

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。

各 5 点（計 60 点）

(1) 白玉 9 個と赤玉 1 個が入った箱 A と、白玉と赤玉が 5 個ずつ入った箱 B がある。いま、以下のルール 1 およびルール 2 に従って、いずれか一方の箱から玉を 1 つ取り出し、色を確認したあとに玉を元に戻す試行を繰り返し行う。このとき、赤玉を 4 回取り出すまでに行った抽出回数の期待値は である。なお、箱 A、箱 B ともに、入っている玉を取り出す確率は互いに等しいものとする。

ルール 1 : 1 回目の抽出は箱 A から行う。

ルール 2 : $i + 1$ 回目 ($i \geq 1$) の抽出は、 i 回目の抽出で取り出した玉が白玉の場合は箱 A から、赤玉の場合は箱 B から行う。

- (A) 28.0 (B) 28.5 (C) 29.0 (D) 29.5 (E) 30.0
(F) 30.5 (G) 31.0 (H) 31.5 (I) 32.0 (J) 32.5

(2) 区間 $(0.5, 6.5)$ 上の一様分布に従う確率変数を X とし、 X の小数点以下第 1 位を四捨五入して整数にしたものを確率変数 Y とする。

このとき、 Y の平均 $E[Y] = \text{ ①}$ 、分散 $V[Y] = \text{ ②}$ であり、 X, Y の共分散 $Cov[X, Y] = \text{ ③}$ である。

- (A) $\frac{35}{36}$ (B) $\frac{35}{24}$ (C) $\frac{7}{4}$ (D) $\frac{35}{12}$ (E) $\frac{7}{2}$
(F) $\frac{35}{6}$ (G) $\frac{91}{12}$ (H) $\frac{35}{3}$ (I) $\frac{49}{4}$ (J) $\frac{91}{6}$

(3) 確率変数 X 、 Y は互いに独立で、それぞれ平均 2λ 、 $\frac{1}{3\lambda}$ ($\lambda > 0$) の指数分布に従うとき確率変数

$Z = e^{\frac{X}{Y}}$ の確率密度関数は

$$f(z) = \begin{cases} \frac{\text{①}}{\text{②}} & (z > 1) \\ 0 & (z \leq 1) \end{cases}$$

である。

[①の選択肢]

- (A) 1 (B) e^z (C) e^{-z} (D) $1.5\lambda^2 e^{-z}$ (E) 1.5
- (F) $1.5e^z$ (G) $1.5e^{-z}$ (H) $6\lambda^2$ (I) $6\lambda^2 e^z$ (J) $6\lambda^2 e^{-z}$

[②の選択肢]

- (A) $z(1.5e^z + 1)^2$ (B) $(1.5e^z + 1)^2$ (C) $z(6\lambda^2 e^z + 1)^2$
- (D) $(6\lambda^2 e^z + 1)^2$ (E) $z(\log z + 1.5)^2$ (F) $(\log z + 1.5)^2$
- (G) $z(\log z + 6\lambda^2)^2$ (H) $(\log z + 6\lambda^2)^2$ (I) $(1.5z + 1)^2$
- (J) $(6\lambda^2 z + 1)^2$

(4) 区間 $(0, 1)$ から無作為に実数を抽出する試行を考える。

(ア) 個々の実数について、小数点以下第1位を四捨五入した場合の値と小数点以下第1位を七捨八入した場合の値の差の期待値に最も近い値は であり、値の差の分散に最も近い値は である。

(イ) 900個の実数を抽出し、その合計をとることを考える。個々の実数について小数点以下第1位を四捨五入してから合計する場合と、小数点以下第1位を七捨八入してから合計する場合を比較し、合計の差の絶対値が α を超えない確率が0.85以上となるような最小の整数 α を中心極限定理を用いて求めると、 α に最も近い値は である。

[①、②の選択肢]

- | | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| (A) 0.21 | (B) 0.24 | (C) 0.27 | (D) 0.30 | (E) 0.33 |
| (F) 0.36 | (G) 0.39 | (H) 0.42 | (I) 0.45 | (J) 0.48 |

[③の選択肢]

- | | | | | |
|---------|---------|---------|---------|---------|
| (A) 245 | (B) 250 | (C) 255 | (D) 260 | (E) 265 |
| (F) 270 | (G) 275 | (H) 280 | (I) 285 | (J) 290 |

(5) パラメータ $\alpha > 0, 0 < p < 1$ の負の二項分布

$$P(X = k) = \binom{\alpha + k - 1}{k} p^\alpha (1 - p)^k \quad (k = 0, 1, 2, \dots)$$

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パラメータ α 、 p を推定すると、 α に最も近い数値は であり、 p に最も近い数値は である。

2, 8, 3, 12, 16, 26, 12, 14, 1, 6

[①の選択肢]

(A) 1.7 (B) 1.8 (C) 1.9 (D) 2.0 (E) 2.1

(F) 2.2 (G) 2.3 (H) 2.4 (I) 2.5 (J) 2.6

[②の選択肢]

(A) 0.17 (B) 0.18 (C) 0.19 (D) 0.20 (E) 0.21

(F) 0.22 (G) 0.23 (H) 0.24 (I) 0.25 (J) 0.26

(6) 正規母集団 $N(\mu, \sigma^2)$ の母平均 μ を信頼係数 95% で区間推定したとき、信頼区間の幅が 1.5σ より小さくなる確率が 95% 以上であるための最小の標本数は である。
ただし、母分散 σ^2 は未知とする。

(A) 10 (B) 11 (C) 12 (D) 13 (E) 14

(F) 15 (G) 16 (H) 17 (I) 18 (J) 19

(7) 互いに独立な 2 つの正規母集団 $N(\mu_X, 43)$ 、 $N(\mu_Y, 392)$ がある。正規母集団 $N(\mu_X, 43)$ からの大きさ n の標本を X_1, X_2, \dots, X_n とし、その標本平均を \bar{X} とする。また、正規母集団 $N(\mu_Y, 392)$ からの大きさ n の標本を Y_1, Y_2, \dots, Y_n とし、その標本平均を \bar{Y} とする。

いま、帰無仮説 $H_0: \mu_Y = \mu_X$ を対立仮説 $H_1: \mu_Y = \mu_X + 5$ に対して検定する。棄却域 W は、ある定数 c を用いて $W = \{\bar{Y} - \bar{X} > c\}$ で与えられるとする。第 1 種の誤りの起こる確率が 0.05、第 2 種の誤りの起こる確率が 0.15 であるとき、標本の大きさ n に最も近い数値は である。

(A) 87 (B) 100 (C) 112 (D) 125 (E) 137

(F) 150 (G) 162 (H) 175 (I) 187 (J) 200

(8) ある生産ラインにおける工業製品の重量は正規分布 $N(\mu, \sigma^2)$ に従うものとする。機械の老朽化等により重量が過大となっていないかについて、帰無仮説 $H_0: \mu = \mu_0$ を対立仮説 $H_1: \mu > \mu_0$ に対して、有意水準 5% で検定する。平均が μ_0 より 10% 以上増加したとき、これを検出できる確率が 99% 以上であるためには、標本の大きさを 以上とすればよい。

ただし、標準偏差は $\sigma = 0.143\mu_0$ とする。

(A) 30 (B) 31 (C) 32 (D) 33 (E) 34

(F) 35 (G) 36 (H) 37 (I) 38 (J) 39

(9) (x, y) のデータが下表のとおり与えられている。係数ダミーを用いて t が偶数の場合と奇数の場合で係数 β を変えた回帰式 $y = \alpha + \beta x$ を推定する。

このとき、 α に最も近い数値は である。また、 β に最も近い数値は、 t が偶数の場合は であり、 t が奇数の場合は である。

t	1	2	3	4
y	21	18	15	22
x	2	-1	-2	1

[①の選択肢]

(A) 16 (B) 17 (C) 18 (D) 19 (E) 20

(F) 21 (G) 22 (H) 23 (I) 24 (J) 25

[②、③の選択肢]

(A) 0.50 (B) 0.75 (C) 1.00 (D) 1.25 (E) 1.50

(F) 1.75 (G) 2.00 (H) 2.25 (I) 2.50 (J) 2.75

(10) 定常AR(2)モデル

$$Y_t = 1.5 + 0.9Y_{t-1} - 0.14Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad (E[\varepsilon_t] = 0, V[\varepsilon_t] = 0.6)$$

をMA(∞)モデル($Y_t = \xi_0 + \varepsilon_t + \xi_1\varepsilon_{t-1} + \xi_2\varepsilon_{t-2} + \xi_3\varepsilon_{t-3} \dots$)として表現したとき、

$$\xi_0 = \boxed{\text{①}}$$

$$\xi_i = \frac{1}{\boxed{\text{②}}} \left(\boxed{\text{③}}^{i+1} - \boxed{\text{④}}^{i+1} \right) \quad (i = 1, 2, 3, \dots)$$

である。

さらに上記のモデルについて、条件付分散 $V[Y_{t+5} | Y_t, Y_{t-1}, \dots, \varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots]$ (時刻 t までの時系列データが与えられている場合における Y_{t+5} の分散) に最も近い値は $\boxed{\text{⑤}}$ である。

[①の選択肢]

- | | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| (A) 6.00 | (B) 6.25 | (C) 6.50 | (D) 6.75 | (E) 7.00 |
| (F) 7.25 | (G) 7.50 | (H) 7.75 | (I) 8.00 | (J) 8.25 |

[②、③、④の選択肢]

- | | | | | |
|---------|---------|---------|---------|---------|
| (A) 0.1 | (B) 0.2 | (C) 0.3 | (D) 0.4 | (E) 0.5 |
| (F) 0.6 | (G) 0.7 | (H) 0.8 | (I) 0.9 | (J) 1.0 |

[⑤の選択肢]

- | | | | | |
|----------|----------|----------|----------|----------|
| (A) 1.48 | (B) 1.52 | (C) 1.56 | (D) 1.60 | (E) 1.64 |
| (F) 1.68 | (G) 1.72 | (H) 1.76 | (I) 1.80 | (J) 1.84 |

(1 1) ある四角形 $ABCD$ は各頂点が互いに線につながれている。点 P が無作為に選んだいずれかの頂点から出発し、以下のルールに従って頂点間を移動するものとする。

- ・ルール①：頂点 A または頂点 B にいる場合、点 P は移動せずにその頂点にとどまる。
- ・ルール②：頂点 C にいる場合、1分後に次の確率で移動する。

頂点 C から A へ $\cdots\frac{1}{3}$ 、頂点 C から B へ $\cdots\frac{1}{6}$ 、頂点 C にとどまる $\cdots\frac{1}{2}$

- ・ルール③：頂点 D にいる場合、1分後に次の確率で移動する。

頂点 D から A へ $\cdots\frac{4}{15}$ 、頂点 D から B へ $\cdots\frac{1}{15}$ 、頂点 D にとどまる $\cdots\frac{2}{3}$

- ・ルール④：頂点 C と頂点 D の間を移動することはできない。

ア) 3分後に観察したところ、頂点 B に点 P が位置していた。このとき、最初に点 P が位置していた頂点が C であった確率に最も近い値は である。

イ) 十分な時間をおいて観察したところ、頂点 A に点 P が位置していた。このとき、最初に点 P が位置していた頂点が C であった確率に最も近い値は である。

【ヒント】

4行4列の行列 X について左上の2行2列の行列が単位行列 E 、右上の2行2列の行列が零行列 O である、

すなわち、 $X = \begin{pmatrix} E & O \\ U & R \end{pmatrix}$ (R, U は2行2列の行列) と表される場合、 $X^n = \begin{pmatrix} E & O \\ (E - R^n)(E - R)^{-1}U & R^n \end{pmatrix}$

となる。

【①の選択肢】

(A) 0.098 (B) 0.116 (C) 0.141 (D) 0.174 (E) 0.204

(F) 0.272 (G) 0.292 (H) 0.323 (I) 0.427 (J) 0.668

【②の選択肢】

(A) 0.079 (B) 0.132 (C) 0.200 (D) 0.270 (E) 0.324

(F) 0.333 (G) 0.395 (H) 0.405 (I) 0.667 (J) 0.800

(12) $\int_0^1 (x+1)e^x dx$ を、区間 $(0,1)$ 上の 32 個の一樣乱数 U_1, U_2, \dots, U_{32} を用いてモンテカルロシミュレーションしたときの誤差の分散に最も近い値は である。また、負の相関法により、 $U_1, U_2, \dots, U_{16}, 1-U_1, 1-U_2, \dots, 1-U_{16}$ を用いてモンテカルロシミュレーションしたときの誤差の分散に最も近い値は である。なお、必要であれば、 $e = 2.718$ を用いてよい。

[①の選択肢]

- | | | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| (A) 0.050 | (B) 0.055 | (C) 0.060 | (D) 0.065 | (E) 0.070 |
| (F) 0.075 | (G) 0.080 | (H) 0.085 | (I) 0.090 | (J) 0.095 |

[②の選択肢]

- | | | | | |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| (A) 0.001 | (B) 0.002 | (C) 0.003 | (D) 0.004 | (E) 0.005 |
| (F) 0.006 | (G) 0.007 | (H) 0.008 | (I) 0.009 | (J) 0.010 |

問題2. 次の(1)～(3)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)

クイズを全問正解するまで解答する試行を考える。このクイズについては次のことが分かっている。

- ・クイズは第1問から順に第 N 問まで出題される。 $(N \geq 2)$
- ・各問題には M 個の選択肢が用意されており、このうち1つを選んで解答する。 $(M \geq 2)$
なお、 M 個のうち正解はただ1つであり、その他の選択肢は不正解である。
- ・解答すると自動的に採点され、正解の場合は次の問題が出題される。
ただし、不正解の場合は第1問が出題される。(つまり、不正解の場合は第1問から再度解答する。)
- ・一度解答した問題についてはその正解を知ることができる。
また、第1問から再度解答する場合でも各問題は変更されず、毎回同じ問題が出題される。

なお、このクイズに第1問から解答することを「挑戦」と表現することとする。

(1) A さんはこのクイズに次の戦略で挑むこととした。

< A さんの戦略>

- ・どの問題も解答回数に関わらず M 個の選択肢のうち1つを無作為に選び解答する。

このとき、 A さんが全問正解するまでに要した挑戦の回数を表す確率変数を X_A とし、 X_A の期待値、分散を求めたい。

まず、 $k = 1, 2, \dots$ とし、 $X_A = k$ となる確率 $P(X_A = k)$ を求める。

$X_A = 1$ となる確率を考えると、

$$P(X_A = 1) = \boxed{\text{①}}$$

である。

また、 $X_A = 2$ となるのは、1回目の挑戦で全問正解せず、2回目の挑戦で初めて全問正解する場合であるから、

$$P(X_A = 2) = \boxed{\text{②}} \times \boxed{\text{③}} \quad (\text{②と③の解答は順不同})$$

となる。

同様に考えると、 $X_A = k$ となる確率は、

$$P(X_A = k) = \left(\boxed{\text{④}} \right)^{\boxed{\text{⑤}}} \times \boxed{\text{⑥}}$$

と表せる。

以上より、 X_A の期待値 $E[X_A]$ および分散 $V[X_A]$ は、

$$E[X_A] = \boxed{\text{⑦}} \quad , \quad V[X_A] = \boxed{\text{⑧}}$$

となる。

(2) B さんはこのクイズに次の戦略で挑むこととした。

< B さんの戦略>

- ・初めて解答する問題については、 M 個の選択肢のうち1つを無作為に選び解答する。
- ・解答したことのある問題については、必ず正解を選び解答する。

このとき、 B さんが全問正解するまでに要した挑戦の回数を表す確率変数を X_B とし、 X_B の期待値を求めたい。

まず、 $k = 1, 2, \dots$ とし、 $X_B = k$ となる確率 $P(X_B = k)$ を求める。

初めに、 $P(X_B = k) > 0$ となる k の範囲を考えると、 B さんの戦略から $1 \leq k \leq \boxed{\text{⑨}}$ となることが分かる。

また、定義より、 $X_B = 1$ となる確率は $X_A = 1$ となる確率に等しいことから、

$$P(X_B = 1) = \boxed{\text{①}}$$

となる。

次に、 $2 \leq k \leq \boxed{\text{⑨}}$ の場合を考える。

ここで、確率変数 $Z_i (1 \leq i \leq k)$ を次のとおり定義する。

- ・ i 回目の挑戦において第 n 問目で不正解となった場合、 $Z_i = n (i \leq n \leq N)$
- ・ i 回目の挑戦において全問正解した場合、 $Z_i = N + 1$

このとき、例えば、4回目の挑戦で第5問に不正解となった場合は $Z_4 = 5$ となり、6回目の挑戦で全問正解した場合は $Z_6 = N + 1$ となる。

さて、 X_B の定義より、 $X_B = k$ となるのは「 B さんがこのクイズに、1回目から $(k - 1)$ 回目までの挑戦ではいずれも全問正解せず、 k 回目の挑戦で初めて全問正解する場合」である。

よって、まずは、

$$Z_s = n_s \quad (s = 1, 2, \dots, k - 1) \quad (1 \leq n_1 < n_2 < \dots < n_{k-1} \leq N)$$

となる確率を考える。

まず、1回目の挑戦で第 n_1 問に不正解となる確率は、

$$P(Z_1 = n_1) = \left(\boxed{\text{⑩}} \right)^{\boxed{\text{⑪}}} \times \boxed{\text{⑫}}$$

と表せる。

次に、 $2 \leq s \leq k - 1$ ($k \geq 3$)のとき、

$$P(Z_s = n_s | Z_{s-1} = n_{s-1}, \dots, Z_1 = n_1) = \left(\boxed{\text{⑬}} \right)^{\boxed{\text{⑭}}} \times \boxed{\text{⑮}}$$

と表せる。

よって、 $Z_s = n_s$ ($s = 1, 2, \dots, k - 1$) ($1 \leq n_1 < n_2 < \dots < n_{k-1} \leq N$)となる確率は、

$$P(Z_{k-1} = n_{k-1}, Z_{k-2} = n_{k-2}, \dots, Z_1 = n_1) = \frac{\boxed{\text{⑯}}}{\boxed{\text{⑰}}} \quad (2 \leq k \leq \boxed{\text{①}})$$

となる。

以上より、

$$P(X_B = k) = \boxed{\text{⑱}} \times \frac{\boxed{\text{⑲}}}{\boxed{\text{⑳}}} \quad (1 \leq k \leq \boxed{\text{①}})$$

と表せる。

これより、 X_B の期待値 $E[X_B]$ は、

$$E[X_B] = \boxed{\text{㉑}}$$

となる。

(3) Cさんはこのクイズに次の戦略で挑むこととした。

<Cさんの戦略>

- ・初めて解答する問題については、 M 個の選択肢のうち1つを無作為に選び解答する。
- ・解答したことのある問題については、第1問から第 N_0 問までは必ず正解を選び解答し、第 $(N_0 + 1)$ 問から第 N 問までは解答回数に関わらず M 個の選択肢のうち1つを無作為に選び解答する。 $(1 \leq N_0 \leq N - 1)$

このとき、Cさんが全問正解するまでに要した挑戦の回数を表す確率変数を X_C とし、 $X_C = k$ となる確率を $P(X_C = k)$ を求めたい。 $(k = 1, 2, \dots)$

まず、定義より、 $X_C = 1$ となる確率は $X_A = 1$ となる確率に等しいことから、

$$P(X_C = 1) = \boxed{\text{㉑}}$$

である。

次に、 $X_C = 2$ となる確率を考える。

1回目の挑戦で間違えた問題番号に着目すると、

$$P(X_C = 2) = \boxed{\text{㉒}} \times \{ \boxed{\text{㉓}} + \boxed{\text{㉔}} \}$$

となる。

よって、 $k > 2$ の場合についても同様に考えると、 $P(X_C = k)$ は、

$1 \leq k \leq N_0 + 1$ の場合、

$$P(X_C = k) = \sum_{j=0}^{k-1} \{ \boxed{\text{㉕}} \times \boxed{\text{㉖}} \times \boxed{\text{㉗}} \} \quad (\text{㉖と㉗の解答は順不同})$$

また、 $k > N_0 + 1$ の場合、

$$P(X_C = k) = \boxed{\text{㉘}} \times \boxed{\text{㉙}} \times \boxed{\text{㉚}} \quad (\text{㉙と㉚の解答は順不同})$$

となる。

[①～④、⑥、⑩、⑫、⑬、⑮の選択肢]

- | | | | |
|---------------------------------------|-----------------------------------|-----------------------------|-------------------------------|
| (A) 0 | (B) 1 | (C) $\frac{1}{M}$ | (D) $\frac{1}{M^{N-1}}$ |
| (E) $\frac{M-1}{M^{N-1}}$ | (F) $\frac{(M-1)^{N-1}}{M^{N-1}}$ | (G) $\frac{1}{M^N}$ | (H) $\frac{M-1}{M^N}$ |
| (I) $\frac{(M-1)^N}{M^N}$ | (J) $\frac{M-1}{M}$ | (K) $1 - \frac{1}{M^{N-1}}$ | (L) $1 - \frac{M-1}{M^{N-1}}$ |
| (M) $1 - \frac{(M-1)^{N-1}}{M^{N-1}}$ | (N) $1 - \frac{1}{M^N}$ | (O) $1 - \frac{M-1}{M^N}$ | (P) $1 - \frac{(M-1)^N}{M^N}$ |

[⑤、⑨の選択肢]

- | | | | |
|-----------------|---------------|-----------------|-----------------|
| (A) $k - 2$ | (B) $k - 1$ | (C) k | (D) $k + 1$ |
| (E) $N - k - 1$ | (F) $N - k$ | (G) $N - k + 1$ | (H) $N + k - 1$ |
| (I) $N - 1$ | (J) N | (K) $N + 1$ | (L) $N^2 - 1$ |
| (M) N^2 | (N) $N^2 + 1$ | (O) $N(N - 1)$ | (P) $N(N + 1)$ |

[⑦、⑧の選択肢]

- | | | | |
|---------------------|------------------|------------------|---------------------|
| (A) $M^{N-1} - 1$ | (B) M^{N-1} | (C) $M^N - 1$ | (D) M^N |
| (E) $M^N + 1$ | (F) $2M^N$ | (G) M^{2N} | (H) $2M^{2N} - M^N$ |
| (I) $2M^{2N} + M^N$ | (J) $M^{2N} - 1$ | (K) $M^{2N} + 1$ | (L) $M^{2N} - M^N$ |

[⑪、⑭の選択肢]

- | | | | |
|-------------------------|---------------------|---------------------|-----------------|
| (A) $n_1 - 2$ | (B) $n_1 - 1$ | (C) n_1 | (D) $n_1 + 1$ |
| (E) $N - n_1$ | (F) $N - n_1 + 1$ | (G) $Nn_1 - 1$ | (H) Nn_1 |
| (I) $n_s - n_{s-1} - 1$ | (J) $n_s - n_{s-1}$ | (K) n_s | (L) $n_s - 1$ |
| (M) n_{s-1} | (N) $n_{s-1} - 1$ | (O) $n_{s-1} - n_1$ | (P) $n_s - n_1$ |

[⑯、⑰、⑱、⑳の選択肢]

- | | | | |
|-------------------|---------------------------|-------------------------|---------------------|
| (A) 1 | (B) $(M - 1)^{n_{k-1}-1}$ | (C) $(M - 1)^{n_{k-1}}$ | (D) $(M - 1)^{k-1}$ |
| (E) $(M - 1)^k$ | (F) $(M - 1)^{N-1}$ | (G) $(M - 1)^N$ | (H) $M^{n_{k-1}-1}$ |
| (I) $M^{n_{k-1}}$ | (J) M^{k-1} | (K) M^k | (L) M^{N-1} |
| (M) M^N | (N) $M^{n_{k-1}} - 1$ | (O) $M^k - 1$ | (P) $M^N - 1$ |

[⑲の選択肢]

- | | | | |
|------------------------|----------------------|------------------------|----------------------|
| (A) $\binom{N-1}{k-1}$ | (B) $\binom{N-1}{k}$ | (C) $\binom{N-1}{k+1}$ | (D) $\binom{N}{k-1}$ |
| (E) $\binom{N}{k}$ | (F) $\binom{N}{k+1}$ | (G) $\binom{N+1}{k-1}$ | (H) $\binom{N+1}{k}$ |

[㉑の選択肢]

- | | | | |
|---------------------------|---------------------------|---------------------------|---------------------------|
| (A) M^N | (B) $M^N - 1$ | (C) $N - 1 - \frac{N}{M}$ | (D) $N - 1 + \frac{N}{M}$ |
| (E) $N + 1 - \frac{N}{M}$ | (F) $N + 1 + \frac{N}{M}$ | (G) $N - \frac{N}{M}$ | (H) $N + \frac{N}{M}$ |

[②、④、⑧の選択肢]

- (A) $\frac{1}{M^N}$ (B) $\frac{1}{M^{N_0}}$ (C) $\frac{1}{M^{N-N_0}}$ (D) $\frac{1}{M^{N-N_0-1}}$
 (E) $1 - \frac{1}{M^N}$ (F) $1 - \frac{1}{M^{N_0}}$ (G) $1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}$ (H) $1 - \frac{1}{M^{N-N_0-1}}$

[⑩の選択肢]

- (A) $N(M-1)$ (B) NM (C) $NM-1$ (D) M^{N-1}
 (E) M^N-1 (F) M^N (G) $N_0(M-1)$ (H) N_0M
 (I) N_0M-1 (J) M^{N_0-1} (K) $M^{N_0}-1$ (L) M^{N_0}

[⑫の選択肢]

- (A) $\binom{N-N_0}{j}$ (B) $\binom{N-N_0}{j+1}$ (C) $\binom{N-N_0+1}{j}$ (D) $\binom{N-N_0+1}{j+1}$
 (E) $\binom{N_0}{j}$ (F) $\binom{N_0}{j+1}$ (G) $\binom{N_0+1}{j}$ (H) $\binom{N_0+1}{j+1}$

[⑮、⑰の選択肢]

- (A) $\frac{(M-1)^j}{M^N}$ (B) $\frac{(M-1)^{k-j-1}}{M^N}$ (C) $\frac{(M-1)^{k-j}}{M^N}$
 (D) $\frac{(M-1)^j}{M^{N-N_0}}$ (E) $\frac{(M-1)^{j+1}}{M^{N-N_0}}$ (F) $\frac{(M-1)^{k-j}}{M^{N-N_0}}$
 (G) $\left(1 - \frac{1}{M^N}\right)^j$ (H) $\left(1 - \frac{1}{M^N}\right)^{j+1}$ (I) $\left(1 - \frac{1}{M^N}\right)^{k-j}$
 (J) $\left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^j$ (K) $\left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{k-j-1}$ (L) $\left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{k-j}$

[29、30の選択肢]

(A) $\frac{(M-1)^{k-N_0-1}}{M^N}$

(B) $\frac{(M-1)^{k-N_0}}{M^N}$

(C) $\frac{(M-1)^{N_0-1}}{M^N}$

(D) $\frac{(M-1)^{N_0}}{M^N}$

(E) $\left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{k-N_0-1}$

(F) $\left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{k-N_0}$

(G) $\left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{N_0-1}$

(H) $\left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{N_0}$

(I) $\left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0+1}}\right)^{k-N_0-1}$

(J) $\left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0+1}}\right)^{k-N_0}$

(K) $\left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0+1}}\right)^{N_0-1}$

(L) $\left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0+1}}\right)^{N_0}$

問題 3. 互いに独立な 2 つの正規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分散が等しいことを検定したい。このとき、次の (1) ~ (3) 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。また、空欄のうち㉔および㉕については、最も近い値を選択しなさい。

(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
 σ_x^2, σ_y^2 : 2 つの正規母集団の母分散
 $x_i (i = 1, \dots, n_x)$: 正規母集団 $N(\mu_x, \sigma_x^2)$ からの標本値
 $y_i (i = 1, \dots, n_y)$: 正規母集団 $N(\mu_y, \sigma_y^2)$ からの標本値

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

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

(1) 帰無仮説 $H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2$ を対立仮説 $H_1: \sigma_x^2 \neq \sigma_y^2$ 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 $\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2$ の最尤推定値を求める。

標本値として $x_i (i = 1, \dots, n_x)$ と $y_i (i = 1, \dots, n_y)$ を用いる場合、尤度関数 l は、母数 $\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2$ をパラメータとして、

$$l(\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2) = \left(\text{㉔} \right)^{\frac{n_x}{2}} \left(\text{㉕} \right)^{\frac{n_y}{2}} \times \exp \left\{ -\frac{1}{2\sigma_x^2} \sum_{i=1}^{n_x} \left(x_i - \text{㉖} \right)^2 - \frac{1}{2\sigma_y^2} \sum_{i=1}^{n_y} \left(y_i - \text{㉗} \right)^2 \right\}$$

で表されるので、帰無仮説 $H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2 (= \sigma^2)$ のもとでの母数 μ_x, μ_y, σ^2 の最尤推定値は、それぞれ、

$$\hat{\mu}_x = \text{㉘}, \hat{\mu}_y = \text{㉙},$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n_x + n_y} \left\{ \sum_{i=1}^{n_x} \left(x_i - \text{㉚} \right)^2 + \sum_{i=1}^{n_y} \left(y_i - \text{㉛} \right)^2 \right\}$$

である。

同様に、対立仮説 $H_1: \sigma_x^2 \neq \sigma_y^2$ のもとでの母数 $\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2$ の最尤推定値は、

$$\tilde{\mu}_x = \text{㉜}, \tilde{\mu}_y = \text{㉝}, \tilde{\sigma}_x^2 = \text{㉞}, \tilde{\sigma}_y^2 = \text{㉟}$$

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_k は、尤度比 λ を用いて、

$$R_k = \left\{ (x_1, x_2, \dots, x_{n_x}, y_1, y_2, \dots, y_{n_y}); \lambda \leq k \right\} \quad (k \text{は } 0 < k < 1 \text{をみたす定数})$$

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、

$$\lambda = \frac{\text{⑬}}{\text{⑭}}$$

である。これを $\hat{\sigma}^2$ 、 $\hat{\sigma}_x^2$ および $\hat{\sigma}_y^2$ で表すと、

$$\lambda = \frac{\text{⑮}}{\text{⑯}}$$

となる。

さらに、(1)で求めた最尤推定値を代入し、 $t = \frac{n_x s_x^2}{n_y s_y^2} (> 0)$ とおくと、

$$\frac{1}{\lambda} = \left(\text{⑰} \right)^{\frac{n_x}{2}} \left(\text{⑱} \right)^{\frac{n_y}{2}} \left(\text{⑲} \right)^{\frac{n_x}{2}} \left(\text{㉀} \right)^{\frac{n_y}{2}}$$

と表せる。

右辺を $\varphi(t)$ ($t > 0$)とし、これを用いて尤度比 λ の挙動を考察すると、 λ は、 $0 < t < \text{㉁}$ で単

調増加、 $t > \text{㉁}$ で単調減少である。

また、 $t = \text{㉁}$ での λ の値と $t \rightarrow +0$ および $t \rightarrow \infty$ の場合の挙動も考慮すると、 $\varphi(a_1) =$

$\varphi(a_2) = \frac{1}{k}$ をみたす $0 < a_1 = a_1(k) < \text{㉁}$ および $a_2 = a_2(k) > \text{㉁}$ に対して、

$$\lambda \leq k \Leftrightarrow t \leq a_1(k) \text{ または } t \geq a_2(k)$$

が成り立つ。

さらに、 $f = \frac{n_x s_x^2 / (n_x - 1)}{n_y s_y^2 / (n_y - 1)} = \frac{n_y - 1}{n_x - 1} t$ とすると、 $K_1(k) = \frac{n_y - 1}{n_x - 1} a_1(k)$ および $K_2(k) = \frac{n_y - 1}{n_x - 1} a_2(k)$ に対し

て

$$\lambda \leq k \Leftrightarrow f \leq K_1(k) \text{ または } f \geq K_2(k)$$

となるから、

$$R_k = \left\{ (x_1, x_2, \dots, x_{n_x}, y_1, y_2, \dots, y_{n_y}); f \leq K_1(k) \text{ または } f \geq K_2(k) \right\}$$

である。

一方、統計値 f を実現する統計量 F は、 $H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2$ のもとで、ある特定の F 分布に従うことが知られているから、有意水準 ε の両側検定を行うには、

$$f \leq \boxed{\text{㉒}} \quad \text{または} \quad f \geq \boxed{\text{㉓}}$$

のときに H_0 を棄却すればよい。

なお、 F 分布表を用いて検定する場合は、

$$P\left(F \leq \boxed{\text{㉒}}\right) = P\left(\frac{1}{F} \geq \boxed{\text{㉔}}\right)$$

であることを用いて、

$$f \geq 1 \text{ ならば } f \geq \boxed{\text{㉓}}$$

$$\frac{1}{f} \geq 1 \text{ ならば } \frac{1}{f} \geq \boxed{\text{㉔}}$$

のいずれかの場合に H_0 を棄却する。

(3) あるグループを X 班と Y 班に分けて同じ問題で試験を行ったところ、X 班 10 名、Y 班 8 名の各生徒の得点は以下ようになった。

生徒 No.	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
X 班	59	80	67	71	67	81	65	66	82	62
Y 班	71	93	60	63	74	59	48	68	—	—

得点のバラツキについて X、Y 両班に差があるといえるかを、X、Y の両班における各生徒の得点がいずれも正規分布に従うものとして、有意水準 0.05 で検定したい。

いま、X、Y 両班における各生徒の得点が、それぞれ正規分布 $N(\mu_x, \sigma_x^2)$ 、 $N(\mu_y, \sigma_y^2)$ に従うものとし、帰無仮説 $H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2$ を対立仮説 $H_1: \sigma_x^2 \neq \sigma_y^2$ に対して検定する。

このとき、(2) で定めた統計値 f または $\frac{1}{f}$ のうち、1 以上となるものは $\boxed{\text{㉕}}$ であり、その値は

$\boxed{\text{㉖}}$ である。一方、 $\boxed{\text{㉕}} \geq 1$ の場合に H_0 を棄却するための条件は $\boxed{\text{㉕}} \geq$

$\boxed{\text{㉗}}$ であり、 H_0 は $\boxed{\text{㉘}}$ される。

[①、②の選択肢]

- (A) $\frac{1}{\pi}$ (B) $\frac{2}{\pi}$ (C) $\frac{1}{2\pi}$ (D) $\frac{1}{\sqrt{2\pi}}$
- (E) $\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_x}$ (F) $\frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma_y}$ (G) $\frac{1}{2\pi\sigma_x^2}$ (H) $\frac{1}{2\pi\sigma_y^2}$

[③、④の選択肢]

- (A) μ_x (B) μ_y (C) $2\mu_x$ (D) $2\mu_y$
- (E) $\mu_x + \mu_y$ (F) $\frac{\mu_x + \mu_y}{2}$ (G) $\sqrt{\mu_x \cdot \mu_y}$ (H) $2\sqrt{\mu_x \cdot \mu_y}$
- (I) $\frac{n_x\mu_x + n_y\mu_y}{n_x + n_y}$ (J) $\frac{n_y\mu_x + n_x\mu_y}{n_x + n_y}$ (K) $\frac{n_y}{n_x}\mu_x + \frac{n_x}{n_y}\mu_y$ (L) $\frac{n_x}{n_y}\mu_x + \frac{n_y}{n_x}\mu_y$

[⑤～⑩の選択肢]

- (A) \bar{x} (B) \bar{y} (C) $2\bar{x}$ (D) $2\bar{y}$
- (E) $\bar{x} + \bar{y}$ (F) $\frac{\bar{x} + \bar{y}}{2}$ (G) $\sqrt{\bar{x} \cdot \bar{y}}$ (H) $2\sqrt{\bar{x} \cdot \bar{y}}$
- (I) $\frac{n_x\bar{x} + n_y\bar{y}}{n_x + n_y}$ (J) $\frac{n_y\bar{x} + n_x\bar{y}}{n_x + n_y}$ (K) $\frac{n_y}{n_x}\bar{x} + \frac{n_x}{n_y}\bar{y}$ (L) $\frac{n_x}{n_y}\bar{x} + \frac{n_y}{n_x}\bar{y}$

[⑪、⑫の選択肢]

- (A) s_x (B) s_y (C) s_x^2 (D) s_y^2
- (E) $\sqrt{\frac{n_x s_x^2}{n_x - 1}}$ (F) $\sqrt{\frac{n_y s_y^2}{n_y - 1}}$ (G) $\frac{n_x s_x^2}{n_x - 1}$ (H) $\frac{n_y s_y^2}{n_y - 1}$
- (I) $\sqrt{\frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y - 2}}$ (J) $\sqrt{\frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y}}$ (K) $\frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y - 2}$ (L) $\frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y}$

[13、14の選択肢]

- | | | |
|-------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------|
| (A) $l(\hat{\mu}_x, \tilde{\mu}_y, \hat{\sigma}^2, \tilde{\sigma}_y^2)$ | (B) $l(\tilde{\mu}_x, \hat{\mu}_y, \tilde{\sigma}_x^2, \hat{\sigma}^2)$ | (C) $l(\hat{\mu}_x, \hat{\mu}_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2)$ |
| (D) $l(\mu_x, \mu_y, \hat{\sigma}^2, \hat{\sigma}^2)$ | (E) $l(\hat{\mu}_x, \hat{\mu}_y, \hat{\sigma}^2, \hat{\sigma}^2)$ | (F) $l(\tilde{\mu}_x, \tilde{\mu}_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2)$ |
| (G) $l(\tilde{\mu}_x, \tilde{\mu}_y, \sigma^2, \sigma^2)$ | (H) $l(\mu_x, \mu_y, \tilde{\sigma}_x^2, \tilde{\sigma}_y^2)$ | (I) $l(\tilde{\mu}_x, \tilde{\mu}_y, \tilde{\sigma}_x^2, \tilde{\sigma}_y^2)$ |

[15、16の選択肢]

- | | | |
|------------------------------------------------------------------------|---------------------------------------------------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------|
| (A) $\hat{\sigma}^2$ | (B) $\tilde{\sigma}_x^2 \tilde{\sigma}_y^2$ | (C) $\tilde{\sigma}_x^2 + \tilde{\sigma}_y^2$ |
| (D) $\hat{\sigma}^2 \tilde{\sigma}_x^2 \tilde{\sigma}_y^2$ | (E) $\hat{\sigma}^2 + \tilde{\sigma}_x^2 + \tilde{\sigma}_y^2$ | (F) $(\hat{\sigma}^2)^{\frac{n_x+n_y}{2}}$ |
| (G) $(\hat{\sigma}^2)^{\frac{n_x n_y}{4}}$ | (H) $(\tilde{\sigma}_x^2)^{\frac{n_x}{2}} (\tilde{\sigma}_y^2)^{\frac{n_y}{2}}$ | (I) $(\tilde{\sigma}_x^2)^{\frac{n_x}{2}} + (\tilde{\sigma}_y^2)^{\frac{n_y}{2}}$ |
| (J) $(\hat{\sigma}^2)^{n_x+n_y}$ | (K) $(\tilde{\sigma}_x^2 + \tilde{\sigma}_y^2)^{n_x+n_y}$ | (L) $(\tilde{\sigma}_x^2)^{n_x} (\tilde{\sigma}_y^2)^{n_y}$ |
| (M) $(\hat{\sigma}^2 \tilde{\sigma}_x^2 \tilde{\sigma}_y^2)^{n_x+n_y}$ | (N) $(\hat{\sigma}^2 + \tilde{\sigma}_x^2 + \tilde{\sigma}_y^2)^{n_x+n_y}$ | |

[17、18、21の選択肢]

- | | | | |
|-----------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|-------------------------------|
| (A) n_x | (B) $n_x + 1$ | (C) n_y | (D) $n_y + 1$ |
| (E) $\frac{n_x}{n_y}$ | (F) $\frac{n_x}{n_y} + 1$ | (G) $\frac{n_x}{n_x+n_y}$ | (H) $\frac{n_x}{n_x+n_y} + 1$ |
| (I) $\frac{n_y}{n_x}$ | (J) $\frac{n_y}{n_x} + 1$ | (K) $\frac{n_y}{n_x+n_y}$ | (L) $\frac{n_y}{n_x+n_y} + 1$ |
| (M) $n_x + n_y$ | (N) $n_x^2 + n_y^2$ | (O) $(n_x + n_y)^2$ | (P) $n_x n_y$ |
| (Q) $(n_x n_y)^2$ | (R) $\left(\frac{n_x}{n_y}\right)^2$ | (S) $\left(\frac{n_y}{n_x}\right)^2$ | |

[㉔の選択肢]

(A) 1.7949 (B) 1.9185 (C) 2.0267 (D) 2.1594

(E) 2.2648 (F) 2.3691 (G) 2.4944 (H) 2.5967

(I) 2.7028 (J) 2.8273 (K) 2.9402 (L) 3.0537

[㉕の選択肢]

(A) 3.6767 (B) 3.8549 (C) 3.9121 (D) 4.1970

(E) 4.2951 (F) 4.6517 (G) 4.8232 (H) 4.9927

(I) 5.0736 (J) 5.2879 (K) 5.3209 (L) 5.5996

[㉖の選択肢]

(A) 採択 (B) 棄却

(附表)

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	0.4325	0.4286	0.4247
0.2*	0.4207	0.4168	0.4129	0.4090	0.4052	0.4013	0.3974	0.3936	0.3897	0.3859
0.3*	0.3821	0.3783	0.3745	0.3707	0.3669	0.3632	0.3594	0.3557	0.3520	0.3483
0.4*	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
0.6*	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

$\epsilon \rightarrow u(\epsilon)$	* = 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
0.41*	0.2275	0.2250	0.2224	0.2198	0.2173	0.2147	0.2121	0.2096	0.2070	0.2045
0.42*	0.2019	0.1993	0.1968	0.1942	0.1917	0.1891	0.1866	0.1840	0.1815	0.1789
0.43*	0.1764	0.1738	0.1713	0.1687	0.1662	0.1637	0.1611	0.1586	0.1560	0.1535
0.44*	0.1510	0.1484	0.1459	0.1434	0.1408	0.1383	0.1358	0.1332	0.1307	0.1282
0.45*	0.1257	0.1231	0.1206	0.1181	0.1156	0.1130	0.1105	0.1080	0.1055	0.1030
0.46*	0.1004	0.0979	0.0954	0.0929	0.0904	0.0878	0.0853	0.0828	0.0803	0.0778
0.47*	0.0753	0.0728	0.0702	0.0677	0.0652	0.0627	0.0602	0.0577	0.0552	0.0527
0.48*	0.0502	0.0476	0.0451	0.0426	0.0401	0.0376	0.0351	0.0326	0.0301	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： $\chi^2_{\varphi}(\varepsilon)$

$\varphi \setminus \varepsilon$	0.990	0.975	0.950	0.900	0.500	0.100	0.050	0.025	0.010
1	0.0002	0.0010	0.0039	0.0158	0.4549	2.7055	3.8415	5.0239	6.6349
2	0.0201	0.0506	0.1026	0.2107	1.3863	4.6052	5.9915	7.3778	9.2103
3	0.1148	0.2158	0.3518	0.5844	2.3660	6.2514	7.8147	9.3484	11.3449
4	0.2971	0.4844	0.7107	1.0636	3.3567	7.7794	9.4877	11.1433	13.2767
5	0.5543	0.8312	1.1455	1.6103	4.3515	9.2364	11.0705	12.8325	15.0863
6	0.8721	1.2373	1.6354	2.2041	5.3481	10.6446	12.5916	14.4494	16.8119
7	1.2390	1.6899	2.1673	2.8331	6.3458	12.0170	14.0671	16.0128	18.4753
8	1.6465	2.1797	2.7326	3.4895	7.3441	13.3616	15.5073	17.5345	20.0902
9	2.0879	2.7004	3.3251	4.1682	8.3428	14.6837	16.9190	19.0228	21.6660
10	2.5582	3.2470	3.9403	4.8652	9.3418	15.9872	18.3070	20.4832	23.2093
11	3.0535	3.8157	4.5748	5.5778	10.3410	17.2750	19.6751	21.9200	24.7250
12	3.5706	4.4038	5.2260	6.3038	11.3403	18.5493	21.0261	23.3367	26.2170
13	4.1069	5.0088	5.8919	7.0415	12.3398	19.8119	22.3620	24.7356	27.6882
14	4.6604	5.6287	6.5706	7.7895	13.3393	21.0641	23.6848	26.1189	29.1412
15	5.2293	6.2621	7.2609	8.5468	14.3389	22.3071	24.9958	27.4884	30.5779
16	5.8122	6.9077	7.9616	9.3122	15.3385	23.5418	26.2962	28.8454	31.9999
17	6.4078	7.5642	8.6718	10.0852	16.3382	24.7690	27.5871	30.1910	33.4087
18	7.0149	8.2307	9.3905	10.8649	17.3379	25.9894	28.8693	31.5264	34.8053
19	7.6327	8.9065	10.1170	11.6509	18.3377	27.2036	30.1435	32.8523	36.1909
20	8.2604	9.5908	10.8508	12.4426	19.3374	28.4120	31.4104	34.1696	37.5662
21	8.8972	10.2829	11.5913	13.2396	20.3372	29.6151	32.6706	35.4789	38.9322
22	9.5425	10.9823	12.3380	14.0415	21.3370	30.8133	33.9244	36.7807	40.2894
23	10.1957	11.6886	13.0905	14.8480	22.3369	32.0069	35.1725	38.0756	41.6384
24	10.8564	12.4012	13.8484	15.6587	23.3367	33.1962	36.4150	39.3641	42.9798
25	11.5240	13.1197	14.6114	16.4734	24.3366	34.3816	37.6525	40.6465	44.3141
26	12.1981	13.8439	15.3792	17.2919	25.3365	35.5632	38.8851	41.9232	45.6417
27	12.8785	14.5734	16.1514	18.1139	26.3363	36.7412	40.1133	43.1945	46.9629
28	13.5647	15.3079	16.9279	18.9392	27.3362	37.9159	41.3371	44.4608	48.2782
29	14.2565	16.0471	17.7084	19.7677	28.3361	39.0875	42.5570	45.7223	49.5879
30	14.9535	16.7908	18.4927	20.5992	29.3360	40.2560	43.7730	46.9792	50.8922
31	15.6555	17.5387	19.2806	21.4336	30.3359	41.4217	44.9853	48.2319	52.1914
32	16.3622	18.2908	20.0719	22.2706	31.3359	42.5847	46.1943	49.4804	53.4858
33	17.0735	19.0467	20.8665	23.1102	32.3358	43.7452	47.3999	50.7251	54.7755
34	17.7891	19.8063	21.6643	23.9523	33.3357	44.9032	48.6024	51.9660	56.0609
35	18.5089	20.5694	22.4650	24.7967	34.3356	46.0588	49.8018	53.2033	57.3421
36	19.2327	21.3359	23.2686	25.6433	35.3356	47.2122	50.9985	54.4373	58.6192
37	19.9602	22.1056	24.0749	26.4921	36.3355	48.3634	52.1923	55.6680	59.8925
38	20.6914	22.8785	24.8839	27.3430	37.3355	49.5126	53.3835	56.8955	61.1621
39	21.4262	23.6543	25.6954	28.1958	38.3354	50.6598	54.5722	58.1201	62.4281
40	22.1643	24.4330	26.5093	29.0505	39.3353	51.8051	55.7585	59.3417	63.6907
41	22.9056	25.2145	27.3256	29.9071	40.3353	52.9485	56.9424	60.5606	64.9501
42	23.6501	25.9987	28.1440	30.7654	41.3352	54.0902	58.1240	61.7768	66.2062
43	24.3976	26.7854	28.9647	31.6255	42.3352	55.2302	59.3035	62.9904	67.4593
44	25.1480	27.5746	29.7875	32.4871	43.3352	56.3685	60.4809	64.2015	68.7095
45	25.9013	28.3662	30.6123	33.3504	44.3351	57.5053	61.6562	65.4102	69.9568
46	26.6572	29.1601	31.4390	34.2152	45.3351	58.6405	62.8296	66.6165	71.2014
47	27.4158	29.9562	32.2676	35.0814	46.3350	59.7743	64.0011	67.8206	72.4433
48	28.1770	30.7545	33.0981	35.9491	47.3350	60.9066	65.1708	69.0226	73.6826
49	28.9406	31.5549	33.9303	36.8182	48.3350	62.0375	66.3386	70.2224	74.9195
50	29.7067	32.3574	34.7643	37.6886	49.3349	63.1671	67.5048	71.4202	76.1539

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

$\varepsilon = 0.100$

$n \setminus m$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2	8.5263	9.0000	9.1618	9.2434	9.2926	9.3255	9.3491	9.3668	9.3805	9.3916
3	5.5383	5.4624	5.3908	5.3426	5.3092	5.2847	5.2662	5.2517	5.2400	5.2304
4	4.5448	4.3246	4.1909	4.1072	4.0506	4.0097	3.9790	3.9549	3.9357	3.9199
5	4.0604	3.7797	3.6195	3.5202	3.4530	3.4045	3.3679	3.3393	3.3163	3.2974
6	3.7759	3.4633	3.2888	3.1808	3.1075	3.0546	3.0145	2.9830	2.9577	2.9369
7	3.5894	3.2574	3.0741	2.9605	2.8833	2.8274	2.7849	2.7516	2.7247	2.7025
8	3.4579	3.1131	2.9238	2.8064	2.7264	2.6683	2.6241	2.5893	2.5612	2.5380
9	3.3603	3.0065	2.8129	2.6927	2.6106	2.5509	2.5053	2.4694	2.4403	2.4163
10	3.2850	2.9245	2.7277	2.6053	2.5216	2.4606	2.4140	2.3772	2.3473	2.3226

$\varepsilon = 0.050$

$n \setminus m$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
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
4	7.7086	6.9443	6.5914	6.3882	6.2561	6.1631	6.0942	6.0410	5.9988	5.9644
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	5.5914	4.7374	4.3468	4.1203	3.9715	3.8660	3.7870	3.7257	3.6767	3.6365
8	5.3177	4.4590	4.0662	3.8379	3.6875	3.5806	3.5005	3.4381	3.3881	3.3472
9	5.1174	4.2565	3.8625	3.6331	3.4817	3.3738	3.2927	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

$\varepsilon = 0.025$

$n \setminus m$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	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	10.0070	8.4336	7.7636	7.3879	7.1464	6.9777	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	8.0727	6.5415	5.8898	5.5226	5.2852	5.1186	4.9949	4.8993	4.8232	4.7611
8	7.5709	6.0595	5.4160	5.0526	4.8173	4.6517	4.5286	4.4333	4.3572	4.2951
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

$\varepsilon = 0.010$

$n \setminus m$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2	98.5025	99.0000	99.1662	99.2494	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	6.6318	6.3707	6.1776	6.0289	5.9106	5.8143
9	10.5614	8.0215	6.9919	6.4221	6.0569	5.8018	5.6129	5.4671	5.3511	5.2565
10	10.0443	7.5594	6.5523	5.9943	5.6363	5.3858	5.2001	5.0567	4.9424	4.8491

$\varepsilon = 0.005$

$n \setminus m$	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
2	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	21.6217	21.3520	21.1391	20.9667
5	22.7848	18.3138	16.5298	15.5561	14.9396	14.5133	14.2004	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	7.3386	7.2106
9	13.6136	10.1067	8.7171	7.9559	7.4712	7.1339	6.8849	6.6933	6.5411	6.4172
10	12.8265	9.4270	8.0807	7.3428	6.8724	6.5446	6.3025	6.1159	5.9676	5.8467

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

$\varphi \setminus \varepsilon$	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
14	1.3450	1.7613	2.1448
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. 自然対数表

x	$\log x$
1.1	0.0953
1.2	0.1823
1.3	0.2624
1.4	0.3365
1.5	0.4055
1.6	0.4700
1.7	0.5306
1.8	0.5878
1.9	0.6419
2.0	0.6931
2.5	0.9163
3.0	1.0986
3.5	1.2528
4.0	1.3863
4.5	1.5041
5.0	1.6094
5.5	1.7047
6.0	1.7918
6.5	1.8718
7.0	1.9459
7.5	2.0149
8.0	2.0794
8.5	2.1401
9.0	2.1972
9.5	2.2513
10.0	2.3026

VI. 指数関数表

x	$exp(x)$
-0.10	0.9048
-0.09	0.9139
-0.08	0.9231
-0.07	0.9324
-0.06	0.9418
-0.05	0.9512
-0.04	0.9608
-0.03	0.9704
-0.02	0.9802
-0.01	0.9900
0.00	1.0000
0.01	1.0101
0.02	1.0202
0.03	1.0305
0.04	1.0408
0.05	1.0513
0.06	1.0618
0.07	1.0725
0.08	1.0833
0.09	1.0942
0.10	1.1052

以上

数学（解答例）

問題1

(1)

$X_i (i \geq 1)$ を $i-1$ 個目の赤玉を抽出した状態から、 i 個目の赤玉を抽出するまでに行った抽出回数を表す確率変数とする。

まず、 $E[X_1]$ を求める。

ルール1より、1回目は箱Aから抽出を行うことから、 $E[X_1]$ に関して次の式が成り立つ。

$$E[X_1] = 1 + \frac{9}{10}E[X_1] + \frac{1}{10} \times 0$$

よって、

$$E[X_1] = 10$$

次に、 $E[X_i] (i \geq 2)$ を求める。

ルール2より、赤玉が出た直後の抽出は箱Bから行うことに注意すると、 $E[X_i] (i \geq 2)$ に関して次式が成り立つ。

$$E[X_i] = 1 + \frac{5}{10}E[X_1] + \frac{5}{10} \times 0 = 1 + \frac{5}{10} \times 10 = 6$$

さて、定義より各 $X_i (i \geq 1)$ は互いに独立であることから、求める期待値は、

$$E[X_1 + X_2 + X_3 + X_4] = \sum_{i=1}^4 E[X_i] = 10 + 3 \times 6 = 28$$

よって、解答は (A)

(2)

Y は1,2,3,4,5,6の各値を $1/6$ ずつの確率でとり得る離散確率変数なので、

$$E[Y] = \frac{1+2+3+4+5+6}{6} = \frac{7}{2}$$

$$E[Y^2] = \frac{1^2+2^2+3^2+4^2+5^2+6^2}{6} = \frac{91}{6}$$

$$V[Y] = E[Y^2] - E[Y]^2 = \frac{91}{6} - \left(\frac{7}{2}\right)^2 = \frac{35}{12}$$

また、

$$E[X] = \int_{0.5}^{6.5} \frac{x}{6} dx = \frac{7}{2}$$

$$E[XY] = E[X \cdot (X + 0.5 \text{ の整数部分})] = \sum_{k=1}^6 \int_{k-0.5}^{k+0.5} \frac{k}{6} x dx = \sum_{k=1}^6 \left[\frac{k}{12} x^2 \right]_{k-0.5}^{k+0.5} = \sum_{k=1}^6 \frac{k}{12} \cdot 2k$$

$$= \frac{1}{6} \cdot \frac{1}{6} \cdot 6 \cdot 7 \cdot 13 = \frac{91}{6}$$

より、

$$\text{Cov}[X, Y] = E[XY] - E[X]E[Y] = \frac{91}{6} - \frac{7}{2} \times \frac{7}{2} = \frac{35}{12}$$

よって、解答は ① (E) ② (D) ③ (D)

(3) 確率変数 X, Y の確率密度関数をそれぞれ $f_X(x), f_Y(y)$ とすると、

$$f_X(x) = \frac{1}{2\lambda} e^{-\frac{1}{2\lambda}x} (x > 0)$$

$$f_Y(y) = 3\lambda e^{-3\lambda y} (y > 0)$$

となる。

X, Y の結合確率密度関数を $f_{X,Y}(x, y)$ とおくと、

$$f_{X,Y}(x, y) = f_X(x) \cdot f_Y(y) = \frac{3}{2} e^{-\left(\frac{1}{2\lambda}x + 3\lambda y\right)}$$

ここで $z = e^{\frac{x}{2\lambda}}$, $w = y$ とおくと、この変換は xy 平面の $x > 0, y > 0$ なる部分を zw 平面の $z > 1, w > 0$ なる部分に移す 1 対 1 の変換である。また、 $x = w \log z, y = w$ より、ヤコビアン J を求めると、

$$J = \frac{\partial(x, y)}{\partial(z, w)} = \begin{vmatrix} \frac{w}{z} & \log z \\ 0 & 1 \end{vmatrix} = \frac{w}{z} (> 0)$$

である。

よって、 Z, W の結合確率密度関数を $f_{Z,W}(z, w)$ とすると、

$$f_{Z,W}(z, w) = \frac{3}{2} e^{-w\left(\frac{1}{2\lambda} \log z + 3\lambda\right)} |J| = \frac{3w}{2z} e^{-w\left(\frac{1}{2\lambda} \log z + 3\lambda\right)}$$

これより、 Z の確率密度関数 $f(z)$ を求めると、

$$f(z) = \int_0^{\infty} f_{Z,W}(z, w) dw = \int_0^{\infty} \frac{3w}{2z} e^{-w\left(\frac{1}{2\lambda} \log z + 3\lambda\right)} dw$$

いま、 $w\left(\frac{1}{2\lambda} \log z + 3\lambda\right) = t$ とおくと、

$$f(z) = \int_0^{\infty} \frac{3}{2z} \frac{t}{\frac{1}{2\lambda} \log z + 3\lambda} e^{-t} \frac{dt}{\frac{1}{2\lambda} \log z + 3\lambda} = \frac{3}{2z} \frac{1}{\left(\frac{1}{2\lambda} \log z + 3\lambda\right)^2} \int_0^{\infty} t e^{-t} dt$$

ここで、 $\int_0^{\infty} t^n e^{-t} dt = n!$ より、 $\int_0^{\infty} t e^{-t} dt = 1$

であるので、

$$f(z) = \frac{3}{2z} \frac{1}{\left(\frac{1}{2\lambda} \log z + 3\lambda\right)^2} = \frac{6\lambda^2}{z(\log z + 6\lambda^2)^2}$$

よって、解答は ① (H) ② (G)

(別解)

確率変数 Z の分布関数を $F_Z(z)$ とすると、

$$\begin{aligned} F_Z(z) &= P(Z \leq z) = P(X \leq Y \log z) \\ &= \int_0^\infty P(X \leq y \log z) f_Y(y) dy = \int_0^\infty \left(\int_0^{y \log z} \frac{1}{2\lambda} e^{-\frac{1}{2\lambda}x} dx \right) 3\lambda e^{-3\lambda y} dy \\ &= \int_0^\infty \left(1 - e^{-\frac{1}{2\lambda}y \log z} \right) 3\lambda e^{-3\lambda y} dy = \int_0^\infty 3\lambda e^{-3\lambda y} dy - \int_0^\infty 3\lambda \exp\left\{-y\left(3\lambda + \frac{\log z}{2\lambda}\right)\right\} dy \\ &= 1 - \frac{3\lambda}{3\lambda + \frac{\log z}{2\lambda}} = \frac{\log z}{\log z + 6\lambda^2} \end{aligned}$$

これより、

$$f(z) = \frac{dF_Z(z)}{dz} = \frac{6\lambda^2}{z(\log z + 6\lambda^2)^2}$$

(4)

(ア) k 番目に抽出した実数を a_k とする。

また、端数処理後の数値を四捨五入の場合を $A_k(4/5)$ 、七捨八入の場合を $A_k(7/8)$ とする。

$0 < a_k < 0.5$ のとき、 $A_k(4/5) = A_k(7/8) = 0$

$0.5 \leq a_k < 0.8$ のとき、 $A_k(4/5) = 1$, $A_k(7/8) = 0$

$0.8 \leq a_k < 1$ のとき、 $A_k(4/5) = A_k(7/8) = 1$

である。

ここで、 $X_k = A_k(4/5) - A_k(7/8)$ とすると、

$$X_k = \begin{cases} 1 & (0.5 \leq a_k < 0.8) \\ 0 & (\text{otherwise}) \end{cases}$$

無作為に実数 a_k を抽出することから、

$$P(0.5 \leq a_k < 0.8) = \frac{3}{10}$$

となり、

$$P(X_k = 1) = \frac{3}{10} \quad P(X_k = 0) = \frac{7}{10}$$

したがって、

$$E[X_k] = \frac{3}{10} \times 1 + \frac{7}{10} \times 0 = \frac{3}{10} = 0.30$$

$$V[X_k] = E[X_k^2] - E[X_k]^2 = \left(\frac{3}{10} \times 1^2 + \frac{7}{10} \times 0^2\right) - \left(\frac{3}{10}\right)^2 = \frac{21}{100} = 0.21$$

(イ)

$$Y = \sum_{k=1}^{900} X_k$$

とすると、中心極限定理から

$$Z = \frac{Y - 900 \times \frac{3}{10}}{\sqrt{900} \times \sqrt{\frac{21}{100}}} = \frac{Y - 270}{3\sqrt{21}} \sim N(0,1)$$

よって、

$$P(Y < \alpha) = P\left(\frac{Y - 270}{3\sqrt{21}} < \frac{\alpha - 270}{3\sqrt{21}}\right) \geq 0.85$$

これより、

$$\frac{\alpha - 270}{3\sqrt{21}} \geq u(0.15) = 1.0364$$

これを解いて、 $\alpha \geq 284.248 \dots$

以上より、最小の整数 α は285

よって、解答は ① (D) ② (A) ③ (I)

(5)

パラメータ $\alpha > 0$, $0 < p < 1$ の負の二項分布に従う確率変数 X の確率分布は、

$$P(X = k) = \binom{\alpha + k - 1}{k} p^\alpha (1 - p)^k \quad (k = 0, 1, 2, \dots)$$

であるから、 X の期待値 $E[X]$ は、

$$\begin{aligned} E[X] &= \sum_{k=0}^{\infty} k \binom{\alpha + k - 1}{k} p^\alpha (1 - p)^k \\ &= \alpha \cdot \frac{1 - p}{p} \times \sum_{k=1}^{\infty} \binom{\alpha + k - 1}{k - 1} p^{\alpha+1} (1 - p)^{k-1} \\ &= \alpha \cdot \frac{1 - p}{p} \end{aligned}$$

となる。また、

$$\begin{aligned} E[X(X - 1)] &= \sum_{k=0}^{\infty} k(k - 1) \binom{\alpha + k - 1}{k} p^\alpha (1 - p)^k \\ &= \alpha(\alpha + 1) \cdot \frac{(1 - p)^2}{p^2} \times \sum_{k=2}^{\infty} \binom{\alpha + k - 1}{k - 2} p^{\alpha+2} (1 - p)^{k-2} \\ &= \alpha(\alpha + 1) \cdot \frac{(1 - p)^2}{p^2} \end{aligned}$$

であるから、 X の分散 $V[X]$ は、

$$\begin{aligned} V[X] &= E[X^2] - E[X]^2 = E[X(X-1)] + E[X] - E[X]^2 \\ &= \alpha(\alpha+1) \cdot \frac{(1-p)^2}{p^2} + \alpha \cdot \frac{1-p}{p} - \alpha^2 \cdot \frac{(1-p)^2}{p^2} \\ &= \alpha \cdot \frac{1-p}{p^2} \end{aligned}$$

となる。パラメータ α, p の推定値 $\hat{\alpha}, \hat{p}$ は、母平均 μ の推定値 $\hat{\mu}$ 、母分散 σ^2 の推定値 $\hat{\sigma}^2$ を用いて、

$$\begin{cases} \hat{\alpha} \cdot \frac{1-\hat{p}}{\hat{p}} = \hat{\mu} \\ \hat{\alpha} \cdot \frac{1-\hat{p}}{\hat{p}^2} = \hat{\sigma}^2 \end{cases} \quad \text{より、} \quad \hat{p} = \frac{\hat{\mu}}{\hat{\sigma}^2}, \quad \hat{\alpha} = \hat{\mu} \cdot \frac{\hat{p}}{1-\hat{p}}$$

と表すことができる。ここで、推定値 $\hat{\mu}$ 、 $\hat{\sigma}^2$ は、モーメント法より、

$$\hat{\mu} = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} x_i = 10 \quad , \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} (x_i - \bar{x})^2 = 53$$

であるから、次を得る。

$$\hat{\alpha} = 2.325581 \dots \quad , \quad \hat{p} = 0.188679 \dots$$

よって、解答は ① (G) ② (C)

(6)

X_1, X_2, \dots, X_n を正規母集団 $N(\mu, \sigma^2)$ からの標本とし、標本平均を $\bar{X} = \sum_{i=1}^n X_i/n$ とおくと、

$$\frac{\bar{X} - \mu}{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n(n-1)}}}$$

は自由度 $n-1$ の t -分布に従うので、母平均 μ の信頼係数 95% の信頼区間は、

$$\bar{X} - t_{n-1}(0.025) \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n(n-1)}} < \mu < \bar{X} + t_{n-1}(0.025) \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n(n-1)}}$$

となる。よって、信頼区間の幅は、

$$2t_{n-1}(0.025) \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n(n-1)}}$$

となる。信頼区間の幅が 1.5σ より小さくなる確率が 95% 以上であるので、

$$P\left(2t_{n-1}(0.025) \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{n(n-1)}} < \frac{3}{2}\sigma\right) \geq 0.95$$

より、次を満たすような最小の n を求めればよい。

$$P\left(\frac{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}{\sigma^2} < \frac{9n(n-1)}{16t_{n-1}(0.025)^2}\right) \geq 0.95$$

ここで、 $\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2 / \sigma^2$ は自由度 $n - 1$ の χ^2 -分布に従うので、付表を用いて計算すると、下表の通りとなる。

$n - 1$	$\chi_{n-1}^2(0.05)$	$9n(n - 1)/16t_{n-1}(0.025)^2$
13	22.3620	21.9344
14	23.6848	25.6784
15	24.9958	29.7169

したがって、求める最小の標本数は 15 となる。

よって、解答は (F)

(7)

標本 X_1, X_2, \dots, X_n は正規分布 $N(\mu_X, 43)$ に従い、標本 Y_1, Y_2, \dots, Y_n は正規分布 $N(\mu_Y, 392)$ に従う。2 つの正規母集団は互いに独立であるので、 X_1, X_2, \dots, X_n と Y_1, Y_2, \dots, Y_n は互いに独立である。よって、標本平均の差 $\bar{Y} - \bar{X}$ は正規分布 $N(\mu_Y - \mu_X, 435/n)$ に従う。帰無仮説 H_0 の下で標本平均の差 $\bar{Y} - \bar{X}$ は正規分布 $N(0, 435/n)$ に従うので、棄却域を $W = \{\bar{Y} - \bar{X} > c\}$ とすると、第 1 種の誤りの起こる確率 α は、

$$\alpha = P((X, Y) \in W | H_0) = P\left(\frac{\bar{Y} - \bar{X}}{\sqrt{\frac{435}{n}}} > \frac{c}{\sqrt{\frac{435}{n}}}\right) = 0.05$$

と表すことができる。よって、標準正規分布の上側 ε 点 $u(\varepsilon)$ を用いて、

$$\frac{c}{\sqrt{\frac{435}{n}}} = u(0.05)$$

となる。また、対立仮説 H_1 の下で標本平均の差 $\bar{Y} - \bar{X}$ は、正規分布 $N(5, 435/n)$ に従うので、第 2 種の誤りの起こる確率 β は、

$$\beta = P((X, Y) \in W^c | H_1) = P\left(\frac{\bar{Y} - \bar{X} - 5}{\sqrt{\frac{435}{n}}} \leq \frac{c - 5}{\sqrt{\frac{435}{n}}}\right) = 0.15$$

と表すことができる。よって、標準正規分布の上側 ε 点 $u(\varepsilon)$ を用いて、

$$\frac{c - 5}{\sqrt{\frac{435}{n}}} = -u(0.15)$$

となる。よって、

$$\frac{c}{c - 5} = \frac{u(0.05)}{-u(0.15)}$$

が成り立つので、付表を用いて計算すると、

$$c = \frac{5 \times u(0.05)}{u(0.05) + u(0.15)} = 3.067355 \dots$$

となる。したがって、

$$n = \frac{u(0.05)^2}{c^2} \times 435 = 125.095026 \dots$$

となる。

よって、解答は (D)

(8)

標本 X の大きさを n 、標本平均を \bar{X} とする。帰無仮説 $H_0: \mu = \mu_0$ を対立仮説 $H_1: \mu > \mu_0$ に対して、有意水準 5% で検定する。標準正規分布の上側 ε 点を $u(\varepsilon)$ とすると、棄却域は、

$$\bar{X} > \mu_0 + u(0.05) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

となる。真の平均を $\mu_0 + 0.1\mu_0$ としたとき、これを検出できる確率が 99% 以上であるためには、

$$1 - P\left(\bar{X} \leq \mu_0 + u(0.05) \frac{\sigma}{\sqrt{n}}\right) \geq 0.99$$

となればよい。標本平均 \bar{X} は正規分布 $N(\mu_0 + 0.1\mu_0, \sigma^2/n)$ に従うので、 $\frac{\bar{X} - (\mu_0 + 0.1\mu_0)}{\sigma/\sqrt{n}}$ は標準正規分布に従う。よって、

$$P\left(\frac{\bar{X} - (\mu_0 + 0.1\mu_0)}{\sigma/\sqrt{n}} \leq -\frac{0.1\mu_0\sqrt{n}}{\sigma} + u(0.05)\right) \leq 0.01$$

を満たすような n を求めればよい。すなわち、

$$-\frac{0.1\mu_0\sqrt{n}}{\sigma} + u(0.05) \leq -u(0.01)$$

となる n を求めればよい。 $\sigma = 0.143\mu_0$ であるから、付表を用いて計算すると、

$$n \geq (39.712 \times 0.143)^2 = 32.248951 \dots$$

となる。したがって、標本の大きさは 33 以上であればよい。

よって、解答は (D)

(9)

変数 $d(t)$ を次のとおり定義する。

$$d(t) = \begin{cases} 1 & (t = \text{偶数}) \\ 0 & (t = \text{奇数}) \end{cases}$$

この変数 $d(t)$ を用いたダミー変数 $d(t)x$ を使い、回帰式 $y = \alpha + \beta_1 x + \beta_2 (d(t)x)$ としてパラメータ α, β_1, β_2 を推定する。

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 2 & 0 \\ 1 & -1 & -1 \\ 1 & -2 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \quad Y = \begin{pmatrix} 21 \\ 18 \\ 15 \\ 22 \end{pmatrix}$$

とすると、 α, β_1, β_2 の推定値 $\hat{\alpha}, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$ は、

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \end{pmatrix} &= (X^T X)^{-1} X^T Y = \left(\begin{pmatrix} 1 & 2 & 0 \\ 1 & -1 & -1 \\ 1 & -2 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} 1 & 2 & 0 \\ 1 & -1 & -1 \\ 1 & -2 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix} \right)^{-1} \begin{pmatrix} 1 & 2 & 0 \\ 1 & -1 & -1 \\ 1 & -2 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} 21 \\ 18 \\ 15 \\ 22 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} 4 & 0 & 0 \\ 0 & 10 & 2 \\ 0 & 2 & 2 \end{pmatrix}^{-1} \begin{pmatrix} 1 & 2 & 0 \\ 1 & -1 & -1 \\ 1 & -2 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} 21 \\ 18 \\ 15 \\ 22 \end{pmatrix} \\ &= \frac{1}{8} \begin{pmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 \\ 0 & -1 & 5 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 2 & 0 \\ 1 & -1 & -1 \\ 1 & -2 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \end{pmatrix}^T \begin{pmatrix} 21 \\ 18 \\ 15 \\ 22 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 19 \\ 1.5 \\ 0.5 \end{pmatrix} \end{aligned}$$

以上より、

$$\alpha = \hat{\alpha} = 19, \quad \beta = \begin{cases} \hat{\beta}_1 + \hat{\beta}_2 = 2 & (t = \text{偶数}) \\ \hat{\beta}_1 = 1.5 & (t = \text{奇数}) \end{cases}$$

よって、解答は ① (D) ② (G) ③ (E)

(10)

定常AR(p)モデル $Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$ において、

$$\begin{cases} \xi_0 = \frac{\phi_0}{1 - \phi_1 - \dots - \phi_p} \\ \xi_1 = \phi_1 \\ \xi_2 = \phi_1 \xi_1 + \phi_2 \\ \xi_3 = \phi_1 \xi_2 + \phi_2 \xi_1 + \phi_3 \\ \vdots \end{cases}$$

であることから、

$$\xi_0 = \frac{1.5}{1 - 0.9 - (-0.14)} = 6.25$$

$$\xi_1 = 0.9$$

$$\xi_2 = 0.9 \times 0.9 - 0.14 = 0.67$$

いま、 $p = 2$ であることから、 $\phi_3 = \phi_4 = \phi_5 = \dots = 0$ であるので、

$$\xi_i = 0.9 \xi_{i-1} - 0.14 \xi_{i-2} \quad (i \geq 3)$$

上記の漸化式を変形すると、

$$\xi_i - 0.7 \xi_{i-1} = 0.2(\xi_{i-1} - 0.7 \xi_{i-2}) = 0.2^{i-2}(\xi_2 - 0.7 \xi_1) = 0.2^i \dots \text{(A)}$$

$$\xi_i - 0.2 \xi_{i-1} = 0.7(\xi_{i-1} - 0.2 \xi_{i-2}) = 0.7^{i-2}(\xi_2 - 0.2 \xi_1) = 0.7^i \dots \text{(B)}$$

(B) - (A)より、

$$0.5\xi_{i-1} = 0.7^i - 0.2^i$$

であるので、

$$\xi_i = \frac{1}{0.5}(0.7^{i+1} - 0.2^{i+1})$$

これは $i = 1, 2$ でも成立する。

さらに上記の式を利用して、

$$\xi_3 = 0.477$$

$$\xi_4 = 0.3355$$

$$V[Y_{t+5}|Y_t, Y_{t-1}, \dots, \varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \dots] = 0.6 \times (1 + 0.9^2 + 0.67^2 + 0.477^2 + 0.3355^2) = 1.5594 \dots$$

よって、解答は ① (B) ② (E) ③ (G) ④ (B) ⑤ (C)

(11)

点Pが頂点A、頂点B、頂点C、頂点Dに位置する確率をそれぞれ p_A 、 p_B 、 p_C 、 p_D とし、
確率ベクトルを (p_A, p_B, p_C, p_D) とおく。

このとき、題意より推移行列は次のようになる。

$$X = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 1/3 & 1/6 & 1/2 & 0 \\ 4/15 & 1/15 & 0 & 2/3 \end{pmatrix}$$

ここで、

【ヒント】

4行4列の行列Xについて左上の2行2列の行列が単位行列E、右上の2行2列の行列が零行列Oである、

すなわち、 $X = \begin{pmatrix} E & O \\ U & R \end{pmatrix}$ (R, Uは2行2列の行列) と表される場合、 $X^n = \begin{pmatrix} E & O \\ (E - R^n)(E - R)^{-1}U & R^n \end{pmatrix}$

となる。

を用いて、

$$X^n = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ \frac{2}{3} \times \left\{ 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^n \right\} & \frac{1}{3} \times \left\{ 1 - \left(\frac{1}{2}\right)^n \right\} & \left(\frac{1}{2}\right)^n & 0 \\ \frac{4}{5} \times \left\{ 1 - \left(\frac{2}{3}\right)^n \right\} & \frac{1}{5} \times \left\{ 1 - \left(\frac{2}{3}\right)^n \right\} & 0 & \left(\frac{2}{3}\right)^n \end{pmatrix}$$

となる。

ここから、3分後に頂点Bに点Pが位置していた場合、最初に点Pが頂点Cに位置していた確率は

$$\frac{\frac{1}{3} \times \left\{1 - \left(\frac{1}{2}\right)^3\right\}}{0 + 1 + \frac{1}{3} \times \left\{1 - \left(\frac{1}{2}\right)^3\right\} + \frac{1}{5} \times \left\{1 - \left(\frac{2}{3}\right)^3\right\}} = 0.203619 \dots$$

さらに

$$\lim_{n \rightarrow \infty} X^n = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 2/3 & 1/3 & 0 & 0 \\ 4/5 & 1/5 & 0 & 0 \end{pmatrix}$$

であることから、十分な時間をおいて観察をしたところ、頂点Aに点Pが位置していた場合、最初に点Pが頂点Cに位置していた確率は、

$$\frac{\frac{2}{3}}{1 + 0 + \frac{2}{3} + \frac{4}{5}} = \frac{10}{37} = 0.27027 \dots$$

よって、解答は ① (E) ② (D)

(12)

$g(x) = (x+1)e^x$ とし、 U を区間 $(0,1)$ の一様分布 $U(0,1)$ に従う確率変数とすると、

$$E[g(U)] = \int_0^1 (x+1)e^x dx = \left[\{(x+1) - 1\}e^x \right]_0^1 = e$$

$$E[g(U)^2] = \int_0^1 (x+1)^2 e^{2x} dx = \frac{1}{2} \left[\left\{ \left(\frac{t}{2} + 1\right)^2 - \left(\frac{t}{2} + 1\right) + \frac{1}{2} \right\} e^t \right]_0^2 = \frac{1}{4}(5e^2 - 1)$$

$$V[g(U)] = E[g(U)^2] - E[g(U)]^2 = \frac{1}{4}(e^2 - 1)$$

であるから、 U_1, U_2, \dots, U_{32} の 32 個の一様乱数を用いてモンテカルロシミュレーションしたときの誤差の分散は、

$$V \left[\frac{1}{32} \sum_{i=1}^{32} g(U_i) \right] = \frac{1}{32} V[g(U)] = \frac{1}{128}(e^2 - 1) = 0.04990253125 \dots \cong 0.050$$

となる。また、

$$E[g(U) \cdot g(1-U)] = \int_0^1 (x+1)e^x(2-x)e^{1-x} dx = e \int_0^1 (x+1)(2-x) dx = \frac{13}{6}$$

$$Cov[g(U), g(1-U)] = E[g(U) \cdot g(1-U)] - E[g(U)]E[g(1-U)] = \frac{13}{6}e - e^2$$

より、負の相関法を利用するため、 $U_1, U_2, \dots, U_{16}, 1-U_1, 1-U_2, \dots, 1-U_{16}$ を用いてモンテカルロシミュレーションしたときの誤差の分散は、

$$V \left[\frac{1}{32} \sum_{i=1}^{16} (g(U_i) + g(1-U_i)) \right] = \frac{1}{32} (V[g(U)] + Cov[g(U), g(1-U)])$$

$$= \frac{1}{32} \left(-\frac{3}{4}e^2 + \frac{13}{6}e - \frac{1}{4} \right)$$

$$= 0.003073 \dots$$

となる。

よって、解答は ① (A) ② (C)

問題2

(1)

まず、 $k = 1, 2, \dots$ とし、 $X_A = k$ となる確率 $P(X_A = k)$ を求める。

M 個の選択肢のうち1つを無作為に選んで解答する場合、各問題に正解する確率は $1/M$ である。

$X_A = 1$ となる確率を考えると、 $X_A = 1$ となるのは、1回目の挑戦で N 問を全問正解する場合であるから、

$$P(X_A = 1) = \left(\frac{1}{M} \right)^N = \frac{1}{M^N}$$

である。

また、 $X_A = 2$ となるのは、1回目の挑戦で全問正解せず、2回目の挑戦で初めて全問正解する場合であるから、

$$P(X_A = 2) = \{1 - P(X_A = 1)\} \times \left(\frac{1}{M} \right)^N = \left\{ 1 - \left(\frac{1}{M} \right)^N \right\} \times \left(\frac{1}{M} \right)^N = \left(1 - \frac{1}{M^N} \right) \times \frac{1}{M^N}$$

となる。

同様に考えると、 $X_A = k$ となる確率は、 $(k-1)$ 回目までの挑戦で全問正解せず、 k 回目の挑戦で全問正解する場合の確率であるから、

$$P(X_A = k) = \underbrace{\left\{ 1 - \left(\frac{1}{M} \right)^N \right\} \times \dots \times \left\{ 1 - \left(\frac{1}{M} \right)^N \right\}}_{(k-1)\text{個}} \times \left(\frac{1}{M} \right)^N = \left\{ 1 - \left(\frac{1}{M} \right)^N \right\}^{k-1} \times \left(\frac{1}{M} \right)^N$$

$$= \left(1 - \frac{1}{M^N} \right)^{k-1} \times \frac{1}{M^N}$$

と表せる。

以上より、 X_A の期待値 $E[X_A]$ は、

$$E[X_A] = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot P(X_A = k) = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot \left(1 - \frac{1}{M^N} \right)^{k-1} \cdot \frac{1}{M^N}$$

$$= \frac{1}{M^N} \times \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot \left(1 - \frac{1}{M^N} \right)^{k-1}$$

ここで、 $\alpha = 1 - 1/M^N$ とおくと、

$$\sum_{k=1}^{\infty} k \cdot \left(1 - \frac{1}{M^N}\right)^{k-1} = \sum_{k=1}^{\infty} k \cdot \alpha^{k-1} = \frac{1}{(1-\alpha)^2}$$

であるから、 $1/(1-\alpha)^2 = M^{2N}$ より、

$$E[X_A] = M^N$$

を得る。

次に、 X_A の分散 $V[X_A]$ を求める。

まず、

$$\begin{aligned} E[X_A^2] &= \sum_{k=1}^{\infty} k^2 \cdot P(X_A = k) = \sum_{k=1}^{\infty} k^2 \cdot \left(1 - \frac{1}{M^N}\right)^{k-1} \cdot \frac{1}{M^N} \\ &= \frac{1}{M^N} \times \sum_{k=1}^{\infty} k^2 \cdot \left(1 - \frac{1}{M^N}\right)^{k-1} \end{aligned}$$

である。

ここで、 $\alpha = 1 - 1/M^N$ とおくと、

$$\sum_{k=1}^{\infty} k^2 \cdot \left(1 - \frac{1}{M^N}\right)^{k-1} = \sum_{k=1}^{\infty} k^2 \cdot \alpha^{k-1} = \frac{(1+\alpha)}{(1-\alpha)^3}$$

であるから、 $(1+\alpha)/(1-\alpha)^3 = 2M^{3N} - M^{2N}$ より、

$$E[X_A^2] = \frac{1}{M^N} \times (2M^{3N} - M^{2N}) = 2M^{2N} - M^N$$

であり、

$$V[X_A] = E[X_A^2] - \{E[X_A]\}^2 = 2M^{2N} - M^N - (M^N)^2 = M^{2N} - M^N$$

となる。

よって、解答は ① (G) ② (N) ③ (G) ④ (N) ⑤ (B) ⑥ (G) ⑦ (D) ⑧ (L)
(②と③は順不同)

(2)

まず、 $k = 1, 2, \dots$ とし、 $X_B = k$ となる確率 $P(X_B = k)$ を求める。

初めに、 $P(X_B = k) > 0$ となる k の範囲を考えると、 B さんの戦略から、挑戦の回数が最大となるのは、第1問から第 N 問までの各問題において、初めて解答するとき不正解となる場合である。つまり、1回目の挑戦で第1問に不正解、2回目の挑戦で第2問に不正解、…、 N 回目の挑戦で第 N 問目に不正解となり、 $(N+1)$ 回目の挑戦で全問正解する場合であるため、求める k の範囲は、 $1 \leq k \leq N+1$ となることが分かる。

また、定義より、 $X_B = 1$ となる確率は $X_A = 1$ となる確率に等しいことから、

$$P(X_B = 1) = \frac{1}{M^N}$$

となる。

次に、 $2 \leq k \leq N + 1$ の場合を考える。

ここで、確率変数 $Z_i (1 \leq i \leq k)$ を次のとおり定義する。

- ・ i 回目の挑戦において第 n 問目で不正解となった場合、 $Z_i = n (i \leq n \leq N)$
- ・ i 回目の挑戦において全問正解した場合、 $Z_i = N + 1$

このとき、例えば、4回目の挑戦で第5問に不正解となった場合は $Z_4 = 5$ となり、6回目の挑戦で全問正解した場合は $Z_6 = N + 1$ となる。

さて、 X_B の定義より、 $X_B = k$ となるのは「 B さんがこのクイズに、1回目から $(k - 1)$ 回目までの挑戦ではいずれも全問正解せず、 k 回目の挑戦で初めて全問正解する場合」である。

よって、まずは、

$$Z_s = n_s \quad (s = 1, 2, \dots, k - 1) \quad (1 \leq n_1 < n_2 < \dots < n_{k-1} \leq N)$$

となる確率を考える。

まず、1回目の挑戦で第 n_1 問に不正解となる場合は、以下のように表せる。

- ・ 第1問から第 $(n_1 - 1)$ 問までは、選択肢の中からランダムに選んで解答して正解する
- ・ 第 n_1 問は、選択肢の中からランダムに選んで解答して不正解となる

したがって、その確率は、

$$P(Z_1 = n_1) = \left(\frac{1}{M}\right)^{n_1-1} \times \left(\frac{M-1}{M}\right)$$

と表せる。

次に、 $2 \leq s \leq k - 1 (k \geq 3)$ のとき、 $Z_1 = n_1, \dots, Z_{s-1} = n_{s-1}$ の条件の下、 $Z_s = n_s$ となる場合は、以下のように表せる。

- ・ 第1問から第 n_{s-1} 問までの問題は、 $(s - 1)$ 回目の挑戦までに少なくとも一度は解答していることから、必ず正解を選ぶ。
- ・ 第 $(n_{s-1} + 1)$ 問から第 $(n_s - 1)$ 問までの問題は、初めての解答であるため、選択肢の中からランダムに選んで解答して正解する。
- ・ 第 n_s 問は、選択肢の中からランダムに選んで解答して不正解となる。

したがって、その確率は、

$$P(Z_s = n_s | Z_{s-1} = n_{s-1}, \dots, Z_1 = n_1) = 1^{n_{s-1}} \times \left(\frac{1}{M}\right)^{n_s - n_{s-1} - 1} \times \left(\frac{M-1}{M}\right)$$

$$= \left(\frac{1}{M}\right)^{n_s - n_{s-1} - 1} \times \left(\frac{M-1}{M}\right)$$

と表せる。

よって、 $Z_s = n_s$ ($s = 1, 2, \dots, k-1$) ($1 \leq n_1 < n_2 < \dots < n_{k-1} \leq N$)となる確率は、

$$\begin{aligned} & P(Z_{k-1} = n_{k-1}, Z_{k-2} = n_{k-2}, \dots, Z_1 = n_1) \\ &= P(Z_{k-2} = n_{k-2}, \dots, Z_1 = n_1) \times P(Z_{k-1} = n_{k-1} | Z_{k-2} = n_{k-2}, \dots, Z_1 = n_1) \\ &= P(Z_{k-3} = n_{k-3}, \dots, Z_1 = n_1) \times P(Z_{k-2} = n_{k-2} | Z_{k-3} = n_{k-3}, \dots, Z_1 = n_1) \\ &\quad \times P(Z_{k-1} = n_{k-1} | Z_{k-2} = n_{k-2}, \dots, Z_1 = n_1) \\ &\dots \\ &= P(Z_1 = n_1) \times \prod_{s=2}^{k-1} P(Z_s = n_s | Z_{s-1} = n_{s-1}, \dots, Z_1 = n_1) \\ &= \left(\frac{1}{M}\right)^{n_1-1} \times \left(\frac{M-1}{M}\right) \times \prod_{s=2}^{k-1} \left\{ \left(\frac{1}{M}\right)^{n_s - n_{s-1} - 1} \cdot \left(\frac{M-1}{M}\right) \right\} \\ &= \left(\frac{M-1}{M}\right)^{k-1} \times \underbrace{\left\{ \left(\frac{1}{M}\right)^{n_1-1} \times \left(\frac{1}{M}\right)^{n_2 - n_1 - 1} \times \dots \times \left(\frac{1}{M}\right)^{n_{k-1} - n_{k-2} - 1} \right\}}_{(k-1)\text{個}} \\ &= \left(\frac{M-1}{M}\right)^{k-1} \times \left(\frac{1}{M}\right)^{n_{k-1} - (k-1)} \\ &= \frac{(M-1)^{k-1}}{M^{n_{k-1}}} \quad (2 \leq k \leq N+1) \end{aligned}$$

となる。

さらに、 $Z_1 = n_1, \dots, Z_{k-1} = n_{k-1}$ の条件の下、 $Z_k = N+1$ となるのは、 $(k-1)$ 回目の挑戦で第 n_{k-1} 問に不正解となった後、 k 回目の挑戦において全問正解となる場合であり、その確率は、

$$P(Z_k = N+1 | Z_{k-1} = n_{k-1}, \dots, Z_1 = n_1) = 1^{n_{k-1}} \times \left(\frac{1}{M}\right)^{N - n_{k-1}} = \left(\frac{1}{M}\right)^{N - n_{k-1}}$$

である。

したがって、 $Z_s = n_s$ ($s = 1, 2, \dots, k-1$) ($1 \leq n_1 < n_2 < \dots < n_{k-1} \leq N$)かつ $Z_k = N+1$ となる確率は、

$$\begin{aligned} & P(Z_k = N+1, Z_{k-1} = n_{k-1}, Z_{k-2} = n_{k-2}, \dots, Z_1 = n_1) \\ &= P(Z_{k-1} = n_{k-1}, Z_{k-2} = n_{k-2}, \dots, Z_1 = n_1) \times P(Z_k = N+1 | Z_{k-1} = n_{k-1}, \dots, Z_1 = n_1) \\ &= \frac{(M-1)^{k-1}}{M^{n_{k-1}}} \times \left(\frac{1}{M}\right)^{N - n_{k-1}} \\ &= \frac{(M-1)^{k-1}}{M^N} \end{aligned}$$

である。

以上より、 $X_B = k$ となる場合、 $1 \leq n_1 < n_2 < \dots < n_{k-1} \leq N$ を満たす n_s ($s = 1, 2, \dots, k-1$)の組み合わせの数を考慮して、

$$P(X_B = k) = \binom{N}{k-1} \times \frac{(M-1)^{k-1}}{M^N} \quad (2 \leq k \leq N+1)$$

と表せる。

なお、これは、 $k = 1$ のときも成り立つ。

これより、 Y の期待値 $E[Y]$ は、

$$E[Y] = \sum_{k=1}^{N+1} k \cdot \binom{N}{k-1} \cdot \frac{(M-1)^{k-1}}{M^N} = \frac{1}{M^N} \times \left\{ \sum_{k=1}^{N+1} k \cdot \binom{N}{k-1} \cdot (M-1)^{k-1} \right\}$$

であるが、ここで、

$$k \times \binom{N}{k} = k \times \frac{N!}{k!(N-k)!} = N \times \frac{(N-1)!}{(k-1)!(N-k)!} = N \times \binom{N-1}{k-1}$$

であることを利用すると、

$$\begin{aligned} & \sum_{k=1}^{N+1} k \cdot \binom{N}{k-1} \cdot (M-1)^{k-1} \\ &= \sum_{k=0}^N (k+1) \cdot \binom{N}{k} \cdot (M-1)^k \\ &= \sum_{k=0}^N \left\{ k \cdot \binom{N}{k} \cdot (M-1)^k \right\} + \sum_{k=0}^N \left\{ \binom{N}{k} \cdot (M-1)^k \right\} \\ &= \sum_{k=1}^N \left\{ k \cdot \binom{N}{k} \cdot (M-1)^k \right\} + \{(M-1) + 1\}^N \\ &= \sum_{k=1}^N \left\{ N \cdot \binom{N-1}{k-1} \cdot (M-1)^k \right\} + M^N \\ &= N(M-1) \times \sum_{k=1}^N \left\{ \binom{N-1}{k-1} \cdot (M-1)^{k-1} \right\} + M^N \\ &= N(M-1) \times \sum_{k=0}^{N-1} \left\{ \binom{N-1}{k} \cdot (M-1)^k \right\} + M^N \\ &= N(M-1)\{(M-1) + 1\}^{N-1} + M^N \\ &= N(M-1)M^{N-1} + M^N \end{aligned}$$

である。

したがって、

$$E[Y] = \frac{1}{M^N} \times \{N(M-1)M^{N-1} + M^N\} = \frac{N(M-1)}{M} + 1 = N + 1 - \frac{N}{M}$$

を得る。

よって、解答は ⑨ (K) ⑩ (C) ⑪ (B) ⑫ (J) ⑬ (C) ⑭ (I) ⑮ (J) ⑯ (D)
⑰ (I) ⑱ (D) ⑲ (D) ⑳ (M) ㉑ (E)

(3)

まず、定義より、 $X_C = 1$ となる確率は $X_A = 1$ となる確率に等しいことから、

$$P(X_C = 1) = \frac{1}{M^N}$$

である。

次に、 $X_C = 2$ となる確率を考える。1回目の挑戦において「第1問から第 N_0 問までのいずれかの問題に不正解となる場合」「第 $(N_0 + 1)$ 問から第 N 問までのいずれかの問題に不正解となる場合」に場合分けして考える。

(i) 1回目の挑戦において第1問から第 N_0 問までのいずれかの問題に不正解となる場合、 $X_C = 2$ となるのは以下のように表せる。

- ・ 1回目の挑戦において第1問から第 N_0 問までのいずれかの問題に不正解となり、2回目の挑戦において第 N_0 問まですべて正解する
- ・ 続けて、2回目の挑戦において第 $(N_0 + 1)$ 問から第 N 問までの問題にすべて正解する

前者の確率は、(2)において N を N_0 に置き換えた場合の確率 $P(X_B = 2)$ と等しく、後者の確率は、(1)において N を $(N - N_0)$ に置き換えた場合の確率 $P(X_A = 1)$ と等しいから、

$$\left\{ \binom{N_0}{1} \times \frac{(M-1)^0}{M^{N_0}} \right\} \times \left\{ \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}} \right)^0 \times \frac{1}{M^{N-N_0}} \right\} = \frac{1}{M^N} \times N_0(M-1)$$

と表せる。

(ii) 1回目の挑戦において第 $(N_0 + 1)$ 問から第 N 問までのいずれかの問題に不正解となる場合、 $X_C = 2$ となるのは以下のように表せる。

- ・ 1回目の挑戦において第1問から第 N_0 問までのすべての問題に正解する
- ・ 続けて、1回目の挑戦において第 $(N_0 + 1)$ 問から第 N 問までのいずれかの問題に不正解となり、2回目の挑戦において第 $(N_0 + 1)$ 問から第 N 問までの問題にすべて正解する（この場合、第1問から第 N_0 問までの問題は、解答したことがある問題であるため、2回目の挑戦において必ず正解を選び解答することに留意。）

前者の確率は、(2)において N を N_0 に置き換えた場合の確率 $P(X_B = 1)$ と等しく、後者の確率は、(1)において N を $(N - N_0)$ に置き換えた場合の確率 $P(X_A = 2)$ と等しいから、

$$\left\{ \binom{N_0}{0} \times \frac{(M-1)^0}{M^{N_0}} \right\} \times \left\{ \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}} \right)^1 \times \frac{1}{M^{N-N_0}} \right\} = \frac{1}{M^N} \times \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}} \right)$$

と表せる。

以上より、

$$P(X_C = 2) = \frac{1}{M^N} \times N_0(M-1) + \frac{1}{M^N} \times \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right) = \frac{1}{M^N} \times \left\{N_0(M-1) + 1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right\}$$

となる。

さらに、 $k = 1, 2, \dots$ とし、 $X_C = k$ となる確率 $P(X_C = k)$ を求めると、

$1 \leq j \leq k-1$ として、以下のように表せる。

- ・第1問から第 N_0 問までの問題において j 回不正解となり $(j+1)$ 回目の挑戦において第1問から第 N_0 問までのすべての問題に正解する
- ・第 (N_0+1) 問から第 N 問までの問題において $(k-1-j)$ 回不正解となり、 k 回目の挑戦において第 (N_0+1) 問から第 N 問までの問題にすべて正解する

前者の確率は、(2)において N を N_0 に置き換えた場合の確率 $P(X_B = j+1)$ と等しく、後者の確率は、

(1)において N を $(N-N_0)$ に置き換えた場合の確率 $P(X_A = k-j)$ と等しい。

j の取り得る範囲として、 $j \leq N_0$ を満たす必要があることに留意すると、

$1 \leq k \leq N_0 + 1$ の場合、 $1 \leq j \leq k-1$ を満たす j について常に $j \leq N_0$ が成り立つことから、

$$\begin{aligned} P(X_C = k) &= \sum_{j=0}^{k-1} \left[\binom{N_0}{j} \times \frac{(M-1)^j}{M^{N_0}} \times \left\{ \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{k-j-1} \times \frac{1}{M^{N-N_0}} \right\} \right] \\ &= \sum_{j=0}^{k-1} \left\{ \binom{N_0}{j} \times \frac{(M-1)^j}{M^N} \times \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{k-j-1} \right\} \end{aligned}$$

である。

また、 $k > N_0 + 1$ の場合、 j の取り得る範囲が $1 \leq j \leq N_0$ であることから、

$$\begin{aligned} P(X_C = k) &= \sum_{j=0}^{N_0} \left[\binom{N_0}{j} \times \frac{(M-1)^j}{M^{N_0}} \times \left\{ \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{k-j-1} \times \frac{1}{M^{N-N_0}} \right\} \right] \\ &= \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{k-1} \times \sum_{j=0}^{N_0} \left\{ \binom{N_0}{j} \cdot \frac{(M-1)^j}{M^N} \cdot \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{-j} \right\} \end{aligned}$$

ここで、 $\beta = 1 - 1/M^{N-N_0}$ とおくと、

$$\begin{aligned} P(X_C = k) &= \frac{1}{M^N} \times \beta^{k-1} \times \sum_{j=0}^{N_0} \left\{ \binom{N_0}{j} \cdot \left(\frac{M-1}{\beta}\right)^j \cdot 1^{N_0-j} \right\} \\ &= \frac{1}{M^N} \times \beta^{k-1} \times \left(\frac{M-1}{\beta} + 1\right)^{N_0} \\ &= \frac{1}{M^N} \times \beta^{k-N_0-1} \times (M-1 + \beta)^{N_0} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 &= \frac{1}{M^N} \times \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{k-N_0-1} \times \left(M - 1 + 1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{N_0} \\
 &= \frac{1}{M^N} \times \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{k-N_0-1} \times \left(M - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{N_0} \\
 &= \frac{1}{M^{N-N_0}} \times \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0}}\right)^{k-N_0-1} \times \left(1 - \frac{1}{M^{N-N_0+1}}\right)^{N_0}
 \end{aligned}$$

と表せる。

よって、解答は ㉒ (A) ㉓ (G) ㉔ (G) ㉕ (E) ㉖ (A) ㉗ (K) ㉘ (C) ㉙ (E)
㉚ (L) (㉖と㉗は順不同、㉙と㉚は順不同)

問題 3

(1) 帰無仮説 $H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2$ を対立仮説 $H_1: \sigma_x^2 \neq \sigma_y^2$ 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 $\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2$ の最尤推定値を求める。

標本値として $x_i (i = 1, \dots, n_x)$ と $y_i (i = 1, \dots, n_y)$ を用いる場合、尤度関数 l は、母数 $\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2$ をパラメータとして、

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

で表される。

帰無仮説 $H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2 (= \sigma^2)$ のもとでは、

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

であり、最尤推定値は、尤度関数 l 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 のもとでの最尤推定値は、

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial}{\partial \mu_x} \log l(\mu_x, \mu_y, \sigma^2, \sigma^2) &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \mu_x) = 0 \\
 \frac{\partial}{\partial \mu_y} \log l(\mu_x, \mu_y, \sigma^2, \sigma^2) &= \frac{1}{\sigma^2} \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \mu_y) = 0
 \end{aligned}$$

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

より、

$$\hat{\mu}_x = \frac{1}{n_x} \sum_{i=1}^{n_x} x_i = \bar{x}$$

$$\hat{\mu}_y = \frac{1}{n_y} \sum_{i=1}^{n_y} y_i = \bar{y}$$

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

である。

同様に、対立仮説 $H_1: \sigma_x^2 \neq \sigma_y^2$ のもとでの最尤推定値は、

$$\frac{\partial}{\partial \mu_x} \log l(\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2) = \frac{1}{\sigma_x^2} \sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \mu_x) = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \mu_y} \log l(\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2) = \frac{1}{\sigma_y^2} \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \mu_y) = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \sigma_x^2} \log l(\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2) = -\frac{n_x}{2} \cdot \frac{1}{\sigma_x^2} + \frac{1}{2(\sigma_x^2)^2} \sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \mu_x)^2 = 0$$

$$\frac{\partial}{\partial \sigma_y^2} \log l(\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2) = -\frac{n_y}{2} \cdot \frac{1}{\sigma_y^2} + \frac{1}{2(\sigma_y^2)^2} \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \mu_y)^2 = 0$$

より、

$$\tilde{\mu}_x = \frac{1}{n_x} \sum_{i=1}^{n_x} x_i = \bar{x}$$

$$\tilde{\mu}_y = \frac{1}{n_y} \sum_{i=1}^{n_y} y_i = \bar{y}$$

$$\tilde{\sigma}_x^2 = \frac{1}{n_x} \sum_{i=1}^{n_x} (x_i - \bar{x})^2 = s_x^2$$

$$\tilde{\sigma}_y^2 = \frac{1}{n_y} \sum_{i=1}^{n_y} (y_i - \bar{y})^2 = s_y^2$$

である。

よって、解答は ① (G) ② (H) ③ (A) ④ (B) ⑤ (A) ⑥ (B) ⑦ (A) ⑧ (B)
⑨ (A) ⑩ (B) ⑪ (C) ⑫ (D)

(2) 尤度比 λ は (1) の尤度関数 l を用いて、

$$\lambda = \frac{\max_{\mu_x, \mu_y, \sigma^2} l(\mu_x, \mu_y, \sigma^2, \sigma^2)}{\max_{\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2} l(\mu_x, \mu_y, \sigma_x^2, \sigma_y^2)}$$

で与えられる。したがって、(1) の最尤推定値を用いれば、

$$\lambda = \frac{l(\hat{\mu}_x, \hat{\mu}_y, \hat{\sigma}^2, \hat{\sigma}^2)}{l(\tilde{\mu}_x, \tilde{\mu}_y, \tilde{\sigma}_x^2, \tilde{\sigma}_y^2)}$$

である。

(1) の最尤推定値の結果を代入すれば、

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

であるから、尤度比 λ は

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

となる。

ここで、 $s^2 = \frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y}$ とすると、 $\hat{\sigma}^2 = s^2$ であり、これと $\tilde{\sigma}_x^2 = s_x^2$ および $\tilde{\sigma}_y^2 = s_y^2$ から

$$\lambda = \left(\frac{s_x^2}{s^2}\right)^{\frac{n_x}{2}} \left(\frac{s_y^2}{s^2}\right)^{\frac{n_y}{2}}$$

となる。さらに、 $t = \frac{n_x s_x^2}{n_y s_y^2} (> 0)$ とおくと、

$$\begin{aligned} \frac{s^2}{s_x^2} &= \frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y} / s_x^2 = \frac{n_x + n_x \cdot \frac{n_y s_y^2}{n_x s_x^2}}{n_x + n_y} = \frac{n_x}{n_x + n_y} \left(\frac{1}{t} + 1\right) \\ \frac{s^2}{s_y^2} &= \frac{n_x s_x^2 + n_y s_y^2}{n_x + n_y} / s_y^2 = \frac{n_y \cdot \frac{n_x s_x^2}{n_y s_y^2} + n_y}{n_x + n_y} = \frac{n_y}{n_x + n_y} (t + 1) \end{aligned}$$

であるから、

$$\frac{1}{\lambda} = \left(\frac{n_x}{n_x + n_y}\right)^{\frac{n_x}{2}} \left(\frac{n_y}{n_x + n_y}\right)^{\frac{n_y}{2}} \left(\frac{1}{t} + 1\right)^{\frac{n_x}{2}} (t + 1)^{\frac{n_y}{2}}$$

と表せる。

t によらない部分を $C = \left(\frac{n_x}{n_x+n_y}\right)^{\frac{n_x}{2}} \left(\frac{n_y}{n_x+n_y}\right)^{\frac{n_y}{2}} (> 0)$ とおいて、

$$\varphi(t) = C \left(\frac{1}{t} + 1\right)^{\frac{n_x}{2}} (t+1)^{\frac{n_y}{2}}$$

とし、 $t > 0$ で $\varphi(t)$ の増減を調べる。

$$\varphi'(t) = \frac{C}{2t^2} \left(\frac{1}{t} + 1\right)^{\frac{n_x}{2}-1} (t+1)^{\frac{n_y}{2}} (n_y t - n_x)$$

であるから、 $\varphi(t)$ は、 $0 < t < \frac{n_x}{n_y}$ で単調減少、 $t > \frac{n_x}{n_y}$ で単調増加である。また、 $\varphi\left(\frac{n_x}{n_y}\right) = 1$ 、 $\lim_{t \rightarrow +0} \varphi(t) = \lim_{t \rightarrow \infty} \varphi(t) = \infty$ である。

これにより、尤度比 λ は、 $0 < t < \frac{n_x}{n_y}$ で単調増加、 $t > \frac{n_x}{n_y}$ で単調減少であり、 $t \rightarrow +0$ および $t \rightarrow \infty$ の

場合の挙動も考慮すると、 $\varphi(a_1) = \varphi(a_2) = \frac{1}{k}$ をみたす $0 < a_1 = a_1(k) < \frac{n_x}{n_y}$ および $a_2 =$

$a_2(k) > \frac{n_x}{n_y}$ に対して、

$$\lambda \leq k \Leftrightarrow t \leq a_1(k) \text{ または } t \geq a_2(k)$$

が成り立つ。

さらに、 $f = \frac{n_x s_x^2 / (n_x - 1)}{n_y s_y^2 / (n_y - 1)} = \frac{n_y - 1}{n_x - 1} t$ とすると、結局、 $K_1(k) = \frac{n_y - 1}{n_x - 1} a_1(k)$ および $K_2(k) = \frac{n_y - 1}{n_x - 1} a_2(k)$

に対して

$$\lambda \leq k \Leftrightarrow f \leq K_1(k) \text{ または } f \geq K_2(k)$$

となるから、

$$R_k = \left\{ (x_1, x_2, \dots, x_{n_x}, y_1, y_2, \dots, y_{n_y}); f \leq K_1(k) \text{ または } f \geq K_2(k) \right\}$$

である。

一方、統計値 f を実現する統計量 F は、 $H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2$ のもとで自由度 $(n_x - 1, n_y - 1)$ の F 分布に従うから、有意水準 ε の両側検定を行うには、

$$f \leq F_{n_y-1}^{n_x-1} \left(1 - \frac{\varepsilon}{2}\right) \text{ または } f \geq F_{n_y-1}^{n_x-1} \left(\frac{\varepsilon}{2}\right)$$

のときに H_0 を棄却すればよい。

なお、 F 分布表を用いて検定する場合、 F 分布表には上側 ε 点しか示されていないため、 F 分布に従う統計量 F で

$$P\left(F \leq F_{n_y-1}^{n_x-1} \left(1 - \frac{\varepsilon}{2}\right)\right) = P\left(\frac{1}{F} \geq \frac{1}{F_{n_y-1}^{n_x-1} \left(1 - \frac{\varepsilon}{2}\right)}\right) = P\left(\frac{1}{F} \geq F_{n_x-1}^{n_y-1} \left(\frac{\varepsilon}{2}\right)\right)$$

となることを用いて、

$$f = \frac{n_x s_x^2 / (n_x - 1)}{n_y s_y^2 / (n_y - 1)} \geq 1 \text{ ならば } f \geq F_{n_y-1}^{n_x-1} \left(\frac{\varepsilon}{2} \right)$$

$$\frac{1}{f} = \frac{n_y s_y^2 / (n_y - 1)}{n_x s_x^2 / (n_x - 1)} \geq 1 \text{ ならば } \frac{1}{f} \geq F_{n_x-1}^{n_y-1} \left(\frac{\varepsilon}{2} \right)$$

のいずれかの場合に H_0 を棄却する。

よって、解答は ⑬ (E) ⑭ (I) ⑮ (H) ⑯ (F) ⑰ (G) ⑱ (K) ⑲ (H) ⑳ (C)
㉑ (E) ㉒ (C) ㉓ (C) ㉔ (D)

(3) X、Y 両班における各生徒の得点が、それぞれ正規分布 $N(\mu_x, \sigma_x^2)$ 、 $N(\mu_y, \sigma_y^2)$ に従うものとし、帰無仮説 $H_0: \sigma_x^2 = \sigma_y^2$ を対立仮説 $H_1: \sigma_x^2 \neq \sigma_y^2$ に対して検定する。

(1) および (2) の記号を用いると、

$$n_x = 10, n_y = 8, \bar{x} = 70, \bar{y} = 67, s_x^2 = 61, s_y^2 = 154$$

であるから、

$$\frac{1}{f} = \frac{n_y s_y^2 / (n_y - 1)}{n_x s_x^2 / (n_x - 1)} = \frac{8 \times 154 / 7}{10 \times 61 / 9} = 2.5967 \dots < F_9^7(0.025) = 4.1970$$

となる。よって、 H_0 は採択され、得点のバラツキについて X、Y 両班に差があるとはいえない。

よって、解答は ㉕ (B) ㉖ (H) ㉗ (D) ㉘ (A)

問題 1

(1)		(A)	5点	(9)	①	(D)	2点
(2)	①	(E)	1点	(10)	②	(G)	1点
	②	(D)	2点		③	(E)	2点
	③	(D)	2点		④	(B)	1点
(3)	①	(H)	完答で5点	⑤	(C)	2点	
	②	(G)		⑥	(E)	完答で2点	
(4)	①	(D)	2点	⑦	(G)		
	②	(A)	1点	⑧	(B)		
	③	(I)	2点	⑨	(E)	3点	
(5)	①	(G)	2点	(11)	①	(E)	3点
	②	(C)	3点		②	(D)	2点
(6)		(F)	5点	(12)	①	(A)	2点
(7)		(D)	5点		②	(C)	3点
(8)		(D)	5点				

問題 2

(1)	①	(G)	1点	(2)	⑩	(D)	完答で1点	
	②	(N)	完答で1点		⑪	(I)		
	③	(G)	②③は順不同		⑫	(D)	完答で2点	
	④	(N)	完答で2点		⑬	(D)		
	⑤	(B)		⑭	(M)			
	⑥	(G)		⑮	(E)	1点		
	(2)	⑦	(D)	2点	(3)	⑯	(A)	完答で1点
		⑧	(L)	2点		⑰	(G)	
⑨		(K)	1点	⑱		(G)		
⑩		(C)	完答で2点	⑲		(E)	完答で1点	
⑪		(B)		⑳		(A)		⑳㉑は順不同
⑫		(J)		㉑		(K)		
⑬		(C)	完答で2点	㉒		(C)	完答で1点	
⑭	(I)	㉓		(E)	㉓㉔は順不同			
⑮	(J)	㉔		(L)				

問題3

(1)	①	(G)	完答で2点	(2)	⑮	(H)	完答で1点
	②	(H)			⑯	(F)	
	③	(A)			⑰	(G)	完答で2点
	④	(B)			⑱	(K)	
	⑤	(A)	⑲		(H)		
	⑥	(B)	完答で2点		⑳	(C)	
	⑦	(A)			㉑	(E)	2点
	⑧	(B)	完答で2点		㉒	(C)	完答で1点
	⑨	(A)			㉓	(C)	
	⑩	(B)	完答で2点		㉔	(D)	1点
	⑪	(C)			完答で1点	(3)	㉕
⑫	(D)	㉖	(H)				
(2)	⑬	(E)	完答で2点	㉗	(D)	完答で1点	
	⑭	(I)		㉘	(A)		

以上