

平成 22 年度

大学院入学試験問題

数学

解答

東京大学理学部情報科学科 2009

2012 年 8 月 7 日

第 1 問

(1)

成立する。

固有ベクトルが線形独立でないと仮定すると、ある固有ベクトル x_i が、他のベクトルの部分集合のうちで線形独立なもの $\{x_j\}$ の線形和で

$$x_i = \sum_j \alpha_j x_j$$

と書くことができる。よって、

$$\begin{aligned} Ax_i &= A \sum_j \alpha_j x_j \\ \lambda_i x_i &= \sum_j \lambda_j \alpha_j x_j \\ \sum_j \lambda_i \alpha_j x_j &= \sum_j \lambda_j \alpha_j x_j \end{aligned}$$

となり、 $\{x_j\}$ の線形独立性より、 $\lambda_i = \lambda_j$ となって矛盾。

よって、固有ベクトルは線形独立である。

(2)

成立しない。

単位行列 I は、固有多項式が $(\lambda - 1)^m$ となって重根を持つが、対角化可能。

(3)

成立しない。

$$A = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 1 & 0 \end{pmatrix}$$

とすると、 A の固有多項式は $(\lambda - 1)(\lambda + 1)$ なので、2 つの実固有値を持つが、 $b = (1, 0)^T$ を考えると、 $u_{2k} = (1, 0)^T, u_{2k+1} = (0, 1)^T$ となり、収束しない。

(4)

成立する。

まず、固有値を 1 としても一般性を失わない。 $(\frac{1}{\lambda}A$ を考えればよい)

$$\begin{aligned} A^n &= (A - I + I)^n \\ &= \sum_k nCk(A - I)^k \end{aligned}$$

$A - I$ はべき零なので、 $n \rightarrow \infty$ の時、右辺は有限個を除いて 0 であり、非零な最大の k を k' とする。

$$\frac{A^n}{nCk'} = (A - I)^{k'} + \sum_{k < k'} \frac{nCk}{nCk'} (A - I)^k$$

よって、 $\frac{A^n}{nCk'}$ は $(A - I)^{k'}$ に収束するので、 $u_n = \frac{A^n u_0}{[A^n u_0]}$ は収束する。

第 2 問

もし間違った記述があれば全力で指摘してください。

(1)

$$\int \frac{1}{x^2 + 1} dx = \arctan(x) + C$$

$$\int \frac{x}{x^2 + 1} dx = \frac{1}{2} \log(x^2 + 1) + C$$

(i) は $x = \tan \theta$ とおいて置換積分すると $\int d\theta$ になる ($1 + \tan^2 x = \frac{1}{\cos^2 x} = \frac{d}{dx} \tan x$)。 (ii) は $\int \frac{f'(x)}{f(x)} dx = \log f(x) + C$ の形。

(2)

$\int \frac{1}{z-\alpha} dz = \log(z-\alpha) + C = \log|z-\alpha| + i(\arg(z-\alpha) + 2k\pi) + C$ (k は整数)。複素対数関数は多価であり、 $\arg(z)$ は z の偏角の主値を表すとする。各々の経路の始点の偏角を 0 から 2π の間で定めると、経路 S_1 の終点の偏角の範囲は 2π から 4π である。 $2\pi i$ の項だけは打ち消されず、和は 0 にならない。

$$I_1 = \log|1+i-\alpha| - \log|1-i-\alpha| + i(\arg(1+i-\alpha) + 2\pi) - i\arg(1-i-\alpha)$$

$$I_2 = \log|-1+i-\alpha| - \log|1+i-\alpha| + i\arg(-1+i-\alpha) - i\arg(1+i-\alpha)$$

$$I_3 = \log|-1-i-\alpha| - \log|-1+i-\alpha| + i\arg(-1-i-\alpha) - i\arg(-1+i-\alpha)$$

$$I_4 = \log|1-i-\alpha| - \log|-1-i-\alpha| + i\arg(1-i-\alpha) - i\arg(-1-i-\alpha)$$

$$\sum_{k=1}^4 I_k = 2\pi i$$

(3)

部分分数分解すれば、(2) と同じ方法で解ける。 $f(z) = 0$ の解が両方とも領域 D の内部にあることに注意する。

$$\int_S \frac{2z + 0.4}{z^2 + 0.4 + 0.05} dz = \int_S \frac{1}{z - \frac{-2+i}{10}} + \frac{1}{z - \frac{-2-i}{10}} dz = 4\pi i$$

(4)

n 次の多項式 $f(z)$ が、 $f(z) = k(z-a_1)(z-a_2)\cdots(z-a_n)$ と書けるとき (複素数で考えているため必ず 1 次式で因数分解できる)、 $\frac{f'(z)}{f(z)} = k \sum_{i=1}^n \frac{1}{z-a_i}$ と部分分数分解できる。分解したそれぞれの積分の値は、 a_i が領域 D の内部にあるとき $2\pi i$ 、そうでないとき 0 であるため、和が 0 であるならば $f(z)$ は領域 D 内に解を持たない (逆もいえる)。

第3問

解答

(1)

$$F(x) = \begin{cases} 1 - e^{-\lambda x} & (x \geq 0) \\ 0 & (x < 0) \end{cases}$$
$$f(x) = \begin{cases} \lambda e^{-\lambda x} & (x \geq 0) \\ 0 & (x < 0) \end{cases}$$

(2)

$$f_{Y_2}(x) = \begin{cases} x\lambda^2 e^{-\lambda x} & (x \geq 0) \\ 0 & (x < 0) \end{cases}$$

$$f_{Y_3}(x) = \begin{cases} \frac{x^2}{2}\lambda^3 e^{-\lambda x} & (x \geq 0) \\ 0 & (x < 0) \end{cases}$$

$$f_{Y_n}(x) = \begin{cases} \frac{x^{n-1}}{(n-1)!}\lambda^n e^{-\lambda x} & (x \geq 0) \\ 0 & (x < 0) \end{cases}$$

(3)

$$P(Y_n \geq 1) - P(Y_{n-1} \geq 1) = \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\lambda}$$

(4)

$$P(K = k) = \frac{\lambda^k}{k!} e^{-\lambda}$$

解法

(1)

(i)

$$F(x) = P(X \leq x) = P(-\frac{1}{\lambda} \ln U \leq x) = P(U \geq e^{-\lambda x})$$

U が $(0,1)$ 上の一様分布に従うので、 $P(U > 1) = 0$ に注意しつつ解を得る。

(ii)

$$f(x) = \frac{d}{dx} F(x)$$

(2)

独立な確率変数の和の公式を用いる。

$$f_{X+Y}(x) = \int_{-\infty}^{\infty} f_X(x-t)f_Y(t)dt$$

本問では、 e の肩の t が消えるので積分はとても簡単。実質的な積分区間は $(0, x)$ であることに注意。

(3)

累積分布関数を $F_{Y_n}(x)$ とおくと、 $P(Y_n \geq 1) = 1 - F_{Y_n}(1)$ と書ける。

$G(x) = \int \frac{x^{n-2}}{(n-2)!} \lambda^{n-1} e^{-\lambda x} dx$ とする。

$$F_{Y_n}(x) = \int \frac{x^{n-1}}{(n-1)!} \lambda^n e^{-\lambda x} dx = -\frac{x^{n-1}}{(n-1)!} \lambda^{n-1} e^{-\lambda x} + G(x)$$

$$F_{Y_{n-1}}(x) = G(x)$$

$$P(Y_n \geq 1) - P(Y_{n-1} \geq 1) = (1 - F_{Y_n}(1)) - (1 - F_{Y_{n-1}}(1)) = \frac{\lambda^{n-1}}{(n-1)!} e^{-\lambda}$$

(4)

$$P(z_n < e^{-\lambda}) = P(-\frac{1}{\lambda} \ln z_n > 1) = P(\sum_{i=1}^n -\frac{1}{\lambda} \ln u_i > 1) = P(Y_n > 1)$$

$$\text{よって、} P(K = k) = P(Y_{n+1} > 1) - P(Y_n > 1)$$

Y_n の分布が連続的である (つまり $P(Y_n = 1) = 0$ である) とき、 $P(Y_n > 1) = P(Y_n \geq 1)$ に注意する。

確率変数 K はポアソン分布に従う (K を初めて条件を満たす n そのものではなく $n-1$ で定義しているのはそのため)。