

## 昭和 39 年度 (問題)

## 午 前 の 部

1. 円周上にランダムにとった3点を頂点とする三角形が鋭角三角形である確率を求めよ。
2. 1番からN番まで異なった自然数が記されたN個の玉がつぼの中にある。このつぼから、復元抽出(sampling with replacement)によって玉を1個ずつランダムに取り出す。  
このとき、
  - (i) 特定の番号のk個の玉のうち、どれか1個が出るまでの抽出回数の平均値を求めよ。
  - (ii) (i)の結果を用いて、すべての番号の玉が出るまでの抽出回数の平均値を求めよ。
3.  $X_1$  および  $X_2$  は、それぞれ平均値  $\lambda_1$  および  $\lambda_2$  の Poisson 分布に従う確率変数であり、かつ、互いに独立とする。このとき、零または正の整数  $n$  および  $k$  ( $n \geq k$ ) に  
対し、条件付確率

$$P(X_1 = k | X_1 + X_2 = n)$$

を求め、それが二項分布の確率分布となることを示せ。

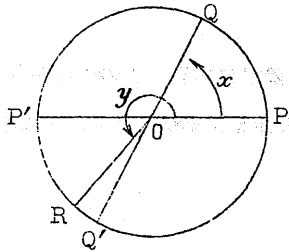
## 午 後 の 部

4. 互いに独立でない確率変数列  $\{X_k\}$ ,  $k=1, 2, \dots$  において
  - (i)  $X_k$  の分散が有界で、
  - (ii) すべての  $X_i, X_j$  ( $i \neq j$ ) に関する共分散が負となる  
とき、大数の法則が成立つことをチェビシェフの不等式から導け。
5. 半径1の回転円板(ルーレット)の円周上に円周の $\frac{1}{4}$ の長さの弧ABが白く塗られている。  
また、このルーレットの外側のワク(固定)の円周上にも、その円周の $\frac{1}{4}$ の長さの弧PQの  
部分が白く塗られている。  
いまルーレットをランダムに回して止まったとき、二つの白く塗られた弧が重なり合う部  
分の弧の長さXを確率変数とすると、Xの分布関数を求めよ。またXの平均値および分散  
を求めよ。

昭和 39 年度 ( 解答 )

午 前 の 部

1. 円周上にランダムにとった3点をP, Q, Rとする。



$\triangle PQR$ が鋭角三角形であるためには、P, Qをとる直径の他端をそれぞれ $P'$ ,  $Q'$ としたとき、点Rが劣弧 $\widehat{P'Q'}$ 上にあるときに限る。

今図のごとくP, Qをとり、円の中心をOとして

$$\angle POQ = x, \quad \angle POR = y \quad \text{とおくと}$$

$x, y$ のとりうる値は

$$0 < x < \pi, \quad 0 < y < 2\pi \quad \dots\dots\dots (1)$$

であって、 $\triangle PQR$ が鋭角三角形である条件は

$$0 < x < \pi, \quad \pi < y < \pi + x \quad \dots\dots\dots (2)$$

で表わされる。

今 $x$ 軸上に $OL = \pi$ なる点Lをとり、この点より $y$ 軸に平行線LMを引き、次に $y$ 軸上に $ON = 2\pi$ ,  $ON' = \pi$ なる点N,  $N'$ をとり、この2点より $x$ 軸に平行線を引き

$LM$ との交点をそれぞれM,  $M'$ とすれば、(1)の $x, y$ を座標とする点は  $\square OLMN$ 内に、また(2)の $x, y$ を座

標とする点は $\triangle N'M'M$ 内にある。

従って、円周上の点Rが $\widehat{P'Q'}$ 内に落ちる確率即ち $\triangle PQR$ が鋭角三角形である確率は

$$\frac{\triangle N'M'M \text{の面積}}{\square OLMN \text{の面積}} = \frac{1}{4}$$

である。

2. (i)  $k/N = p, 1-p = q$  とし、特定の $k$ 箇の玉のうちどれか1箇が出るまでの抽出回数を確率変数 $X_k$ とすれば、

$$p(X_k = r) = q^{r-1} \cdot p, \quad r = 1, 2, \dots\dots\dots (1)$$

$$\therefore E(X_k) = p \sum_{r=1}^{\infty} r \cdot q^{r-1} = p(1-q)^{-2} = \frac{1}{p} = \frac{N}{k} \quad \dots\dots (2)$$

(ii) 先づオ1回目の抽出で番号  $i_1$  の玉が出たとする。オ2回目以降、 $i_1$  以外の番号の  $N-1$  箇の玉のうち、どれか1箇(番号  $i_2$  とする)が出るまでの抽出回数は、(i)により  $X_{N-1}$  となる。同様に、 $i_1, i_2$  以外の番号の  $N-2$  箇の玉のうち、どれか1箇が出るまでの抽出回数は  $X_{N-2}$  となる。一般に  $N$  箇のうち、 $k$  箇の玉が抽出された後から数えて、未抽出の  $N-k$  箇のうち、どれか1箇が抽出されるまでの抽出回数は  $X_{N-k}$  となる。したがって、すべての  $N$  箇が抽出されるまでの総抽出回数  $X$  は、

$$X = 1 + X_{N-1} + X_{N-2} + \dots + X_1$$

$$\therefore E(X) = 1 + E(X_{N-1}) + E(X_{N-2}) + \dots + E(X_1)$$

よって(2)より、

$$E(X) = 1 + \frac{N}{N-1} + \frac{N}{N-2} + \dots + \frac{N}{1}$$

$$= N \left( 1 + \frac{1}{2} + \dots + \frac{1}{N} \right) \dots \dots \dots (3)$$

- 注 1. (1)より、 $X_k$  は幾何分布となる。  
 注 2. (3)より、 $N$  が相当大きければ、 $E(X) \approx N \log N$  となる。  
 注 3. (ii)は例えば次の様な実際問題に 응용される。

「チューイングガムの包の中に  $n$  種類の切手のうち、どれか1枚づつが封入されて販売されている。このとき、 $n$  種類全部の切手を蒐集するためには、平均何箇のチューイングガムを買えばよいか。ただし、 $n$  種類の切手は均等に分布しているとする。」

3. 題意により

$$P(X_1 = k) = e^{-\lambda_1} \frac{\lambda_1^k}{k!}$$

$$P(X_2 = j) = e^{-\lambda_2} \frac{\lambda_2^j}{j!}$$

故に

$$P(X_1 + X_2 = n) = \sum_{k+j=n} e^{-\lambda_1} \frac{\lambda_1^k}{k!} e^{-\lambda_2} \frac{\lambda_2^j}{j!} \quad (X_1 \text{ と } X_2 \text{ とは独立})$$

$$= \sum_{k=0}^n e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \frac{\lambda_1^k}{k!} \frac{\lambda_2^{n-k}}{(n-k)!}$$

$$\begin{aligned}
&= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \frac{1}{n!} \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \lambda_1^k \lambda_2^{n-k} \\
&= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^n}{n!}
\end{aligned}$$

以上のことから

$$\begin{aligned}
P(X_1 = k | X_1 + X_2 = n) &= \frac{P(X_1 = k, X_1 + X_2 = n)}{P(X_1 + X_2 = n)} \\
&= \frac{P(X_1 = k, X_2 = n - k)}{P(X_1 + X_2 = n)} \\
&= \frac{P(X_1 = k) P(X_2 = n - k)}{P(X_1 + X_2 = n)} \quad (X_1 \text{ と } X_2 \text{ とは独立}) \\
&= \frac{e^{-\lambda_1} \frac{\lambda_1^k}{k!} e^{-\lambda_2} \frac{\lambda_2^{n-k}}{(n-k)!}}{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^n}{n!}} \\
&= \frac{n!}{k!(n-k)!} \cdot \frac{\lambda_1^k \lambda_2^{n-k}}{(\lambda_1 + \lambda_2)^n} \\
&= \binom{n}{k} \left( \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^k \left( \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^{n-k}
\end{aligned}$$

これは二項分布の確率分布に他ならない。

#### 午 後 の 部

4. 確率変数列  $\{X_k\}$  に関して、和の分散を  $V_n$  とすれば、チェビシェフの不等式は次の様になる。

$$P \left\{ \left| \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - \frac{E(X_1) + \dots + E(X_n)}{n} \right| > \epsilon \right\} \leq \frac{1}{\epsilon^2} \cdot \frac{V_n}{n^2}$$

$$\begin{aligned}
&= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \frac{1}{n!} \sum_{k=0}^n \binom{n}{k} \lambda_1^k \lambda_2^{n-k} \\
&= e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^n}{n!}
\end{aligned}$$

以上のことから

$$\begin{aligned}
P(X_1 = k | X_1 + X_2 = n) &= \frac{P(X_1 = k, X_1 + X_2 = n)}{P(X_1 + X_2 = n)} \\
&= \frac{P(X_1 = k, X_2 = n - k)}{P(X_1 + X_2 = n)} \\
&= \frac{P(X_1 = k) P(X_2 = n - k)}{P(X_1 + X_2 = n)} \quad (X_1 \text{ と } X_2 \text{ とは独立}) \\
&= \frac{e^{-\lambda_1} \frac{\lambda_1^k}{k!} e^{-\lambda_2} \frac{\lambda_2^{n-k}}{(n-k)!}}{e^{-(\lambda_1 + \lambda_2)} \frac{(\lambda_1 + \lambda_2)^n}{n!}} \\
&= \frac{n!}{k!(n-k)!} \cdot \frac{\lambda_1^k \lambda_2^{n-k}}{(\lambda_1 + \lambda_2)^n} \\
&= \binom{n}{k} \left( \frac{\lambda_1}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^k \left( \frac{\lambda_2}{\lambda_1 + \lambda_2} \right)^{n-k}
\end{aligned}$$

これは二項分布の確率分布に他ならない。

#### 午 後 の 部

4. 確率変数列  $\{X_k\}$  に関して、和の分散を  $V_n$  とすれば、チェビシェフの不等式は次の様になる。

$$P \left\{ \left| \frac{X_1 + \dots + X_n}{n} - \frac{E(X_1) + \dots + E(X_n)}{n} \right| > \epsilon \right\} \leq \frac{1}{\epsilon^2} \cdot \frac{V_n}{n^2}$$

$$x < 0 \text{ に対しては } P \{ X \leq x \} = 0$$

$$x \geq \frac{\pi}{2} \text{ に対しては } P \{ X \leq x \} = 1$$

よって

$$F(x) = \begin{cases} 0 & ; & x < 0 \\ \frac{1}{2} + \frac{x}{\pi} & ; & 0 \leq x \leq \frac{\pi}{2} \\ 1 & ; & x > \frac{\pi}{2} \end{cases}$$

故に

$$E(X) = \int_{-\infty}^{\infty} x dF(x) = \int_0^{\frac{\pi}{2}} x \frac{dx}{\pi} = \frac{\pi}{8}$$

$$V(X) = E(X^2) - \{E(X)\}^2$$

$$= \int_0^{\frac{\pi}{2}} x^2 \frac{dx}{\pi} - \left(\frac{\pi}{8}\right)^2 = \frac{\pi^2}{24} - \frac{\pi^2}{64} = \frac{5\pi^2}{192}$$