

昭和54年度（問題）

1. 不良率がおよそ10%であることが知られている製品について、標本不良率と真の不良率との差が5%以下になることを確率0.99で保証するためには、何個のサンプルを必要とするか。ただし、標準正規分布の両側 ϵ 点を $u(\frac{\epsilon}{2})$ で表すとき、 $u(0.005) = 2.575$ とする。

2. A, B 2班の人に同じ問題でテストを行ったところ、A班は平均73点、標準偏差14点で、B班は平均76点、標準偏差18点であった。A班の人数を20人、B班の人数を30人とするとき、B班の方が優秀といえるか。必要あれば次の数字を用いよ。

$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_0^{1.96} e^{-\frac{x^2}{2}} dx = 0.475, \quad t_{19}(0.05) = 2.09, \quad t_{29}(0.05) = 2.05, \quad t_{48}(0.05) = 2.01,$$

$$F_{\frac{20}{30}}(0.025) = 2.24, \quad F_{\frac{30}{20}}(0.975) = 0.446$$

3. ある州のA候補の支持率 p を調査するため、 n 人を対象に調査したところ、 k 人の人が支持していることがわかった。 n はかなり大きいとして、 \hat{p} を次の手順に従って区間推定せよ。

(ア) 積率母関数を使って、 $U = (\hat{p} - p) \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$ は正規分布 $N(0, 1)$ に従うことを示せ。ここに $\hat{p} = \frac{k}{n}$ とする。

(イ) 正規分布 $N(0, 1)$ の両側 ϵ 点を $u(\frac{\epsilon}{2})$ として、支持率 p を区間推定せよ。

4. 一様分布 $U(0, 1)$ に従う独立な確率変数 X_1, X_2, \dots, X_n の順序統計量を $X_{(1)}, X_{(2)}, \dots, X_{(n)}$ とする。ただし、 $X_{(1)} \leq X_{(2)} \leq \dots \leq X_{(n)}$ 。

$n \rightarrow \infty$ のとき、 $P[nX_{(1)} > t], P[nX_{(2)} > t]$ の極限值を求めよ。ここに $t > 0$ とする。

5. $\{X_i\} (i = 1, 2, \dots)$ を、共通の密度関数 $f(x) = \alpha e^{-\alpha x} (x \geq 0, \alpha > 0)$ を持つ独立な確率変数とし、 $S_0 = 0, S_n = X_1 + X_2 + \dots + X_n (n = 1, 2, \dots)$ とする。ここで、確率変数 $N(t)$ を次のように定義する：

$N(t)$ は $S_k \leq t$ となるようなインデックス $k \geq 1$ の個数

すなわち、

$$[N(t) = n] = [S_n \leq t, S_{n+1} > t]$$

このとき、

(ア) S_n の分布関数 $G_n(x)$ を求めよ。

(イ) $N(t)$ はいかなる分布に従うか。

昭和54年度（解答例）

1. サンプル数を n 、真の不良率を p とすると、標本不良率 \hat{p} は近似値に正規分布

$N\left(p, \frac{p(1-p)}{n}\right)$ に従うことが知られている。

ゆえに、統計量

$$U = \frac{\hat{p} - p}{\sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}}$$

は正規分布 $N(0, 1)$ に従う。

つまり、確率 $1-\varepsilon$ で

$$|\hat{p} - p| < u\left(\frac{\varepsilon}{2}\right) \sqrt{\frac{p(1-p)}{n}}$$

が成り立つ。

よって、 $\varepsilon = 0.01$ 、 $p = 0.1$ として

$$u(0.005) \sqrt{\frac{0.1 \times 0.9}{n}} \leq 0.05$$

を n について解けばよい。

$$n \geq \left(\frac{2.575}{0.05}\right)^2 \times 0.09 \doteq 238.7$$

およそ240以上のサンプルが必要である。

2. A班、B班の得点が、おのおの正規分布 $N(\mu_x, \sigma_x^2)$ 、 $N(\mu_y, \sigma_y^2)$ に従っているととして検定を行う。

- (1) まず、等分散性の検定を行う。

帰無仮説 $H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2$ 、対立仮説 $H_1: \sigma_x^2 \neq \sigma_y^2$ につき、不偏分散比 F_0 を求める。

$$F_0 = \left(\frac{30 \times 18^2}{29}\right) / \left(\frac{20 \times 14^2}{19}\right) = 1.625$$

一方、 $F_{19}^{29}(0.025) = 2.24$ であるから、有意水準5%で分散は等しいとみなして

よい。

- (2) (1)で分散は等しいとみなしてよいから、帰無仮説 $H_0: \mu_x = \mu_y$, 対立仮説 $H_1: \mu_x \neq \mu_y$ を t -検定すると、

$$|t| = \frac{|73-76|}{\sqrt{\frac{20 \times 14^2 + 30 \times 18^2}{20+30-2} \left(\frac{1}{20} + \frac{1}{30} \right)}} = 0.61649 < t_{48}(0.05)$$

よって、有意水準 5% で差がある (すなわち、B 班の方が優秀である) とはいえない。

3. (ア) X_i を、調査対象者 $i (1 \leq i \leq n)$ が A 候補を支持していれば 1, 支持していなければ 0 なる値をとる確率変数とすると、 $\hat{p} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$, ここで、 $Y_i = X_i - p$ とおくと、

$$E(Y_i) = 0, \quad E(Y_i^2) = V(X_i) = p(1-p)$$

よって、 Y_i の積率母関数 $\phi(\theta)$ は、 θ が小さいとき

$$\phi(\theta) = 1 + \frac{1}{2} p(1-p)\theta^2 + o(\theta^3)$$

と表わすことができる。従って、 $U = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i}{\sqrt{np(1-p)}}$ の積率母関数 $\phi_n(\theta)$ は、

$$\begin{aligned} \phi_n(\theta) &= \left\{ \phi \left(\theta / \sqrt{np(1-p)} \right) \right\}^n \\ &= \left\{ 1 + \frac{\theta^2}{2n} + o(n^{-\frac{3}{2}}) \right\}^n \end{aligned}$$

$\frac{\theta^2}{2n} + o(n^{-\frac{3}{2}}) = x$ は、 $n \rightarrow \infty$ のとき $\rightarrow 0$ であるから

$$\phi_n(\theta) = \left\{ (1+x)^{\frac{1}{2}} \right\}^{\frac{\theta^2}{2} + o(n^{-\frac{1}{2}})} \rightarrow e^{\frac{\theta^2}{2}} \quad (n \rightarrow \infty)$$

ここで $e^{\frac{\theta^2}{2}}$ は $N(0, 1)$ の積率母関数であるから求める結果が得られた。

- (イ) (ア)より、確率 $1-\varepsilon$ で U は $\left(-u\left(\frac{\varepsilon}{2}\right), u\left(\frac{\varepsilon}{2}\right)\right)$ に入る。

これを書きかえると

$$\hat{p}-u\left(\frac{\varepsilon}{2}\right)\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}} < p < \hat{p}+u\left(\frac{\varepsilon}{2}\right)\sqrt{\frac{\hat{p}(1-\hat{p})}{n}}$$

である。求める区間は平方根の中の p を \hat{p} に置きかえたものである。

$$4. P[nX_{(1)} > t] = P\left[X_{(1)} > \frac{t}{n}\right]$$

であるが、 $X_{(1)}$ の定義から

$$= P\left[X_1 > \frac{t}{n}, \dots, X_n > \frac{t}{n}\right]$$

となる。ここで $\{X_i\}_{i=1, \dots, n}$ は独立で $U(0, 1)$ に従うから

$$= \prod_{i=1}^n P\left[X_i > \frac{t}{n}\right]$$

$$= \left(1 - \frac{t}{n}\right)^n$$

ここで $n \rightarrow \infty$ とすると

$$\longrightarrow e^{-t}$$

となる。

次に、 $P[nX_{(2)} > t]$ の $n \rightarrow \infty$ の極限值も同様に求めると

$$P[nX_{(2)} > t] = P\left[X_{(2)} > \frac{t}{n}\right]$$

$$= P\left[X_{(1)} > \frac{t}{n}\right] + P\left[X_{(1)} \leq \frac{t}{n}, X_{(2)} > \frac{t}{n}\right]$$

$$= \left(1 - \frac{t}{n}\right)^n + \left(\frac{n}{1}\right) \frac{t}{n} \left(1 - \frac{t}{n}\right)^{n-1}$$

$$\longrightarrow e^{-t} + te^{-t}$$

となる。

5. (ア) S_n の密度関数 $g_n(x)$ を求める。

$$g_1(x) = \alpha e^{-\alpha x} \quad (x \geq 0)$$

は明らかで、次に

$$g_k(x) = \alpha \frac{(\alpha x)^{k-1}}{(k-1)!} e^{-\alpha x} \quad (x \geq 0)$$

と仮定して、 $g_{k+1}(x)$ を求めると

$$\begin{aligned} g_{k+1}(x) &= \int_0^x g_k(x-t)g_1(t) dt \\ &= \int_0^x \frac{\alpha^k}{(k-1)!} (x-t)^{k-1} e^{-\alpha(x-t)} \cdot \alpha e^{-\alpha t} dt \\ &= \frac{\alpha^{k+1}}{(k-1)!} e^{-\alpha x} \int_0^x (x-t)^{k-1} dt \\ &= -\frac{\alpha^{k+1}}{k!} e^{-\alpha x} (x-t)^k \Big|_0^x \\ &= \alpha \frac{(\alpha x)^k}{k!} e^{-\alpha x} \quad (x \geq 0) \end{aligned}$$

より帰納法で $g_n(x)$ が求められた。

$$\begin{aligned} \therefore G_n(x) &= \int_0^x g_n(t) dt \\ &= \frac{\alpha^n}{(n-1)!} \int_0^x t^{n-1} e^{-\alpha t} dt \\ &= \frac{\alpha^n}{(n-1)!} \left\{ -\frac{1}{\alpha} t^{n-1} e^{-\alpha t} \Big|_0^x + \frac{n-1}{\alpha} \int_0^x t^{n-2} e^{-\alpha t} dt \right\} \\ &= -\frac{(\alpha x)^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\alpha x} + \frac{\alpha^{n-1}}{(n-2)!} \int_0^x t^{n-2} e^{-\alpha t} dt \end{aligned}$$

と順次積分を繰り返して t の次数を落とすと

$$G_n(x) = 1 - e^{-\alpha x} \left(1 + \frac{\alpha x}{1!} + \frac{(\alpha x)^2}{2!} + \dots + \frac{(\alpha x)^{n-1}}{(n-1)!} \right)$$

が得られる。

$$\begin{aligned} (1) \quad P[N(t) = n] &= P[S_n \leq t, S_{n+1} > t] \\ &= G_n(t) - G_{n+1}(t) \end{aligned}$$

$$= e^{-\alpha t} \frac{(\alpha t)^n}{n!}$$

となり，ポアソン分布に従うことがわかる。