

## 昭和55年度（問 題）

1. 次々に2つに分割される粒子がある。 $n$ 回目の分割において、分割後の粒子（2つのうち一方をランダムに選ぶ）の質量の分割前の粒子の質量に対する比を $X_k$ とする。 $X_1, X_2, \dots$ が独立で、各 $X_k$ はいずれも $(0, 1)$ 上の一様分布 $U(0, 1)$ に従うとき、最初（第1回の分割前）の粒子の質量を1として、 $n$ 回分割後の粒子の質量 $Y_n = \prod_{k=1}^n X_k$ の密度関数 $f_n$ を次の手順によって求めよ。
- (1)  $Z_k = \log(1/X_k)$ の密度関数 $g_k$ を求めよ。（ここで、 $\log$ は自然対数とする。）
- (2)  $S_n = \sum_{k=1}^n Z_k$ の密度関数 $h_n$ は、 $h_n(x) = \frac{x^{n-1}}{(n-1)!} e^{-x} (x > 0), 0 (x \leq 0)$ で与えられることを示せ。
- (3)  $f_n$ を求めよ。
2. 仮説 $H_0: \mu = \mu_0$ を検定するとき、真の平均値が $\mu_0$ より $0.2\sigma$ 以上離れたときに、これを検出できる確率が95%以上であるようにするには標本の大きさをいくつにすればよいか。ただし、標準偏差 $\sigma$ は既知とし、有意水準 $\varepsilon$ は5%とする。また、 $u(0.025) = 1.96, u(0.05) = 1.65$ である。
3. あるカードケースに入っているカードは、1番から $N$ 番までの通し番号が付けられているが、並び方は番号順になっていない。ある日、第三者がカードケースにあるカードの枚数を推定するため、ランダムに50枚のカードを抽出してそのカード番号の和を求めたら $220 \times 10^3$ であった。その人が何枚と推定したとき、その誤差は5%以内といえるか。 $u(0.025) = 1.96, u(0.05) = 1.65$ である。
4.  $\{X_j; j=1, 2, \dots\}$ は共通な確率分布 $P(X=i) = p_i (i=0, 1, 2, \dots)$ および確率母関数 $G_X(z)$ をもつ独立な離散確率変数とする。また、 $N$ は全ての $X_j$ と独立な離散確率変数であり、確率分布 $P(N=n) = \phi_n (n=1, 2, \dots)$ および確率母関数 $G_N(z)$ をもつものとする。このとき、 $Y = X_1 + X_2 + \dots + X_N$ の平均値 $E(Y)$ を求めよ。  
(確率変数 $X$ の確率分布を $P(X=i) = p_i (i=0, 1, 2, \dots)$ とすると、 $G_X(z) = \sum_{i=0}^{\infty} p_i z^i = E(z^X) (|z| \leq 1)$ を $X$ の確率母関数という。)
5. ある会社で先月にクレーム対策の手を打ち、その効果を見るために今月に入ってから30日間、毎日のクレーム受付件数を調べたところ、下表のような結果を得たという。クレーム対策の効果が現れているか否かを有意水準1%で検定せよ。ただし、過去半年間の1日のクレーム受付件数を集計して、1日の受付件数は平均値0.69のPoisson分布に従っていることが分っている。また、 $\chi_{23}^2(0.01) = 40.3, \chi_{23}^2(0.01) = 38.9, \chi_{23}^2(0.01) = 37.6, \chi_{23}^2(0.005) = 42.8, \chi_{23}^2(0.005) = 41.4, \chi_{23}^2(0.005) = 40.0$ とする。

受付件数	0件	1	2	3	4件以上
□ 数	23日	5	1	1	0

## 昭和55年度（解答例）

1. (1)  $X_k$  は  $U(0, 1)$  に従うから,  $x > 0$  で

$$P(Z_k \leq x) = P(X_k \geq e^{-x}) = 1 - e^{-x}$$

であり,  $x \leq 0$  では明らかに

$$P(Z_k \leq x) = 0$$

である。よって密度関数  $g_k$  は

$$g_k(x) = \begin{cases} e^{-x} & (x > 0) \\ 0 & (x \leq 0) \end{cases}$$

- (2) 数学的帰納法による。

$n = 1$  の場合は

$$h_1(x) = g_1(x) = \begin{cases} e^{-x} & (x > 0) \\ 0 & (x \leq 0) \end{cases}$$

で成立している。

$n = k$  で証明すべき式が成り立っているとして  $n = k+1$  でも成り立つことを示す。

$$\begin{aligned} h_{k+1}(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} h_1(x-t)h_k(t) dt \\ &= \int_0^x h_1(x-t)h_k(t) dt \\ &= \int_0^x e^{-(x-t)} \frac{t^{k-1}}{(k-1)!} e^{-t} dt \quad (\because n = k \text{ で成立}) \\ &= \frac{e^{-x}}{(k-1)!} \int_0^x t^{k-1} dt = \frac{x^k}{k!} e^{-x} \end{aligned}$$

よって示された。

- (3)  $X_k = e^{-Z_k}$  であるから  $Y_n = \prod_{k=1}^n X_k = e^{-\sum_{k=1}^n Z_k} = e^{-S_n}$

そこで,  $S_n$  の分布関数を  $H_n$  とすると,  $0 < x < 1$  で

$$\begin{aligned} P(Y_n \leq x) &= P(S_n \geq -\log x) = 1 - P(S_n < -\log x) \\ &= 1 - H_n(-\log x) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \therefore f_n(x) &= h_n(-\log x) \cdot \frac{1}{x} = \frac{(-\log x)^{n-1}}{(n-1)!} e^{\log x} \cdot \frac{1}{x} \\ &= \frac{1}{(n-1)!} \left( \log \frac{1}{x} \right)^{n-1} \end{aligned}$$

2. 標本の大きさを  $n$ , 標本平均を  $\bar{x}$ , 標本変量平均を  $\bar{X}$  とする。

$H_0$  を検定するとき,  $\bar{x} > \mu_0 + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$  または  $\bar{x} < \mu_0 - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$  であれば棄却,  $\mu_0 - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{x} < \mu_0 + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$  ならば採択する。ここで, 真の平均を  $\mu_0 + 0.2\sigma$  とすると,  $\bar{x}$  をとったとき  $\mu_0 - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{x} < \mu_0 + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$  となる確率が 5% 以下になればよい。(真の平均が  $\mu_0 + 0.2\sigma$  より大きければ  $\mu_0 - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{x} < \mu_0 + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$  となる確率は明らかに 5% 以下になる。) すなわち

$$P\left(\mu_0 - 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \bar{X} < \mu_0 + 1.96 \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) = 0.05$$

なる  $n$  を求める。ところで,  $\bar{X}$  は  $N\left(\mu_0 + 0.2\sigma, \frac{\sigma^2}{n}\right)$  に従うから

$$P\left(-0.2\sqrt{n} - 1.96 < \frac{\bar{X} - (\mu_0 + 0.2\sigma)}{\sigma/\sqrt{n}} < -0.2\sqrt{n} + 1.96\right) = 0.05$$

より,  $\frac{\bar{X} - (\mu_0 + 0.2\sigma)}{\sigma/\sqrt{n}}$  が  $-0.2\sqrt{n} + 1.96$  以下となる確率が 5% 以下となればよい。

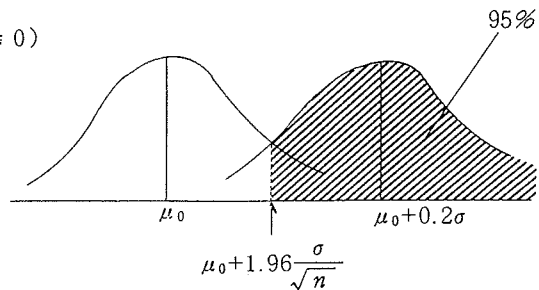
( $\because -0.2\sqrt{n} - 1.96$  以下の確率は  $\approx 0$ )

$$\therefore -0.2\sqrt{n} + 1.96 = -1.65$$

$$\therefore n \approx 325.8$$

また, 逆に真の平均が  $\mu_0 - 0.2\sigma$  としても同じ  $n$  が得られる。

よって, 326 個以上とすればよい。



3. カード番号の真の平均値  $\mu$  は  $\mu = \frac{N+1}{2}$  である。

また, 標本の大きさ  $n$  の標本変量平均を  $\bar{X}$  としたとき,

$$P\left(\bar{X} - 1.96 \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \times \sqrt{\frac{N-n}{N-1}} < \mu < \bar{X} + 1.96 \times \frac{\sigma}{\sqrt{n}} \times \sqrt{\frac{N-n}{N-1}}\right) = 0.95$$

となる。ここで  $\sigma^2 = \frac{N^2-1}{12}$  である。

ところで、ランダムに抽出された50枚のカードの平均  $\bar{x}$  は

$$\bar{x} = \frac{220 \times 10^3}{50} = 4400$$

であったから、 $N$ の近似値として  $\hat{N}=8799$ を得る。

$N \gg n$  であるから  $\sqrt{\frac{N-n}{N-1}} \approx 1$  とし、 $\sigma^2$  を  $\frac{\hat{N}^2-1}{12}$  で近似すると

$$\begin{aligned} 4400 - 1.96 \times \frac{1}{\sqrt{50}} \times \sqrt{\frac{8799^2-1}{12}} &< \frac{N+1}{2} \\ &< 4400 + 1.96 \times \frac{1}{\sqrt{50}} \times \sqrt{\frac{8799^2-1}{12}} \end{aligned}$$

より

$$7390.8 < N < 10207.1$$

を得る。よって、この範囲の枚数と推定すれば誤差は5%以内である。

4.  $P(Y = i) = q_i$  ( $i = 0, 1, 2, \dots$ ) とおくと

$$\begin{aligned} q_i &= P(Y = i) = \sum_n P(Y = i, N = n) \\ &= \sum_n P(X_1 + X_2 + \dots + X_n = i, N = n) \\ &= \sum_n P(X_1 + X_2 + \dots + X_n = i) P(N = n) \quad \left( \because N \text{ と } \{X_j\} \right. \\ &\quad \left. \text{は独立} \right) \end{aligned}$$

である。よって

$$\begin{aligned} G_Y(z) &= \sum_i q_i z^i = \sum_i \left\{ \sum_n P(X_1 + X_2 + \dots + X_n = i) P(N = n) \right\} z^i \\ &= \sum_n \left\{ \sum_i P(X_1 + X_2 + \dots + X_n = i) z^i \right\} P(N = n) \\ &= \sum_n \{ E(z^{X_1 + X_2 + \dots + X_n}) \} P(N = n) \\ &= \sum_n \{ E(z^{X_1}) \cdot E(z^{X_2}) \cdots E(z^{X_n}) \} P(N = n) \quad \left( \because X_1, X_2, \dots, X_n \right. \\ &\quad \left. \text{は独立} \right) \\ &= \sum_n \{ G_X(z) \}^n P(N = n) = G_N(G_X(z)) \end{aligned}$$

$$\therefore G'_Y(z) = G'_N(G_X(z))G'_X(z)$$

ところで、一般に  $G_X(1) = 1, G'_X(1) = E(X)$  であるから

$$\begin{aligned} E(Y) &= G'_Y(1) = G'_N(G_X(1))G'_X(1) \\ &= G'_N(1)G'_X(1) \\ &= E(N)E(X) \end{aligned}$$

5. 1日当りのクレーム発生件数  $X_i$  は、対策前には平均値  $\lambda_0$  ( $\lambda_0 = 0.69$ ) の Poisson 分布に従い、現在は平均値  $\lambda$  の Poisson 分布に従うとする。そこで、帰無仮説  $H_0: \lambda = \lambda_0$  を対立仮説  $H_1: \lambda < \lambda_0$  に対し検定する。

ところで、今月の30日間の総発生件数  $S = \sum_{i=1}^n X_i$  ( $n=30$ ) は平均  $n\lambda$  の Poisson 分布に従うから

$$P(S \leq k | \lambda = \lambda_0) = \sum_{i=0}^k \frac{(n\lambda_0)^i e^{-n\lambda_0}}{i!} \leq \epsilon$$

であれば  $H_0$  を棄却し、 $H_1$  を採択する。ここで、Poisson 分布と  $\chi^2$ -分布の関係から

$$\sum_{i=0}^k \frac{(n\lambda_0)^i e^{-n\lambda_0}}{i!} = P(\chi_{2(k+1)}^2 \geq 2n\lambda_0)$$

であるから、総発生件数  $k$  から自由度  $\phi = 2(k+1)$  の  $\chi^2$ -分布の上側  $\epsilon$  点  $\chi_{2(k+1)}^2(\epsilon)$  について

$$\chi_{2(k+1)}^2(\epsilon) \leq 2n\lambda_0$$

であれば  $H_0$  を棄却すればよいことになる。

この問題の場合  $\phi = 2(10+1) = 22$ ,  $\epsilon = 0.01$  であるから

$$\chi_{22}^2(0.01) = 40.3 \leq 2n\lambda_0 = 41.4$$

よって有意水準 1% で  $H_0: \lambda = 0.69$  件 / 日は棄却され、クレーム対策の効果があったといえる。