

情報領域演習第二 K 演習  
第 2 回 課題 解答例  
2017 年 8 月 9 日水曜日 改訂版

担当者: 小山 大介  
研究室: 西 4 号館 210 号室  
e-mail: koyama@im.uec.ac.jp  
URL: <http://www.im.uec.ac.jp/~koyama/k.html>

課題 1 (モーメント 母関数) (1) モーメント 母関数は次のようになる:

$$\begin{aligned} E[e^{tX}] &= \int_0^{\infty} e^{tx} \lambda e^{-\lambda x} dx \\ &= \lambda \int_0^{\infty} e^{(t-\lambda)x} dx \end{aligned}$$

ここで,  $t/\lambda < 1$  と仮定する. この時,  $t - \lambda < 0 \iff t < \lambda$  であることにも注意せよ. この仮定のもとでは, 上記の積分を次のように計算していくことができる:

$$\begin{aligned} E[e^{tX}] &= \lambda \left[ \frac{1}{t-\lambda} e^{(t-\lambda)x} \right] \\ &= \frac{\lambda}{\lambda-t} \\ &= \frac{1}{1-\frac{t}{\lambda}} \\ &= \sum_{k=0}^{\infty} \left(\frac{t}{\lambda}\right)^k \end{aligned} \tag{1}$$

一方, モーメント 母関数と各モーメントとの間の関係は

$$E[e^{tX}] = \sum_{k=0}^{\infty} \frac{t^k}{k!} E[X^k]$$

となるので, この式と (1) の各  $t^k$  の係数は等しいということから,

$$E[X^k] = k! \lambda^{-k}.$$

となることが分かる.

(2) 確率変数  $(X, Y)$  に対する同時確率密度関数は  $f(x)f(y)$  で与えられる. 次の変数変換を施す:

$$\begin{cases} u = \frac{x+y}{2} \\ v = y \end{cases} \iff \begin{cases} x = 2u - v \\ y = v \end{cases}$$

この変数変換の Jacobi 行列は次のようになる:

$$\frac{\partial(x, y)}{\partial(u, v)} = \begin{bmatrix} 2 & -1 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

この時, Jacobi 行列の行列式 (Jacobian) は 2 となる. よって, 確率変数  $(U, V)$  の同時確率密度関数は  $2f(2u-v)f(v)$  となる. また, 確率密度関数が非ゼロになる集合

の閉包 (台 (support) と呼ぶ)  $\{(x, y) \in \mathbb{R}^2 \mid x \geq 0, y \geq 0\}$  は, 上記変数変換によって,  $\{(u, v) \in \mathbb{R}^2 \mid u \geq 0, 0 \leq v \leq 2u\}$  に写される (図 1 参照).

このことから, 確率変数  $U$  の密度関数  $g$  は以下ようになる: 任意の  $u \geq 0$  に対して,

$$\begin{aligned} g(u) &= \int_0^{2u} 2f(2u-v)f(v) dv \\ &= 2\lambda^2 \int_0^{2u} e^{-\lambda(2u-v)} e^{-\lambda v} dv \\ &= 4u\lambda^2 e^{-2u\lambda}. \end{aligned}$$

上記の変数  $v$  に関する積分において, 積分区間が  $0$  から  $2u$  になっているが, 周辺確率密度の定義から, 図 1 の赤線に沿って,  $-\infty$  から  $\infty$  まで  $v$  で積分しなければならないのだが, その中で, 被積分関数となる密度関数は  $0$  から  $2u$  の間だけで非ゼロになり, その他の部分ではゼロになっているので, その部分では積分する必要がない. ゆえに積分区間が  $0$  から  $2u$  になっているということに注意せよ.

また,  $g(u) = 0$  for  $u < 0$  である.

以上まとめると, 確率変数  $U$  の密度関数  $g$  は次のようになる:

$$g(u) = \begin{cases} 4u\lambda^2 e^{-2u\lambda} & \text{for } u \geq 0, \\ 0 & \text{for } u < 0. \end{cases}$$

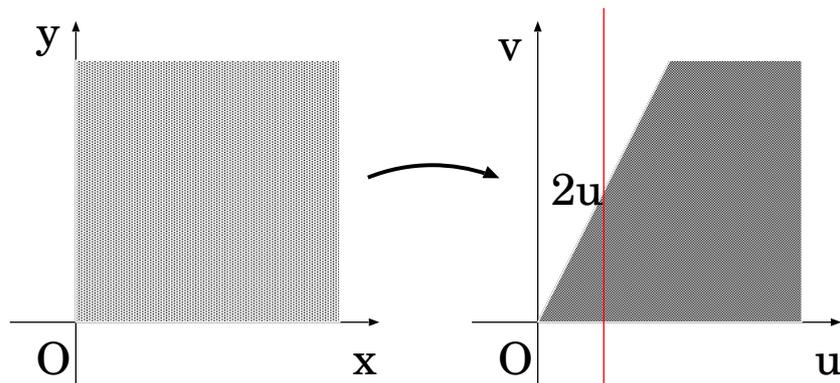


図 1:  $xy$  平面における密度関数の台と  $uv$  平面における密度関数の台 (グレー部分). ただし無限に伸びている部分は適当にカットしてある.

## 課題 2 (2 項分布・中心極限定理)

(1) 確率変数  $\bar{X}$  の密度関数  $g(\bar{x})$  は次のようになる:

$\bar{x}$	0	$\frac{1}{3}$	$\frac{2}{3}$	0
$f(\bar{x})$	$q^3$	$3pq^2$	$3p^2q$	$p^3$

ここで,  $q := 1 - p$  である.

(2) 平均は  $p$ .

$$\text{分散は } \frac{p(1-p)}{3}.$$

(3)

$$g(\bar{x}) = {}_n C_k p^k q^{n-k} \quad \text{for } \bar{x} = \frac{k}{n} \quad (k = 0, 1, \dots, n).$$

(4) 二項分布  $\text{Bin}(n, p)$  の平均  $\mu_{\text{Bin}}$  と分散  $\sigma_{\text{Bin}}^2$  に関して、次の式は証明されているものとして、話を進める。

$$\mu_{\text{Bin}} := \sum_{k=0}^n k {}_n C_k p^k q^{n-k} = np, \quad (2)$$

$$\sigma_{\text{Bin}}^2 = E_{\text{Bin}}[X^2] - \mu_{\text{Bin}} = npq. \quad (3)$$

ここで、 $E_{\text{Bin}}[X^2]$  は二項分布  $\text{Bin}(n, p)$  の 2 次モーメントである。上記 2 式の証明については、例えば、参考文献 [1] の pp.71-72 を参照せよ。

$\bar{X}$  の平均  $\mu$  は、次のようになる：

$$\begin{aligned} \mu &= \sum_{k=0}^n \frac{k}{n} {}_n C_k p^k q^{n-k} \\ &= \frac{1}{n} \sum_{k=0}^n k {}_n C_k p^k q^{n-k} \\ &= \frac{1}{n} np \quad (\text{ここで, (2) を使った}) \\ &= \boxed{p}. \end{aligned} \quad (4)$$

$\bar{X}$  の分散  $\sigma^2$  は

$$\sigma^2 = E[\bar{X}^2] - \mu^2 \quad (5)$$

である。ここで、 $E[\bar{X}^2]$  は  $\bar{X}$  の 2 次モーメントである。

今、次が成り立つことに注意する：

$$\begin{aligned} E[\bar{X}^2] &= \sum_{k=0}^n \left(\frac{k}{n}\right)^2 {}_n C_k p^k q^{n-k} \\ &= n^{-2} \sum_{k=0}^n k^2 {}_n C_k p^k q^{n-k} \\ &= n^{-2} E_{\text{Bin}}[X^2] \\ &= n^{-2} (npq + (np)^2) \quad (\text{ここで, (2) と (3) を使った}) \\ &= \frac{pq}{n} + p^2 \end{aligned} \quad (6)$$

式 (4), (5), (6) より,

$$\sigma^2 = \frac{pq}{n} + p^2 - p^2 = \boxed{\frac{pq}{n}}.$$

(5) 中心極限定理より、 $n$  が大きくなるにつれて、 $\bar{X}$  の密度関数  $g(\bar{x})$  は、正規分布  $N(p, p(1-p)/n)$  に近かつく。

確率変数  $Y = n\bar{X}$  は二項分布  $\text{Bin}(n, p)$  に従う。

正規分布  $N(p, p(1-p)/n)$  に従う確率変数を  $U$  とすれば、二項分布  $\text{Bin}(n, p)$  は、 $n$  が大きくなるにつれて、確率変数  $V = nU$  が従う正規分布  $N(np, np(1-p))$  に近づく。(参考文献 [1] p.83 図 4-6 参照)

課題 3 (Poisson 分布) この市で 1 日に交通事故が起こる件数は Poisson 分布に従うとすると、この市で 1 日 5 件以上の交通事故が起こる確率は、 $\mu = 1.5$ として、

$$\sum_{k=5}^{\infty} \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} = 1 - \sum_{k=0}^4 \frac{\mu^k}{k!} e^{-\mu} \approx 0.0186$$

となる。よって、この市で 1 日 5 件以上の交通事故が起こるのは約  $1/0.0186 \approx 54$  日に 1 度である。

課題 4 (正規分布) 魚の大きさ  $X$ cm は平均 26cm, 標準偏差 8cm の正規分布に従っているの  
で、変数変換:

$$Y = \frac{X - \mu}{\sigma} \iff X = \sigma Y + \mu$$

による確率変数  $Y$  は正規分布  $N(0, 1)$  に従う。簡単な計算により、

$$x > 40 \iff y > \frac{7}{4} = 1.75$$

となる。正規分布表から  $P(y > 1.75) \approx 0.0401$  となるので、大きさが 40cm を越えている確率は  $0.0401$  なる。

## 参考文献

- [1] 薩摩順吉, 確率・統計, 理工系の数学入門コース 7, 岩波書店 (1989).
- [2] 小針アキ宏, 確率・統計入門, 岩波書店 (1973).