数学(問題)

[問題1から問題3を通じて必要であれば(付表)に記載された数値を用いなさい。]

問題1.次の(1)~(12)の各問について、空欄に当てはまる最も適切なものをそれぞれの選択肢 の中から1つ選び、解答用紙の所定の欄にマークしなさい。なお、同じ選択肢を複数回選択してもよ 11 (60点)

(1) A, B, C の 3 人がこの順番(ABCABC…)でサイコロ投げを繰り返し、1 または2 の目を出し た者を勝ちと定める。3人のうち最初に1人が勝った後は、引き続き残りの2人がサイコロ投げを 繰り返すとき、最初にAが勝つ確率は1 である。また、最初にAまたはCが勝った後、 2番目に**B**が勝つ確率は ② である。

(A)
$$\frac{1}{19}$$

(B)
$$\frac{2}{19}$$

(c)
$$\frac{3}{19}$$

(D)
$$\frac{4}{19}$$

(A)
$$\frac{1}{19}$$
 (B) $\frac{2}{19}$ (C) $\frac{3}{19}$ (D) $\frac{4}{19}$ (E) $\frac{5}{19}$

(F)
$$\frac{6}{19}$$
 (G) $\frac{7}{19}$ (H) $\frac{8}{19}$ (I) $\frac{9}{19}$ (J) $\frac{10}{19}$

(G)
$$\frac{7}{19}$$

(H)
$$\frac{8}{19}$$

(1)
$$\frac{9}{19}$$

(J)
$$\frac{10}{19}$$

(2) 確率変数 X,Yの結合確率密度関数を

$$f(x,y) = \begin{cases} 4xy & (0 < x < 1, 0 < y < 1) \\ 0 & (その他の場合) \end{cases}$$

とする。Z = X + Y であるとき、Z の確率密度関数は、

$$g(z) = \begin{cases} \boxed{1} & (0 < z \le 1) \\ \boxed{2} & (1 < z < 2) \\ 0 & (その他の場合) \end{cases}$$

である。

(A)
$$\frac{-9z^3 + 27z^2 - 20z + 4}{3}$$
 (B) $\frac{-4z^3 + 10z^2 - 4z}{3}$ (C) $\frac{-2z^3 + 12z - 8}{3}$

(B)
$$\frac{-4z^3 + 10z^2 - 4z}{3}$$

(c)
$$\frac{-2z^3 + 12z - 8}{3}$$

(D)
$$\frac{-z^3+z^2+2z}{3}$$
 (E) $\frac{-z^3+9z^2-6z}{3}$ (F) $\frac{z^3+z}{3}$

(E)
$$\frac{-z^3+9z^2-6z}{3}$$

(F)
$$\frac{z^3 + z}{3}$$

(G)
$$\frac{2z^3 - 4z^2 - 4z + 8}{3}$$
 (H) $\frac{2z^3}{3}$

(H)
$$\frac{2z^3}{3}$$

(1)
$$\frac{4z^3-2z}{3}$$

(J) いずれにも該当しない

(3) 確率変数 X , Y が互いに独立で、ともに標準正規分布 $N(0,1)$ に従うとき、確率ベクトル (X,Y) の	の
積率母関数 $\phi(\theta_1,\theta_2)$ は ① である。また、 $U=\frac{1}{\sqrt{2}}X-\frac{1}{\sqrt{2}}Y$ 、 $V=\frac{1}{\sqrt{2}}X+\frac{1}{\sqrt{2}}Y$ とする	る
とき、確率ベクトル $ig(U,Vig)$ の積率母関数 $ig\psiig(heta_1, heta_2ig)$ は $igcup 2$ である。	

(A)
$$\exp\left[\frac{1}{\sqrt{2}}(\theta_1 + \theta_2)^2\right]$$

(B)
$$\exp\left[\frac{1}{\sqrt{2}}\left(\theta_1^2+\theta_2^2\right)\right]$$

(A)
$$\exp\left[\frac{1}{\sqrt{2}}(\theta_1 + \theta_2)^2\right]$$
 (B) $\exp\left[\frac{1}{\sqrt{2}}(\theta_1^2 + \theta_2^2)\right]$ (C) $\exp\left[\frac{1}{\sqrt{2}}(\theta_1 - \theta_2)^2\right]$

(D)
$$\exp\left[\frac{1}{\sqrt{2}}(\theta_1^2 - \theta_2^2)\right]$$
 (E) $\exp\left[\frac{1}{2}(\theta_1 + \theta_2)^2\right]$ (F) $\exp\left[\frac{1}{2}(\theta_1^2 + \theta_2^2)\right]$

(E)
$$\exp\left[\frac{1}{2}(\theta_1 + \theta_2)^2\right]$$

(F)
$$\exp \left[\frac{1}{2} \left(\theta_1^2 + \theta_2^2 \right) \right]$$

(G)
$$\exp\left[\frac{1}{2}(\theta_1-\theta_2)^2\right]$$

(H)
$$\exp\left[\frac{1}{2}\left(\theta_1^2-\theta_2^2\right)\right]$$

(G)
$$\exp\left[\frac{1}{2}(\theta_1 - \theta_2)^2\right]$$
 (H) $\exp\left[\frac{1}{2}(\theta_1^2 - \theta_2^2)\right]$ (I) $\exp\left[\frac{1}{2}(\theta_1^2 + \theta_2^2)^2\right]$

$$(\mathsf{J}) \exp\left[\frac{1}{2}\left(\theta_1^2-\theta_2^2\right)^2\right]$$

(4) 確率変数 X_i ($i=1,\cdots,n$) は互いに独立で、すべて平均 λ の指数分布に従うとき、確率変数 $Y = \sum_{i=1}^{n} X_{i}$ の標準偏差は ① である。また、中心極限定理より、

 $P\{|Y - E(Y)| \le 0.2E(Y)\} \ge 0.9$ となるための最小のn は ②

(A)
$$\frac{n}{\lambda^2}$$

(A)
$$\frac{n}{\lambda^2}$$
 (B) $\frac{\sqrt{n}}{\lambda}$

(C)
$$\sqrt{n}\lambda$$

(E)
$$n\lambda^2$$

(5) 確率変数 X, Y の結合確率密度関数が

$$f(x, y) = \frac{1}{2}x^3 \exp\{-x(1+y)\}$$
 $(0 < x < \infty, 0 < y < \infty)$

① であり、Yの平均は ② である。また、X,Yの相関 であるとき、Xの平均は 係数は である。

[①、②の選択肢]

(A)
$$\frac{1}{3}$$

(B)
$$\frac{1}{2}$$

(c)
$$\frac{3}{4}$$

(E)
$$\frac{4}{3}$$

(F)
$$\frac{7}{4}$$

(H)
$$\frac{19}{9}$$

(1)
$$\frac{8}{3}$$

[③の選択肢]

(A)
$$-\frac{3}{4}$$

(B)
$$-\frac{1}{2}$$

(c)
$$-\frac{1}{3}$$

(D)
$$-\frac{2}{9}$$

(E)
$$\frac{2}{9}$$

(F)
$$\frac{1}{3}$$

(G)
$$\frac{1}{2}$$

(H)
$$\frac{3}{4}$$

(6) 区間(a,b)の一様分布に従う母集団から次の標本値を得た。モーメント法によりa,b (a < b) を推定すると、a に最も近い数値は ① であり、b に最も近い数値は ② である。

2.6 , 3.2 ,-1.3 , 0.8 , 4.7

(7) あるメーカーの同じ種類の缶ジュースを無作為に5本選択し、中身の量を測定したところ、次のとおりであった。ただし、測定の誤差が無視できないものとし、この分散が0.06 (ml²)と、多くのくり返しにより推定されていたものとする。

200.7 , 198.9 , 199.9 , 201.2 , 199.4 (単位 ml)

次に改めて、同じ種類の缶ジュースを無作為に100本選択し、すべて一緒にして漏れなく十分大きな容器へ移し変えた。その容器の中のジュースの量の分散(測定の誤差分散は除く)について区間推定を行ったとき、信頼係数を95%とした場合の信頼区間の下限に最も近い数値は

① ml²であり、上限に最も近い数値は ② ml²である。

- (A) 21
- (B) 25
- (C) 31
- (D) 33
- (E) 37

- (F) 416
- (G) 718
- (H) 724
- (1) 730
- (J) 899

(8) *n* を3以上の整数とする。14*n* 人の子どものうち、8*n* 人にインフルエンザの予防接種を施した。その後、インフルエンザに罹患した子どもの数と罹患しなかった子どもの数を調べたところ、下表の結果を得た。このとき、「有意水準1%で予防接種の効果がある」といえるための最小の*n* はである。

В	B_1 (インフルエンザ	B_2 (インフルエンザ	計
A	に罹患しなかった)	に罹患した)	
$A_{\rm l}$ (予防接種を施した)	5 <i>n</i>	3n	8n
A_2 (予防接種を施さなかった)	2 <i>n</i>	4n	6 <i>n</i>
計	7n	7n	14n

1	٨	١	2
l	А	,	- 3

(B) 4

(C) 5

(D) 6

(F) 8

(G) 9

(H) 10

(9) ある学力テストの受験者から100人を無作為に抽出して、数学の得点と英語の得点の相関関係を調査したところ、相関係数はrであった。また、このテストにおける受験者全体の数学の得点と英語の得点の相関係数をz変換を用いて区間推定したところ、信頼係数をy5%とした場合の信頼区間の下限がy0.7616であった。このとき、y1に最も近い数値は

(B) 0.8233

(C) 0.8325

(D) 0.8334

(F) 0.8702

(G) 0.8836

(H) 0.8850

(10) (x,y)のデータが下表のとおり与えられている。このデータから、ロジットモデル

 $y = \frac{e^{\alpha + \beta x}}{1 + e^{\alpha + \beta x}} (\beta > 0)$ を用いた回帰式を求めると、 α に最も近い数値は ① であり、 β に最も近い数値は ② である。

x	1.2	2.2	2.7	4.5	4.9
y	10%	20%	50%	90%	90%

(B) -3.8

(C) -2.8

(D) -0.7

(E) -0.2

(G) 0.6

(H) 1.0

(1) 1.3

(J) 2.1

 $(1\ 1)\ A,B,C,D$ という4つの小さな部屋があり、それぞれが互いに通路でつながっている。この部屋のどこかに虫を入れて各部屋間をどのように移動するか観察する。ただし、A およびB の部屋には粘着剤が設置されているため、虫がA またはB の部屋にいる場合は、虫はその後そこから移動せずにその部屋にとどまる。

また、次の2つのことが分かっている。

ア) 虫がC の部屋にいる場合、1 分後にA,B,C,D の部屋にいる確率はそれぞれ $\frac{2}{7},\frac{1}{7},\frac{3}{7},\frac{1}{7}$ である。

イ) 虫がD の部屋にいる場合、1 分後にA,B,C,D の部屋にいる確率はそれぞれ $\frac{1}{7},\frac{1}{7},\frac{4}{7}$ である。

虫が、現在の部屋から1分後にどの部屋へ移動するのかを表す推移確率行列を

$$P=egin{pmatrix} 1&0&0&0\ 0&1&0&0\ rac{2}{7}&p_{32}&p_{33}&p_{34}\ p_{41}&p_{42}&p_{43}&p_{44} \end{pmatrix}$$
と表すとすれば、 $(p_{32},p_{43})=$ (① ①), ②) である。

また、無作為にCまたはDの部屋に虫を1匹入れて、十分な時間をおいて観察したところ、その虫がAの部屋にいた。このとき、虫を入れた部屋がCの部屋であった確率は $\boxed{3}$ である。

【ヒント】 4行 4列行列 P の左上 2行 2 列行列が単位行列 E 、右上 2行 2 列行列が零行列 O である、 すなわち $P=\begin{pmatrix}E&O\\U&R\end{pmatrix}(U,R$ は 2行 2 列行列)と表される場合、 $P''=\begin{pmatrix}E&O\\(E-R'')(E-R)^{-1}U&R''\end{pmatrix}$ となる。

[①、②の選択肢]

(B)
$$\frac{1}{7}$$

(c)
$$\frac{2}{7}$$

(D)
$$\frac{3}{7}$$

(E)
$$\frac{4}{7}$$

(F)
$$\frac{5}{7}$$

(G)
$$\frac{6}{7}$$

[③の選択肢]

(A)
$$\frac{3}{7}$$

(B)
$$\frac{4}{9}$$

(c)
$$\frac{5}{11}$$

(D)
$$\frac{6}{13}$$

(E)
$$\frac{7}{13}$$

(F)
$$\frac{6}{11}$$

(G)
$$\frac{5}{9}$$

(H)
$$\frac{4}{7}$$

(12) X を標準正規分布 N(0,1) に従う確率変数とする。 |X| の値を、平均1の指数分布に従う確率変数 Y および区間 (0,1)の一様分布に従う確率変数 U を用いて棄却法で生成したい。 |X| の値を生成するときの反復回数が最小になるようにしてシミュレーションを行うとき、下表のY およびU のシミュレーション結果から生成される |X| の値の平均値に最も近い数値は である。なお、U の対数の値は付表に指定したものを用いること。

Y	1.7	0.2	0.5	2.0	2.8
U	0.8	0.4	0.1	0.6	0.2

(A) 0.35

(B) 0.54

(C) 0.90

(D) 1.10

(E) 1.38

(F) 1.44

(G) 2.17

(H) 2.25

問題 2. 表の出る確率が p (0) である硬貨を無限に投げ続けるとき、初めて<math>n 回続けて表が出るまでに投げた回数を表す確率変数を X_n とする。このとき、次の(1)、(2)の各間について、空欄に当てはまる最も適切なものをそれぞれの選択肢の中から 1 つ選び、解答用紙の所定の欄にマークしなさい。なお、同じ選択肢を複数回選択してもよい。 (20点)

(1) n = 2のケースを考える。

硬貨をk回続けて投げるとき、2回続けては表が出ない確率 q_k は、初めて2回続けて表が出るまでに投げた回数を表す確率変数X。を用いて、 ① と表すことができる。

さて、 q_k は、 $k \ge 2$ のとき、次の 2 つの排反な事象に関する確率の和として捉えることができる。 すなわち、

事象 I:1 回目に ② が出て、残りのk-1回のうちに2回続けては表が出ないという事象 事象 I:1 回目に ③ 、2回目に ④ が出て、残りのk-2回のうちに2回続けては表が出ないという事象

したがって、 q_k に関する漸化式 $q_k = \boxed{ }$ $\boxed{ }$ $\boxed{ }$ $q_{k-1} + \boxed{ }$ $\boxed{ }$ $\boxed{ }$ q_{k-2} $(k \ge 2)$ が成立する。

ここで、 $p = \frac{2}{3}$ のとき、 $q_k = \boxed{ }$ \bigcirc $(k \ge 0)$ である。

(2) n=3 のケースを考える。

硬貨をk回続けて投げるとき、3回続けては表が出ない確率を r_k とすれば、n=2のケースと同様に考えて、 r_k に関する漸化式 $r_k=$ $\boxed{8}$ $r_{k-1}+$ $\boxed{9}$ $r_{k-2}+$ $\boxed{0}$ r_{k-3} $(k\geq 3)$ が成立する。

以下、初めて3回続けて表が出るまでに投げた回数を表す確率変数 X_3 の平均値 $E(X_3)$ を求める。まず、 X_3 は離散的確率変数であることから、次式が成立する。

$$E(X_3) = \sum_{l=1}^{\infty} l \cdot P(X_3 = l), \qquad r_k = \sum_{l=k+1}^{\infty} P(X_3 = l)$$

したがって、 $E(X_3)$ は r_k を用いて次のように表すことができる。

$$E(X_3) = \boxed{1}$$

さらに、 r_k に関する漸化式を利用すれば、 $E(X_3)$ はp を用いて表すことができる。

ここで、
$$p = \frac{1}{3}$$
 のとき、 $E(X_3) =$ ① である。

[①の選択肢]

$$(A) P(X_2 < k)$$

(B)
$$P(X_2 \le k)$$

(C)
$$P(X_2 > k)$$

(A)
$$P(X_2 < k)$$
 (B) $P(X_2 \le k)$ (C) $P(X_2 > k)$

(E)
$$P(X_2 = k)$$

(E)
$$P(X_2 = k)$$
 (F) $1 - P(X_2 = k)$

[②、③、④の選択肢]

[⑤、⑥、⑧、⑨、⑩の選択肢]

(A)
$$p$$

(B)
$$1-x$$

$$(C)$$
 p

(B)
$$1-p$$
 (C) p^2 (D) $p(1-p)$

(E)
$$(1-p)^2$$

(F)
$$p^3$$

(E)
$$(1-p)^2$$
 (F) p^3 (G) $p^2(1-p)$ (H) $p(1-p)^2$

(H)
$$p(1-p)^2$$

[⑦の選択肢]

(A)
$$\frac{4}{5} \left(\frac{4}{3}\right)^k + \frac{1}{5} \left(-\frac{1}{3}\right)^k$$
 (B) $\left(-\frac{2}{3}\right)^{k+1} + 5\left(\frac{1}{3}\right)^{k+1}$ (C) $2\left(\frac{2}{3}\right)^{k+1} + \left(-\frac{1}{3}\right)^{k+1}$

(B)
$$\left(-\frac{2}{3}\right)^{k+1} + 5\left(\frac{1}{3}\right)^{k+1}$$

(C)
$$2\left(\frac{2}{3}\right)^{k+1} + \left(-\frac{1}{3}\right)^{k+1}$$

(D)
$$\frac{2}{7} \left(-\frac{2}{3}\right)^k + \frac{5}{7} \left(\frac{5}{3}\right)^k$$

(D)
$$\frac{2}{7} \left(-\frac{2}{3}\right)^k + \frac{5}{7} \left(\frac{5}{3}\right)^k$$
 (E) $-\frac{2}{5} \left(-\frac{4}{3}\right)^k + \frac{7}{5} \left(\frac{1}{3}\right)^k$ (F) $\frac{8}{7} \left(\frac{2}{3}\right)^k - \frac{1}{7} \left(-\frac{5}{3}\right)^k$

(F)
$$\frac{8}{7} \left(\frac{2}{3}\right)^k - \frac{1}{7} \left(-\frac{5}{3}\right)^k$$

(G)
$$\frac{16}{11} \left(\frac{4}{9}\right)^{k-1} - \frac{5}{11} \left(\frac{1}{5}\right)^{k-1}$$

(G)
$$\frac{16}{11} \left(\frac{4}{9}\right)^{k-1} - \frac{5}{11} \left(\frac{1}{5}\right)^{k-1}$$
 (H) $\frac{21}{13} \left(\frac{3}{7}\right)^{k-1} - \frac{8}{13} \left(\frac{2}{9}\right)^{k-1}$

[⑪の選択肢]

(A)
$$\sum_{k=1}^{\infty} r$$

(B)
$$\sum_{k=2}^{\infty} r_k$$

(C)
$$\sum_{k=3}^{\infty} r_k$$

(A)
$$\sum_{k=1}^{\infty} r_k$$
 (B) $\sum_{k=2}^{\infty} r_k$ (C) $\sum_{k=3}^{\infty} r_k$

(E)
$$\sum_{k=1}^{\infty} r_k + 3$$

(F)
$$\sum_{k=2}^{\infty} r_k + 1$$

(G)
$$\sum_{k=3}^{\infty} r_k + 3$$

(E)
$$\sum_{k=1}^{\infty} r_k + 3$$
 (F) $\sum_{k=2}^{\infty} r_k + 3$ (G) $\sum_{k=3}^{\infty} r_k + 3$ (H) $\sum_{k=3}^{\infty} r_k + 3$

[⑫の選択肢]

問題3. 母分散が等しく互いに独立な2つの正規母集団(母平均、母分散ともに未知)がある。これら両母集団からの標本値を用いて、尤度比検定法により両者の母平均の差を検定したい。このとき、次の(1)、(2)の各問について、空欄に当てはまる最も適切なものをそれぞれの選択肢の中から1つ選び、解答用紙の所定の欄にマークしなさい。なお、同じ選択肢を複数回選択してもよい。

(20点)

注:以下の各問において、次のとおり記号を定義する。

 μ_x μ_y : 2つの正規母集団の母平均(未知)

 σ^2 : 2つの正規母集団で同一の母分散(未知)

 $x_i(i=1,\cdots,n_x)$: 正規母集団 $N(\mu_x,\sigma^2)$ からの標本値

 $y_i(i=1,\cdots,n_v)$: 正規母集団 $N(\mu_v,\sigma^2)$ からの標本値

$$\overline{x} \cdot \overline{y}$$
 : $\overline{x} = \frac{1}{n_x} \sum_{i=1}^{n_x} x_i \cdot \overline{y} = \frac{1}{n_y} \sum_{i=1}^{n_y} y_i$

$$s_x^2$$
, s_y^2 : $s_x^2 = \frac{1}{n_x} \sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \overline{x})^2$, $s_y^2 = \frac{1}{n_y} \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \overline{y})^2$

(1) 帰無仮説 $H_0: \mu_x = \mu_y$ を対立仮説 $H_1: \mu_x \neq \mu_y$ に対して検定するために、まず帰無仮説と対立 仮説の両仮説における母数 μ_x 、 μ_y 、 σ^2 の最尤推定値を求める。

標本値として $x_i(i=1,\cdots,n_x)$ と $y_i(i=1,\cdots,n_y)$ を用いる場合、母数 μ_x 、 μ_y 、 σ^2 に関する尤度関数lは、

$$l(\mu_x, \mu_y, \sigma^2) = \left(\boxed{\bigcirc} \right)^{\frac{n_x + n_y}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \left\{ \sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \boxed{\bigcirc})^2 + \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \boxed{\bigcirc})^2 \right\} \right]$$

となるので、帰無仮説 $H_0: \mu_x = \mu_y = \mu$ のもとでの母数 μ 、 σ^2 の最尤推定値は、それぞれ

$$\hat{\mu} = \boxed{4}$$

$$\hat{\sigma}^{2} = \frac{1}{n_{x} + n_{y}} \left\{ \sum_{i=1}^{n_{x}} (x_{i} - \boxed{5})^{2} + \sum_{i=1}^{n_{y}} (y_{i} - \boxed{5})^{2} \right\}$$

である。

同様に、対立仮説 $H_1: \mu_x \neq \mu_v$ のもとでの母数 μ_x 、 μ_v 、 σ^2 の最尤推定値は、それぞれ

$$\widetilde{\mu}_x = \boxed{\bigcirc}$$
, $\widetilde{\mu}_y = \boxed{\bigcirc}$

$$\tilde{\sigma}^2 = \frac{1}{n_x + n_y} \left\{ \sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \boxed{\$})^2 + \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \boxed{\$})^2 \right\}$$

である。

(2) 次に、(1) の結果をもとに、尤度比検定法を用いて検定するときの棄却域を求める。 棄却域 R_{ν} は、尤度比 λ を用いて、

$$R_k = \{(x_1, x_2, \dots, x_{n_x}, y_1, y_2, \dots, y_{n_y}); \lambda \le k\}$$
 (k は定数)

によって与えられる。ここで、尤度比 λ は(1)の尤度関数lおよび最尤推定値を用いて、

である。さらに、(1)の最尤推定値の結果を代入すれば、

$$\boxed{ } = \left(\boxed{ } \right)^{\frac{n_x + n_y}{2}} \exp \left(\boxed{ } \right)$$

と表され、また、

・
の

についても、同様の式で表されることから、

$$\lambda = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n_x} (x_i - y_i - y_i)^2 + \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - y_i)^2}{\sum_{i=1}^{n_x} (x_i - y_i)^2 + \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - y_i)^2} \right\}^{\frac{n_x + n_y}{2}}$$

となる。ここで

$$\sum_{i=1}^{n_x} \left(x_i - \boxed{ } \boxed{ } \right)^2 = \sum_{i=1}^{n_x} \left(x_i - \boxed{ } \boxed{ } \right)^2 + n_x \cdot \boxed{ } \boxed{ }$$

であり、
$$\sum_{i=1}^{n_y} \left(y_i - \boxed{ } \boxed{ } \boxed{ } \right)^2$$
 についても同様であるから、

$$\lambda = \left(\frac{1}{1 + \frac{t^2}{n_x + n_y - 2}}\right)^{\frac{n_x + n_y}{2}} \qquad \left(\begin{array}{c} t = \frac{\overline{x} - \overline{y}}{\sqrt{1 - \frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}}} \end{array}\right)$$

と変形できる。したがって、領域 R_{k} は、

$$\{(x_1, x_2, \dots, x_{n_x}, y_1, y_2, \dots, y_{n_y}); |t| \ge K\}$$
 (K は定数)

なる領域と等しくなる。

布に従うので、有意水準 ε の両側検定を行うには、 $|t|>t_{\phi}\left(rac{arepsilon}{2}
ight)$ のとき H_0 を棄却すればよい。

[①、②の選択肢]

(A)
$$\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma}$$
 (B) $\frac{1}{2\pi\sigma^2}$ (C) $\frac{1}{\sigma^2}$

(B)
$$\frac{1}{2\pi\sigma^2}$$

(C)
$$\frac{1}{\sigma^2}$$

(D)
$$\frac{1}{\pi\hat{\sigma}^2}$$

(E)
$$\frac{1}{2\pi\hat{\sigma}^2}$$

(F)
$$\frac{1}{\hat{\sigma}}$$

(E)
$$\frac{1}{2\pi\hat{\sigma}^2}$$
 (F) $\frac{1}{\hat{\sigma}}$ (G) $\frac{1}{\sqrt{2\pi}\tilde{\sigma}}$ (H) $\frac{1}{2\pi\tilde{\sigma}^2}$

(H)
$$\frac{1}{2\pi\widetilde{\sigma}^2}$$

(I)
$$\frac{1}{\pi \tilde{\sigma}}$$
 (J) $\frac{1}{\pi}$

(J)
$$\frac{1}{\pi}$$

[②、③の選択肢]

(A)
$$\mu_x$$

(B)
$$\mu_{,}$$

(B)
$$\mu_y$$
 (C) $\frac{\mu_x + \mu_y}{2}$ (D) $\mu_x + \mu_y$

(D)
$$\mu_x + \mu_y$$

(E)
$$\sqrt{\mu_x \cdot \mu_y}$$

(F)
$$2\sqrt{\mu_x \cdot \mu_y}$$

$$(G) \frac{n_x \mu_x + n_y \mu_y}{n_x + n_y}$$

(E)
$$\sqrt{\mu_x \cdot \mu_y}$$
 (F) $2\sqrt{\mu_x \cdot \mu_y}$ (G) $\frac{n_x \mu_x + n_y \mu_y}{n_x + n_y}$ (H) $\frac{n_y \mu_x + n_x \mu_y}{n_x + n_y}$

(1)
$$\frac{n_y}{n_x} \mu_x + \frac{n_x}{n_y} \mu_y$$
 (J) $\frac{n_x}{n_y} \mu_x + \frac{n_y}{n_x} \mu_y$

$$(J) \frac{n_x}{n_y} \mu_x + \frac{n_y}{n_x} \mu_y$$

[④~⑨の選択肢]

(A)
$$\bar{x}$$

(B)
$$\bar{y}$$

(C)
$$\frac{\overline{x} + \overline{y}}{2}$$

(D)
$$\bar{x} + \bar{y}$$

(E)
$$\sqrt{ar{x}\cdotar{y}}$$

(F)
$$2\sqrt{\overline{x}\cdot\overline{y}}$$

$$(G) \frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y}$$

(E)
$$\sqrt{\overline{x} \cdot \overline{y}}$$
 (F) $2\sqrt{\overline{x} \cdot \overline{y}}$ (G) $\frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y}$ (H) $\frac{n_y \overline{x} + n_x \overline{y}}{n_x + n_y}$

$$(1) \frac{n_y}{n_x} \overline{x} + \frac{n_x}{n_y} \overline{y}$$

(I)
$$\frac{n_y}{n_x} \overline{x} + \frac{n_x}{n_y} \overline{y}$$
 (J) $\frac{n_x}{n_y} \overline{x} + \frac{n_y}{n_x} \overline{y}$ (K) $\frac{\overline{x} + \overline{y}}{n_x + n_y}$ (L) $\frac{\overline{x}}{n_x} + \frac{\overline{y}}{n_y}$

(K)
$$\frac{\overline{x} + \overline{y}}{n_x + n_y}$$

(L)
$$\frac{\overline{x}}{n_x} + \frac{\overline{y}}{n_y}$$

[⑩、⑪の選択肢]

(A)
$$l(\hat{\mu}, \hat{\mu}, \tilde{\sigma}^2)$$

(B)
$$l(\widetilde{\mu}_{x},\widetilde{\mu}_{y},\hat{\sigma}^{2})$$

(C)
$$l(\mu_r, \mu_v, \sigma^2)$$

(A)
$$l(\hat{\mu}, \hat{\mu}, \tilde{\sigma}^2)$$
 (B) $l(\tilde{\mu}_x, \tilde{\mu}_y, \hat{\sigma}^2)$ (C) $l(\mu_x, \mu_y, \sigma^2)$ (D) $l(\tilde{\mu}_x, \tilde{\mu}_y, \tilde{\sigma}^2)$

(E)
$$l(\tilde{\mu}_x, \tilde{\mu}_y, \sigma^2)$$
 (F) $l(\mu_x, \mu_y, \tilde{\sigma}^2)$ (G) $l(\mu, \mu, \sigma^2)$ (H) $l(\hat{\mu}, \hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)$

(F)
$$l(\mu_x, \mu_y, \widetilde{\sigma}^2)$$

(G)
$$l(\mu,\mu,\sigma^2)$$

(H)
$$l(\hat{u}, \hat{u}, \hat{\sigma}^2)$$

(I)
$$l(\hat{\mu}, \hat{\mu}, \sigma^2)$$
 (J) $l(\mu, \mu, \hat{\sigma}^2)$

(J)
$$l(\mu,\mu,\hat{\sigma}^2)$$

[⑬の選択肢]

$$(A) n_x + n_y$$

$$(B) \frac{n_x + n_y}{2}$$

$$(C) \frac{n_x + n_y}{3}$$

(B)
$$\frac{n_x + n_y}{2}$$
 (C) $\frac{n_x + n_y}{3}$

(E)
$$-\frac{n_x + n_y}{3}$$
 (F) $\frac{2n_x \cdot n_y}{n_x + n_y}$ (G) $\frac{n_x + n_y}{n_x \cdot n_y}$

$$(F) \frac{2n_x \cdot n_y}{n_x + n_y}$$

$$(G) \frac{n_x + n_y}{n_x \cdot n_y}$$

(H)
$$-n_x \cdot n_y$$

[個~個の選択肢]

(A)
$$\bar{x}$$

(B)
$$\overline{y}$$

(c)
$$\frac{\overline{x} + \overline{y}}{2}$$

(D)
$$2\sqrt{\overline{x}\cdot\overline{y}}$$

(E)
$$\bar{x} + \bar{y}$$

(F)
$$\frac{n_y}{n_z} \bar{x}$$

(G)
$$\frac{n_x}{n_y}\overline{y}$$

(H)
$$\frac{n_y}{n_x} \bar{x} + \frac{n_x}{n_y} \bar{y}$$

(1)
$$\frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y - 2}$$
 (J) $\frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y}$ (K) $n_x \overline{x} + n_y \overline{y}$ (L) $\frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x \cdot n_y}$

$$(J) \frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y}$$

(K)
$$n_x \overline{x} + n_y \overline{y}$$

$$(L) \frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x \cdot n_y}$$

[個の選択肢]

(A)
$$\left(\frac{n_x \overline{x} - n_y \overline{y}}{n_x + n_y}\right)^2$$

(B)
$$\left(\frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y} \right)^{\frac{1}{2}}$$

$$(C) \left\{ \frac{\overline{x} + \overline{y}}{n_x + n_y} \right\}^2$$

(A)
$$\left(\frac{n_x \overline{x} - n_y \overline{y}}{n_x + n_y}\right)^2$$
 (B) $\left(\frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y}\right)^2$ (C) $\left\{\frac{\overline{x} + \overline{y}}{n_x + n_y}\right\}^2$

$$(E) \frac{1}{\left(n_x + n_y\right)^2}$$

$$(F) \left\{ \frac{\overline{x} - \overline{y}}{n_x + n_y} \right\}^2$$

$$(G) \left\{ \frac{n_x(\overline{x} - \overline{y})}{n_x + n_y} \right\}^2$$

(E)
$$\frac{1}{(n_x + n_y)^2}$$
 (F) $\left\{\frac{\overline{x} - \overline{y}}{n_x + n_y}\right\}^2$ (G) $\left\{\frac{n_x(\overline{x} - \overline{y})}{n_x + n_y}\right\}^2$ (H) $\left\{\frac{n_y(\overline{x} - \overline{y})}{n_x + n_y}\right\}^2$

[⑲の選択肢]

(A)
$$\frac{s_x^2 + s_y^2}{n_x + n_y - 2}$$

(B)
$$\frac{s_x^2 + s_y^2}{n_x + n_y}$$

(C)
$$\frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y - 2}$$

(A)
$$\frac{s_x^2 + s_y^2}{n_x + n_y - 2}$$
 (B) $\frac{s_x^2 + s_y^2}{n_x + n_y}$ (C) $\frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y - 2}$ (D) $\frac{n_y s_x^2 + n_x s_y^2}{n_x + n_y - 1}$

(E)
$$\frac{n_{y}s_{x}^{2} + n_{x}s_{y}^{2}}{n_{x} + n_{y}}$$

(F)
$$\frac{s_x^2}{n_x} + \frac{s_y^2}{n_y}$$

(G)
$$n_y \frac{s_x^2}{n_x} + n_x \frac{s_y^2}{n_y}$$

(E)
$$\frac{n_y s_x^2 + n_x s_y^2}{n_x + n_y}$$
 (F) $\frac{s_x^2}{n_x} + \frac{s_y^2}{n_y}$ (G) $n_y \frac{s_x^2}{n_x} + n_x \frac{s_y^2}{n_y}$ (H) $\frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y}$

[20の選択肢]

(A)
$$n_x - n_y + 2$$

(B)
$$n_x - n_y + 1$$

(A)
$$n_x - n_y + 2$$
 (B) $n_x - n_y + 1$ (C) $n_x \cdot n_y - n_x - n_y$ (D) $n_x + n_y - 2$

(D)
$$n_x + n_y - 2$$

(E)
$$n_x + n_y - 1$$

(F)
$$n_x + n_y$$

(E)
$$n_x + n_y - 1$$
 (F) $n_x + n_y$ (G) $n_x + n_y + 1$ (H) $n_x^2 + n_y^2$

(H)
$$n_x^2 + n_y^2$$

(付表)

I.標準正規分布表

P(x > 0.25) = 0.4013

上側 ε 点 $u(\varepsilon)$ から確率 ε を求める表

$u(\varepsilon) \rightarrow \varepsilon$	*=0	*=1	*=2	* = 3	* = 4	* = 5	* = 6	* = 7	* = 8	* = 9
0.0*	0.5000	0.4960	0.4920	0.4880	0.4840	0.4801	0.4761	0.4721	0.4681	0.4641
0.1*	0.4602	0.4562	0.4522	0.4483	0.4443	0.4404	0.4364	0.4721	0.4286	0.4247
0.1	0.4002	0.4168	0.4322	0.4090	0.4052	0.4013	0.3974	0.4323	0.3897	0.4247
0.2*	0.4207	0.3783	0.3745	0.3707		0.4013		0.3557		
0.3*					0.3669	!	0.3594		0.3520	0.3483
0.5*	0.3446	0.3409	0.3372	0.3336	0.3300	0.3264	0.3228	0.3192	0.3156	0.3121
0.5*	0.3085	0.3050	0.3015	0.2981	0.2946	0.2912	0.2877	0.2843	0.2810	0.2776
t	0.2743	0.2709	0.2676	0.2643	0.2611	0.2578	0.2546	0.2514	0.2483	0.2451
0.7*	0.2420	0.2389	0.2358	0.2327	0.2296	0.2266	0.2236	0.2206	0.2177	0.2148
0.8*	0.2119	0.2090	0.2061	0.2033	0.2005	0.1977	0.1949	0.1922	0.1894	0.1867
0.9*	0.1841	0.1814	0.1788	0.1762	0.1736	0.1711	0.1685	0.1660	0.1635	0.1611
1.0*	0.1587	0.1562	0.1539	0.1515	0.1492	0.1469	0.1446	0.1423	0.1401	0.1379
1.1*	0.1357	0.1335	0.1314	0.1292	0.1271	0.1251	0.1230	0.1210	0.1190	0.1170
1.2*	0.1151	0.1131	0.1112	0.1093	0.1075	0.1056	0.1038	0.1020	0.1003	0.0985
1.3*	0.0968	0.0951	0.0934	0.0918	0.0901	0.0885	0.0869	0.0853	0.0838	0.0823
1.4*	0.0808	0.0793	0.0778	0.0764	0.0749	0.0735	0.0721	0.0708	0.0694	0.0681
1.5*	0.0668	0.0655	0.0643	0.0630	0.0618	0.0606	0.0594	0.0582	0.0571	0.0559
1.6*	0.0548	0.0537	0.0526	0.0516	0.0505	0.0495	0.0485	0.0475	0.0465	0.0455
1.7*	0.0446	0.0436	0.0427	0.0418	0.0409	0.0401	0.0392	0.0384	0.0375	0.0367
1.8*	0.0359	0.0351	0.0344	0.0336	0.0329	0.0322	0.0314	0.0307	0.0301	0.0294
1.9*	0.0287	0.0281	0.0274	0.0268	0.0262	0.0256	0.0250	0.0244	0.0239	0.0233
2.0*	0.0228	0.0222	0.0217	0.0212	0.0207	0.0202	0.0197	0.0192	0.0188	0.0183
2.1*	0.0179	0.0174	0.0170	0.0166	0.0162	0.0158	0.0154	0.0150	0.0146	0.0143
2.2*	0.0139	0.0136	0.0132	0.0129	0.0125	0.0122	0.0119	0.0116	0.0113	0.0110
2.3*	0.0107	0.0104	0.0102	0.0099	0.0096	0.0094	0.0091	0.0089	0.0087	0.0084
2.4*	0.0082	0.0080	0.0078	0.0075	0.0073	0.0071	0.0069	0.0068	0.0066	0.0064
2.5*	0.0062	0.0060	0.0059	0.0057	0.0055	0.0054	0.0052	0.0051	0.0049	0.0048
2.6*	0.0047	0.0045	0.0044	0.0043	0.0041	0.0040	0.0039	0.0038	0.0037	0.0036
2.7*	0.0035	0.0034	0.0033	0.0032	0.0031	0.0030	0.0029	0.0028	0.0027	0.0026
2.8*	0.0026	0.0025	0.0024	0.0023	0.0023	0.0022	0.0021	0.0021	0.0020	0.0019
2.9*	0.0019	0.0018	0.0018	0.0017	0.0016	0.0016	0.0015	0.0015	0.0014	0.0014

P(x > 1.9600) = 0.025

確率 ϵ から上側 ϵ 点 $u(\epsilon)$ を求める表

確率εカ	ゝら上側ε	点 μ(ε) を	水める表	ŧ	\					
$\varepsilon \rightarrow u(\varepsilon)$	* = 0	* = 1	* = 2	* = 3	* = 4	* = 5	* = 6	* = 7	* = 8	* = 9
0.00*	∞	3.0902	2.8782	2.7478	2.6521	2.5758	2.5121	2.4573	2.4089	2.3656
0.01*	2.3263	2.2904	2.2571	2.2262	2.1973	2.1701	2.1444	2.1201	2.0969	2.0749
0.02*	2.0537	2.0335	2.0141	1.9954	1.9774	1.9600	1.9431	1.9268	1.9110	1.8957
0.03*	1.8808	1.8663	1.8522	1.8384	1.8250	1.8119	1.7991	1.7866	1.7744	1.7624
0.04*	1.7507	1.7392	1.7279	1.7169	1.7060	1.6954	1.6849	1.6747	1.6646	1.6546
0.05*	1.6449	1.6352	1.6258	1.6164	1.6072	1.5982	1.5893	1.5805	1.5718	1.5632
0.06*	1.5548	1.5464	1.5382	1.5301	1.5220	1.5141	1.5063	1.4985	1.4909	1.4833
0.07*	1.4758	1.4684	1.4611	1.4538	1.4466	1.4395	1.4325	1.4255	1.4187	1.4118
0.08*	1.4051	1.3984	1.3917	1.3852	1.3787	1.3722	1.3658	1.3595	1.3532	1.3469
0.09*	1.3408	1.3346	1.3285	1.3225	1.3165	1.3106	1.3047	1.2988	1.2930	1.2873
0.10*	1.2816	1.2759	1.2702	1.2646	1.2591	1.2536	1.2481	1.2426	1.2372	1.2319
0.11*	1.2265	1.2212	1.2160	1.2107	1.2055	1.2004	1.1952	1.1901	1.1850	1.1800
0.12*	1.1750	1.1700	1.1650	1.1601	1.1552	1.1503	1.1455	1.1407	1.1359	1.1311
0.13*	1.1264	1.1217	1.1170	1.1123	1.1077	1.1031	1.0985	1.0939	1.0893	1.0848
0.14*	1.0803	1.0758	1.0714	1.0669	1.0625	1.0581	1.0537	1.0494	1.0450	1.0407
0.15*	1.0364	1.0322	1.0279	1.0237	1.0194	1.0152	1.0110	1.0069	1.0027	0.9986
0.16*	0.9945	0.9904	0.9863	0.9822	0.9782	0.9741	0.9701	0.9661	0.9621	0.9581
0.17*	0.9542	0.9502	0.9463	0.9424	0.9385	0.9346	0.9307	0.9269	0.9230	0.9192
0.18*	0.9154	0.9116	0.9078	0.9040	0.9002	0.8965	0.8927	0.8890	0.8853	0.8816
0.19*	0.8779	0.8742	0.8705	0.8669	0.8633	0.8596	0.8560	0.8524	0.8488	0.8452
0.20*	0.8416	0.8381	0.8345	0.8310	0.8274	0.8239	0.8204	0.8169	0.8134	0.8099
0.21*	0.8064	0.8030	0.7995	0.7961	0.7926	0.7892	0.7858	0.7824	0.7790	0.7756
0.22*	0.7722	0.7688	0.7655	0.7621	0.7588	0.7554	0.7521	0.7488	0.7454	0.7421
0.23*	0.7388	0.7356	0.7323	0.7290	0.7257	0.7225	0.7192	0.7160	0.7128	0.7095
0.24*	0.7063	0.7031	0.6999	0.6967	0.6935	0.6903	0.6871	0.6840	0.6808	0.6776
0.25*	0.6745	0.6713	0.6682	0.6651	0.6620	0.6588	0.6557	0.6526	0.6495	0.6464
0.26*	0.6433	0.6403	0.6372	0.6341	0.6311	0.6280	0.6250	0.6219	0.6189	0.6158
0.27*	0.6128	0.6098	0.6068	0.6038	0.6008	0.5978	0.5948	0.5918	0.5888	0.5858
0.28*	0.5828	0.5799	0.5769	0.5740	0.5710	0.5681	0.5651	0.5622	0.5592	0.5563
0.29*	0.5534	0.5505	0.5476	0.5446	0.5417	0.5388	0.5359	0.5330	0.5302	0.5273
0.30*	0.5244	0.5215	0.5187	0.5158	0.5129	0.5101	0.5072	0.5044	0.5015	0.4987
0.31*	0.4959	0.4930	0.4902	0.4874	0.4845	0.4817	0.4789	0.4761	0.4733	0.4705
0.32*	0.4677	0.4649	0.4621	0.4593	0.4565	0.4538	0.4510	0.4482	0.4454	0.4427
0.33*	0.4399	0.4372	0.4344	0.4316	0.4289	0.4261	0.4234	0.4207	0.4179	0.4152
0.34*	0.4125	0.4097	0.4070	0.4043	0.4016	0.3989	0.3961	0.3934	0.3907	0.3880
0.35*	0.3853	0.3826	0.3799	0.3772	0.3745	0.3719	0.3692	0.3665	0.3638	0.3611
0.36*	0.3585	0.3558	0.3531	0.3505	0.3478	0.3451	0.3425	0.3398	0.3372	0.3345
0.37*	0.3319	0.3292	0.3266	0.3239	0.3213	0.3186	0.3160	0.3134	0.3107	0.3081
0.38*	0.3055	0.3029	0.3002	0.2976	0.2950	0.2924	0.2898	0.2871	0.2845	0.2819
0.39*	0.2793	0.2767	0.2741	0.2715	0.2689	0.2663	0.2637	0.2611	0.2585	0.2559
0.40*	0.2533	0.2508	0.2482	0.2456	0.2430	0.2404	0.2378	0.2353	0.2327	0.2301
0.40*	0.2333	0.2308	0.2224	0.2436	0.2430	0.2404	0.2378	0.2333	0.2327	0.2045
0.41	0.2019	0.1993	0.1968	0.1942	0.1917	0.1891	0.2121	0.1840	0.1815	0.1789
0.42	0.2013	0.1738	0.1703	0.1542	0.1662	0.1637	0.1611	0.1586	0.1560	0.1785
0.43*	0.1704	0.1738	0.1713	0.1037	0.1408	0.1037	0.1011	0.1332	0.1307	0.1333
0.45*	0.1310	0.1231	0.1439	0.1434	0.1156	0.1383	0.1338	0.1332	0.1055	0.1282
0.45*	0.1237	0.1231	0.1200	0.1181	0.1130	0.1130	0.1103	0.1080	0.1033	0.1030
0.46*	0.1004	0.0979	0.0934	0.0929	0.0904	0.0627	0.0602	0.0828	0.0803	0.0778
0.47*	0.0753	0.0728		0.0677	0.0652		0.0602		0.0332	
1	i		0.0451			0.0376		0.0326		0.0276
0.49*	0.0251	0.0226	0.0201	0.0175	0.0150	0.0125	0.0100	0.0075	0.0050	0.0025

II.自由度 φ の χ^2 分布の上側 ϵ 点: $\chi^2_{\varphi}(\epsilon)$

$\varphi \setminus \varepsilon$	0.995	0.990	0.975	0.950	0.900	0.100	0.050	0.025	0.010	0.005
1	0.0000	0.0002	0.0010	0.0039	0.0158	2.7055	3.8415	5.0239	6.6349	7.8794
2	0.0100	0.0201	0.0506	0.1026	0.2107	4.6052	5.9915	7.3778	9.2103	10.5966
3	0.0717	0.1148	0.2158	0.3518	0.5844	6.2514	7.8147	9.3484	11.3449	12.8382
4	0.2070	0.2971	0.4844	0.7107	1.0636	7.7794	9.4877	11.1433	13.2767	14.8603
5	0.4117	0.5543	0.8312	1.1455	1.6103	9.2364	11.0705	12.8325	15.0863	16.7496
6	0.6757	0.8721	1.2373	1.6354	2.2041	10.6446	12.5916	14.4494	16.8119	18.5476
7	0.9893	1.2390	1.6899	2.1673	2.8331	12.0170	14.0671	16.0128	18.4753	20.2777
8	1.3444	1.6465	2.1797	2.7326	3.4895	13.3616	15.5073	17.5345	20.0902	21.9550
9	1.7349	2.0879	2.7004	3.3251	4.1682	14.6837	16.9190	19.0228	21.6660	23.5894
10	2.1559	2.5582	3.2470	3.9403	4.8652	15.9872	18.3070	20.4832	23.2093	25.1882
11	2.6032	3.0535	3.8157	4.5748	5.5778	17.2750	19.6751	21.9200	24.7250	26.7568
12	3.0738	3.5706	4.4038	5.2260	6.3038	18.5493	21.0261	23.3367	26.2170	28.2995
13	3.5650	4.1069	5.0088	5.8919	7.0415	19.8119	22.3620	24.7356	27.6882	29.8195
14	4.0747	4.6604	5.6287	6.5706	7.7895	21.0641	23.6848	26.1189	29.1412	31.3193
15	4.6009	5.2293	6.2621	7.2609	8.5468	22.3071	24.9958	27.4884	30.5779	32.8013
16	5.1422	5.8122	6.9077	7.9616	9.3122	23.5418	26.2962	28.8454	31.9999	34.2672
17	5.6972	6.4078	7.5642	8.6718	10.0852	24.7690	27.5871	30.1910	33.4087	35.7185
18	6.2648	7.0149	8.2307	9.3905	10.8649	25.9894	28.8693	31.5264	34.8053	37.1565
19	6.8440	7.6327	8.9065	10.1170	11.6509	27.2036	30.1435	32.8523	36.1909	38.5823
20	7.4338	8.2604	9.5908	10.8508	12.4426	28.4120	31.4104	34.1696	37.5662	39.9968
21	8.0337	8.8972	10.2829	11.5913	13.2396	29.6151	32.6706	35.4789	38.9322	41.4011
22	8.6427	9.5425	10.9823	12.3380	14.0415	30.8133	33.9244	36.7807	40.2894	42.7957
23	9.2604	10.1957	11.6886	13.0905	14.8480	32.0069	35.1725	38.0756	41.6384	44.1813
24	9.8862	10.8564	12.4012	13.8484	15.6587	33.1962	36.4150	39.3641	42.9798	45.5585
25	10.5197	11.5240	13.1197	14.6114	16.4734	34.3816	37.6525	40.6465	44.3141	46.9279
26	11.1602	12.1981	13.8439	15.3792	17.2919	35.5632	38.8851	41.9232	45.6417	48.2899
27	11.8076	12.8785	14.5734	16.1514	18.1139	36.7412	40.1133	43.1945	46.9629	49.6449
28	12.4613	13.5647	15.3079	16.9279	18.9392	37.9159	41.3371	44.4608	48.2782	50.9934
29	13.1211	14.2565	16.0471	17.7084	19.7677	39.0875	42.5570	45.7223	49.5879	52.3356
30	13.7867	14.9535	16.7908	18.4927	20.5992	40.2560	43.7730	46.9792	50.8922	53.6720
31	14.4578	15.6555	17.5387	19.2806	21.4336	41.4217	44.9853	48.2319	52.1914	55.0027
32	15.1340	16.3622	18.2908	20.0719	22.2706	42.5847	46.1943	49.4804	53.4858	56.3281
33	15.8153	17.0735	19.0467	20.8665	23.1102	43.7452	47.3999	50.7251	54.7755	57.6484
34	16.5013	17.7891	19.8063	21.6643	23.9523	44.9032	48.6024	51.9660	56.0609	58.9639
35	17.1918	18.5089	20.5694	22.4650	24.7967	46.0588	49.8018	53.2033	57.3421	60.2748
36	17.8867	19.2327	21.3359	23.2686	25.6433	47.2122	50.9985	54.4373	58.6192	61.5812
37	18.5858	19.9602	22.1056	24.0749	26.4921	48.3634	52.1923	55.6680	59.8925	62.8833
38	19.2889	20.6914	22.8785	24.8839	27.3430	49.5126	53.3835	56.8955	61.1621	64.1814
39	19.9959	21.4262	23.6543	25.6954	28.1958	50.6598	54.5722	58.1201	62.4281	65.4756
40	20.7065	22.1643	24.4330	26.5093	29.0505	51.8051	55.7585	59.3417	63.6907	66.7660
50	27.9907	29.7067	32.3574	34.7643	37.6886	63.1671	67.5048	71.4202	76.1539	79.4900
60	35.5345	37.4849	40.4817	43.1880	46.4589	74.3970	79.0819	83.2977	88.3794	91.9517
70	43.2752	45.4417	48.7576	51.7393	55.3289	85.5270	90.5312	95.0232	100.4252	104.2149
80	51.1719	53.5401	57.1532	60.3915	64.2778	96.5782	101.8795	106.6286	112.3288	116.3211
90	59.1963	61.7541	65.6466	69.1260	73.2911	107.5650	113.1453	118.1359	124.1163	128.2989
100	67.3276	70.0649	74.2219	77.9295	82.3581	118.4980	124.3421	129.5612	135.8067	140.1695

III. 分母の自由度n、分子の自由度mのF分布の上側 ϵ 点 : $F_n^m(\epsilon)$

 $\varepsilon = 0.100$ $n \setminus m$ 2 3 7 8 9 10 6 9.349 9.381 2 8.526 9.000 9.162 9.243 9.293 9.326 9.367 9.392 3 5.538 5.343 5.309 5.285 5.266 5.252 5.240 5.230 5.462 5.391 4 4.545 4.325 4.191 4.107 4.051 4.010 3.979 3.955 3.936 3.920 5 3.619 3.520 3.453 3.405 3.368 3.339 3.316 3.297 4.060 3.780 3.108 3.055 3.014 2.983 2.958 2.937 6 3.776 3.463 3.289 3.181 7 3.589 3.257 3.074 2.961 2.883 2.827 2.785 2.752 2.725 2.703 8 2.806 2.726 2.624 2.589 2.561 2.538 3.458 3.113 2.924 2.668 9 2.693 2.551 2.505 2.440 2.416 3.360 3.006 2.813 2.611 2.469 10 3.285 2.924 2.728 2.605 2.522 2.461 2.414 2.377 2.347 2.323 $\varepsilon = 0.050$ $n \setminus m$ 2 3 4 5 7 8 9 10 6 2 18.5128 19.0000 19.1643 19.2468 19.2964 19.3295 19.3532 19.3710 19.3848 19.3959 3 10.1280 9.5521 9.2766 9.1172 9.0135 8.9406 8.8867 8.8452 8.8123 8.7855 6.3882 6.0942 6.0410 5.9988 5.9644 4 7.7086 6.9443 6.5914 6.2561 6.1631 5 6.6079 5.7861 5.4095 5.1922 5.0503 4.9503 4.8759 4.8183 4.7725 4.7351 6 5.9874 5.1433 4.7571 4.5337 4.3874 4.2839 4.2067 4.1468 4.0990 4.0600 7 4.1203 3.7870 5.5914 4.7374 4.3468 3.9715 3.8660 3.7257 3.6767 3.6365 8 3.3472 4.4590 4.0662 3.8379 3.6875 3.5806 3.5005 3.4381 3.3881 5.3177 9 3.2927 5.1174 4.2565 3.8625 3.6331 3.4817 3.3738 3.2296 3.1789 3.1373 10 4.9646 4.1028 3.7083 3.4780 3.3258 3.2172 3.1355 3.0717 3.0204 2.9782 $\varepsilon = 0.025$ 2 5 7 9 $n \setminus m$ 3 4 6 8 10 2 38.5063 39.0000 39.1655 39.2484 39.2982 39.3315 39.3552 39.3730 39.3869 39.3980 3 17.4434 16.0441 15.4392 15.1010 14.8848 14.7347 14.6244 14.5399 14.4731 14.4189 4 12.2179 10.6491 9.9792 9.6045 9.3645 9.1973 9.0741 8.9796 8.9047 8.8439 5 7.3879 10.0070 6.9777 8.4336 7.7636 7.1464 6.8531 6.7572 6.6811 6.6192 6 8.8131 7.2599 6.5988 6.2272 5.9876 5.8198 5.6955 5.5996 5.5234 5.4613 7 4.9949 8.0727 6.5415 5.8898 5.5226 5.2852 5.1186 4.8993 4.8232 4.7611 8 7.5709 6.0595 5.0526 4.6517 4.5286 4.2951 5.4160 4.8173 4.4333 4.3572 9 7.2093 5.7147 5.0781 4.7181 4.4844 4.3197 4.1970 4.1020 4.0260 3.9639 10 6.9367 5.4564 4.8256 4.4683 4.2361 4.0721 3.9498 3.8549 3.7790 3.7168 $\varepsilon = 0.010$ $n \setminus m$ 2 3 4 5 6 7 8 9 10 99.2494 2 98.5025 99.0000 99.1662 99.2993 99.3326 99.3564 99.3742 99.3881 99.3992 3 34.1162 30.8165 29.4567 28.7099 28.2371 27.9107 27.6717 27.4892 27.3452 27.2287 4 21.1977 18.0000 16.6944 15.9770 15.5219 15.2069 14.9758 14.7989 14.6591 14.5459 5 16.2582 13.2739 12.0600 11.3919 10.9670 10.6723 10.4555 10.2893 10.1578 10.0510 6 13.7450 10.9248 9.7795 9.1483 8.7459 8.4661 8.2600 8.1017 7.9761 7.8741 7 12.2464 9.5466 8.4513 7.8466 7.4604 7.1914 6.9928 6.8400 6.7188 6.6201 8 11.2586 8.6491 7.5910 7.0061 6.3707 6.1776 5.9106 6.6318 6.0289 5.8143 9 10.5614 8.0215 6.9919 6.4221 6.0569 5.8018 5.6129 5.3511 5.2565 5.4671 10 10.0443 7.5594 6.5523 5.9943 5.6363 5.3858 5.2001 5.0567 4.9424 4.8491 $\varepsilon = 0.005$ $n \setminus \overline{m}$ 2 3 4 7 8 9 10 6 198.5013 199.0000 199.1664 199.2497 199.2996 199.3330 199.3568 199.3746 199.3885 199.3996 3 55.5520 49.7993 47.4672 46.1946 45.3916 44.8385 44.4341 44.1256 43.8824 43.6858 4 31.3328 26.2843 24.2591 23.1545 22.4564 21.9746 21.1391 20.9667 21.6217 21.3520 5 22.7848 15.5561 14.9396 14.2004 18.3138 16.5298 14.5133 13.9610 13.7716 13.6182 6 18.6350 14.5441 12.9166 12.0275 11.4637 11.0730 10.7859 10.5658 10.3915 10.2500 7 16.2356 12.4040 10.8824 10.0505 9.5221 9.1553 8.8854 8.6781 8.5138 8.3803 8 14.6882 11.0424 9.5965 8.8051 8.3018 7.9520 7.6941 7.4959

7.4712

6.8724

7.1339

6.5446

6.8849

6.3025

6.6933

6.1159

9

10

13.6136

12.8265

10.1067

9.4270

8.7171

8.0807

7.9559

7.3428

7.3386

6.5411

5.9676

7.2106

6.4172

5.8467

IV. 自由度 φ のt分布の上側 ϵ 点: $t_{\varphi}(\epsilon)$

$\varphi \setminus \varepsilon$	0.100	0.050	0.025	
1	3.0777	6.3138	12.7062	
2	1.8856	2.9200	4.3027	
3	1.6377	2.3534	3.1824	
4	1.5332	2.1318	2.7764	
5	1.4759	2.0150	2.5706	
6	1.4398	1.9432	2.4469	
7	1.4149	1.8946	2.3646	
8	1.3968	1.8595	2.3060	
9	1.3830	1.8331	2.2622	
10	1.3722	1.8125	2.2281	
11	1.3634	1.7959	2.2010	
12	1.3562	1.7823	2.1788	
13	1.3502	1.7709	2.1604 2.1448	
14	1.3450	1.7613		
15	1.3406	1.7531	2.1314	
16	1.3368	1.7459	2.1199	
17	1.3334	1.7396	2.1098	
18	1.3304	1.7341	2.1009	
19	1.3277	1.7291	2.0930	
20	1.3253	1.7247	2.0860	
21	1.3232	1.7207	2.0796	
22	1.3212	1.7171	2.0739	
23	1.3195	1.7139	2.0687	
24	1.3178	1.7109	2.0639	
25	1.3163	1.7081	2.0595	

V. 自然対数の値 $\log(k)$

k	log(k)
0.1	-2.30
0.2	-1.61
0.3	-1.20
0.4	-0.92
0.5	-0.69
0.6	-0.51
0.7	-0.36
0.8	-0.22
0.9	-0.11
1.0	0.00

VI. z-変換表

$$r$$
を $z = \frac{1}{2} \log \frac{1+r}{1-r}$ より読む表

この表に記載されていないzに対応するrは直線補間することにより求めるものとする。

z	* = 0	*=1	*=2	* = 3		* = 5	*=6	*=7	* = 8	* = 9
0.0*	0.0000	0.0100	0.0200	0.0300	0.0400	0.0500	0.0599	0.0699	0.0798	0.0898
0.1*	0.0997	0.1096	0.1194	0.1293	0.1391	0.1489	0.1586	0.1684	0.1781	0.1877
0.2*	0.1974	0.2070	0.2165	0.2260	0.2355	0.2449	0.2543	0.2636	0.2729	0.2821
0.3*	0.2913	0.3004	0.3095	0.3185	0.3275	0.3364	0.3452	0.3540	0.3627	0.3714
0.4*	0.3799	0.3885	0.3969	0.4053	0.4136	0.4219	0.4301	0.4382	0.4462	0.4542
0.5*	0.4621	0.4699	0.4777	0.4854	0.4930	0.5005	0.5080	0.5154	0.5227	0.5299
0.6*	0.5370	0.5441	0.5511	0.5581	0.5649	0.5717	0.5784	0.5850	0.5915	0.5980
0.7*	0.6044	0.6107	0.6169	0.6231	0.6291	0.6351	0.6411	0.6469	0.6527	0.6584
0.8*	0.6640	0.6696	0.6751	0.6805	0.6858	0.6911	0.6963	0.7014	0.7064	0.7114
0.9*	0.7163	0.7211	0.7259	0.7306	0.7352	0.7398	0.7443	0.7487	0.7531	0.7574
1.0*	0.7616	0.7658	0.7699	0.7739	0.7779	0.7818	0.7857	0.7895	0.7932	0.7969
1.1*	0.8005	0.8041	0.8076	0.8110	0.8144	0.8178	0.8210	0.8243	0.8275	0.8306
1.2*	0.8337	0.8367	0.8397	0.8426	0.8455	0.8483	0.8511	0.8538	0.8565	0.8591
1.3*	0.8617	0.8643	0.8668	0.8692	0.8717	0.8741	0.8764	0.8787	0.8810	0.8832
1.4*	0.8854	0.8875	0.8896	0.8917	0.8937	0.8957	0.8977	0.8996	0.9015	0.9033
1.5*	0.9051	0.9069	0.9087	0.9104	0.9121	0.9138	0.9154	0.9170	0.9186	0.9201
1.6*	0.9217	0.9232	0.9246	0.9261	0.9275	0.9289	0.9302	0.9316	0.9329	0.9341
1.7*	0.9354	0.9366	0.9379	0.9391	0.9402	0.9414	0.9425	0.9436	0.9447	0.9458
1.8*	0.9468	0.9478	0.9488	0.9498	0.9508	0.9517	0.9527	0.9536	0.9545	0.9554
1.9*	0.9562	0.9571	0.9579	0.9587	0.9595	0.9603	0.9611	0.9618	0.9626	0.9633
2.0*	0.9640	0.9647	0.9654	0.9661	0.9667	0.9674	0.9680	0.9687	0.9693	0.9699
2.1*	0.9705	0.9710	0.9716	0.9721	0.9727	0.9732	0.9737	0.9743	0.9748	0.9753
2.2*	0.9757	0.9762	0.9767	0.9771	0.9776	0.9780	0.9785	0.9789	0.9793	0.9797
2.3*	0.9801	0.9805	0.9809	0.9812	0.9816	0.9820	0.9823	0.9827	0.9830	0.9833
2.4*	0.9837	0.9840	0.9843	0.9846	0.9849	0.9852	0.9855	0.9858	0.9861	0.9863
2.5*	0.9866	0.9869	0.9871	0.9874	0.9876	0.9879	0.9881	0.9884	0.9886	0.9888
2.6*	0.9890	0.9892	0.9895	0.9897	0.9899	0.9901	0.9903	0.9905	0.9906	0.9908
2.7*	0.9910	0.9912	0.9914	0.9915	0.9917	0.9919	0.9920	0.9922	0.9923	0.9925
2.8*	0.9926	0.9928	0.9929	0.9931	0.9932	0.9933	0.9935	0.9936	0.9937	0.9938
2.9*	0.9940	0.9941	0.9942	0.9943	0.9944	0.9945	0.9946	0.9947	0.9949	0.9950

以上

数学 (解答例)

問題1

(1)

1回のサイコロ投げで1または2の目が出る事象をT、その他の目が出る事象をT^cとする。

$$P(T) = \frac{1}{3}, \quad P(T^c) = \frac{2}{3}$$

 $ABCABC \cdots$ の順番でサイコロ投げを繰り返すとき、最初にAが勝つ確率 $P_{ABC}(A)$ は、

- 1) 1巡目にAが勝つ確率
- 2) 2巡目に突入し、2巡目以降にAが勝つ確率
- の合計であることから、

$$P_{ABC}(A) = P(T) + P(T^c)^3 P_{ABC}(A)$$

これを解いて、

$$P_{ABC}(A) = \frac{9}{19}$$

 $P_{ABC}(A)$ は、第k巡目にAが勝つ確率を合計したものと考え、次のように無限等比級数の和として捉えることができる。

$$P_{ABC}(A) = P(T) + P(T^{c})^{3} P(T) + P(T^{c})^{6} P(T) + \dots + P(T^{c})^{3(k-1)} P(T) + \dots$$

$$= \frac{P(T)}{1 - P(T^{c})^{3}}$$

$$= \frac{\left(\frac{1}{3}\right)}{1 - \left(\frac{2}{3}\right)^{3}}$$

$$= \frac{9}{10}$$

以下も同様。

次にABCABC … の順番でサイコロ投げを繰り返すとき、最初にC が勝つ確率 $P_{ABC}(C)$ を求める。これは、

- 1) 1巡目にCまで順番が回りCが勝つ確率
- 2) 2巡目に突入し、2巡目以降にCが勝つ確率の合計であることから、

$$P_{ABC}(C) = P(T^c)^2 P(T) + P(T^c)^3 P_{ABC}(C)$$

これを解いて、

$$P_{ABC}(C) = \frac{4}{19}$$

さて、最初にAが勝った後は、BCBC…の順番でサイコロ投げを繰り返すことから、この2人でサイコロ投げを行う場合に、Bが勝つ確率 $P_{RC}(B)$ を求めると、

$$P_{BC}(B) = P(T) + P(T^{c})^{2} P_{BC}(B)$$
 : $P_{BC}(B) = \frac{3}{5}$

同様に、最初にCが勝った後は、ABAB…の順番でサイコロ投げを繰り返すことから、この2人でサイコロ投げを行う場合に、Bが勝つ確率 $P_{AB}(B)$ を求めると、

$$P_{AB}(B) = P(T^c)P(T) + P(T^c)^2 P_{AB}(B)$$
 $\therefore P_{AB}(B) = \frac{2}{5}$

ここで、2番目にBが勝つ確率P(B)は、最初にAが勝った後Bが勝つ確率と最初にCが勝った後Bが勝つ確率の合計であり、また、最初にA(またはC)が勝つ事象と、その後、B C(またはA B)の2人でサイコロ投げを行い、B が勝つ事象は互いに独立であることから、

$$P(B) = P_{ABC}(A)P_{BC}(B) + P_{ABC}(C)P_{AB}(B)$$

$$= \frac{9}{19} \cdot \frac{3}{5} + \frac{4}{19} \cdot \frac{2}{5}$$

$$= \frac{7}{19}$$

となる。

よって、解答は① (I) ② (G)

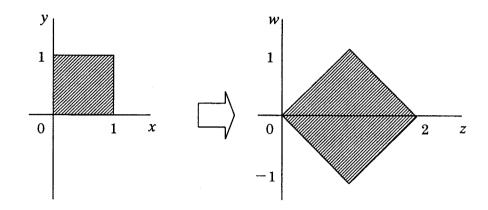
(2)

$$z = x + y, w = x - y$$
 とすると、

$$x = \frac{z+w}{2}, y = \frac{z-w}{2}$$

 $\pm 0 < x < 1, 0 < y < 1 \pm 0$

$$0 < z + w < 2, 0 < z - w < 2$$



確率変数Z,Wの結合確率密度関数をh(z,w)とすると

$$h(z,w) = f\left(\frac{z+w}{2}, \frac{z-w}{2}\right) \begin{vmatrix} \frac{\partial x}{\partial z} & \frac{\partial x}{\partial w} \\ \frac{\partial y}{\partial z} & \frac{\partial y}{\partial w} \end{vmatrix} = f\left(\frac{z+w}{2}, \frac{z-w}{2}\right) \begin{vmatrix} \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ \frac{1}{2} & -\frac{1}{2} \end{vmatrix}$$
$$= 4\left(\frac{z+w}{2}\right) \left(\frac{z-w}{2}\right) \frac{1}{2} = \frac{z^2-w^2}{2} \qquad (\text{Filto} 0 < z+w < 2, 0 < z-w < 2)$$

したがって、Zの確率密度関数は、

$$g(z) = \int_{-\infty}^{\infty} h(z, w) dw = \begin{cases} \int_{-z}^{z} \frac{z^{2} - w^{2}}{2} dw = \frac{2}{3}z^{3} & (0 < z \le 1) \\ \int_{z-2}^{2-z} \frac{z^{2} - w^{2}}{2} dw = \frac{-2z^{3} + 12z - 8}{3} & (1 < z < 2) \\ 0 & (その他の場合) \end{cases}$$

である。

(3)

確率変数 X, Yの積率母関数 $\phi_0(\theta)$ は以下のとおり。

$$\phi_0(\theta) = E\left[e^{\theta x}\right]$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}x^2 + \theta x\right) dx$$

$$= \int_{-\infty}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \exp\left\{-\frac{1}{2}(x - \theta)^2 + \frac{1}{2}\theta^2\right\} dx$$

$$= \exp\left(\frac{1}{2}\theta^2\right)$$

X,Yは互いに独立であることから、確率ベクトル(X,Y)の積率母関数 $\phi(\theta_1,\theta_2)$ は

$$\phi(\theta_1, \theta_2) = E\left[e^{(\theta_1 X + \theta_2 Y)}\right] = \phi_0(\theta_1)\phi_0(\theta_2) = \exp\left\{\frac{1}{2}\left(\theta_1^2 + \theta_2^2\right)\right\}$$

また、確率ベクトル(U,V)の積率母関数 $\psi(\theta_1,\theta_2)$ は、確率ベクトル(X,Y)の積率母関数を用いて以下のとおり表せる。

$$\psi(\theta_{1}, \theta_{2}) = E\left[e^{(\theta_{1}U + \theta_{2}V)}\right] = E\left[e^{\left\{\frac{1}{\sqrt{2}}(\theta_{1} + \theta_{2})X + \frac{1}{\sqrt{2}}(-\theta_{1} + \theta_{2})Y\right\}}\right] = \phi\left(\frac{1}{\sqrt{2}}(\theta_{1} + \theta_{2}), \frac{1}{\sqrt{2}}(-\theta_{1} + \theta_{2})\right)$$

これより、

$$\psi(\theta_1, \theta_2) = \exp\left[\frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{\sqrt{2}} (\theta_1 + \theta_2) \right\}^2 + \frac{1}{2} \left\{ \frac{1}{\sqrt{2}} (-\theta_1 + \theta_2) \right\}^2 \right] = \exp\left[\frac{1}{2} \left(\theta_1^2 + \theta_2^2\right)\right]$$

(4)

 $E(X_i) = \lambda$ 、 $V(X_i) = \lambda^2$ であり、確率変数 X_i ($i = 1, \dots, n$) は互いに独立であるから、

$$E(Y) = E\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right) = \sum_{i=1}^{n} E(X_{i}) = n\lambda \cdot V(Y) = V\left(\sum_{i=1}^{n} X_{i}\right) = \sum_{i=1}^{n} V(X_{i}) = n\lambda^{2} \cdot \sqrt{V(Y)} = \sqrt{n}\lambda$$

中心極限定理より、nが十分大きければ、 $\frac{Y-E(Y)}{\sqrt{V(Y)}}$ は標準正規分布に従う。

ここで、 $E(Y) = \sqrt{n} \cdot \sqrt{V(Y)}$ であることから、

$$P[|Y - E(Y)| \le 0.2E(Y)] = P\left(\left|\frac{Y - E(Y)}{\sqrt{V(Y)}}\right| \le 0.2\sqrt{n}\right)$$
$$= \int_{-0.2\sqrt{n}}^{0.2\sqrt{n}} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}y^2} dy$$

したがって、 $P[Y-E(Y)] \leq 0.2E(Y)] \geq 0.9$ となるためには、標準正規分布の上側 ε 点を $u(\varepsilon)$ として、

 $0.2\sqrt{n} \ge u(0.05)$ となる必要がある。

ここで、付表の数値を使用すると

$$n \ge \left\{ \frac{u(0.05)}{0.2} \right\}^2 = \left(\frac{1.6449}{0.2} \right)^2 = 67.64 \cdots$$

n は整数であることから、題意の条件を満たすn の最小値は68である。

(5)

確率変数 X 、 Y の確率密度関数を f(x) 、 g(y)とすると、 f(x) 、 g(y)はそれぞれ、

$$f(x) = \int_0^\infty \frac{1}{2} x^3 \exp\{-x(1+y)\} dy$$

$$= \left[-\frac{1}{2} x^2 \exp\{-x(1+y)\} \right]_0^\infty$$

$$= \frac{1}{2} x^2 \exp(-x)$$

$$g(y) = \int_0^\infty \frac{1}{2} x^3 \exp\{-x(1+y)\} dx$$

$$= \left[-\frac{x^3}{2(1+y)} \exp\{-x(1+y)\} \right]_0^\infty + \int_0^\infty \frac{3x^2}{2(1+y)} \exp\{-x(1+y)\} dx$$

$$\vdots$$

$$= \frac{3}{(1+y)^4}$$

であるから、X, Yの平均は、それぞれ

$$E(X) = \int_0^\infty \frac{1}{2} x^3 \exp(-x) dx$$

$$= \left[-\frac{1}{2} x^3 \exp(-x) \right]_0^\infty + \int_0^\infty \frac{3}{2} x^2 \exp(-x) dx$$

$$\vdots$$

$$= 3$$

$$E(Y) = \int_0^\infty \frac{3y}{(1+y)^4} dy$$

$$= \left[-\frac{y}{(1+y)^3} \right]_0^\infty + \int_0^\infty \frac{1}{(1+y)^3} dy$$

$$= \left[-\frac{1}{2(1+y)^2} \right]_0^\infty$$

$$= \frac{1}{2}$$

である。また、

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

$$= \int_{0}^{\infty} \frac{1}{2} x^{4} \exp(-x) dx - 9$$

$$= 4 \int_{0}^{\infty} \frac{1}{2} x^{3} \exp(-x) dx - 9$$

$$= 3$$

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

$$= \int_{0}^{\infty} \frac{3y^{2}}{(1+y)^{4}} dy - \frac{1}{4}$$

$$= \int_{0}^{\infty} \frac{2y}{(1+y)^{3}} dy - \frac{1}{4}$$

$$= \int_{0}^{\infty} \frac{1}{(1+y)^{2}} dy - \frac{1}{4}$$

$$= \frac{3}{4}$$

$$E(XY) = \int_0^\infty \int_0^\infty \frac{1}{2} x^4 y \exp\{-x(1+y)\} dy dx$$

$$= \int_0^\infty \int_0^\infty \frac{1}{2} x^3 \exp\{-x(1+y)\} dy dx$$

$$= \int_0^\infty \frac{1}{2} x^2 \exp(-x) dx$$

$$= \int_0^\infty x \exp(-x) dx$$

$$= \int_0^\infty \exp(-x) dx$$

$$= 1$$

であるから、X, Yの相関係数R(X,Y)は、

$$R(X,Y) = \frac{E(XY) - E(X)E(Y)}{\sqrt{V(X)}\sqrt{V(Y)}}$$
$$= \frac{1 - 3 \times \frac{1}{2}}{\sqrt{3} \times \sqrt{\frac{3}{4}}}$$
$$= -\frac{1}{3}$$

である。

(6)

母集団は一様分布U(a,b) に従うので、母平均 $\mu = \frac{a+b}{2}$ 、母分散 $\sigma^2 = \frac{(a-b)^2}{12}$ となる。これより $a = \mu - \sqrt{3}\sigma$ 、 $b = \mu + \sqrt{3}\sigma$ が得られる。モーメント法から、母平均 μ の推定値 $\hat{\mu} = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}x_i$ および母 分散 σ^2 の推定値 $\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\sum_{i=1}^{n}(x_i-\bar{x})^2$ を用いて、 $a = \hat{\mu} - \sqrt{3}\hat{\sigma}$ および $b = \hat{\mu} + \sqrt{3}\hat{\sigma}$ と推定される。与え

られた標本値から $\hat{\mu} = 2.000$ 、 $\hat{\sigma}^2 = 4.284$ となるので、

$$a = 2.000 - \sqrt{3} \times \sqrt{4.284} = -1.58$$

 $b = 2.000 + \sqrt{3} \times \sqrt{4.284} = 5.58$
と推定できる。

よって、**解答は① (A) ② (J)**

(7)

測定された5本の缶それぞれの中身の量を x_i ($i=1,2,\cdots,5$) と表すと、

$$\overline{x} = \frac{\sum_{i=1}^{5} x_i}{5} = 200.02$$
, $s^2 = \frac{\sum_{i=1}^{5} (x_i - \overline{x})^2}{5} = 0.7016$

であることから、母平均が未知の場合における缶1本の中身の量の分散に対する信頼係数を95%とした場合の信頼区間は、自由度(5-1=4)の χ^2 表の上側2.5%点、下側2.5%点をそれぞれ $\chi_1^2=11.1433$ 、 $\chi_2^2=0.4844$ としたとき、次のように表される。

$$(\frac{5 \times 0.7016}{\chi_1^2}, \frac{5 \times 0.7016}{\chi_2^2}) = (\frac{5 \times 0.7016}{11.1433}, \frac{5 \times 0.7016}{0.4844})$$

また、分散の加成性より測定された缶1本の中身の量の分散は、(本来の中身の量の分散) + (測定の誤差分散) であるから、缶1本分の本来の中身の量の分散の信頼区間は、

$$(\frac{5 \times 0.7016}{11.1433} - 0.06, \frac{5 \times 0.7016}{0.4844} - 0.06)$$

となる。

これは、缶1本における中身の量の分散であるため、100本分のジュースが入れられた容器の中身の量 (問題文より中身は漏れなく移し変えられている) は、分散の加成性より

$$(100 \times (\frac{5 \times 0.7016}{11.1433} - 0.06), 100 \times (\frac{5 \times 0.7016}{0.4844} - 0.06)) = (25.4 \cdots, 718.1 \cdots) = (25, 718)$$
 となる。

(8)

題意から、

帰無仮説 H_0 :予防接種を施すこととインフルエンザに罹患することとは関係がない

対立仮説 H_1 :予防接種を施すこととインフルエンザに罹患することとは関係がある

としたとき、 χ^2 検定において、帰無仮説 H_0 が有意水準1%で棄却される、すなわち、

$$\chi^{2} = \frac{(5n \cdot 4n - 3n \cdot 2n)^{2} \cdot 14n}{7n \cdot 7n \cdot 8n \cdot 6n} = \frac{7}{6}n > \chi_{1}^{2}(0.01)$$

を満たすような最小の整数nを求めればよい。

付表から $\chi_1^2(0.01) = 6.6349$ であり、上式からn > 5.6871となるので、n = 6となる。

よって、解答は (D)

【別解】母比率の差の検定を用いて解く場合

インフルエンザに罹患しなかった子どもの割合(比率)をp

予防接種を施した子どもがインフルエンザに罹患しなかった割合(比率)を p_1

予防接種を施さなかった子どもがインフルエンザに罹患しなかった割合(比率)を p_2 とする。

帰無仮説 $H_0: p = p_1 = p_2$

対立仮説 $H_1: p_1 \neq p_2$ (両側検定)

としたとき、帰無仮説 H_0 が有意水準1%で棄却されるためには、統計量T(%)の実現値tについて

$$t = \frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2)}{\sqrt{\hat{p}^*(1-\hat{p})^*(\frac{1}{n_1} + \frac{1}{n_2})}} > u(0.005)$$

を満たすような最小の整数nを求めればよい。

$$\text{ZZC. } n_1 = 8n \text{ . } n_2 = 6n \text{ . } \hat{p}_1 = \frac{5n}{8n} = \frac{5}{8} \text{ . } \hat{p}_2 = \frac{2n}{6n} = \frac{1}{3} \text{ . } \hat{p} = \frac{5n+2n}{8n+6n} = \frac{7n}{14n} = \frac{1}{2} \text{ TBD.}$$

 $u(\varepsilon)$ は標準正規分布の上側 ε 点。

付表からu(0.005) = 2.5758 であり、上式をnについてとくと、 $n > \frac{6}{7} \times 2.5758^2 = 5.6869$ が得られる。

よって、n=6となる。

よって、解答は (D)

% 上記の統計量T については、以下の統計量T' の実現値t' を用いて検定を行うことも可能である。

$$t' = \frac{(\hat{p}_1 - \hat{p}_2)}{\sqrt{\frac{\hat{p}_1(1 - \hat{p}_1)}{n_1} + \frac{\hat{p}_2(1 - \hat{p}_2)}{n_2}}} > u(0.005)$$

この場合、n > 5.1735 が得られ、同様の結果n = 6となる。

(注)本問の出題意図は、独立性の検定(「予防接種を施すこと」と「インフルエンザに罹患すること」 との間に関係があるかについての検定(両側検定))に関する理解を問うことであった。

しかし、問題文中の「予防接種の効果がある」は、「予防接種を施すことにより、インフルエンザ に罹患しにくくなる」とも解釈でき、その場合は、片側検定における乗却域からnを求めることに なるため、導かれる解答は下記のとおり(C)となる。

そのため、(C) についても正答とすることとした。

【上記の解釈にもとづく解答】

母比率の差の検定において、

帰無仮説 $H_0: p = p_1 = p_2$

対立仮説 $H_1: p_1 > p_2$ (片側検定)

として、題意を満たすれを求める。

この場合、別解におけるu(0.005)の部分をu(0.01) = 2.3263としてnを求めることになるので、

 $n > \frac{6}{7} \times 2.3263^2 = 4.6386$ より、n = 5。よって、解答は (C) となる。

(9)

標本数をn、標本相関係数をr、母相関係数を ρ とし、 $z=rac{1}{2}\lograc{1+r}{1-r}$ 、 $\eta=rac{1}{2}\lograc{1+
ho}{1ho}$ とする。

n が大きいとき、z の標本分布は $N(\eta,1/(n-3))$ となることから、信頼係数を $1-\varepsilon$ とした場合の η の信頼区間は次式で表わされる。

$$z - \frac{u(\varepsilon/2)}{\sqrt{n-3}} < \eta = \frac{1}{2} \log \frac{1+\rho}{1-\rho} < z + \frac{u(\varepsilon/2)}{\sqrt{n-3}}$$

ここで、 $u(\varepsilon/2)$ は、標準正規分布の上側 $\varepsilon/2$ 点。

よって、

$$z - \frac{1.96}{\sqrt{100 - 3}} < \frac{1}{2} \log \frac{1 + \rho}{1 - \rho} < z + \frac{1.96}{\sqrt{100 - 3}}$$

 \Leftrightarrow

$$z - 0.1990 < \frac{1}{2} \log \frac{1 + \rho}{1 - \rho} < z + 0.1990$$

ここで、母相関係数 ρ の信頼区間の下限 0.7616 について z 変換した値を付表から読み取ると、1.00 であるから、z-0.1990=1.00 すなわち、z=1.1990 となる。

再び付表から、z=1.1990 に対応するr を読み取ると、r=0.8334

よって、<u>解答は(D)</u>

(10)

ロジットモデルにおいて、 α および β を推定するためには、 $y' = \log\left(\frac{y}{1-y}\right)$ として y を変換したデータ y' に対して線形回帰を行えばよく、変換後のデータは下表のとおりとなる。

x	1.2	2.2	2.7	4.5	4.9
y'	-2.19	-1.39	0	2.19	2.19

したがって、 α および β を線形回帰により推定すると

$$\beta = \frac{\sum_{i=1}^{5} (x_i - \bar{x})(y'_i - \bar{y}')}{\sum_{i=1}^{5} (x_i - \bar{x})^2} = 1.270 \approx 1.3$$

$$\alpha = \overline{y}' - \hat{\beta} \cdot \overline{x} = -3.777 \cong -3.8$$

よって、解答は① (B) ② (I)

(11)

推移確率行列 P における第1行ベクトルおよび第2行ベクトルがそれぞれ(1,0,0,0) および(0,1,0,0) で あること、また、 $p_{31} = \frac{2}{7}$ であることから、

$$P = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ \frac{2}{7} & \frac{1}{7} & \frac{3}{7} & \frac{1}{7} \\ \frac{1}{7} & \frac{1}{7} & \frac{1}{7} & \frac{4}{7} \end{pmatrix} \quad \text{であることがわかる。よって、} (p_{32}, p_{43}) = (\frac{1}{7}, \frac{1}{7}) \, .$$

また、
$$P = \begin{pmatrix} E & O \\ U & R \end{pmatrix}$$
 とおくと、ヒントより

$$P^{n} = \begin{pmatrix} E & O \\ (E - R^{n})(E - R)^{-1}U & R^{n} \end{pmatrix} \text{ fsore},$$

$$P^{n} = \begin{pmatrix} E & O \\ (E - R^{n})(E - R)^{-1}U & R^{n} \end{pmatrix} \quad \text{たので、}$$

$$\lim_{n \to \infty} P^{n} = \begin{pmatrix} E & O \\ (E - R)^{-1}U & O \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ \frac{7}{1} & \frac{4}{11} & 0 & 0 \\ \frac{6}{11} & \frac{5}{11} & 0 & 0 \end{pmatrix} \quad \text{となって、求める確率は} \quad \frac{\frac{7}{11}}{\frac{7}{11} + \frac{6}{11}} = \frac{7}{13}$$

よって、解答は① (B) ② (B) ③ (E)

(12)

確率変数 X が標準正規分布に従うことから、 $\left|X\right|$ の確率密度関数 f および平均1の指数分布の確率密度関数 g は、

$$f(x) = \frac{2}{\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{x^2}{2}} \qquad (0 < x < \infty)$$
$$g(x) = e^{-x} \qquad (0 < x < \infty)$$

である。したがって、

$$\frac{f(x)}{g(x)} = \frac{2}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2}} \cdot e^x = \sqrt{\frac{2e}{\pi}} e^{-\frac{(x-1)^2}{2}} \le \sqrt{\frac{2e}{\pi}}$$
 (0 < x < \infty)

であることから、棄却法の場合、定数 $c=\sqrt{\frac{2e}{\pi}}$ として、 $U\leq \frac{f(Y)}{c\cdot g(Y)}$ のとき |X| の生成値を Y とすれば

よい。ここで、
$$U \leq \frac{f(Y)}{c \cdot g(Y)} = e^{\frac{-(Y-1)^2}{2}} \Leftrightarrow -\log U \geq \frac{(Y-1)^2}{2}$$
 であることに注意すれば、

試行	試行 1		.3	4	5	
Y	1.7	0.2	0.5	2.0	2.8	
U	0.8	0.4	0.1	0.6	0.2	
$-\log U$	0.22	0.92	2.30	0.51	1.61	
$\frac{(Y-1)^2}{2}$	0.245	0.32	0.125	0.5	1.62	
$-\log U \ge \frac{(Y-1)^2}{2}$	偽	真	真	真	偽	
	(棄却)	0.2	0.5	2.0	(棄却)	

以上より、|X|の生成値の平均は、 $\frac{0.2+0.5+2.0}{3}=0.90$ となる。 よって、解答は (C)

問題2

(1)

硬貨をk回続けて投げるとき、2回続けては表が出ない確率 q_k は、初めて2回続けて表が出るまでに投げた回数を表す確率変数Xっがkよりも大きくなる確率であり、P(X,>k)と表すことができる。

(これは、硬貨をk回続けて投げるとき、2回続けては表が出ないということを、初めて2回続けて表が出るまでに硬貨を投げる回数がk回を超えるということに読み替えたものである。)

さて、 q_k は、 $k \ge 2$ のとき、次の2つの排反な事象に関する確率の和として捉えることができる。 すなわち、

事象 I:1 回目に $\overline{\mathbb{R}}$ が出て、2 回目から k 回目までの k-1 回のうちに 2 回続けては表が出ないという事象

事象II:1回目に $\overline{\mathbb{Z}}$ 、2回目に $\overline{\mathbb{Z}}$ が出て、3回目からk回目までのk-2回のうちに2回続けては表が出ないという事象

事象 I の確率は $(1-p)q_{k-1}$ 、事象 I の確率は $p(1-p)q_{k-2}$ であることから、 q_k に関する次の漸化式が成立する。

$$q_k = (1-p)q_{k-1} + p(1-p)q_{k-2} \quad (k \ge 2)$$

ここで、
$$p = \frac{2}{3}$$
とすれば、 $q_k = \frac{1}{3}q_{k-1} + \frac{2}{9}q_{k-2}$

これを変形し、 $q_1 = q_0 = 1$ を用いると、次の2式を得る。

$$q_{k} + \frac{1}{3}q_{k-1} = \left(\frac{2}{3}\right)\left(q_{k-1} + \frac{1}{3}q_{k-2}\right) = \dots = \left(\frac{2}{3}\right)^{k-1}\left(q_{1} + \frac{1}{3}q_{0}\right) = \frac{4}{3}\left(\frac{2}{3}\right)^{k-1} = 2\left(\frac{2}{3}\right)^{k}$$

$$q_{k} - \frac{2}{3}q_{k-1} = \left(-\frac{1}{3}\right)\left(q_{k-1} - \frac{2}{3}q_{k-2}\right) = \cdots = \left(-\frac{1}{3}\right)^{k-1}\left(q_{1} - \frac{2}{3}q_{0}\right) = \frac{1}{3}\left(-\frac{1}{3}\right)^{k-1} = -\left(-\frac{1}{3}\right)^{k}$$

これより、

$$q_k = 2\left(\frac{2}{3}\right)^{k+1} + \left(-\frac{1}{3}\right)^{k+1} \quad (k \ge 2)$$

となる。これは、 $q_1 = q_0 = 1$ を満たすため、 $k \ge 0$ において成立する。

よって、解答は

(2)

硬貨をk回続けて投げるとき、3回続けては表が出ない確率 r_k は、初めて3回続けて表が出るまでに投げた回数を表す確率変数 X_3 がkよりも大きくなる確率であり、 $P(X_3>k)$ と表すことができる。

さて、 r_k は、 $k \ge 3$ のとき、次の3つの排反な事象に関する確率の和として捉えることができる。 すなわち、

事象 I:1 回目に \mathbf{E} が出て、2 回目から k 回目までの k-1 回のうちに 3 回続けては表が出ないという事象

事象II:1回目に $\overline{\mathbb{R}}$ 、2回目に $\overline{\mathbb{R}}$ が出て、3回目からk回目までのk-2回のうちに3回続けては表が出ないという事象

事象 Π : 1回目に $\overline{\mathbb{R}}$ 、2回目に $\overline{\mathbb{R}}$ 、3回目に $\overline{\mathbb{R}}$ が出て、4回目からk回目までのk-3回のうちに3回続けては表が出ないという事象

事象 \mathbb{I} の確率は $(1-p)r_{k-1}$ 、事象 \mathbb{I} の確率は $p(1-p)r_{k-2}$ 、事象 \mathbb{I} の確率は $p^2(1-p)r_{k-3}$ であることから、 r_k に関する次の漸化式が成立する。

$$r_k = (1-p)r_{k-1} + p(1-p)r_{k-2} + p^2(1-p)r_{k-3} \quad (k \ge 3)$$

確率変数 X_3 の平均値 $E(X_3)$ については次のように求める。 まず、 X_3 は離散的確率変数であることから、次式が成立する。

$$E(X_3) = \sum_{l=1}^{\infty} l \cdot P(X_3 = l), \qquad r_k = \sum_{l=1}^{\infty} P(X_3 = l)$$

したがって、

$$E(X_3) = \sum_{l=1}^{\infty} l \cdot P(X_3 = l) = \sum_{l=1}^{\infty} \sum_{k=0}^{l-1} P(X_3 = l) = \sum_{k=0}^{\infty} \sum_{l=k+1}^{\infty} P(X_3 = l) = \sum_{k=0}^{\infty} r_k$$

 $227, r_2 = r_1 = r_0 = 1 \pm 0,$

$$E(X_3) = \sum_{k=0}^{\infty} r_k = \sum_{k=3}^{\infty} r_k + r_2 + r_1 + r_0 = \sum_{k=3}^{\infty} r_k + 3$$

次に、 r_{i} に関する漸化式を利用すれば、

$$E(X_3) = \sum_{k=3}^{\infty} r_k + 3$$

$$= \sum_{k=3}^{\infty} \left\{ (1-p)r_{k-1} + p(1-p)r_{k-2} + p^2(1-p)r_{k-3} \right\} + 3$$

$$= (1-p)\sum_{k=3}^{\infty} r_{k-1} + p(1-p)\sum_{k=3}^{\infty} r_{k-2} + p^2(1-p)\sum_{k=3}^{\infty} r_{k-3} + 3$$

227, $r_2 = r_1 = r_0 = 1$ \$\,\text{5}\$.

$$\sum_{k=3}^{\infty} r_{k-1} = E(X_3) - 2 , \qquad \sum_{k=3}^{\infty} r_{k-2} = E(X_3) - 1 , \qquad \sum_{k=3}^{\infty} r_{k-3} = E(X_3)$$

よって、

$$E(X_3) = (1-p)\{E(X_3)-2\} + p(1-p)\{E(X_3)-1\} + p^2(1-p)E(X_3) + 3$$
$$= (1-p^3)E(X_3)+1+p+p^2$$

これを整理して、

$$E(X_3) = \frac{1+p+p^2}{p^3}$$

$$p = \frac{1}{3}$$
を代入して、

$$E(X_3) = \frac{1 + \frac{1}{3} + \left(\frac{1}{3}\right)^2}{\left(\frac{1}{3}\right)^3}$$
$$= 27 + 9 + 3$$
$$= 39$$

よって、解答は

問題3.

(1)

標本値として $x_i(i=1,\cdots,n_x)$ と $y_i(i=1,\cdots,n_y)$ を用いる場合、尤度関数は、母数 μ_x 、 μ_y 、 σ^2 をパラメータとして、

$$l(\mu_x, \mu_y, \sigma^2) = \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2}\right)^{\frac{n_x + n_y}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2} \left\{ \sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \mu_x)^2 + \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \mu_y)^2 \right\} \right]$$

で表される。最尤推定値は、尤度関数1を各パラメータに対して最大ならしめるものであるから、

帰無仮説 $H_0: \mu_x = \mu_y = \mu$ のもとで、 $l(\mu_x, \mu_y, \sigma^2) (= l(\mu, \mu, \sigma^2))$ を最大ならしめるものは、

$$\frac{\partial}{\partial \mu} \log l(\mu, \mu, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma^2} \left\{ \sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \mu) + \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \mu) \right\} = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \sigma^2} \log l(\mu, \mu, \sigma^2)$$

$$= -\frac{n_x + n_y}{2} \cdot \frac{1}{\sigma^2} + \frac{1}{2(\sigma^2)^2} \left\{ \sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \mu)^2 + \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \mu)^2 \right\} = 0$$

より

$$\hat{\mu} = \frac{1}{n_x + n_y} \left\{ \sum_{i=1}^{n_x} x_i + \sum_{i=1}^{n_y} y_i \right\} = \frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y}$$

$$\hat{\sigma}^{2} = \frac{1}{n_{x} + n_{y}} \left\{ \sum_{i=1}^{n_{x}} \left(x_{i} - \frac{n_{x}\overline{x} + n_{y}\overline{y}}{n_{x} + n_{y}} \right)^{2} + \sum_{i=1}^{n_{y}} \left(y_{i} - \frac{n_{x}\overline{x} + n_{y}\overline{y}}{n_{x} + n_{y}} \right)^{2} \right\}$$

同様に、対立仮説 $H_1: \mu_x \neq \mu_y$ のもとで、 $l(\mu_x, \mu_y, \sigma^2)$ を最大ならしめるものは、

$$\frac{\partial}{\partial \mu_{x}} \log l(\mu_{x}, \mu_{y}, \sigma^{2}) = \frac{1}{\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{n_{x}} (x_{i} - \mu_{x}) = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \mu_{y}} \log l(\mu_{x}, \mu_{y}, \sigma^{2}) = \frac{1}{\sigma^{2}} \sum_{i=1}^{n_{y}} (y_{i} - \mu_{y}) = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \sigma^{2}} \log l(\mu_{x}, \mu_{y}, \sigma^{2})$$

$$= -\frac{n_{x} + n_{y}}{2} \cdot \frac{1}{\sigma^{2}} + \frac{1}{2(\sigma^{2})^{2}} \left\{ \sum_{i=1}^{n_{x}} (x_{i} - \mu_{x})^{2} + \sum_{i=1}^{n_{y}} (y_{i} - \mu_{y})^{2} \right\} = 0$$

より

$$\widetilde{\mu}_x = \frac{1}{n_x} \sum_{i=1}^{n_x} x_i = \overline{x}$$

$$\widetilde{\mu}_{y} = \frac{1}{n_{y}} \sum_{i=1}^{n_{y}} y_{i} = \overline{y}$$

$$\tilde{\sigma}^{2} = \frac{1}{n_{x} + n_{y}} \left\{ \sum_{i=1}^{n_{x}} (x_{i} - \overline{x})^{2} + \sum_{i=1}^{n_{y}} (y_{i} - \overline{y})^{2} \right\}$$

(2)

尤度比は(1)の尤度関数 l を用いて、 $\lambda = \frac{\max\limits_{\mu,\sigma^2} l(\mu,\mu,\sigma^2)}{\max\limits_{\mu_x,\mu_y,\sigma^2} l(\mu_x,\mu_y,\sigma^2)}$ で与えられる。したがって、(1)の

最尤推定値を用いれば、 $\lambda = \frac{l(\hat{\mu}, \hat{\mu}, \hat{\sigma}^2)}{l(\tilde{\mu}_x, \tilde{\mu}_y, \tilde{\sigma}^2)}$ である。

(1) の最尤推定値の結果を代入すれば、

$$\begin{split} l(\hat{\mu}, \hat{\mu}, \hat{\sigma}^2) &= \left(\frac{1}{2\pi\hat{\sigma}^2}\right)^{\frac{n_x + n_y}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\hat{\sigma}^2} \left\{ \sum_{i=1}^{n_x} \left(x_i - \frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y}\right)^2 + \sum_{i=1}^{n_y} \left(y_i - \frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y}\right)^2 \right\} \right] \\ &= \left(\frac{1}{2\pi\hat{\sigma}^2}\right)^{\frac{n_x + n_y}{2}} \exp\left(-\frac{n_x + n_y}{2}\right) \\ l(\tilde{\mu}_x, \tilde{\mu}_y, \tilde{\sigma}^2) &= \left(\frac{1}{2\pi\tilde{\sigma}^2}\right)^{\frac{n_x + n_y}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\tilde{\sigma}^2} \left\{\sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \overline{x})^2 + \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \overline{y})^2 \right\} \right] \\ &= \left(\frac{1}{2\pi\tilde{\sigma}^2}\right)^{\frac{n_x + n_y}{2}} \exp\left(-\frac{n_x + n_y}{2}\right) \end{split}$$

したがって、

$$\lambda = \left(\frac{\tilde{\sigma}^2}{\hat{\sigma}^2}\right)^{\frac{n_x + n_y}{2}}$$

$$= \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \overline{x})^2 + \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \overline{y})^2}{\sum_{i=1}^{n_x} \left(x_i - \frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y}\right)^2 + \sum_{i=1}^{n_y} \left(y_i - \frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y}\right)^2} \right\}$$

ここで、

$$\sum_{i=1}^{n_x} \left(x_i - \frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y} \right)^2 = \sum_{i=1}^{n_x} \left(x_i - \overline{x} \right)^2 + n_x \left\{ \frac{n_y (\overline{x} - \overline{y})}{n_x + n_y} \right\}^2$$

$$\sum_{i=1}^{n_y} \left(y_i - \frac{n_x \overline{x} + n_y \overline{y}}{n_x + n_y} \right)^2 = \sum_{i=1}^{n_y} \left(y_i - \overline{y} \right)^2 + n_y \left\{ \frac{n_x (\overline{x} - \overline{y})}{n_x + n_y} \right\}^2$$

と変形できるので、

$$\lambda = \left\{ \frac{\sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \overline{x})^2 + \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \overline{y})^2}{\sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \overline{x})^2 + \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \overline{y})^2 + \frac{n_x n_y}{n_x + n_y} (\overline{x} - \overline{y})^2} \right\}$$

$$= \left\{ \frac{1}{\frac{n_{x}n_{y}}{n_{x} + n_{y}}(\overline{x} - \overline{y})^{2}} + \sum_{i=1}^{n_{x}}(x_{i} - \overline{x})^{2} + \sum_{i=1}^{n_{y}}(y_{i} - \overline{y})^{2}} \right\}$$

$$= \left\{ \frac{1}{1 + \frac{t^2}{n_x + n_y - 2}} \right\}^{\frac{n_x + n_y}{2}} \qquad \left(\qquad \frac{\bar{x} - \bar{y}}{\sqrt{\frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y - 2} \left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right)}} \right)$$

ゆえに、領域 $R_k = \{(x_1,x_2,\cdots,x_{n_x},y_1,y_2,\cdots,y_{n_y});\lambda \leq k\}$ は、

$$\left\{ (x_1, x_2, \dots, x_{n_x}, y_1, y_2, \dots, y_{n_y}); |t| = \frac{|\overline{x} - \overline{y}|}{\sqrt{\frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y - 2} \left(\frac{1}{n_x} + \frac{1}{n_y}\right)}} \ge K \right\}$$

なる領域と等しくなる。

一方、統計値 t を実現する統計量T は、 $H_0: \mu_x = \mu_y$ なる条件のもとで自由度 $\phi = n_x + n_y - 2$ の t - 分布に従うので、有意水準 ε の両側検定を行うには、 $|t| > t_\phi \left(\frac{\varepsilon}{2}\right)$ のとき H_0 を棄却すればよい。

よって、 <u>解答は⑩</u>	(H)	11)	(D)	12	(E)	13	(D)	<u>(14)</u>	(A)	(15)	(B)
(b) (J)	(J)	(18)	(H)	19	(C)	20	(D)				

以上