6.7)。

S_1^2, S_2^2 をそれぞれデータ s_1^2, s_2^2 で置き換えて, $\frac{s_1^2}{s_2^2}$ と $F(n_1 - 1, n_2 - 1)$ の比較

$\frac{s_1^2}{s_2^2} > F_{\alpha/2}(n_1 - 1, n_2 - 1)$, または, $\frac{s_1^2}{s_2^2} < \frac{1}{F_{\alpha/2}(n_2 - 1, n_1 - 1)}$ のとき, 有意水準 α で H_0 を棄却する。

8.8 母比率の検定 (P.153)

n 回の試行 (実験)

i 回目の試行で,

成功のとき $X_i = 1$, 失敗のとき $X_i = 0$ とする。

$$R = \sum_{i=1}^n X_i$$

とする。

n 回の実験で成功する回数 = R

1 回の試行で成功する確率 = $p \implies P(X_i = 1) = p$

X_i の平均・分散を求める。

$$\mathbf{E}(X_i) = 1 \times P(X_i = 1) + 0 \times P(X_i = 0) = p$$

$$\begin{aligned}\mathbf{V}(X_i) &= (1 - p)^2 \times P(X_i = 1) \\ &\quad + (0 - p)^2 \times P(X_i = 0) \\ &= p(1 - p)\end{aligned}$$

離散型確率変数の平均・分散の求め方は、**P.53**、**54** の (4.12) , (4.14) を参考に。

一方，

比率 p の推定量 \bar{X} を ,

$$\bar{X} = \frac{R}{n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i \quad (= \hat{p})$$

とする。テキストでは , \bar{X} を \hat{p} としている。

すなわち ,

$$\mathbf{E}(X_1) = \mathbf{E}(X_2) = \cdots = \mathbf{E}(X_n) = p$$

$$\mathbf{V}(X_1) = \mathbf{V}(X_2) = \cdots = \mathbf{V}(X_n) = p(1 - p)$$

\bar{X} は n 個の確率変数 X_1, X_2, \dots, X_n の標本平均である。

⇒ 中心極限定理 (定理 6.1, P.90) の適用

$E(\bar{X}) = p, V(\bar{X}) = \frac{p(1-p)}{n}$ なので, n が大きいとき,

$$Z = \frac{\bar{X} - E(\bar{X})}{\sqrt{V(\bar{X})}} = \frac{\bar{X} - p}{\sqrt{p(1-p)/n}} \sim N(0, 1)$$

として近似できる。

ケース 1 (片側検定)

帰無仮説 $H_0 : p = p_0$

対立仮説 $H_1 : p < p_0$

帰無仮説 H_0 が正しいもとで、近似的に、

$$\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} \sim N(0, 1)$$

なので、

$$P\left(\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} < -z_\alpha\right) = \alpha$$

となる。

このとき、 $\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}}$ を検定統計量と呼ぶ。

もし $\frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} < -z_\alpha$ ならば、帰無仮説 $H_0 : p = p_0$ 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，母比率 p は p_0 よりも小さいと判断する。

テキストでは，

$\frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} < -z_\alpha$ のとき，有意水準 α で，母比率 p は p_0 よりも小さいと判断する。

ケース 2 (片側検定)

帰無仮説 $H_0 : p = p_0$

対立仮説 $H_1 : p > p_0$

帰無仮説 H_0 が正しいもとで，近似的に，

$$\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} \sim N(0, 1)$$

なので，

$$P\left(\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} > z_\alpha\right) = \alpha$$

となる。

このとき， $\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}}$ を検定統計量と呼ぶ。

もし $\frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} > z_\alpha$ ならば，帰無仮説 $H_0 : p = p_0$ 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，母比率 p は p_0 よりも大きいと判断する。

テキストでは，

$\frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} > z_\alpha$ のとき，有意水準 α で，母比率 p は p_0 よりも大きいと判断する。

ケース 3 (両側検定)

帰無仮説 $H_0 : p = p_0$

対立仮説 $H_1 : p \neq p_0$

帰無仮説 H_0 が正しいもとで，近似的に，

$$\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} \sim N(0, 1)$$

なので，

$$P\left(\left|\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}}\right| > z_{\alpha/2}\right) = \alpha$$

となる。

このとき， $\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}}$ を検定統計量と呼ぶ。

もし

$$\frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} < -z_{\alpha/2} \text{ または } \frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} > z_{\alpha/2}$$

ならば，帰無仮説 $H_0 : p = p_0$ 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，母比率 p と p_0 は異なると判断する。

テキストでは，

$\frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} < -z_{\alpha/2}$ または $\frac{\hat{p} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} > z_{\alpha/2}$ のとき，有意水準 α で，母比率 p は p_0 と異なると判断する。

例題： 我が国の総人口に対する 65 歳以上の高齢者の占める割合は 1987 年に 10.9 % であった。気候が平均寿命に影響するかどうかを調べるために，気候の温暖な四国地方から無作為に 1350 人を選び，65 歳以上の人口数を調べたところ，170 人であった。四国地方の高齢者比率は全国より高いといえるか？

解答： n が大きいとき，

$$Z = \frac{\bar{X} - p}{\sqrt{p(1-p)/n}} \sim N(0, 1)$$

として近似できる。

帰無仮説 $H_0 : p = p_0$

対立仮説 $H_1 : p > p_0$

帰無仮説 H_0 が正しいもとで，近似的に，

$$\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1-p_0)/n}} \sim N(0, 1)$$

なので，

$$P\left(\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} > z_\alpha\right) = \alpha$$

となる。

このとき， $\frac{\bar{X} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}}$ を検定統計量と呼ぶ。

もし $\frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} > z_\alpha$ ならば，帰無仮説 $H_0 : p = p_0$ 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，母比率 p は p_0 よりも大きいと判断する。

$$p_0 = 0.109$$

$\alpha = 0.05$ のとき , $z_\alpha = 1.645$

$$n = 1350, \bar{x} = \frac{170}{1350} = 0.126$$

$$\frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{p_0(1 - p_0)/n}} = \frac{0.126 - 0.109}{\sqrt{0.109(1 - 0.109)/1350}} = 2.00 > z_\alpha = 1.645$$

有意水準 **0.05** で , H_0 を棄却する。四国地方の高齢者比率は全国平均より高いと言える。

(*) n が大きいとき ,

$$Z = \frac{\bar{X} - p}{\sqrt{\bar{x}(1 - \bar{x})/n}} \sim N(0, 1)$$

として近似することもできる (分母の p には , 予めその推定値を代入する)。

その場合，上の例題では， $\frac{\bar{x} - p_0}{\sqrt{\bar{x}(1 - \bar{x})/n}} = \frac{0.126 - 0.109}{\sqrt{0.126(1 - 0.126)/1350}} = 1.88$ となり，結果的には同じ結論となる。